

Desigualdad de salarios en  
Colombia: evidencia a partir de  
encuestas de hogares 1984 - 2010

Por:  
Carmaña O. Vargas

Núm. 661  
2011

# Borradores de ECONOMÍA



ta - Colombia - Bogotá - Col

# Desigualdad de salarios en Colombia: evidencia a partir de encuestas de hogares 1984 – 2010

Carriña O. Vargas\*

## Resumen

La evidencia muestra que la oferta y el precio del trabajo calificado relativo al trabajo no calificado han cambiado significativamente en los últimos decenios en Colombia. Los resultados sugieren que Colombia ha experimentado un cambio tecnológico sesgado hacia trabajadores universitarios. Usando regresión por cuantiles, se encontró convergencia en los salarios de los grupos educativos más bajos y disminución en la dispersión de salarios de esos grupos desde mediados de los 90s. Así mismo, el diferencial de salarios entre los trabajadores más y menos educados se ha incrementado a partir de la segunda mitad de los 90s.

**Palabras clave:** desigualdad de salarios, regresión por cuantiles

**JEL:** J31, O30

---

\* Investigadora Junior, Unidad de Investigaciones, Banco de la República. Email: cvargari@banrep.gov.co. Agradezco la colaboración y asistencia de Karina Acosta, Sergio Bernal y Carolina Sánchez. Especialmente agradezco la invaluable colaboración de Emma Mercedes Monsalve en el manejo de la información de encuesta de hogares. Este trabajo se benefició de los comentarios y sugerencias de Luis Eduardo Arango, José Eduardo Gómez, y un evaluador anónimo. Agradezco también a los participantes en el Seminario de Economía del Banco de la República por sus comentarios. Las opiniones expresadas aquí son aquellas de la autora y no necesariamente reflejan aquellas del Banco de la República o de su Junta Directiva.

## 1. Introducción

La fuerza de trabajo colombiana se ha vuelto cada vez más calificada en los últimos 27 años. Según datos de las encuestas de hogares realizadas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), cerca del 8% de los trabajadores tenían educación universitaria o superior en 1984, mientras que en 2010 ese porcentaje se incrementó a 20% de los trabajadores. Durante el mismo periodo, los salarios relativos de trabajadores con educación universitaria con respecto a trabajadores con educación secundaria completa se incrementaron de forma importante. Mientras que en 1984 un trabajador con educación universitaria ganaba en promedio 2.6 veces más que un trabajador con educación secundaria, en 2010 esa relación creció para ser 3.5 veces. La composición y el precio del trabajo calificado relativo al trabajo no calificado han cambiado significativamente en los últimos decenios en Colombia.

Esta dinámica del mercado laboral lleva a, por lo menos, dos preguntas: cuál ha sido el papel del cambio tecnológico en esta transformación de la composición laboral en Colombia? y cuál ha sido el efecto que estos cambios han tenido sobre la desigualdad en los salarios? La evolución del retorno a las habilidades (esto es, el diferencial de salarios entre trabajadores calificados y no calificados) en una economía es interesante desde estas dos perspectivas. Primero, la evolución del retorno a las habilidades provee información sobre las características del proceso de desarrollo de la economía. Segundo, el retorno a las habilidades es una medida gruesa de la desigualdad entre trabajadores de diferentes calificaciones.

Este documento intenta dar respuesta a estos dos interrogantes basándose en la dinámica de los salarios reales de los asalariados de tiempo completo (trabajan 40 horas o más a la semana) entre 1984 y 2010, a partir de la información de las encuestas de hogares realizadas por el DANE para siete ciudades.

El documento se divide en dos partes. En la primera parte se argumenta que cambios dramáticos en los tipos de tecnologías disponibles a las firmas son responsables de los incrementos en los diferenciales de salarios entre trabajadores calificados y los menos calificados. La razón para el incremento en el nivel educativo de la fuerza de trabajo es la no-neutralidad en el cambio tecnológico, la cual beneficia al trabajo calificado. En este sentido, aquí se presenta evidencia sobre las tendencias en las cantidades relativas, salarios y participación relativa de los trabajadores por nivel educativo en el mercado de trabajo colombiano de 1984 a 2010<sup>1</sup>. Siguiendo la metodología de Katz y Murphy (1992), Autor, Katz y Krueger (1998), y Katz y Autor (1999) se usa una estructura simple de oferta y demanda relativa para interpretar estos datos, actualizando los cálculos para Colombia que en este mismo sentido fueron realizados por Arango, Posada y Uribe (2005, 2006). Se encuentran crecimientos importantes en la demanda relativa de los trabajadores con educación superior que reconcilian el incremento en el diferencial de salarios entre universitarios y bachilleres durante el periodo 1984 - 2010 que ha estado acompañado de un incremento en la participación del empleo de trabajadores con estudios universitarios. Sin embargo, el crecimiento de la demanda relativa se ha desacelerado durante la última parte del periodo de estudio, mientras que la oferta relativa muestra un leve aumento en su tasa de crecimiento.

Con el fin de caracterizar la dinámica de la desigualdad de salarios en los últimos 27 años, en la segunda parte de este trabajo se realizan estimaciones por cuantiles para el logaritmo del salario real para trabajadores de tiempo completo como función de educación, sector (público o privado), género y ciclo de vida (edad y edad al cuadrado). Se evalúan los desplazamientos de ubicación, dispersión y asimetría estadísticamente significativos de la distribución del logaritmo de salarios. Se encuentra que desde mediados de los 90s ha habido un proceso de convergencia en los salarios de los grupos educativos más bajos, tanto entre sí como dentro de los grupos educativos. Por su parte,

---

<sup>1</sup> Se utilizan datos trimestrales de 1984:I hasta 2010:I.

el grupo educativo más alto, que corresponde a aquellos trabajadores con educación universitaria o superior, ha incrementado tanto el nivel de salarios como el nivel de dispersión de los salarios dentro del grupo con respecto a lo observado en la segunda mitad de los 80s.

El esquema del trabajo es como sigue. En la segunda sección de este documento se caracteriza la evolución de los salarios reales en Colombia, total y por nivel educativo, y se describen algunas medidas relativas del mercado laboral en Colombia a partir de la agrupación de los trabajadores por niveles educativos. En la tercera sección se utiliza un modelo sencillo de oferta y demanda para evaluar la evolución de los salarios durante el periodo de estudio. En la cuarta sección se analizan los resultados de las regresiones anuales por cuantiles estudiando los cambios en ubicación, dispersión y asimetría. La quinta sección presenta las conclusiones de este trabajo.

## 2. El salario real en Colombia

El salario real en Colombia durante el periodo 1984 – 2010 es mayor al final del periodo que lo observado al comienzo, como lo muestra el gráfico 1. El salario decreció levemente entre 1984 y 1992. A partir de allí y hasta 1998 creció vertiginosamente. Parte de ese crecimiento se perdió por el descenso en el salario entre 1999 y 2001. Desde entonces el salario real promedio se ha recuperado, alcanzando el alto nivel observado en 1998.

La dinámica del salario real se enriquece cuando observamos su evolución por nivel educativo, como se muestra en el gráfico 2. La población se divide en cinco grupos según su nivel educativo. El grupo 1 tiene 5 o menos años de educación; el grupo 2 tiene entre 6 y 10 años de educación; al grupo 3 pertenecen aquellos trabajadores con 11 años de educación; en el grupo 4 se encuentran los trabajadores con 12 a 15 años de educación, y al grupo 5 pertenecen aquellos trabajadores con 16 o más años de educación.

Se observa que el único grupo que ha aumentado levemente el salario real en 2010 con respecto a 1984 ha sido el grupo con mayor nivel educativo. Los grupos 1 y 2 (con los niveles de educación más bajos) han logrado mantener su salario promedio debido principalmente a los incrementos en el salario mínimo real (ver gráfico 3). Los grupos con niveles de educación medios (entre 11 y 15 años de educación) tienen salarios reales en 2010 levemente inferiores a los percibidos en 1984.

También se debe destacar que los diferenciales salariales entre los niveles de educación más bajos son mucho menores en 2010 que en 1984.

La dinámica del salario real por nivel educativo es consistente con el cambio observado en el salario real total si se observan los cambios en la composición laboral que se han dado durante el periodo. El cuadro 1 muestra que la composición laboral ha cambiado significativamente en Colombia entre 1984 y 2010. Mientras que en 1984 cerca del 67% de la fuerza de trabajo tenía menos que bachillerato completo, en 2010 cerca de 74% de los asalariados tiene educación secundaria completa o superior.

Los gráficos 4 a 13 contienen 4 secciones. La sección superior izquierda muestra los salarios reales promedio relativos para cada uno de los grupos educativos en relación con los salarios reales de cada uno de los demás grupos; el panel superior derecho muestra la relación entre las cantidades de trabajadores contratados con distintos niveles de calificación; el inferior izquierdo muestra la relación entre los valores de la nómina de cada uno de los grupos; finalmente, el panel inferior derecho muestra la relación de las poblaciones económicamente activas de cada grupo con el propósito de capturar movimientos importantes en la oferta relativa.

Con respecto a la dinámica de los salarios relativos, se puede destacar la diferencia entre aquella del salario relativo del grupo con mayor nivel educativo y la dinámica de los demás salarios relativos. Se observa que la prima por educación del grupo con 16 o más años de educación venía creciendo

hasta mediados del 2000, y después se ha mantenido relativamente estable. Sin embargo, para los grupos educativos 3 y 4 se observa un estancamiento y posteriormente un decrecimiento en el salario relativo con respecto a los grupos con menor nivel educativo 1 y 2. Esta dinámica se puede explicar por el incremento importante en el salario mínimo en la última década. Los gráficos indican que grupos educativos intermedios como 3 y 4 no han visto incrementos en su salario por encima del incremento en el salario mínimo, y que incluso han sido incrementos inferiores a éste.

Con respecto a las dinámicas del número relativo de empleados, se observa en general que el número de asalariados con mayores niveles educativos ( $L_5$ ,  $L_4$  y  $L_3$ ) aumentó con respecto al de menores niveles ( $L_2$  y  $L_1$ ). Se observa una excepción en el número relativo de  $L_5$  con respecto a  $L_4$ . El crecimiento del número de empleados con educación entre 12 y 15 años ha sido tan grande desde 2003 que la proporción de empleados con educación universitaria completa o superior ha decrecido con respecto a los empleados de este grupo.

La dinámica de las poblaciones económicamente activas relativas es similar a la observada en las dinámicas de empleo relativo. Se destaca de nuevo el gran incremento en la proporción de aquellos con educación entre 12 y 15 años (nivel 4).

Al grupo educativo 4 pertenecen aquellas personas con estudios técnicos, tecnológicos o universitario incompleto. Este grupo ha aumentado significativamente su participación tanto en el número de empleados y el número de población económicamente activa. Este aumento se ha acelerado durante la última década y se ha presentado aún cuando el retorno salarial para aquellos con educación universitaria completa es más alto. Posiblemente la población percibe que el diferencial salarial es más alto si se tiene educación mayor al nivel de bachillerato, y perciben que la probabilidad de emplearse es así mismo más alta. Sin embargo, la hipótesis es que no llegan a culminar estudios universitarios debido a restricciones crediticias. Una carrera universitaria es

mucho más larga y más costosa. Al no contar con las condiciones para acceder a crédito, los individuos optan por carreras técnicas o tecnológicas. Así mismo, choques negativos en el ingreso de las familias los obliga a retirarse de la universidad antes de culminar la carrera.

No se encuentran muchos estudios sobre el efecto que las restricciones crediticias tienen sobre el acceso a y la permanencia en la educación superior en Colombia. Dentro de los trabajos desarrollados, un informe sobre deserción en la educación superior elaborado por el Ministerio de Educación Nacional (2008) indica que entre las variables con mayor impacto sobre la probabilidad de deserción se encuentran el nivel de ingreso de la familia del estudiante y el grado de apoyo ofrecido ya sea por las instituciones educativas o por el Estado a través del ICETEX. En particular, a medida que el ingreso aumenta el riesgo de desertar es menor. La diferencia en el riesgo de desertar entre un individuo cuyo ingreso reportado para el hogar fue del rango uno (uno a dos salarios mínimos) con individuos del rango cuatro (cinco a siete salarios mínimos) es del 19%. Con respecto al efecto del acceso a apoyo financiero, el informe encuentra que comparando la probabilidad de deserción de los estudiantes sin apoyo con la probabilidad de deserción de estudiantes que reciben cuatro o más semestres de apoyo la diferencia en supervivencia se encuentra entre el 34% y el 46%.

Se necesitan más estudios para entender las motivaciones que tienen los individuos para adquirir niveles de educación técnica, tecnológica o vocacional antes que educación superior universitaria aún cuando los retornos para éste nivel educacional son mucho más altos. Las restricciones en acceso al crédito para la financiación de la educación superior pueden ser un factor importante dentro de esas consideraciones.

En resumen, se observa que tanto el empleo como la oferta de personas más calificadas han aumentado en el país. Aún así, la prima de educación para el nivel más alto se ha incrementado

durante el periodo. Esto indicaría que la demanda se ha desplazado más que la oferta de trabajo calificado, aumentando sus salarios relativos.

### 3. La oferta y demanda relativas por nivel educativo, 1984 – 2010

Para explorar si una explicación para la expansión de los diferenciales salariales por nivel educativo es un crecimiento en los desplazamientos de la demanda relativa que favorecen a los trabajadores más calificados, se examinan los cambios en las cantidades relativas y en los salarios de los trabajadores por nivel educativo desde 1984 hasta 2010.

Se usan datos de las diferentes etapas de las encuestas de hogares llevadas a cabo por el DANE entre el primer trimestre de 1984 y el primer trimestre de 2010. Se consideran datos de empleados asalariados tiempo completo, quienes en este trabajo se definen como aquellos asalariados que trabajaron 40 o más horas a la semana.

El cuadro 1 muestra la evolución de la composición de los trabajadores empleados por nivel educativo así como la evolución del diferencial en el logaritmo de salarios de los trabajadores con educación universitaria relativo al de trabajadores con bachillerato completo.

La participación de los trabajadores con educación universitaria ha estado aumentando continuamente entre 1984 y 2010. El aumento ha sido de 12 puntos porcentuales en 27 años. Esta tendencia también se observa en la participación de los trabajadores con bachillerato completo y en la participación de los trabajadores con algo de educación universitaria o con carreras técnicas o tecnológicas (entre 12 y 15 años de educación). Este crecimiento en la participación de los trabajadores con educación secundaria completa o superior se ha dado a costa de la participación de los trabajadores con menos de bachillerato completo. La participación de los trabajadores con bachillerato completo o superior ha pasado del 33.45% en 1984 a cerca del 74% en 2010, mientras

que la participación de los trabajadores con menos que bachillerato ha pasado de 66.56% a 28.17% en el mismo periodo.

Así mismo, se observa en el cuadro 1 que el crecimiento en la participación de trabajadores con educación superior ha estado acompañado de un aumento en la remuneración relativa de los trabajadores con educación universitaria. Específicamente, se observa un aumento en la remuneración promedio de los trabajadores con 16 o más años de educación frente a la remuneración promedio de los trabajadores con 11 años de educación.

La evolución en la composición del empleo por nivel educativo y de la relación salarial entre trabajadores con educación universitaria frente a trabajadores con bachillerato completo concuerda con las dinámicas registradas en Estados Unidos para el período 1940-1996 documentado en Autor, et al. (1998).

El crecimiento en la participación de los trabajadores con educación universitaria acompañado del aumento en los salarios relativos de estos trabajadores debe explicarse por un aumento significativo en la demanda relativa por estos trabajadores durante el periodo. A continuación se utiliza la estructura simple de oferta y demanda propuesta por Autor et al. (1998) para evaluar más formalmente los cambios en oferta y demanda relativos que permiten explicar los patrones observados de cambios en los salarios relativos y las cantidades relativas por nivel educativo entre 1984 y 2010.

Así como en Autor, et al. (1998), se usa un escenario simple de dos factores en el que se asume una función de oferta relativa inelástica en el corto plazo y una función de demanda relativa decreciente. Se considera una función de producción CES para el producto agregado  $Q$  con dos factores, trabajadores universitarios equivalentes ( $c$ ) y trabajadores bachilleres equivalentes ( $h$ ):

$$Q_t = [\alpha_t(a_t N_{ct})^\rho + (1 - \alpha_t)(b_t N_{ht})^\rho]^{1/\rho}, \quad (1)$$

donde  $N_{ct}$  y  $N_{ht}$  son las cantidades empleadas de universitarios equivalentes y bachilleres equivalentes en el periodo  $t$ ,  $a_t$  y  $b_t$  representan cambios tecnológicos aumentadores de trabajo calificado y no calificado respectivamente,  $\alpha_t$  es un parámetro tecnológico variante en el tiempo que puede interpretarse como un índice de la participación de las actividades laborales asignadas a trabajo calificado, y  $\rho$  es constante en el tiempo. La elasticidad de sustitución agregada entre universitarios equivalentes y bachilleres equivalentes está dada por  $\sigma = 1/(1 - \rho)$ . Un cambio tecnológico sesgado hacia el trabajo calificado implica incrementos en  $a_t/b_t$  o en  $\alpha_t$ .

Autor, et al.(1998) enfatizan que la función de producción CES sugerida no necesariamente tiene una interpretación en términos de las funciones de producción de firmas individuales o funciones de producción a nivel de la industria. La elasticidad de sustitución agregada  $\sigma$  refleja no sólo posibilidades de sustitución técnica al nivel de la función de producción de la firma sino también posibilidades de *outsourcing* y posibilidades de sustitución entre bienes y servicios en el consumo. Cambios en los indicadores de “tecnología”  $a_t/b_t$  y  $\alpha_t$  representan no sólo cambios verdaderamente tecnológicos a nivel de la firma sino también los efectos no neutrales sobre los grupos de habilidad debidos a cambios en los precios relativos o cantidades en los insumos no laborales (por ejemplo, capital y energía) y a desplazamientos en la demanda de productos entre industrias con diferente intensidad en habilidades.

Se supone que la economía opera en la curva de demanda por trabajo de tal forma que los trabajadores reciben su producto marginal como pago. De esta forma se puede usar la función de producción agregada (1) para resolver por la proporción de productos marginales de los dos tipos de trabajo, obteniendo una relación entre salarios relativos y oferta relativa dada por:

$$\log\left(\frac{w_{ct}}{w_{ht}}\right) = \left(\frac{1}{\sigma}\right) \left[ D_t - \log\left(\frac{N_{ct}}{N_{ht}}\right) \right], \quad (2)$$

donde  $D_t$  indexa desplazamientos en la demanda relativa que favorecen a los trabajadores universitarios equivalentes y se mide en unidades de cantidad logarítmica<sup>2</sup>. Resolviendo la ecuación (2) para  $D_t$  se obtiene:

$$D_t = \log\left(\frac{w_{ct}N_{ct}}{w_{ht}N_{ht}}\right) + (\sigma - 1) \log\left(\frac{w_{ct}}{w_{ht}}\right). \quad (3)$$

Bajo valores plausibles de  $\sigma$ , se puede usar la ecuación (3) y datos sobre los salarios relativos y las cantidades para imputar un patrón de desplazamientos en la demanda relativa. Sobre la magnitud de  $\sigma$ , Autor, et al.(1998) afirman que este valor se encuentra en 1 y 2 para los Estados Unidos, con un valor puntual de  $\sigma=1.41$  según el trabajo de Katz y Murphy (1992). Medina y Posso (2010) estiman una elasticidad de sustitución para Colombia en el rango entre 1.16 y 1.47, dependiendo de las definiciones de cantidades de trabajo utilizadas. Santamaría (2004) encuentra una elasticidad de sustitución entre trabajadores con universidad completa y trabajadores con bachillerato completo de 1.476. En todos los casos,  $\sigma>1$ , implicando que los trabajadores calificados y no calificados en Colombia son sustitutos.

Se realizan los cálculos usando dos categorías de trabajadores: universitarios equivalentes (trabajo calificado) y bachilleres equivalentes (trabajo no calificado). Los trabajadores universitarios equivalentes se calculan como el total de trabajadores tiempo completo con 16 o más años de educación más la mitad de los trabajadores tiempo completo con 12 a 15 años de educación. Los trabajadores bachilleres equivalentes se calculan como el total de trabajadores tiempo completo con 11 años de educación o menos más la mitad de los trabajadores con 12 a 15 años de educación<sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup>  $D_t = \sigma \log\left(\frac{a_t}{[1-a_t]}\right) + (\sigma - 1) \log\left(\frac{a_t}{b_t}\right)$

<sup>3</sup> Esta clasificación sigue la clasificación usada por Autor et al. (1998) pero difiere de la usada por Arango et al. (2005, 2006). En el trabajo de Arango y coautores, los trabajadores calificados son aquellos con 14 o más años de educación y el grupo de no calificados se define como aquellos trabajadores con 11 o menos años de educación. Los autores excluyen el grupo de trabajadores con 12 o 13 años de educación.

El cuadro 2 muestra los cálculos de los cambios en los salarios relativos y en la oferta relativa y las estimaciones de los cambios en la demanda relativa para diferentes valores de la elasticidad de sustitución  $\sigma$ , bajo dos propuestas sobre la partición del periodo de estudio.

En general, se observa que en todos los sub-periodos se presentó un crecimiento en la oferta de trabajadores calificados frente a la oferta de trabajadores no calificados. Este crecimiento estuvo acompañado por crecimientos en los salarios relativos de estos trabajadores excepto para el sub-periodo 2002:4 – 2006:2 en la primera partición, y el sub-periodo 2005:1 – 2010:2 en la segunda partición. Como se esperaba, durante los sub-periodos en que los salarios relativos crecieron, el crecimiento en la oferta relativa estuvo acompañado de crecimientos aún mayores en la demanda relativa por trabajadores calificados equivalentes. Se observa que a mayores valores de  $\sigma$  se requieren crecimientos mayores en la demanda. Durante los sub-periodos en los que los salarios relativos decrecieron, hubo un aumento tanto en la oferta como en la demanda relativa. Las estimaciones de los cambios en la demanda para esos sub-periodos muestran que la demanda relativa creció, pero menos que la oferta. Entre más grande sea  $\sigma$ , menor es el crecimiento de la demanda.

Los datos de la primera partición indican que la demanda creció más en la segunda mitad del periodo (1997:1 – 2010:2) que durante la primera mitad (1984:1 - 1996:4), pero el crecimiento de la oferta relativa también fue más grande en la segunda mitad, lo que da como resultado un crecimiento menor de los salarios relativos en la segunda mitad del periodo. Este resultado está condicionado a la inclusión del periodo 1997:1 – 1998:4 en los cálculos, periodo que se caracterizó por el fuerte incremento en la oferta y demanda relativas de trabajo calificado. Si se excluye este sub-periodo de los cálculos, lo cual se hace en la segunda partición, se encuentra que el crecimiento de la demanda relativa durante el periodo 1999:1 – 2010:2 ha sido más lento que el crecimiento experimentado durante el periodo 1984:1 – 1996:4. Esta desaceleración en el crecimiento de la

demanda ha estado acompañada de un aumento en el crecimiento de la oferta relativa. Como resultado, los salarios relativos han crecido entre 1999:1 y 2010:2, pero a un ritmo mucho menor que durante el periodo 1984:1 – 1996:4.

Para el total del periodo 1984:1 - 2010:2 se observa un crecimiento de los salarios relativos acompañado de un crecimiento en la oferta relativa de trabajadores calificados. Para reconciliar estas dos observaciones, se encuentra que la demanda relativa por trabajadores calificados durante el periodo fue creciente, y mayor que el crecimiento en la oferta relativa.

La evidencia permite concluir que durante los últimos 27 años Colombia ha experimentado un cambio tecnológico sesgado hacia el trabajo calificado. Este cambio tecnológico se ha desacelerado durante el último decenio. Así mismo, la oferta laboral ha respondido a los incentivos del mercado, creciendo también significativamente. Como se observó en la sección anterior, la oferta más dinámica ha sido la del grupo de 12 a 15 años de educación (técnicos, tecnológicos y universidad incompleta), posiblemente debido a restricciones crediticias que no les han permitido a los trabajadores adquirir mayores niveles de educación.

#### 4. Dinámica de la desigualdad de salarios

¿Cuál ha sido el efecto del cambio tecnológico sobre la distribución de salarios? ¿Los salarios colombianos han observado un incremento en la desigualdad tanto entre los grupos educativos como dentro de ellos, así como los Estados Unidos lo ha experimentado? Galor y Moav (2000) proponen que el incremento en la desigualdad salarial tanto entre como dentro de los grupos de habilidad sugieren un cambio tecnológico que ha incrementado los retornos relativos a habilidad y no sólo a educación. Por el contrario, si el progreso tecnológico afectase sólo los retornos a la educación sin afectar los retornos a habilidad, la desigualdad se incrementaría dentro del grupo de individuos más educados y decrecería dentro del grupo con menos educación. ¿Cuál ha sido el patrón

de desigualdad seguido por Colombia y qué sugiere sobre el cambio tecnológico experimentado? Para dar respuesta a esta pregunta, se realizan regresiones por cuantiles para analizar la dinámica de la desigualdad entre y dentro de grupos educativos en el periodo 1984 – 2010.

La regresión por cuantiles fue introducida por Koenker y Bassett (1978) y busca expresar los cuantiles de la distribución condicional de la variable de respuesta como funciones de covariables observadas. Varios trabajos han usado esta metodología para analizar la desigualdad de salarios, siendo uno de las referencias más importantes el trabajo de Buchinsky (1994). Para Colombia, Badel y Peña (2010) usan la metodología de regresión por cuantiles para analizar las brechas de salario por género usando información de encuesta de hogares de junio 2006. Por su parte, Galvis (2010) utiliza la metodología de regresión por cuantiles para analizar las brechas de salario en 2009 por género y región en Colombia<sup>4</sup>.

En este trabajo, se ajusta un modelo para el logaritmo del salario mensual real para trabajadores asalariados de tiempo completo (reportan que trabajan 40 o más horas a la semana) como función de educación<sup>5</sup> (máximo primaria, bachillerato incompleto, bachillerato completo, alguna educación superior, educación universitaria completa o más), sector (público o privado), género y ciclo de vida (edad y edad al cuadrado).

El análisis incluye a) comparación de los coeficientes en las dos colas de la distribución, b) vista gráfica de los coeficientes por cuantiles así como sus intervalos de confianza, c) se obtienen los

---

<sup>4</sup> Véanse también Posso (2008), Prada (2006) y Zárate (2003).

<sup>5</sup> Según los años de educación, los trabajadores se clasifican en cinco grupos: nivel 1 (alguna primaria) corresponde a personas con 0 a 5 años de educación; nivel 2 (bachillerato incompleto) corresponde a personas con 6 a 10 años de educación; nivel 3 (bachillerato completo) corresponde a trabajadores con 11 años de educación; nivel 4 (alguna educación superior) corresponde a trabajadores con 12 a 15 años de educación, y agrupa a aquellos trabajadores con carreras técnicas o tecnológicas y aquellos con universidad incompleta; nivel 5 (educación universitaria completa o más) corresponde a personas con 16 o más años de educación. En las regresiones se excluye el nivel 1.

desplazamientos de ubicación, dispersión y asimetría para cada variable independiente, por años, y se examina la tendencia en el periodo 1984 – 2010.

A diferencia de otros trabajos realizados para Colombia, en este trabajo se hace un análisis anual usando datos para el periodo 1984 – 2010. Así mismo se analizan indicadores que no se han estudiado en otros trabajos, como son los desplazamientos de ubicación, escala y asimetría, de forma anual, lo que permite observar la dinámica de la desigualdad de salarios durante el periodo y no sólo en un momento en el tiempo. Las estimaciones se hacen usando información del primer trimestre de cada año de las encuestas de hogares realizadas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

Se desarrolla una evaluación del impacto que tiene una variable sobre la desigualdad de (log) salarios, que examina los desplazamientos de ubicación, dispersión y asimetría cuando éstos son estadísticamente significativos. Un desplazamiento de ubicación positivo y significativo indica que la mediana del grupo que se compara es más grande que la del grupo de referencia. Un desplazamiento de la dispersión positivo y significativo indica que la dispersión del grupo que se compara es mayor que la del grupo de referencia. Un desplazamiento de asimetría positivo y significativo indica que el grupo que se compara es más asimétrico hacia la derecha que el grupo de referencia.

Los desplazamientos de ubicación se capturan por el coeficiente en la mediana.

Por su parte, la desviación estándar es una medida comúnmente empleada de la escala o dispersión de una distribución simétrica. Para distribuciones asimétricas, sin embargo, la distancia entre cuantiles seleccionados provee una mejor descripción de la dispersión que la desviación estándar.

Hao y Naiman (2007) sugieren el uso de los coeficientes ajustados por la regresión por cuantiles para calcular el desplazamiento de dispersión de una variable. Para un valor de  $p$  entre 0 y 0.50, se

identifican dos coeficientes estimados:  $b^{(1-p)}$  (coeficiente estimado del cuantil  $(1-p)$ ) y  $b^{(p)}$  (coeficiente estimado del cuantil  $p$ ). La diferencia intercuantílica  $b^{(1-p)} - b^{(p)}$  es una medida de dispersión. Usando  $p = 0.10$ , la diferencia intercuantílica proporciona la dispersión para el 80% central de la población. Cuando la diferencia es cero, no hay evidencia de un cambio en la dispersión. Un valor negativo indica que incrementos en la variable respectiva resultan en una disminución en la dispersión, mientras que un valor positivo indica un aumento en la dispersión como resultado de un incremento en la variable respectiva.

Un cambio en la dispersión puede expandir o contraer proporcionalmente los segmentos por encima y por debajo de la mediana, manteniendo así la asimetría original intacta. Puede también expandir o contraer desproporcionalmente los segmentos por encima y por debajo de la mediana, cambiando la asimetría. La diferencia intercuantílica no distingue entre desplazamientos de dispersión proporcionales o desproporcionales.

Un desplazamiento de dispersión desproporcional indica un efecto adicional sobre la forma de la distribución condicionada. Siguiendo a Hao y Naiman (2007), el cálculo del desplazamiento de asimetría con base en los coeficientes estimados viene dada por

$$SKS^{(p)} = \frac{\left[ \frac{b^{(1-p)} + a^{(1-p)} - b^{(0.5)} - a^{(0.5)}}{a^{(1-p)} - a^{(0.5)}} \right]}{\left[ \frac{b^{(0.5)} + a^{(0.5)} - b^{(p)} - a^{(p)}}{a^{(0.5)} - a^{(p)}} \right]} - 1 \quad (4)$$

donde  $a^{(p)}$  representa la constante de la regresión para el cuantil  $p$ . Esta medida de desplazamiento de asimetría está dada en términos porcentuales. Si esta medida es igual a 0, entonces no hay desplazamientos de asimetría. Si la medida es positiva, la asimetría a la derecha se incrementa. Si la medida es menor que cero, la asimetría a la derecha se reduce debido a la variable explicativa en consideración.

### ***Resultados para Colombia 1984 – 2010:***

El cuadro 3 compara los cuantiles empíricos 0.10, 0.50 y 0.90 de los (log) salarios a precios constantes del 2008 para el primer semestre de 1984 y 2010. Las estadísticas están ponderadas por los respectivos factores de expansión de las encuestas de hogares. Se observan resultados diferentes en cuanto a cambios en dispersión para el total y para cada uno de los subgrupos. Los cuantiles empíricos indican que la dispersión para el 80% central del total de los asalariados de tiempo completo no aumentó entre 1984 y 2010. La dinámica por grupos muestra cambios importantes entre estos dos periodos, indicando cambios en la desigualdad de (log) salarios dentro de los grupos durante el periodo de 25 años.

Los datos en el cuadro 3 indican que, excepto para el grupo educativo 5 (16 o más años de educación), la dispersión por nivel educativo disminuyó cuando se considera la dispersión para el 80% central de la distribución. Así mismo, esta disminución en la disparidad dentro de los grupos educativos (exceptuando aquellos con los niveles de educación más altos) estuvo acompañada por disminuciones en el salario real de los cuantiles 0.50 y 0.90.

Un cambio importante en la desigualdad de (log) salarios es el cambio en el retorno para la cola superior del nivel educativo más alto. Los asalariados tiempo completo pertenecientes al decil más alto de (log) salarios observaron un incremento importante en el (log) salario durante los 27 años de estudio.

Consideraciones sobre el sector donde se labora (público o privado) nos lleva a otro escenario donde la estratificación importa para la desigualdad del ingreso. Tanto los trabajadores del sector público como del privado presentaron incrementos en sus (log) salarios reales entre 1984 y 2010. Así mismo, la dispersión para el 80% central de la distribución aumento en ambos sectores.

Con respecto al género, se observa que el salario real se incrementó para todos los cuantiles, presentándose un incremento importante en el salario real correspondiente a las mujeres del cuantil 90. Adicionalmente, se observa que la dispersión para el 80% central de los hombres no aumentó entre los dos periodos, mientras que la dispersión para el 80% central de las mujeres sí se incrementó.

Los errores estándar de las estimaciones y los intervalos de confianza al 95% fueron obtenidos mediante bootstrapping con 500 repeticiones. Se estima simultáneamente la regresión para 19 cuantiles igualmente espaciados (0.05, 0.10, 0.15, ..., 0.95). Se está interesado en cómo el efecto de las variables de control cambia con los cuantiles de interés. Estas regresiones se realizan para cada cinco años. En este trabajo se presentan los resultados para tres años que se usan como referencia<sup>6</sup>.

En los gráficos 14, 15 y 16 se muestran los resultados para 1984, 1995 y 2010, respectivamente. La vista gráfica es útil para determinar cómo el incremento en una unidad en la variable de interés afecta la forma de la distribución. Para una variable en particular, se grafican los coeficientes y el intervalo de confianza, donde los coeficientes estimados están en el eje vertical y los valores de los cuantiles respectivos en el eje horizontal. Una línea horizontal indica un cambio de ubicación puro al incrementarse la variable de interés en una unidad; una curva creciente indica un incremento en la dispersión, mientras que una curva decreciente indica una disminución en la dispersión de la distribución condicional de (log) salarios.

Los gráficos muestran que para todos los niveles de educación, excepto el más alto (16 o más años de educación), el retorno para los percentiles más altos decreció entre 1984 y 2010, llegando a ser igual o incluso inferior que el retorno en los percentiles bajos. Para el nivel educativo 2 (6 a 10 años de educación), los retornos de los percentiles superiores al 50 han decrecido en 2010 con respecto a

---

<sup>6</sup> Los resultados para otros años se pueden solicitar a la autora.

los observados en 1984 y 1995. Para el nivel educativo 3 (11 años de educación), los retornos han decrecido para los percentiles superiores al 20. El nivel educativo 4 (12 a 15 años de educación) observa descenso en los retornos de 2010 comparado con aquellos percibidos en 1984 y 1995 a partir del percentil 25. Como se presenta más adelante, estos descensos en los retornos de los percentiles altos se traducen en reducciones en la dispersión de salarios para estos grupos educativos. Por el contrario, para el nivel educativo 5 (16 o más años de educación) los retornos han aumentado para los percentiles superiores al 85; así mismo, este grupo educativo percibió un descenso en los retornos para aquellos percentiles menores al 40 entre 1984 y 1995, sin cambios significativos en los retornos de los percentiles más altos durante el mismo periodo.

La variable género es una variable que toma el valor de 1 si la observación corresponde a una mujer. En todos los años se observa que el retorno para las mujeres ha sido menor que el de los hombres, y los diferenciales cambian con el percentil. Para 1984 y 1995 se observa que los diferenciales son relativamente bajos y estables para los percentiles 5 al 25. En 1984 el diferencial entre hombres y mujeres era de alrededor del 10% para estos percentiles. El diferencial disminuyó en 1995, ubicándose alrededor del 5% para los mismos percentiles. Los diferenciales salariales entre hombres y mujeres para percentiles mayores al 25 son crecientes con el percentil, llegando a ser del 25% en el percentil 95 para todos los años.

El gráfico de los coeficientes de género en 2010 (gráfico 16) muestra una situación diferente para los percentiles bajos. En este año, el diferencial de salarios es de alrededor de 15% para el percentil 5, disminuyendo a partir de allí y llegando a ser de cerca del 5% para el percentil 30. Para percentiles más altos los diferenciales vuelven a aumentar llegando a 25% para el percentil 95.

La forma de u invertida del gráfico de los coeficientes de género a diferentes percentiles para el año 2010 es consistente con los resultados de Badel y Peña (2010) con datos de 2006. Badel y Peña

encuentran que las diferencias de género en los retornos a las características de los individuos afectan principalmente a las mujeres en la parte alta y en la parte baja de la distribución. Los resultados aquí encontrados a partir de las regresiones por cuantiles indican sin embargo que esta forma de u invertida no se presentó en 1984 ni en 1995.

Con el fin de tener una perspectiva más larga sobre la evolución de los diferenciales de salario entre hombres y mujeres y tener una aproximación a la respuesta de si la forma de u invertida es un fenómeno generalizado, en el gráfico 17 se presentan los coeficientes de la variable género para los percentiles 10, 50 y 90 para todos los años de la muestra. Se advierte que el diferencial en los (log) salarios para mujeres y hombres para el percentil 10 se mantiene relativamente constante hasta 2004, y aumenta a partir de allí con una leve disminución en 2008. A su vez, el diferencial para el percentil 50 aparece levemente creciente hasta 1994, decrece sostenidamente hasta 2006 y a partir de allí crece a los niveles observados durante finales de los 80s y principios de los 90s. La serie de diferenciales salariales entre mujeres y hombres para el percentil 90 presenta un comportamiento similar al del percentil 50 pero a niveles mucho más altos<sup>7</sup>. Los (log) salarios de las mujeres en los percentiles 50 y 90 observaron una reducción importante en el diferencial con respecto al (log) salario de los hombres en el periodo 1994-2006 para el percentil 50 y en el periodo 1994-2004 para el percentil 90, mientras que el diferencial para las mujeres en el percentil 10 no cambió significativamente, e incluso se incrementó a partir de 2004. En todo caso, la evolución de los coeficientes para los percentiles 10 y 50 de la variable género sugieren que los diferenciales para el percentil 50 son más bajos que aquellos para el percentil 10 sólo a partir de 2003 como resultado de la combinación de dos dinámicas: un incremento en el diferencial de salarios para el percentil 10 y

---

<sup>7</sup> Los coeficientes de la variable género para los percentiles 10, 50 y 90 que se muestran en el gráfico 17 son significativamente diferentes de cero para todos los años. Los diferenciales para el percentil 90 son siempre significativamente más altos que los de los percentiles 10 y 50. Por su parte, los diferenciales del percentil 10 aparecen menores que los del percentil 50 excepto para el periodo 2003-2007, aunque los diferenciales de estos dos percentiles no son siempre significativamente diferentes entre sí.

una disminución en el diferencial para el percentil 50. Por lo tanto, la forma de u encontrada por Badel y Peña (2010) para el diferencial de salarios entre hombres y mujeres en 2006 es un fenómeno reciente. Este es un tema a considerar en futuras investigaciones<sup>8,9</sup>.

Cabe resaltar también el cambio en los coeficientes de la variable gobierno a diferentes percentiles. Hasta los 90s, los trabajadores públicos pertenecientes a los percentiles de salario más altos no percibían un diferencial con respecto a los trabajadores del sector privado. El retorno por pertenecer al sector público era positivo y más alto para los percentiles bajos, retorno que decrecía a mayores percentiles hasta volverse no significativo para percentiles superiores al 90. Sin embargo, este comportamiento cambió en la primera década del 2000. Para este periodo se observa que el diferencial con respecto al sector privado es positivo y significativo para todos los percentiles de salarios, y el retorno es más alto que aquel observado en los 80s y 90s.

El gráfico de los coeficientes provee algunas indicaciones de cómo modificaciones en las variables independientes producen cambios en la forma de la distribución. Se está interesado también en qué tan grande son esos cambios y en si los mismos son significativos. Para ello se desarrollan medidas cuantitativas de dos tipos de cambios de forma (dispersión y asimetría) a partir de las estimaciones por cuantiles, siguiendo las medidas sugeridas por Hao y Naiman (2007). Los cálculos de cambios en ubicación, dispersión y asimetría usan el coeficiente en la mediana para analizar los cambios en ubicación, la diferencia intercuantílica 90-10 (80% central de la población) para estudiar los cambios en dispersión y los coeficientes de las regresiones en los percentiles 10 y 90 para analizar

---

<sup>8</sup> Parte de la explicación para que la u invertida no se encuentre en todos los periodos puede deberse a las diferencias en las definiciones y muestras usadas en Badel y Peña (2010) con respecto a las usadas en este trabajo. Badel y Peña trabajan con (log) salario por hora para individuos entre 25 y 55 años de edad que reportan trabajar entre 16 y 84 horas por semana y ganan más de un dólar por día.

<sup>9</sup> Está más allá de los alcances de este trabajo determinar si las diferencias encontradas entre los salarios de las mujeres y los salarios de los hombres que pertenecen al mismo grupo educativo se deben a una discriminación o sesgo en contra de las mujeres. Es una pregunta que se deja para futuras investigaciones.

los cambios en asimetría. Las estimaciones se realiza para cada uno de los años de estudio, 1984 a 2010, usando información del primer trimestre de cada año.

En el cuadro 4 se puede observar que todas las variables de control desplazan de manera significativa la ubicación de la distribución del (log) salario, para todos los años<sup>10</sup>. En el gráfico 18 se puede apreciar más claramente el cambio que cada variable ha tenido sobre el desplazamiento de la ubicación de la distribución en los 27 años de información. El desplazamiento de ubicación debido a educación ha sido positivo durante todo el periodo para todos los niveles educativos, indicando que la mediana de cada grupo es mayor que la mediana del (log) salario de aquellos trabajadores con máximo educación primaria. Así mismo, se muestra que la mediana de niveles educativos más altos es consistentemente más alta que la mediana de niveles educativos más bajos. Se destaca sin embargo la dinámica de los desplazamientos de ubicación. Para todos los casos, el desplazamiento de ubicación ha estado disminuyendo durante el periodo, especialmente desde mediados de los 90s. Esta disminución ha sido más pronunciada para los grupos educativos 2, 3 y 4 (de 6 a 15 años de educación).

El desplazamiento de ubicación debido a la variable género es negativo durante todo el periodo, indicando que los retornos en la mediana para las mujeres son menores que aquellos para los hombres. Por su parte, el desplazamiento de ubicación debido a la variable gobierno aparecía positivo y estable hasta principios de la década del 90, teniendo una tendencia positiva desde entonces.

Los desplazamientos de ubicación capturan diferencias entre grupos. Los cambios en desplazamientos de ubicación, o diferencias entre grupos, es sólo una parte de la historia sobre

---

<sup>10</sup> La desviación estándar del coeficiente en la mediana se obtiene a partir de 500 repeticiones por bootstrap de las regresiones por cuantiles.

cómo la desigualdad cambió en el periodo de estudio; la otra parte se refiere a los cambios en la forma de la distribución de (log) salarios, o diferencias dentro de grupos.

Los cambios en dispersión son un tipo de desplazamientos en la forma de la distribución<sup>11</sup>. Como se puede observar en el cuadro 5 y en el gráfico 19, hasta mediados de los 90 los diferentes grupos educativos presentaban una tendencia creciente en los cambios en dispersión, indicando que todos los grupos tenían una dispersión de la distribución condicional del (log) salario más amplia que la distribución de aquellos con primaria y esa dispersión (para el 80% central de la población) iba en aumento hasta mediados de los 90s. A partir de allí, los cambios en la dispersión debidos al grupo educativo más alto permanecen estables, decrecen levemente a principios de la década del 2000 y vuelven a aumentar a los niveles alcanzados a mediados de los 90s. Por su parte, los cambios en dispersión comienzan a decrecer para los demás grupos educativos a partir de mediados de los 90s. Incluso, entre 2001 y 2006 el desplazamiento de dispersión para los grupos educativos 2 y 3 se vuelve negativo, indicando que la dispersión del 80% central de la distribución de (log) salarios es más corta para estos grupos que para aquellos con máximo educación primaria. Entre 2007 y 2010, los cambios en dispersión no se muestran estadísticamente significativos para los grupos educativos 2 y 3, pero sí para los grupos 4 y 5.

Los cambios en dispersión debidos a la variable género indican que la dispersión en los (log) salarios de mujeres es menor durante todo el periodo que la dispersión en los (log) salarios de hombres, indicando que hay una mayor homogeneidad entre los (log) salarios pagados a las mujeres. La tendencia decreciente en los cambios en dispersión entre 1984 y 1996 que se observa en el gráfico 18 indica que los salarios pagados a las mujeres eran cada vez menos dispersos

---

<sup>11</sup> Se realiza una prueba de igualdad de coeficientes para determinar la significancia de la diferencia intercuantílica que determina los cambios en dispersión de la variable considerada.

respecto a la dispersión en los salarios para hombres. A partir de 1997 se presenta una convergencia en las dispersiones de ambos grupos, la cual vuelve a divergir entre 2007 y 2010.

Se debe resaltar también que durante los 80s la dispersión de la distribución condicional de (log) salarios de los trabajadores del sector público era menor que aquella del sector privado, sugiriendo una mayor homogeneidad entre los salarios pagados en el sector público que en el sector privado. Sin embargo, a partir de los 90s el desplazamiento de la dispersión se vuelve no significativo, indicando que no se observan diferencias en la dispersión entre el sector público y el privado.

Desplazamientos en la asimetría son otro tipo de cambio en la forma de la distribución. Un incremento en la asimetría de un cuantil condicional indica una diferenciación dispereja dentro del grupo, que favorece a los miembros de la cola superior. Para el caso colombiano, se observan dos periodos en los que los desplazamientos de asimetría son significativos: el periodo 1986-1992 y el periodo 2002-2005<sup>12</sup> (ver cuadro 6 y gráfico 20). En ambos casos se observa que la educación genera un desplazamiento negativo en asimetría, indicando que la cola superior de la distribución es más larga y la cola inferior es más corta. La distribución de los (log) salarios para las mujeres y para el sector gobierno, por su parte, son más asimétricos hacia la derecha en esos subperiodos.

En conclusión, la regresión por cuantiles permite observar dos tendencias importantes en cuanto a la distribución de (log) salarios por nivel educativo. En primer lugar, se observa que los desplazamientos de ubicación por nivel educativo son menores en la primera década del 2000 que lo que fueron en la segunda mitad de los 80s. El desplazamiento de ubicación debido al nivel educativo más alto no se ha reducido tanto como los desplazamientos de ubicación debidos a los niveles educativos más bajos (6 a 15 años de educación). Las diferencias entre estos grupos

---

<sup>12</sup> La significancia del desplazamiento de asimetría se realiza mediante una prueba no lineal de los coeficientes.

educativos más bajos se han reducido, acercándose más en la mediana que lo que estaban en los 80s. Esta dinámica es más fuerte a partir de la segunda mitad de los 90s.

Así mismo se observa que para los grupos educativos 2, 3 y 4 la dispersión es mucho menor al final del periodo comparado con la dispersión que se observaba en los 80s. Hasta la primera mitad de los 90s la dispersión en cada uno de los grupos estaba aumentando, pero a partir de la segunda mitad de los 90s la dispersión dentro de los grupos ha venido disminuyendo. Una dinámica diferente se observa para la dispersión del grupo educativo 5 (16 o más años de educación) para el cual la dispersión aumentó hasta mediados de los 90s y ha permanecido relativamente estable desde entonces.

En resumen, los (log) salarios de los grupos educativos 2, 3 y 4 son menos disímiles entre sí en términos de ubicación de la distribución, y dentro de cada grupo la dispersión es menor que la observada al principio del periodo. Esta dinámica es diferente a la observada en los Estados Unidos, donde la desigualdad tanto entre grupos como dentro de los grupos aumentó, especialmente en la década de 1980<sup>13</sup>.

La concentración de los salarios para los grupos educativos 2, 3 y 4 tiene al menos dos hipótesis explicativas, una de tipo institucional y la otra de tipo tecnológico.

La primera hipótesis hace referencia al efecto que el salario mínimo tiene sobre los salarios de los grupos educativos más bajos. Esta hipótesis permitiría explicar dos observaciones: una es el hecho de que los grupos educativos bajos tengan una dispersión de salarios menor que la de los grupos educativos más altos; la otra se refiere al hecho de que la dispersión ha estado disminuyendo para los grupos educativos más bajos mientras que no se registran cambios significativos en la dispersión del grupo educativo 5 (16 o más años de educación).

---

<sup>13</sup> Ver Autor y Katz (1999), Galor y Moav (2000) Aghion (2002) entre otros.

La observación de que la dispersión es menor dentro de los grupos educativos más bajos es consistente con lo encontrado por Iregui, Melo y Ramírez (2010), quienes usando información de encuestas realizadas a las firmas en 2008 encuentran que la dispersión de salarios es menor dentro de la categoría ocupacional de trabajo no calificado que en la categoría ocupacional de trabajo calificado. Este hecho es explicado por las autoras por la presencia del salario mínimo en Colombia, el cual se vuelve un punto de referencia a la hora de establecer los salarios pagados a la categoría ocupacional de trabajo no calificado. Si equiparamos la categoría ocupacional de no calificados con los grupos educativos más bajos, se puede argumentar que estos grupos educativos son menos dispersos en salarios debido a la presencia del salario mínimo, el cual, al convertirse en punto de referencia a la hora de fijar los salarios para estos grupos educativos, reduce la disparidad en salarios dentro de estos grupos.

La observación sobre la dinámica de la dispersión dentro de los grupos educativos más bajos, la cual ha venido disminuyendo, podría ser explicada por el nivel del salario mínimo. En particular, se observa que la dispersión de (log) salarios de los grupos educativos más bajos tuvo una tendencia creciente hasta mediados de los 90s, coincidiendo con el periodo en el que el salario mínimo real estuvo decreciendo. De la misma manera, el periodo de decrecimiento en la dispersión de (log) salarios de los grupos educativos 2, 3 y 4 corresponde al periodo en el que el salario mínimo real ha crecido consistentemente. Esta dinámica se puede apreciar más claramente en el gráfico 21, el cual muestra los desplazamientos de escala (dispersión) por nivel educativo asociados a cada valor del salario mínimo real, donde el salario mínimo se ha ordenado de menor a mayor. Para los grupos educativos 2, 3 y 4, el desplazamiento de escala disminuye a medida que se incrementa el salario mínimo real. Una explicación para esta relación puede ser que la productividad de los trabajadores que pertenecen a los grupos educativos bajos no está creciendo tanto como el salario mínimo, en

cuyo caso el salario mínimo se vuelve un punto de referencia más fuerte cuando se fijan los salarios de estos grupos educativos, disminuyendo la dispersión dentro de los grupos.

La segunda hipótesis hace referencia al modelo de polarización en el mercado laboral, el cual introduce la dimensión de tareas en la función de producción, y fue desarrollado por Autor, Katz y Kearney (2006) entre otros. En el modelo más simple, hay tres tareas: las tareas rutinarias, que pueden realizarse ya sea por un computador o por un trabajador, haciéndolos sustitutos perfectos para la realización de estas tareas; las tareas abstractas, que involucran análisis, dirección y actividades complejas; y las tareas manuales, como las de conductores. La introducción de los computadores afecta la demanda por trabajo dedicado a tareas rutinarias. Esto lleva, por lo tanto, a que los ingresos de trabajadores en la mitad de la distribución decrezcan más que el de los trabajadores con menores ingresos, y a una dinámica hacia menor desigualdad dentro del grupo de trabajadores no calificados. El modelo de polarización es evaluado para Colombia, México y Brasil por Medina y Posso (2010), quienes concluyen que hay evidencia de polarización en Colombia pero no en México o Brasil.

## 5. Conclusiones

La evolución de los salarios reales en Colombia ha estado caracterizada por un incremento en el salario de los trabajadores con educación universitaria o superior frente a los salarios de los trabajadores con bachillerato completo. Este incremento en los salarios ha estado acompañado de un crecimiento en la oferta laboral relativa de trabajadores con universidad completa o superior. Usando un modelo sencillo de oferta y demanda propuesto por Katz y Murphy (1992), Autor, Katz y Krueger (1998) y Katz y Autor (1999), este trabajo confirma la hipótesis de que crecimientos en la demanda relativa por trabajadores calificados son necesarios para poder observar simultáneamente los incrementos tanto en salarios relativos como en la oferta relativa de trabajadores calificados.

También se encuentra que el crecimiento en la demanda relativa por trabajadores calificados ha disminuido en la última parte del periodo de estudio con respecto al crecimiento observado en la primera parte. Por el contrario, el crecimiento en la oferta relativa de trabajo calificado se ha incrementado durante la última parte del periodo, por lo que los salarios relativos, aunque han crecido durante la última parte, lo han hecho en menor medida que durante la primera parte del periodo.

Por su parte, las regresiones por cuantiles muestran que se ha presentado un proceso de “convergencia” en los salarios de los grupos educativos más bajos (niveles 2, 3 y 4). A partir de mediados de los 90s se ha observado una reducción en los desplazamientos de ubicación, haciendo que las distribuciones sean más cercanas en la mediana. Dentro de los grupos se observa una disminución en la dispersión, indicando que éstos son más homogéneos entre sí. En la medida en que el desplazamiento de ubicación dentro del grupo educativo más alto (16 o más años de educación) se ha mantenido estable, así como su dispersión, se puede concluir que la desigualdad entre los grupos educativos más bajos y el grupo de mayor nivel educativo se ha incrementado, especialmente a partir de mediados de los 90s.

En este trabajo se comenzó por evaluar la hipótesis seguida en la mayoría de los modelos que estudian la desigualdad de salarios, según la cual la desigualdad entre los salarios de trabajadores calificados y aquellos de trabajadores no calificados se generan por desarrollos tecnológicos que son sesgados hacia los trabajadores calificados. En ese sentido, un incremento en la tasa de progreso tecnológico eleva la tasa de retorno a las habilidades. El incremento en estos retornos induce un incremento en la oferta de individuos calificados, lo que a su vez incrementa la tasa de progreso tecnológico. En este sentido, las desigualdades en salarios son resultado de productividades diferenciadas en el proceso productivo. Estos diferenciales incentivan la formación de capital humano, el cual es un factor necesario para obtener tasas de crecimiento más altas.

En esa medida, las desigualdades en salarios no son negativas o perversas en sí mismas. Esto no excluye, sin embargo, la presencia de fricciones en el mercado laboral o en otros mercados que limiten la dinámica de formación de capital humano. Tales fricciones pueden ser, como se mencionó, restricciones crediticias que restringen las decisiones óptimas de los individuos en cuanto a su formación profesional. Así mismo, no se excluye la presencia de comportamientos discriminatorios en el mercado laboral que pueden crear desigualdades salariales que no están relacionadas con diferencias en productividad. En ese sentido, existe el espacio para el seguimiento de políticas y la formación de instituciones que eliminen o reduzcan la presencia de esas imperfecciones.

## 6. Referencias

AGHION, Philippe, (2002) “Schumpeterian Growth Theory and the Dynamics of Income Inequality”, *Econometrica*, Vol. 70, No. 3, pp. 855 – 882.

ARANGO, Luis Eduardo; Carlos Esteban Posada; y José Darío Uribe (2005, 2006) “Cambios en la estructura de los salarios urbanos en Colombia, 1984-2000”, *Lecturas de Economía*, 63, pp.9-42.

*Erratum* (2006) *Lecturas de Economía*, 64, pp.187-194.

AUTOR, David; Lawrence Katz y Melissa Kearney (2006) “The Polarization of the U.S. Labor Market” *The American Economic Review*, Vol. 96, Mayo, pp. 189 – 194.

AUTOR, David; Lawrence Katz y Alan Krueger (1998) “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 4, pp. 1169-1212.

AUTOR, David y Lawrence Katz (1999) “Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality” en Ashenfelter, O. y D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3., Chapter 26, pp.1463-1555.

BUCHINSKY, Moshe (1994) “Changes in U.S. Wage Structure 1963 – 1987: An Application of Quantile Regression”, *Econometrica*, Vol. 62 No. 2, pp. 405 – 458.

GALOR, Oded y Omer Moav (2000) “Ability-biased Technological Transition, Wage Inequality and Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 2, pp. 469 – 497.

GALVIS, Luis Armando (2010) “Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles”, *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional* No. 131, Banco de la República de Colombia.

HAO, Lingxin y Daniel Naiman (2007) *Quantile Regression. Quantitative applications in the social sciences*, 149. Sage Publications Inc.

IREGUI, Ana María; Ligia Melo y María Teresa Ramírez (2010) “Wage Differentials Across Economic Sectors in the Colombian Formal Labour Market: Evidence from a Survey of Firms”, *Borradores de Economía* No. 629, Banco de la República de Colombia.

KATZ, Lawrence; y David Autor (1999), “Change in the Wage Structure and Earnings Inequality” en Ashenfelter y Card (eds.) *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Elsevier Science B.V.

KATZ, Lawrence; y Kevin Murphy (1992) “Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors”, *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 35 - 78.

KOENKER, Roger; y Gilbert Bassett (1978) “Regression Quantiles”, *Econometrica*, Vol. 46 No. 1, pp. 33 – 50.

MEDINA, Carlos; y Christian Posso (2010) “Technical Change and Polarization of the Labor Market: Evidence for Brazil, Colombia and Mexico”, *Borradores de Economía* No. 614, Banco de la República de Colombia.

MINISTERIO de Educación Nacional (2008) “Análisis de determinantes de la deserción en la educación superior colombiana con base en el SPADIES”. Bogotá, Colombia.

PEÑA, Ximena; y Alejandro Badel (2010) “Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia”, Documento CEDE No. 2010-37, Universidad de los Andes, Colombia.

POSSO, Christian (2008) “Desigualdad salarial en Colombia 1984 – 2005: cambios en la composición del mercado laboral y retornos a la educación post-secundaria” Borradores de Economía No. 529, Banco de la República de Colombia.

PRADA, Carlos (2006) “Es rentable la decisión de estudiar en Colombia? Revista ESPE, número 51, edición especial Ecuación, pp. 226 – 323.

SANTAMARIA, Mauricio (2004) “Income Inequality, Skills and Trade: Evidence from Colombia During the 80s and 90s” Documento CEDE 2004-02. Universidad de los Andes, Colombia.

ZÁRATE, Héctor (2003) “Cambios en la estructura salarial: una historia desde la regresión cuantílica”, Borradores de Economía, No. 245, Banco de la República de Colombia.

Cuadro 1. Evolución de la composición del empleo por nivel educativo y de la relación salarial entre trabajadores con educación universitaria frente a trabajadores con bachillerato completo.

	Composición por nivel educativo del empleo					Relación de salarios
	5 o menos años de educación	6 a 10 años de educación	11 años de educación	12 a 15 años de educación	16 o más años de educación	
1984::1	35,36	31,20	18,27	7,20	7,98	0,95
1990::1	29,02	29,97	22,53	7,69	10,78	0,96
1995::1	24,63	27,02	28,72	8,15	11,49	1,01
2000::1	17,99	21,71	32,28	11,20	16,82	1,19
2005::1	15,75	17,79	32,37	14,19	19,89	1,24
2010::1	12,16	14,01	32,06	21,84	19,93	1,28

Cuadro 2. Cambios en salarios relativos, oferta relativa y demanda relativa implícita entre trabajadores equivalentes con bachillerato completo y con universitaria completa.

Periodo		Cambios implícitos en la demanda relativa por trabajadores con educación universitaria						
		Cambios en el salario relativo	Cambios en la oferta relativa	Valores de $\sigma$				
				1	1,2	1,5	1,7	2
<b>Primera Partición</b>								
1984::1	1988::1	0,82	1,88	2,70	2,87	3,12	3,28	3,53
1988::2	1992::2	0,17	5,65	5,81	5,85	5,90	5,93	5,98
1992::3	1996::3	3,35	1,61	4,96	5,63	6,64	7,31	8,32
1996::4	1998::4	4,10	14,59	18,69	19,51	20,74	21,56	22,79
1999::1	2002::3	1,10	1,39	2,49	2,72	3,05	3,27	3,60
2002::4	2006::2	-0,82	3,98	3,16	3,00	2,75	2,59	2,34
2006::3	2010::2	0,67	4,24	4,91	5,04	5,24	5,38	5,58
1984::1	1996::4	1,45	3,26	4,71	5,00	5,44	5,73	6,17
1997::1	2010::2	0,98	5,11	6,08	6,28	6,57	6,77	7,06
<b>Segunda Partición</b>								
1984::1	1989::4	0,56	4,43	5,00	5,11	5,28	5,39	5,56
1990::1	1994::4	1,40	2,01	3,41	3,69	4,11	4,39	4,81
1995::1	1999::4	3,11	7,24	10,35	10,97	11,90	12,53	13,46
2000::1	2004::4	1,53	4,88	6,41	6,72	7,17	7,48	7,94
2005::1	2010::2	-0,44	2,78	2,34	2,26	2,13	2,04	1,91
1984::1	1996::4	1,45	3,26	4,71	5,00	5,44	5,73	6,17
1997::1	1998::4	4,72	15,31	20,03	20,98	22,39	23,34	24,76
1999::1	2010::2	0,32	3,33	3,66	3,72	3,82	3,89	3,98
<b>Total Periodo</b>								
1984::1	2010::2	1,20	4,24	5,44	5,68	6,04	6,28	6,64

Cuadro 3. Estadísticas descriptivas. Distribución de (log) salarios por grupos: 1984 y 2010

Grupo	Cuantiles					
	1984			2010		
	.10	.50	.90	.10	.50	.90
<i>Total</i>	12,89	13,30	14,28	13,06	13,26	14,45
<i>Educación</i>						
Máximo 5 años	12,67	13,07	13,68	12,68	13,09	13,54
6 a 10 años	12,89	13,15	13,92	12,84	13,09	13,54
11 años	13,00	13,48	14,28	13,06	13,15	13,77
12 a 15 años	13,07	13,72	14,50	13,07	13,43	14,16
16 o más años	13,58	14,50	15,19	13,47	14,34	15,27
<i>Sector</i>						
Privado	12,89	13,15	14,08	13,05	13,25	14,34
Público	13,07	13,68	14,50	13,53	14,16	15,02
<i>Género</i>						
Hombres	12,89	13,30	14,28	13,07	13,33	14,45
Mujeres	12,89	13,15	14,02	13,03	13,25	14,45

Cuadro 4. Desplazamientos de ubicación a partir de la regresiones por cuantiles, 1984 -2010

	EDUC2	EDUC3	EDUC4	EDUC5	GOBIERNO	GÉNERO	EDAD	EDAD <sup>2</sup>
1984	0,1712	0,3741	0,6223	1,1995	0,1648	-0,1344	0,0512	-0,0005
1985	0,1651	0,3410	0,5742	1,1338	0,1834	-0,1278	0,0505	-0,0005
1986	0,1606	0,2940	0,5282	1,0494	0,1957	-0,1271	0,0460	-0,0005
1987	0,1391	0,2676	0,5120	1,0796	0,1856	-0,1021	0,0393	-0,0004
1988	0,1058	0,2144	0,4730	1,0602	0,2046	-0,0957	0,0339	-0,0003
1989	0,1017	0,2151	0,4753	0,9950	0,2300	-0,1134	0,0302	-0,0003
1990	0,1095	0,2292	0,4842	1,0235	0,1936	-0,1034	0,0313	-0,0003
1991	0,1177	0,2387	0,4945	1,1228	0,2065	-0,1050	0,0313	-0,0003
1992	0,1075	0,2239	0,5059	1,0630	0,1482	-0,1092	0,0337	-0,0003
1993	0,0953	0,2044	0,5822	1,0440	0,1938	-0,1180	0,0273	-0,0003
1994	0,1370	0,2664	0,5565	1,0384	0,2215	-0,1599	0,0361	-0,0004
1995	0,0909	0,2394	0,6034	1,0431	0,2567	-0,1426	0,0331	-0,0003
1996	0,1170	0,2522	0,6413	1,1378	0,2599	-0,1465	0,0270	-0,0003
1997	0,1096	0,2658	0,5759	1,1016	0,2505	-0,1054	0,0336	-0,0003
1998	0,1288	0,2813	0,5971	1,2056	0,2907	-0,1255	0,0376	-0,0004
1999	0,0976	0,2326	0,5311	1,1392	0,3035	-0,0978	0,0341	-0,0003
2000	0,1044	0,2404	0,5883	1,0966	0,3466	-0,0942	0,0369	-0,0004
2001	0,1033	0,2329	0,4782	1,0889	0,3801	-0,0738	0,0294	-0,0003
2002	0,0807	0,2438	0,4575	1,0321	0,3853	-0,0806	0,0403	-0,0004
2003	0,0841	0,2030	0,4010	1,0145	0,4236	-0,0547	0,0322	-0,0003
2004	0,0704	0,1729	0,3389	0,9717	0,4244	-0,0645	0,0279	-0,0003
2005	0,0937	0,1884	0,3533	0,9473	0,3476	-0,0584	0,0241	-0,0002
2006	0,0530	0,1427	0,3141	0,8755	0,4045	-0,0479	0,0210	-0,0002
2007	0,0909	0,2030	0,4161	1,0392	0,3963	-0,1122	0,0266	-0,0002
2008	0,0663	0,1839	0,3892	1,0502	0,3944	-0,0987	0,0263	-0,0003
2009	0,0686	0,1553	0,3474	0,9862	0,4623	-0,1055	0,0218	-0,0002
2010	0,0485	0,1355	0,3481	1,0087	0,4692	-0,1085	0,0220	-0,0002

NOTA: Todos los coeficientes son significativos al 1%.

Cuadro 5. Desplazamientos de dispersión para el 80% central de la población, a partir de la regresiones por cuantiles, 1984 -2010

	EDUC2		EDUC3		EDUC4		EDUC5		GOBIERNO		GÉNERO		EDAD		EDAD <sup>2</sup>	
1984	0,0537	***	0,1902	***	0,3961	***	0,5576	***	-0,1177	***	-0,1299	***	0,0014		0,0001	*
1985	0,0784	***	0,2064	***	0,4204	***	0,6201	***	-0,0750	***	-0,1639	***	-0,0064		0,0002	*
1986	0,0115		0,0690	***	0,2142	***	0,5640	***	-0,0893	***	-0,1050	***	-0,0023		0,0001	
1987	0,0320		0,1514	***	0,3757	***	0,6879	***	-0,1143	***	-0,1707	***	-0,0112	**	0,0003	***
1988	0,0290		0,1926	***	0,3726	***	0,8078	***	-0,0204		-0,1603	***	-0,0117	**	0,0003	***
1989	0,0115		0,1309	***	0,3578	***	0,7056	***	-0,1022	***	-0,1629	***	-0,0145	***	0,0003	***
1990	-0,0339		0,1035	***	0,3372	***	0,7106	***	-0,0365	*	-0,1479	***	-0,0090		0,0002	***
1991	-0,0238		0,0856	***	0,3780	***	0,6846	***	-0,0186		-0,1366	***	-0,0059		0,0002	*
1992	-0,0153		0,0732	**	0,3874	***	0,6238	***	0,0075		-0,1177	***	-0,0157	***	0,0003	***
1993	0,0768	**	0,2168	***	0,5247	***	0,9304	***	-0,0084		-0,2122	***	-0,0127	**	0,0003	***
1994	0,1087	***	0,2319	***	0,5059	***	0,7896	***	-0,0223		-0,1656	***	-0,0065		0,0002	***
1995	0,1190	***	0,3002	***	0,5141	***	0,8138	***	0,0156		-0,2225	***	-0,0087		0,0002	***
1996	0,1373	***	0,3567	***	0,6322	***	0,9313	***	-0,0106		-0,2292	***	-0,0115	*	0,0003	***
1997	0,0049		0,2046	***	0,3489	***	0,7555	***	-0,0793	***	-0,2081	***	-0,0323	***	0,0005	***
1998	-0,0106		0,1612	***	0,3001	***	0,7519	***	-0,0029		-0,1613	***	-0,0174	***	0,0003	***
1999	-0,0321		0,1383	***	0,3095	***	0,7537	***	0,0239		-0,1748	***	-0,0328	***	0,0005	***
2000	-0,0138		0,1023	**	0,3839	***	0,8744	***	-0,0415		-0,1356	***	-0,0353	***	0,0005	***
2001	-0,2120	***	-0,1628	***	0,1395	***	0,6211	***	-0,0379		-0,1136	***	-0,0453	***	0,0006	***
2002	-0,1761	***	-0,1033	**	0,0593		0,6821	***	-0,0071		-0,1552	***	-0,0619	***	0,0008	***
2003	-0,1296	**	-0,1166	***	0,1317	***	0,5497	***	0,0010		-0,1293	***	-0,0463	***	0,0006	***
2004	-0,1905	***	-0,2160	***	0,1037	**	0,5958	***	-0,0181		-0,0855	***	-0,0517	***	0,0007	***
2005	-0,1703	***	-0,2095	***	-0,0007		0,5739	***	-0,0583	*	-0,0733	***	-0,0371	***	0,0006	***
2006	-0,1429	**	-0,1766	***	0,0419		0,6395	***	0,0097		-0,1175	***	-0,0358	***	0,0005	***
2007	0,0449		0,0215		0,2239	***	0,6941	***	0,0046		-0,0846	***	-0,0380	***	0,0006	***
2008	-0,0685		-0,0801	**	0,1888	***	0,7849	***	-0,0259		-0,1509	***	-0,0337	***	0,0005	***
2009	-0,0091		-0,0705		0,1647	***	0,7873	***	-0,0339		-0,1362	***	-0,0215	***	0,0004	***
2010	-0,0351		-0,1057	*	0,1459	***	0,7952227	***	0,0289		-0,1294	***	-0,0363	***	0,0005	***

NOTA: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%

Cuadro 6. Desplazamientos de asimetría para el 80% central de la población, a partir de la regresiones por cuantiles, 1984 -2010

	EDUC2	EDUC3	EDUC4	EDUC5	GOBIERNO	GÉNERO	EDAD	EDAD <sup>2</sup>
1984	-1,2694	-2,8500	-3,5700	-2,8626	1,8395	1,3966	-0,3831	0,0032
1985	-1,3874	-3,3794	-4,6503	-3,6227	1,3871	1,6276	-0,3172	0,0024
1986	-0,5426 **	-1,3428 **	-1,8369 **	-2,1436 **	1,0123 *	0,7254 **	-0,2254 **	0,0020 **
1987	-0,6154 **	-1,8701 **	-2,4471 **	-2,0923 ***	0,9355 **	0,9945 **	-0,1621 **	0,0011 **
1988	-0,4759 ***	-1,3898 ***	-1,5791 ***	-1,6819 ***	0,4112 ***	0,8178 ***	-0,1177 ***	0,0008 ***
1989	-0,6616 ***	-1,7389 ***	-2,1167 ***	-1,9361 ***	0,7514 ***	0,8706 ***	-0,1182 ***	0,0008 ***
1990	-0,3568 ***	-1,4061 ***	-1,7883 ***	-1,8575 ***	0,5473 ***	0,7675 ***	-0,1200 ***	0,0007 ***
1991	-0,6974	-2,0209	-3,3207	-2,6664	0,7315	1,1516	-0,2172	0,0017
1992	-0,7055 ***	-1,4419 ***	-2,4407 ***	-1,5991 ***	0,3627 ***	0,7050 ***	-0,1480 ***	0,0010 ***
1993	-1,3515	-3,1158	-3,7353	-4,2802	1,1357	2,1686	-0,2722	0,0016
1994	0,8092	1,6745	2,1275	1,4689	-1,1291	-1,1794	0,2332	-0,0017
1995	1,1454 *	1,7174	1,0751	1,7372	-1,3108	-1,1171 *	0,2095 *	-0,0016 *
1996	1,6232	3,6056	3,4735	3,5064	-2,2458	-2,3030	0,3790	-0,0031
1997	0,8518 *	1,8139 *	1,3611 *	1,6592 *	-0,8823 *	-0,9820 *	0,1193 *	-0,0008 *
1998	1,1246	2,7565	2,8580	3,2676	-1,4952	-1,5176	0,2587	-0,0021
1999	2,4488	6,4560	8,6656	8,8625	-2,1538	-3,6860	0,4622	-0,0021
2000	11,4366	32,2786	43,1952	49,0668	-13,2656	-14,9582	2,0072	-0,0104
2001	-0,9045	-2,5378	-4,4312	-5,2516	0,9718	1,0749	-0,1423	0,0007
2002	0,6053 **	1,4126 **	2,4237 **	3,2028 **	-0,5952 **	-0,6862 **	0,0595 **	-0,0002 **
2003	-0,9186	-3,6209	-7,5031	-7,8391	1,2629	1,9882	-0,1608	-0,0002
2004	-0,2084 **	-0,8171 **	-2,7232 **	-2,9807 **	0,5890 **	0,5335 **	-0,0710 **	0,0002 **
2005	-0,1485 ***	-0,4823 ***	-1,3914 ***	-1,8095 ***	0,2488 ***	0,3720 ***	-0,0581 ***	0,0003 ***
2006	-0,4291	-1,0718	-2,5913	-3,8173	0,4325	0,8725	-0,0906	0,0005
2007	-8,8372	-17,4079	-32,4590	-40,6286	7,1884	10,1584	-1,2470	0,0048
2008	3,5053	6,0885	11,7519	16,4000	-4,2425	-4,0793	0,5149	-0,0016
2009	-1,0406	-1,7056	-3,6827	-4,9586	0,8757	1,3736	-0,1513	0,0008
2010	5,1104	12,8115	26,9864	39,1964	-6,8046	-10,5473	1,0984	-0,0058

NOTA: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

GRÁFICO 1. Logaritmo del salario promedio, 1984-2010

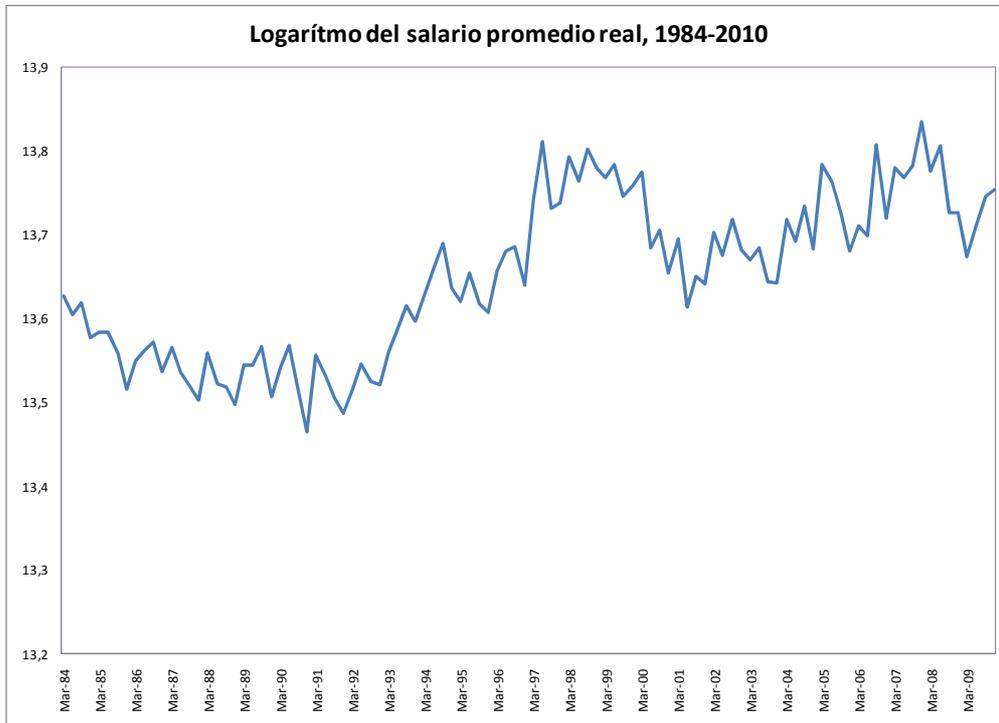


GRÁFICO 2. Logaritmo del salario promedio por nivel educativo, 1984-2010

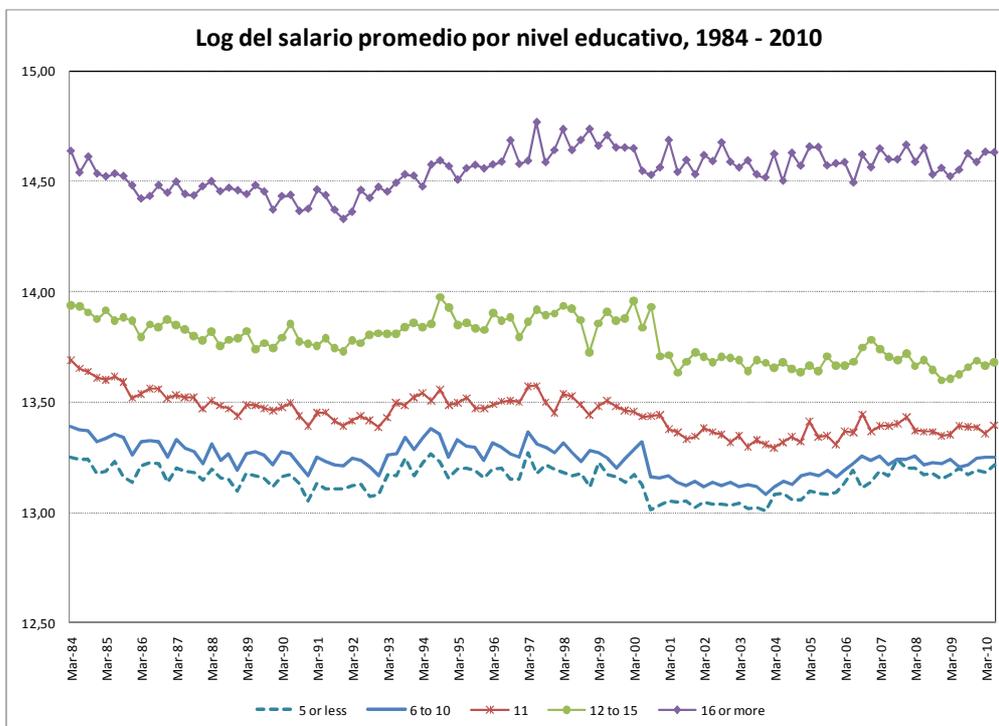


GRÁFICO 3. Salario mínimo mensual, 1984 – 2010

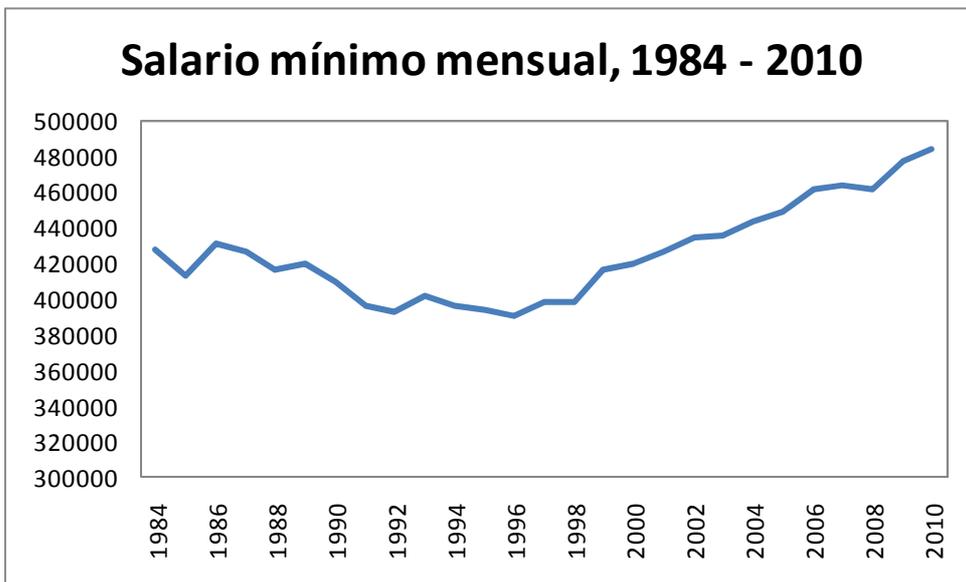


GRÁFICO 4. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 16 o más años de educación (L5) con las de 12 a 15 años de educación (L4)

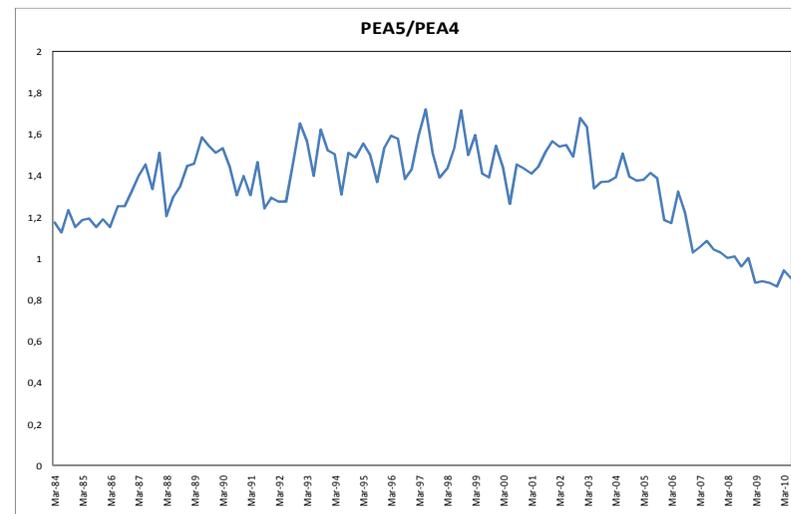
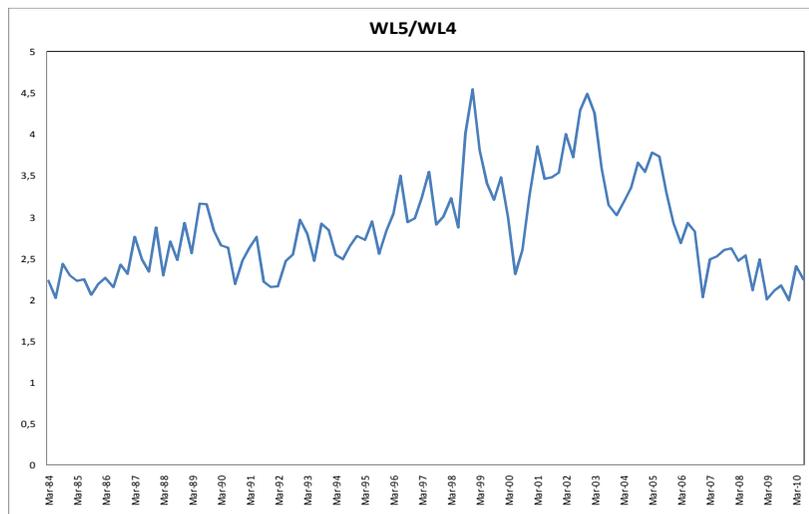
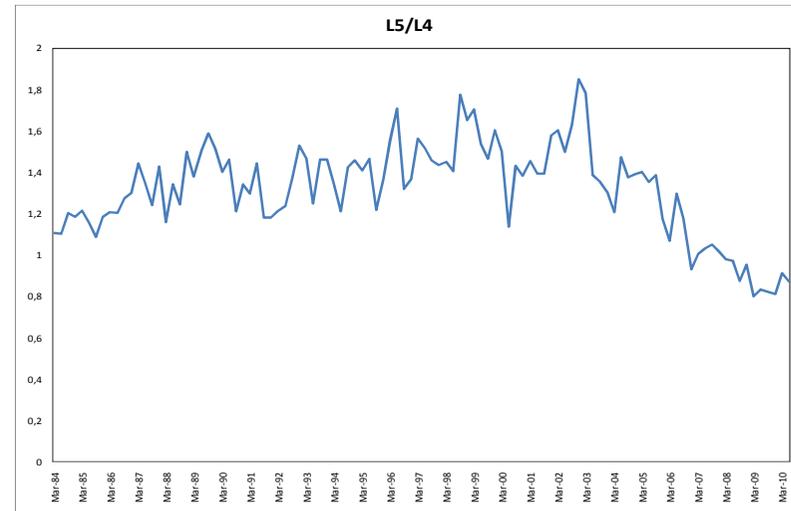
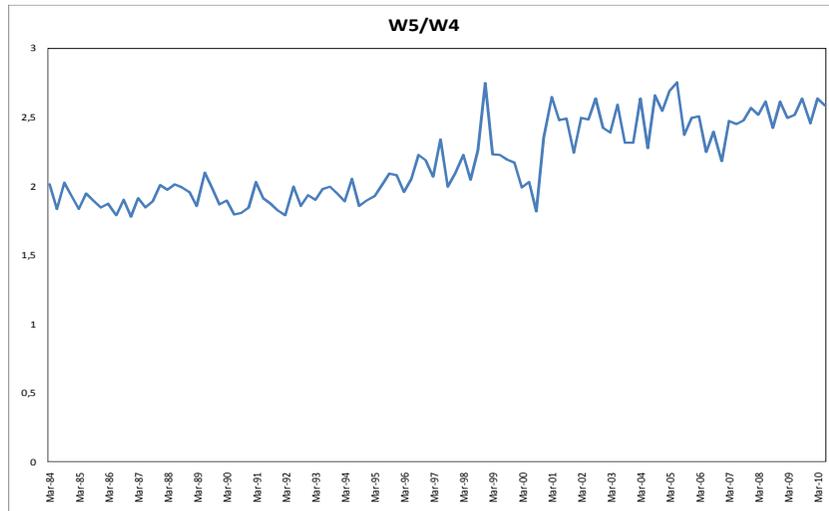


GRÁFICO 5. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 16 o más años de educación (L5) con las de 11 años de educación (L3)

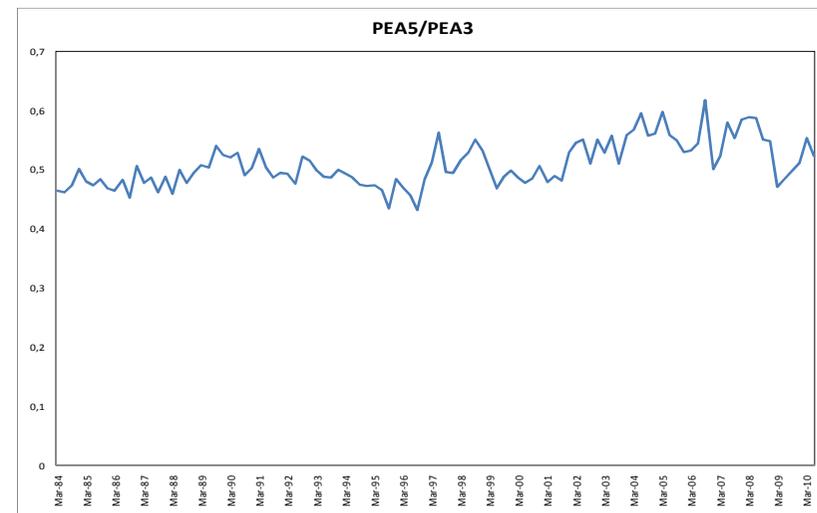
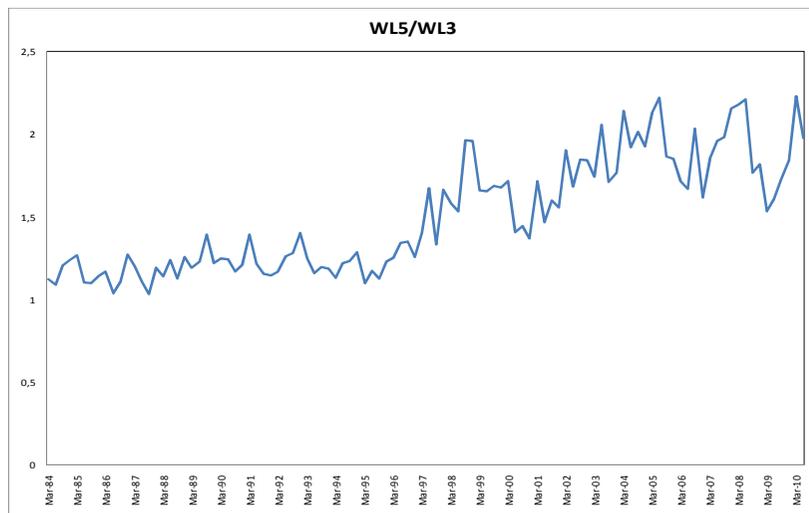
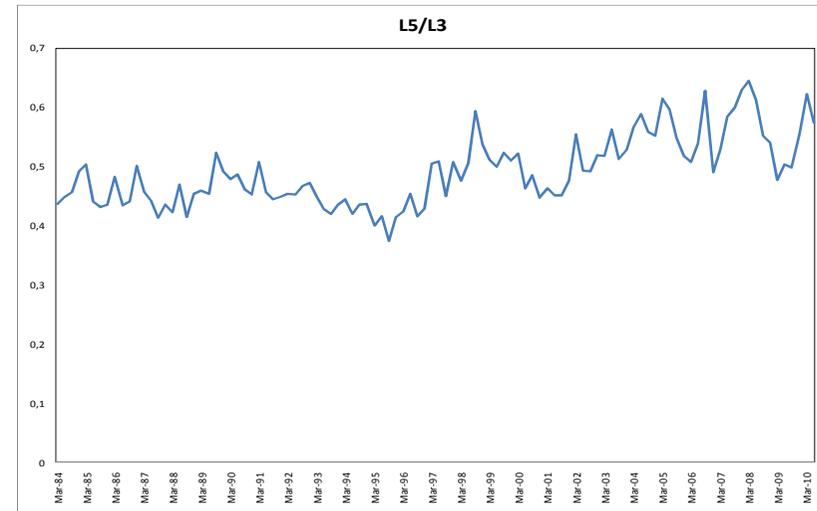
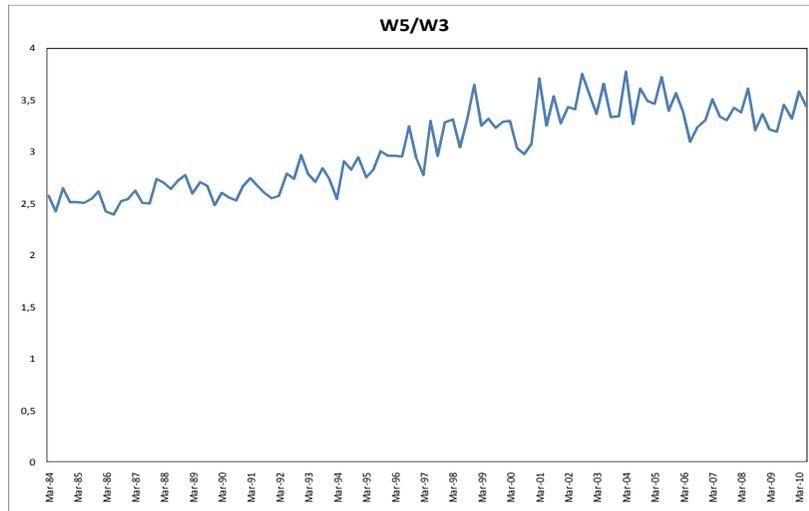


GRÁFICO 6. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 16 o más años de educación (L5) con las de 6 a 10 años de educación (L2)

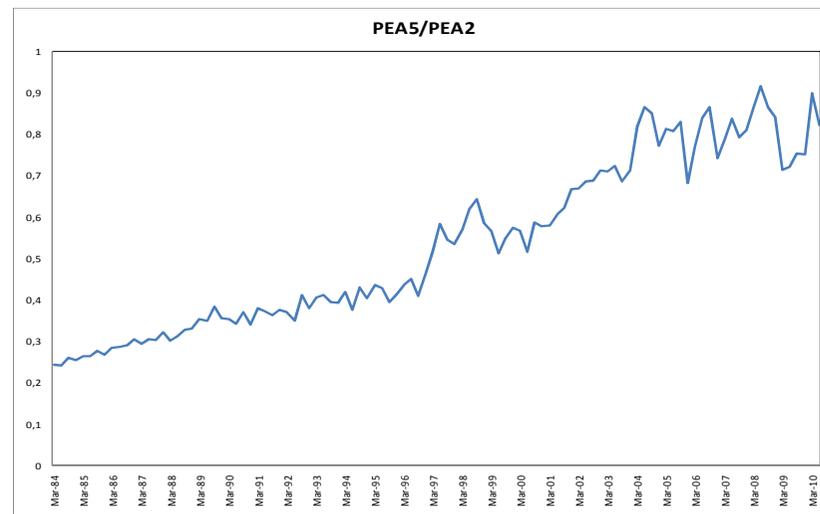
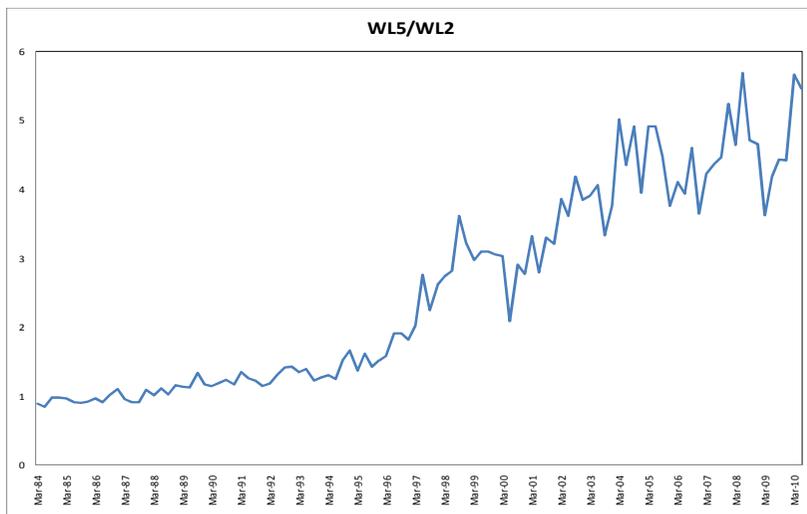
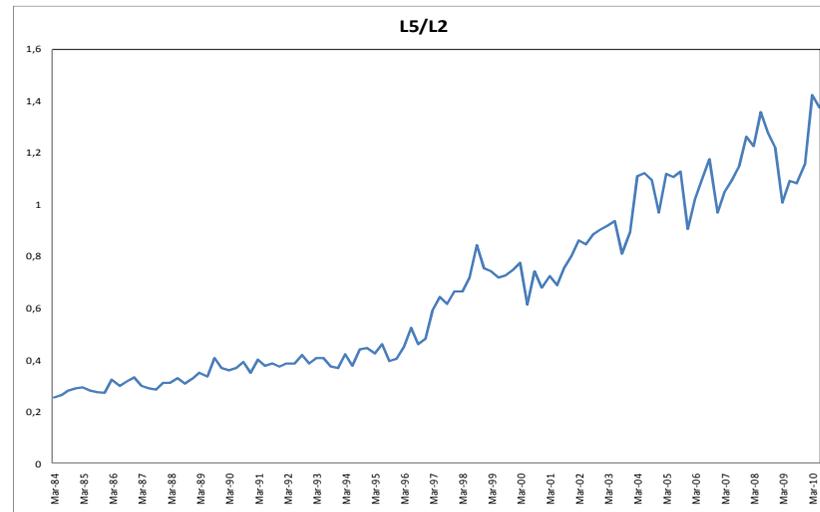
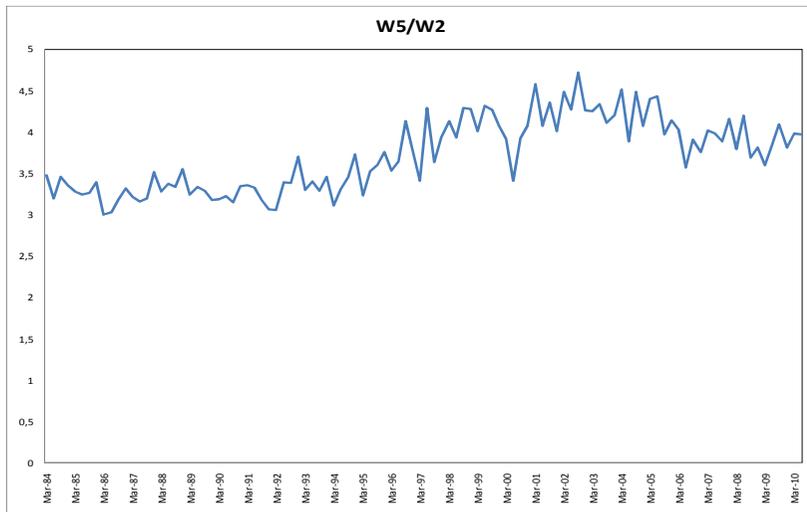


GRÁFICO 7. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 16 o más años de educación (L5) con las de 5 o menos años de educación (L1)

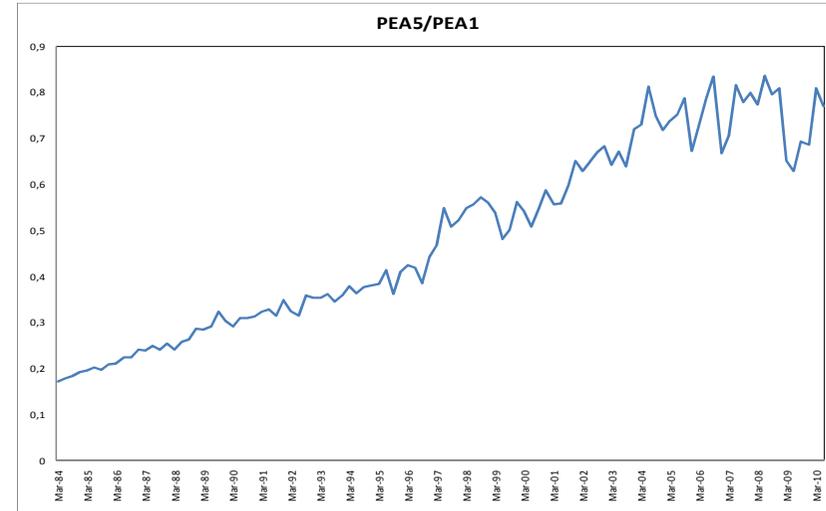
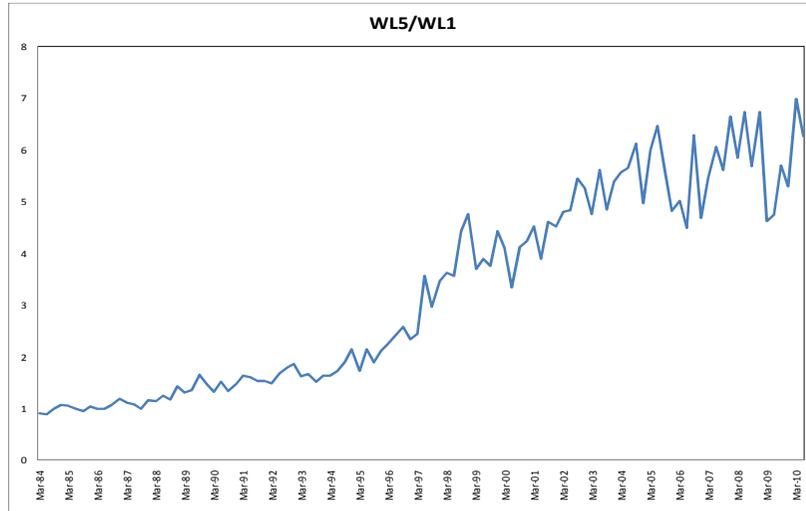
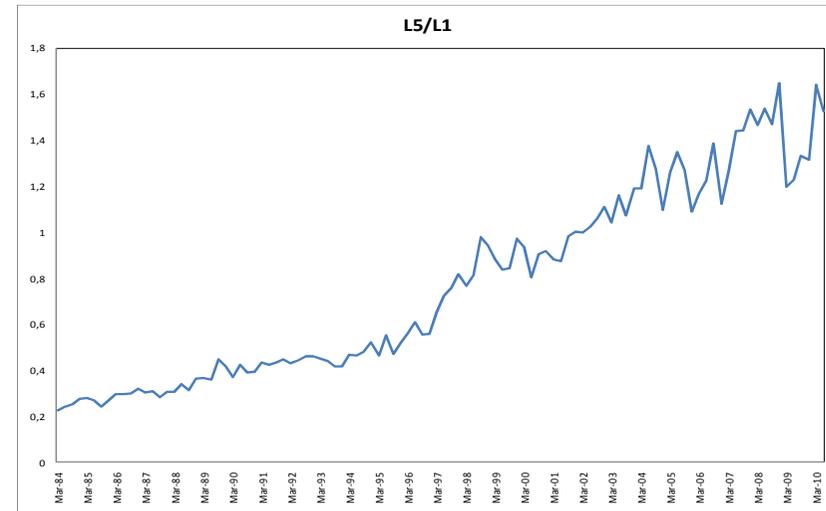
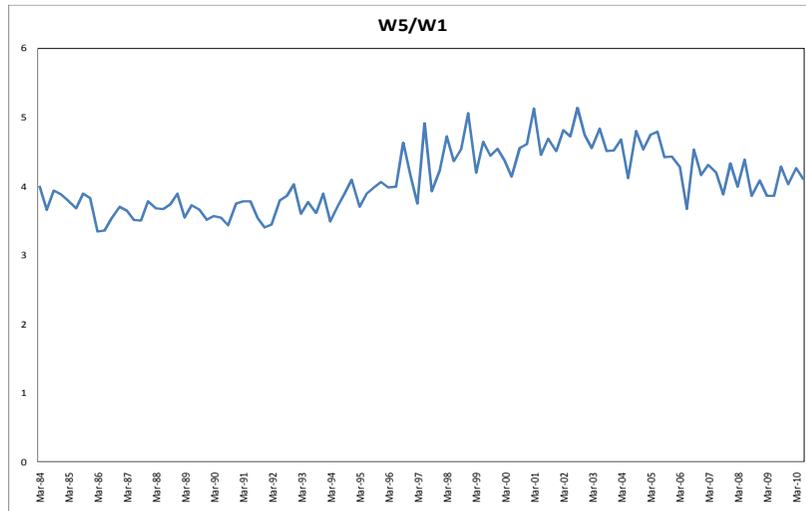


GRÁFICO 8. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 12 a 15 años de educación (L4) con las de 11 años de educación (L3)

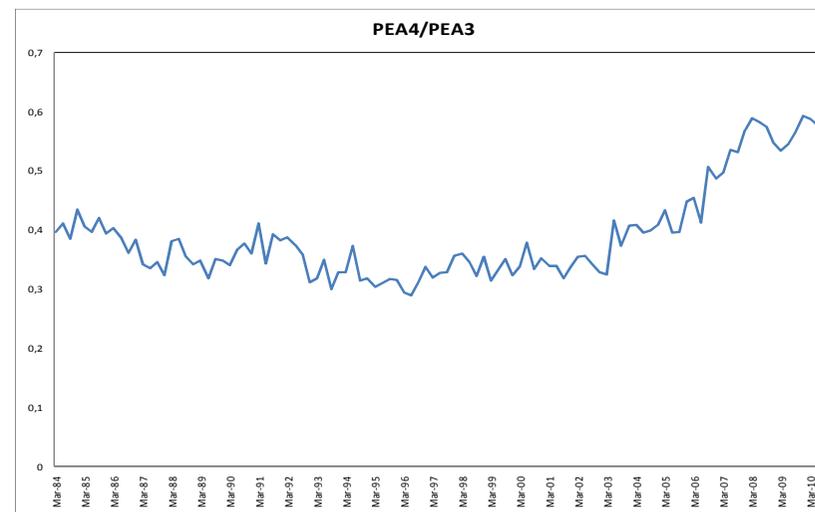
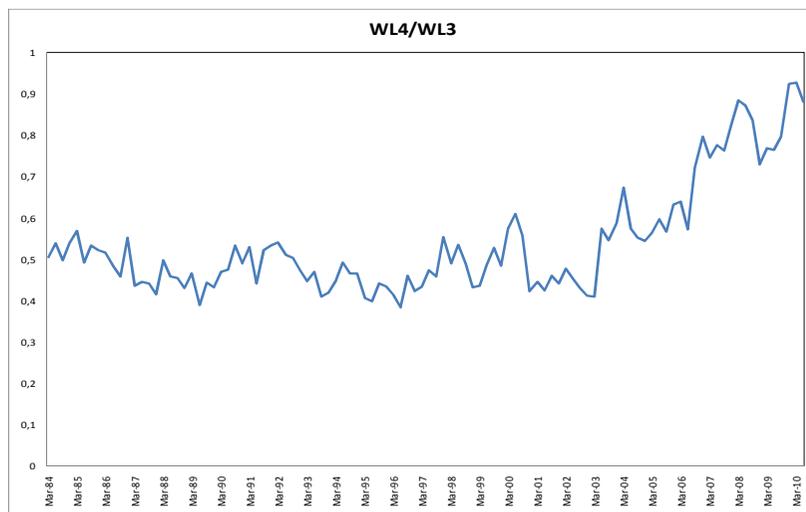
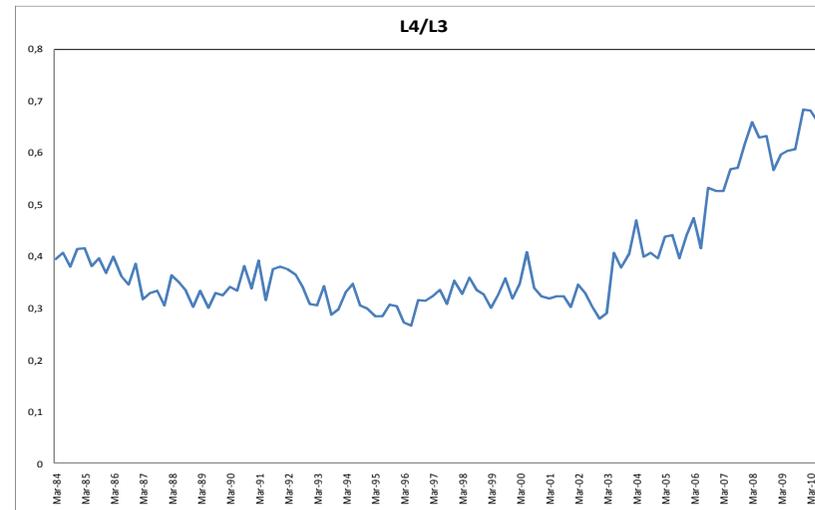
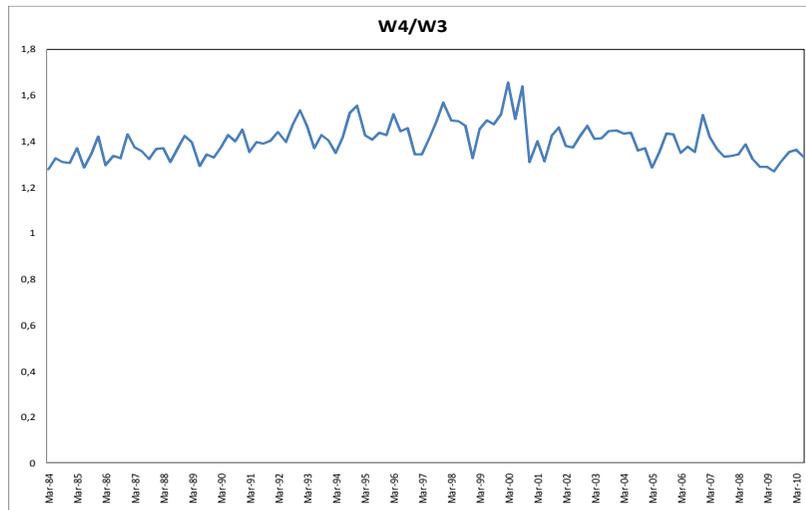


GRÁFICO 9. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 12 a 15 años de educación (L4) con las de 6 a 10 años de educación (L2)

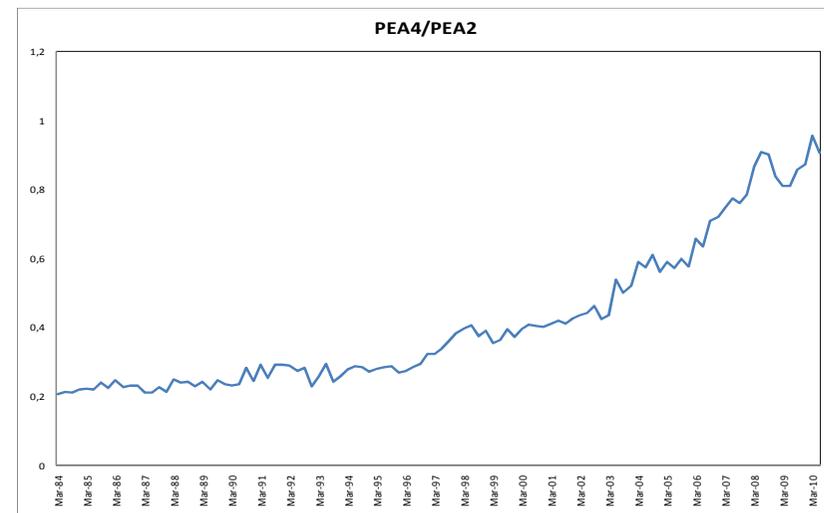
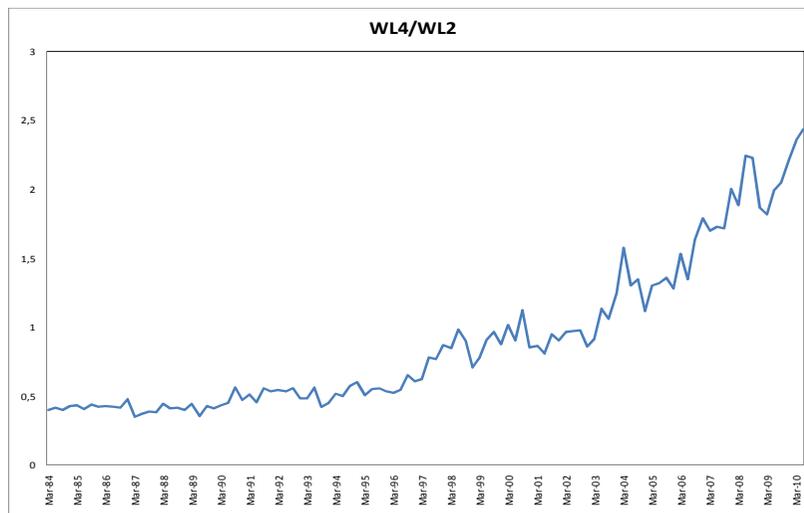
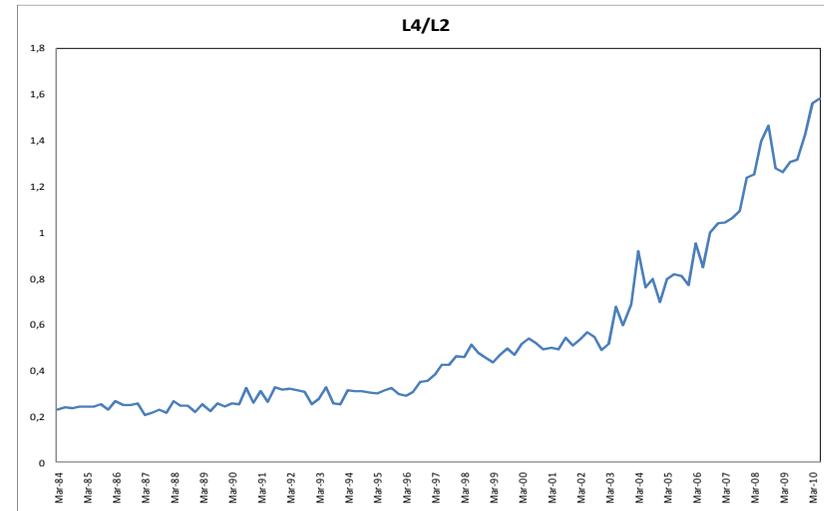
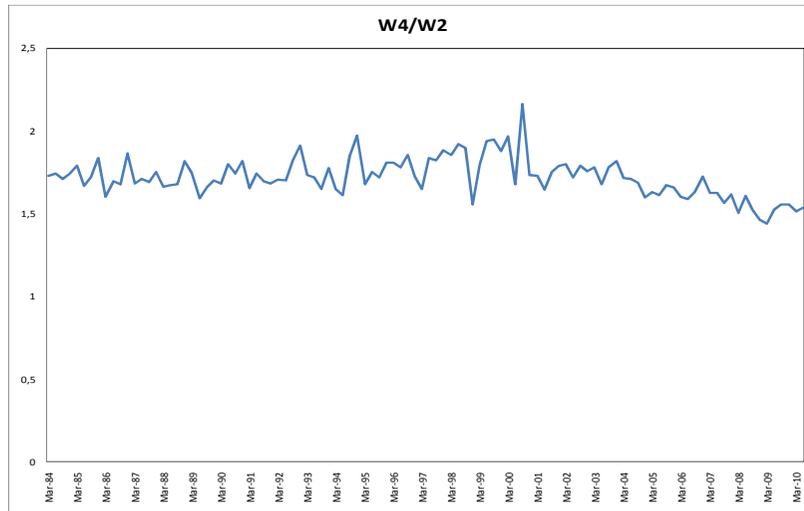


GRÁFICO 10. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 12 a 15 años de educación (L4) con las de 5 o menos años de educación (L1)

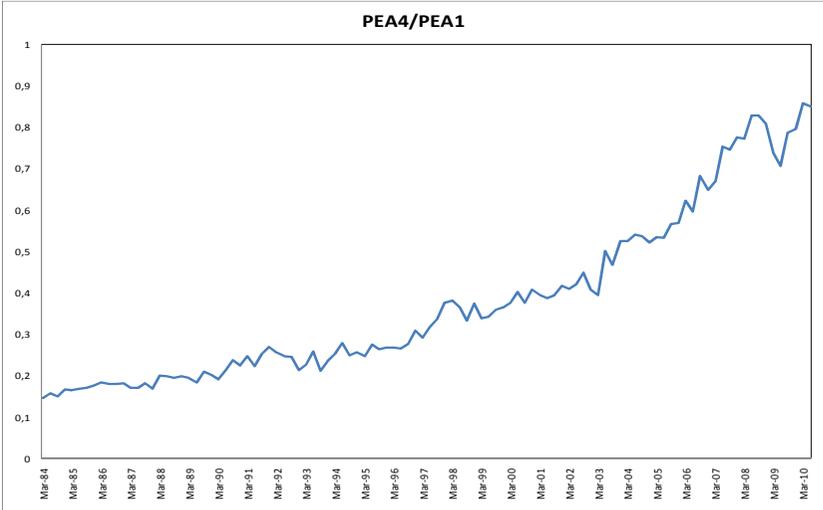
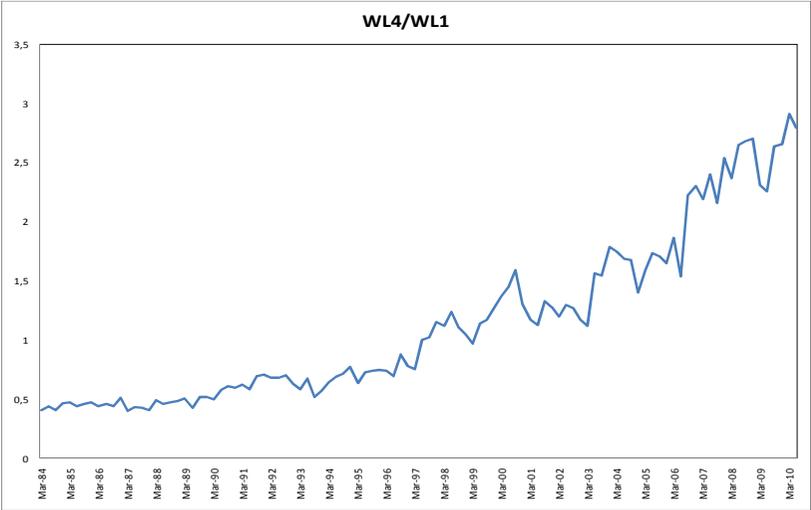
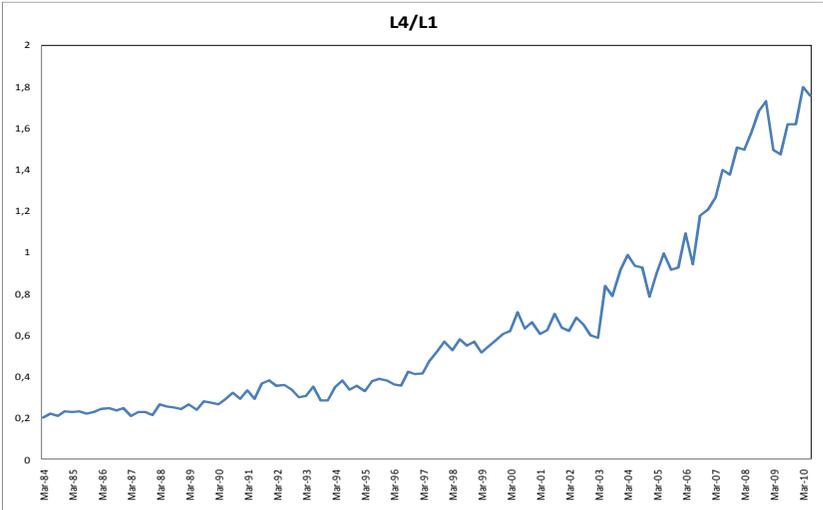
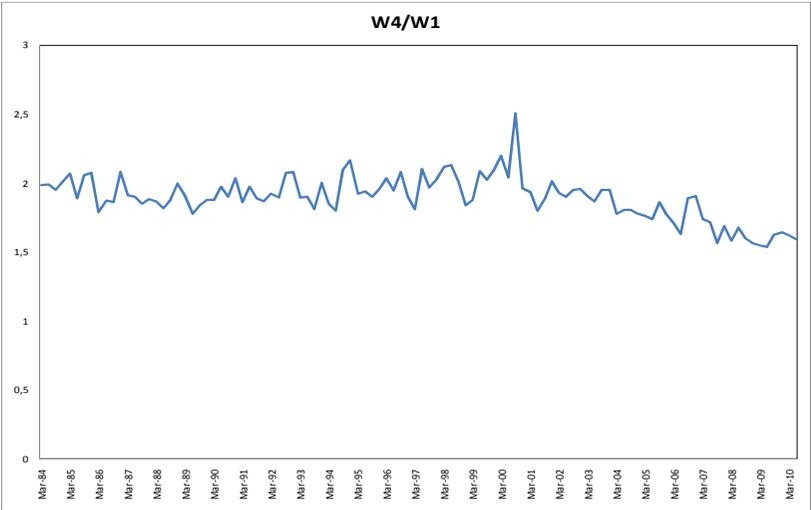


GRÁFICO 11. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 11 años de educación (L3) con las de 6 a 10 años de educación (L2)

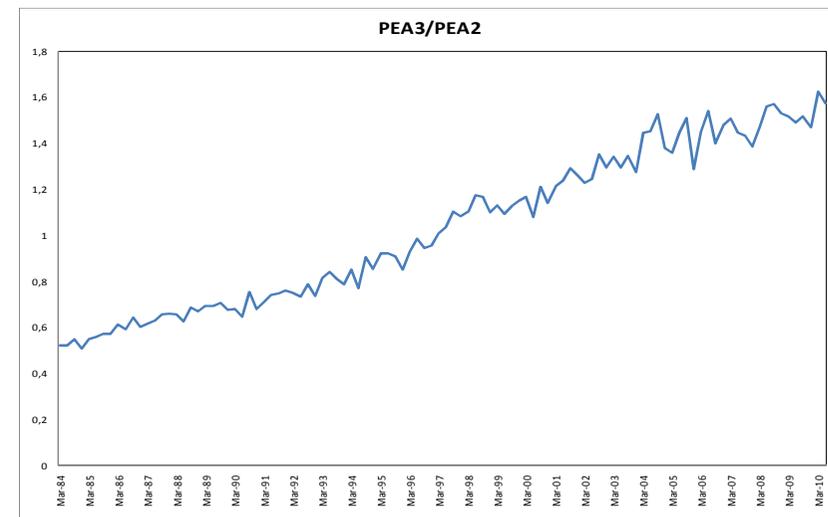
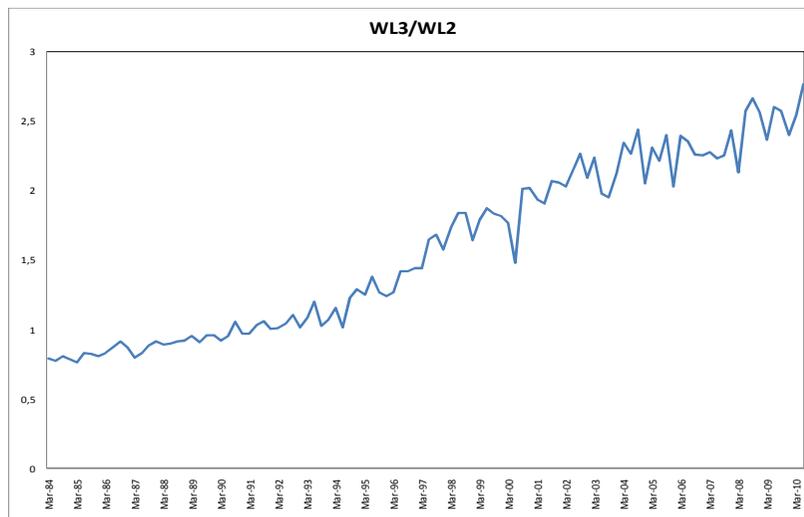
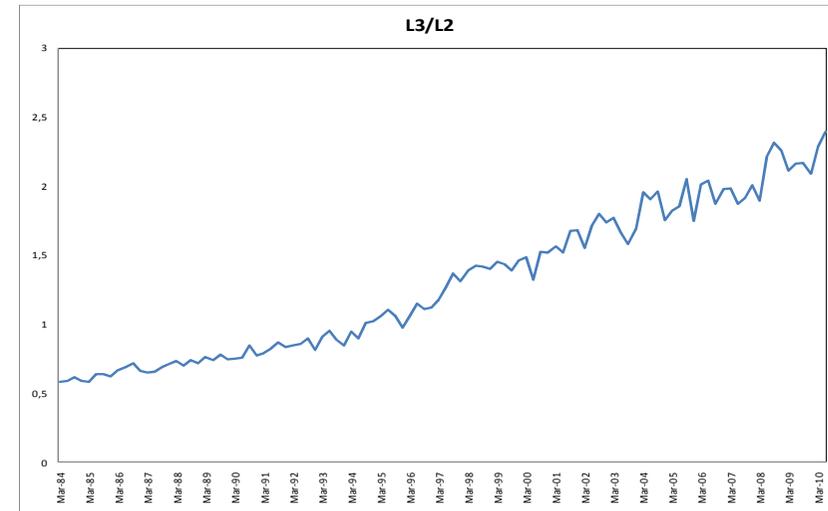
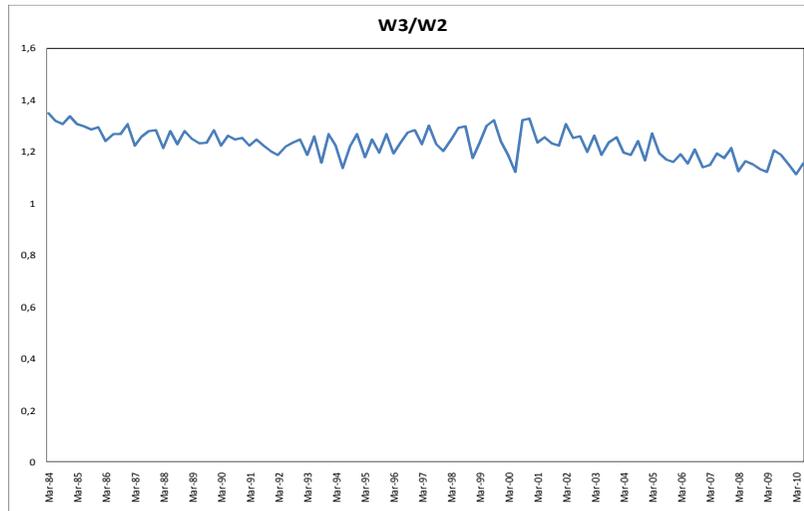


GRÁFICO 12. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 11 años de educación (L3) con las de 5 o menos años de educación (L1)

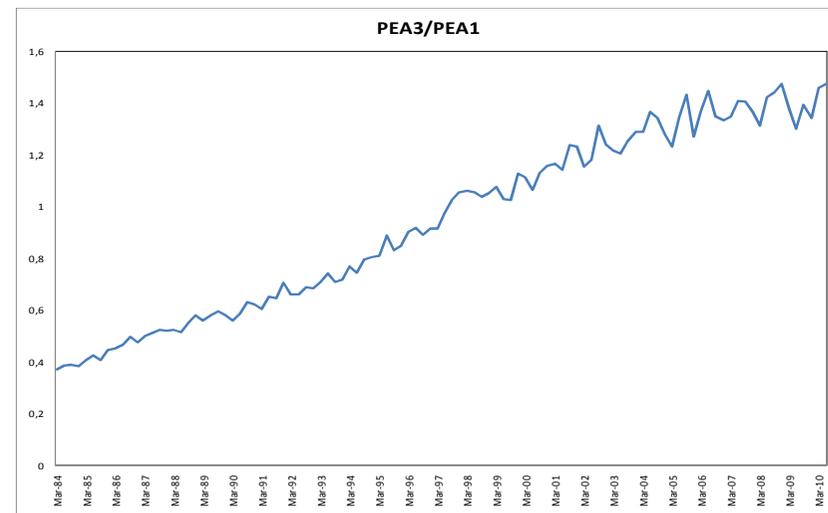
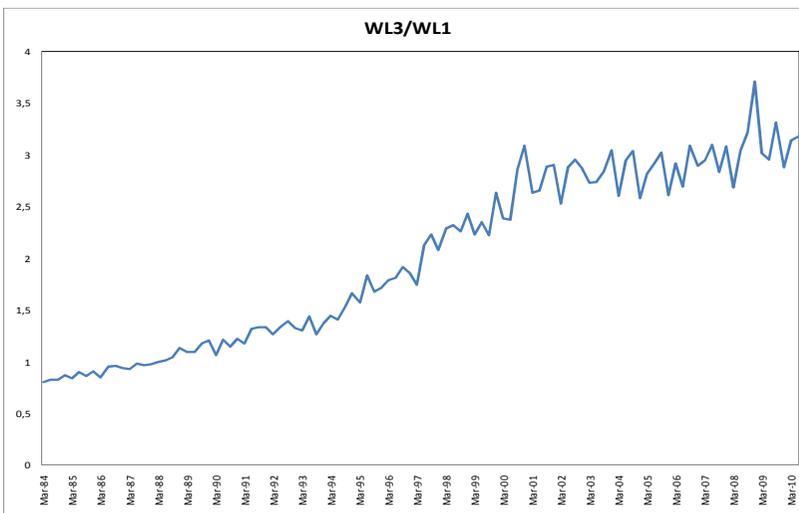
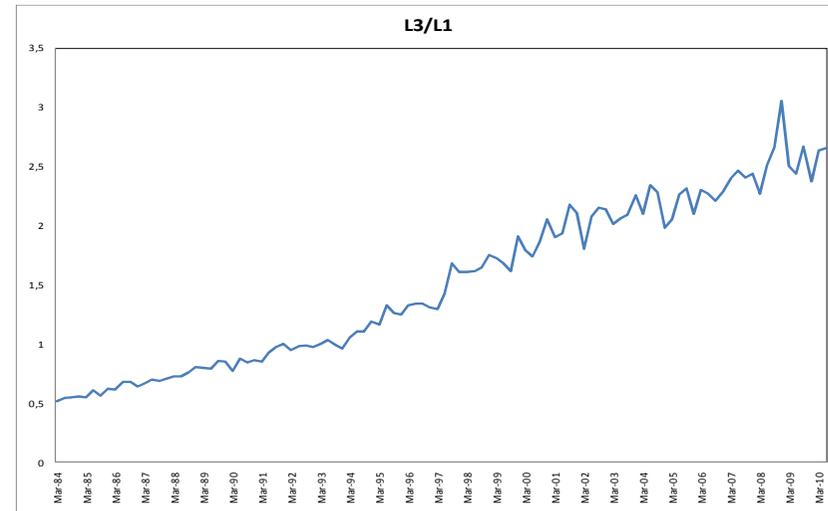
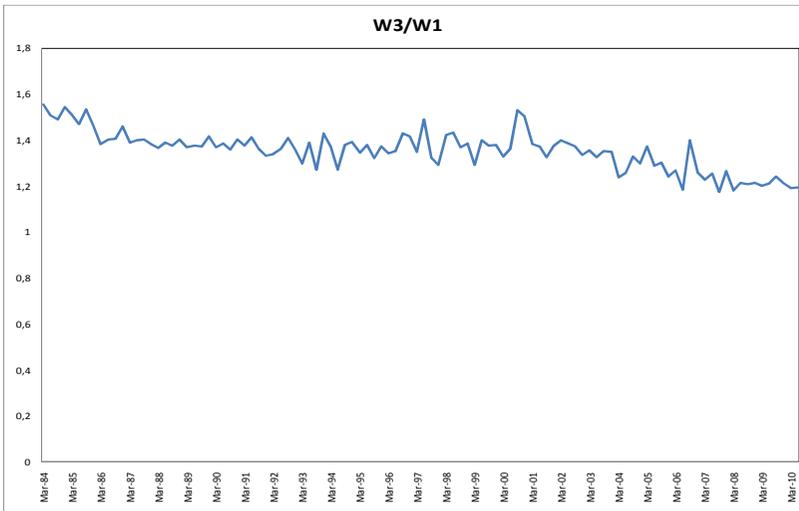


GRÁFICO 13. Relación de empleos, salarios, ingresos salariales y PEA de personas con 6 a 10 años de educación (L2) con las de 5 o menos años de educación (L1)

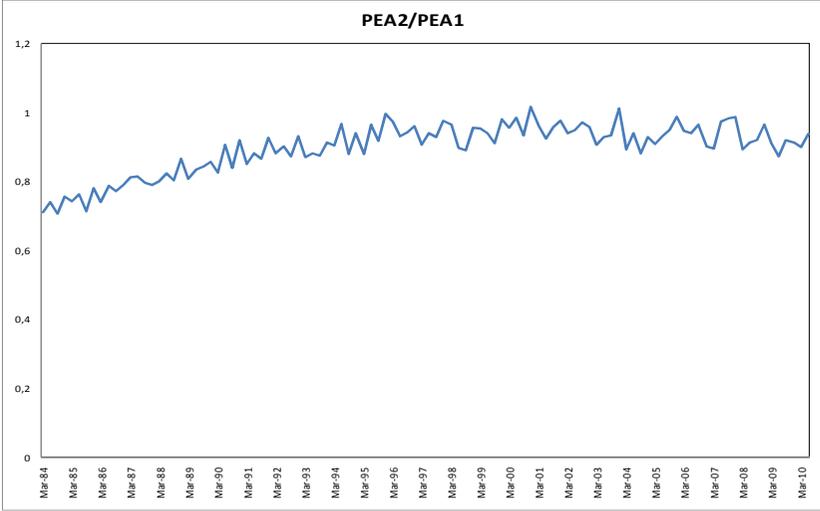
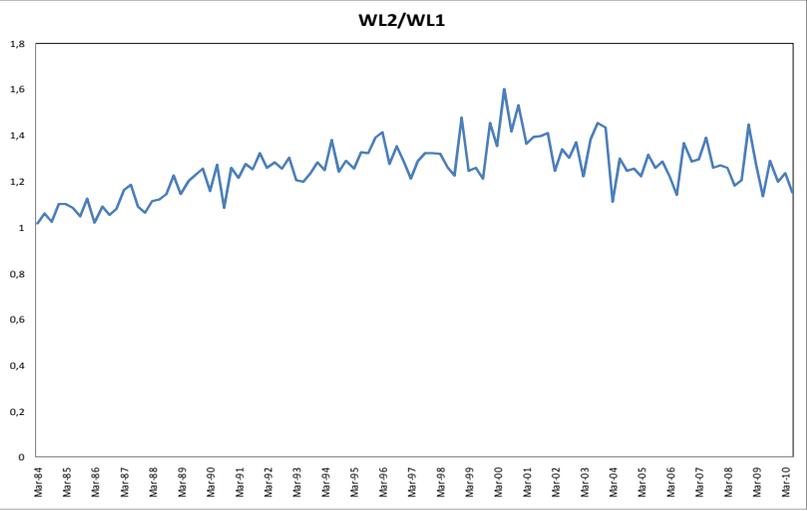
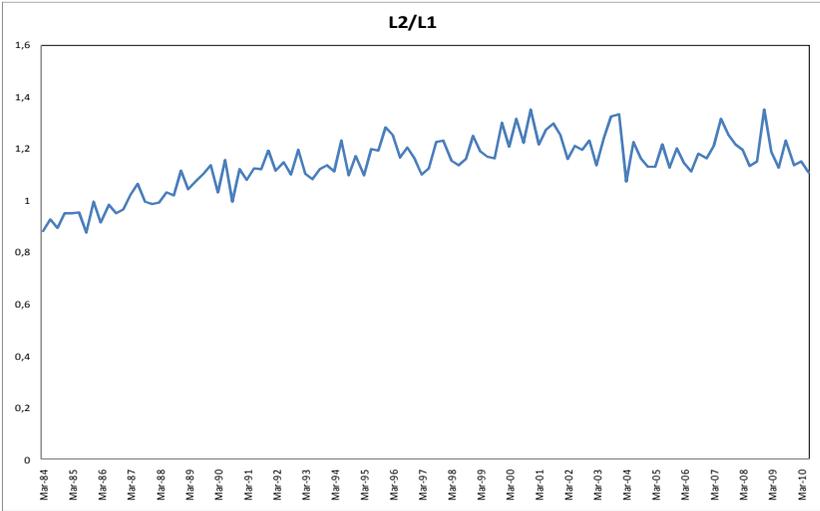
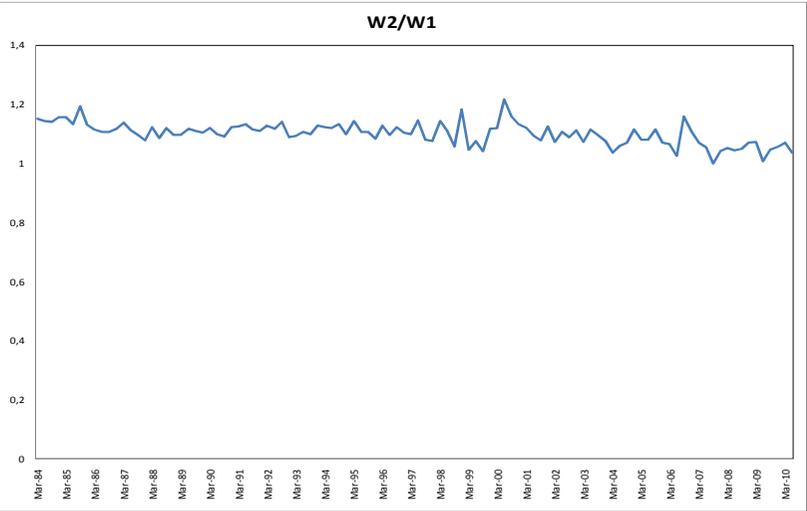


GRÁFICO 14. Coeficientes de la regresión por cuantiles para 1984

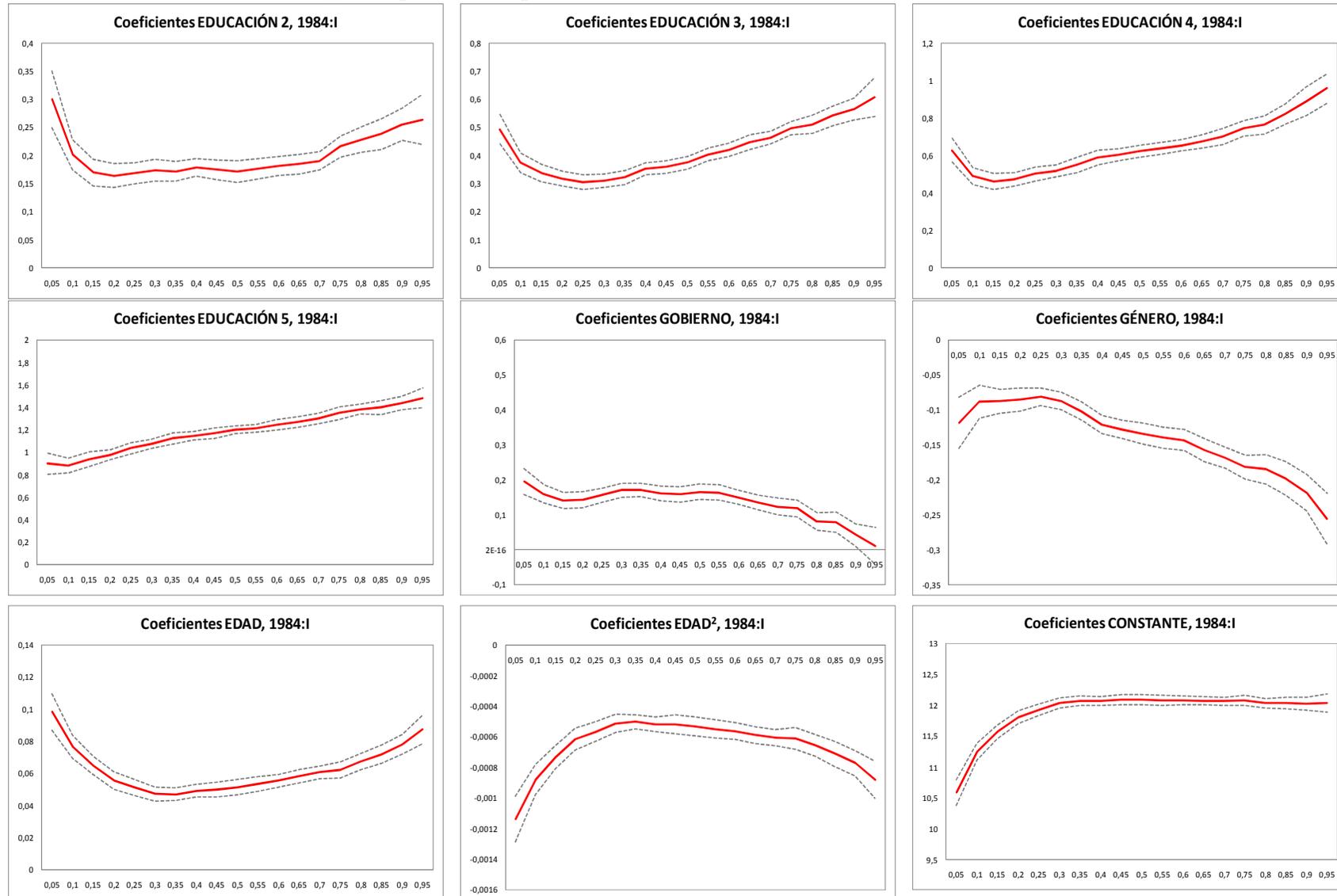


GRÁFICO 15. Coeficientes de la regresión por cuantiles para 1995

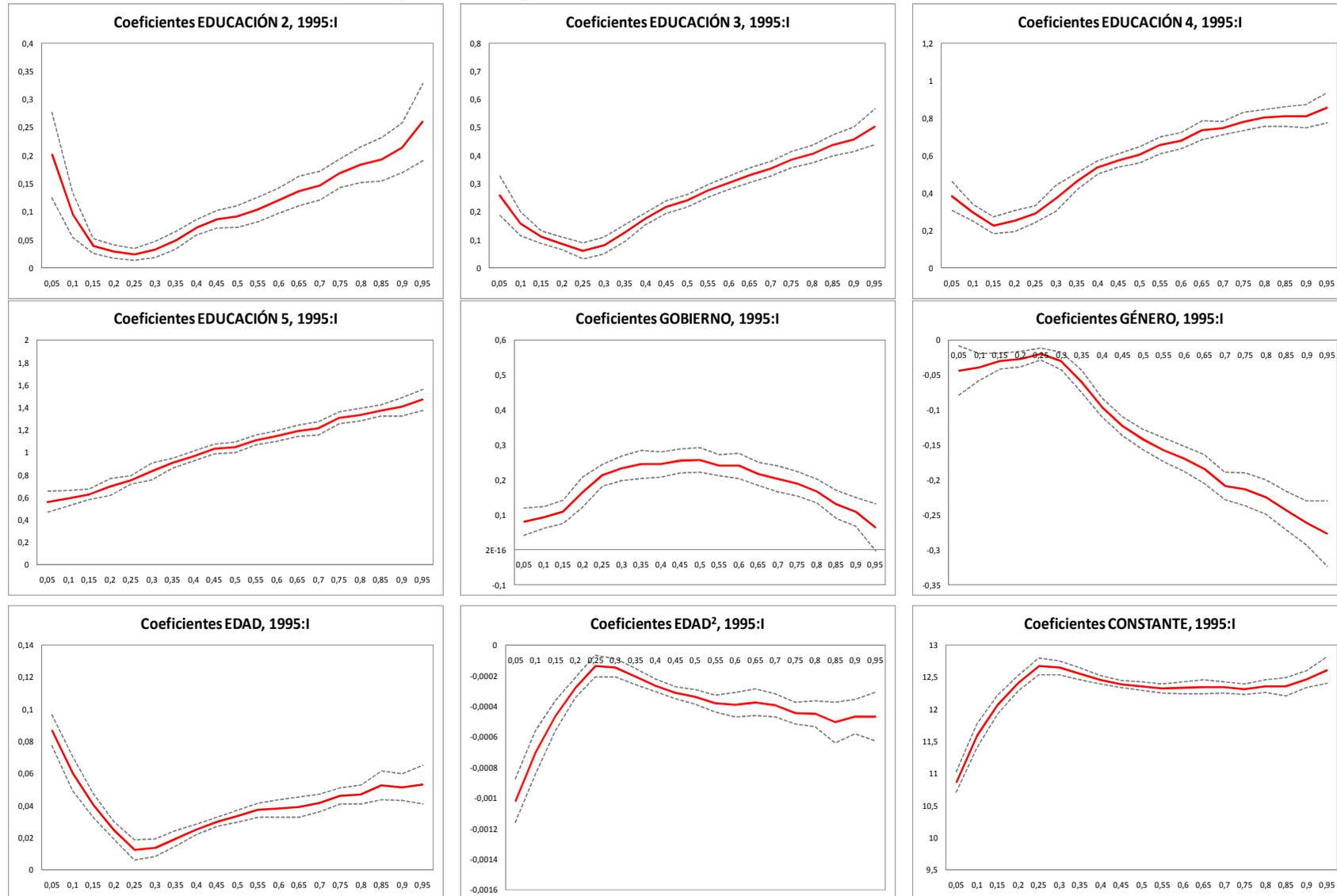


GRÁFICO 16. Coeficientes de la regresión por cuantiles para 2010

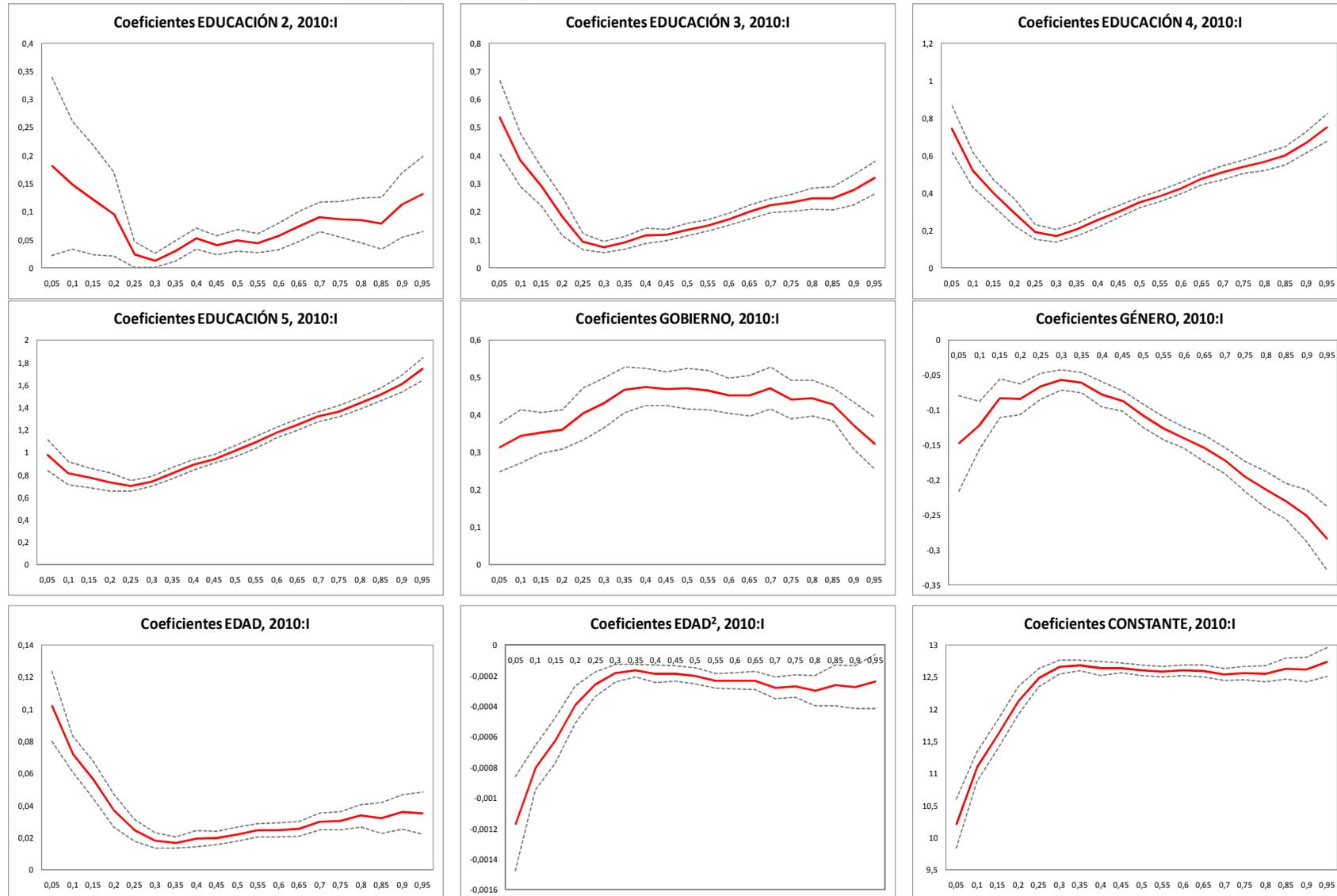


GRÁFICO 17. Coeficientes de la variable GÉNERO para los percentiles 10, 50 y 90.

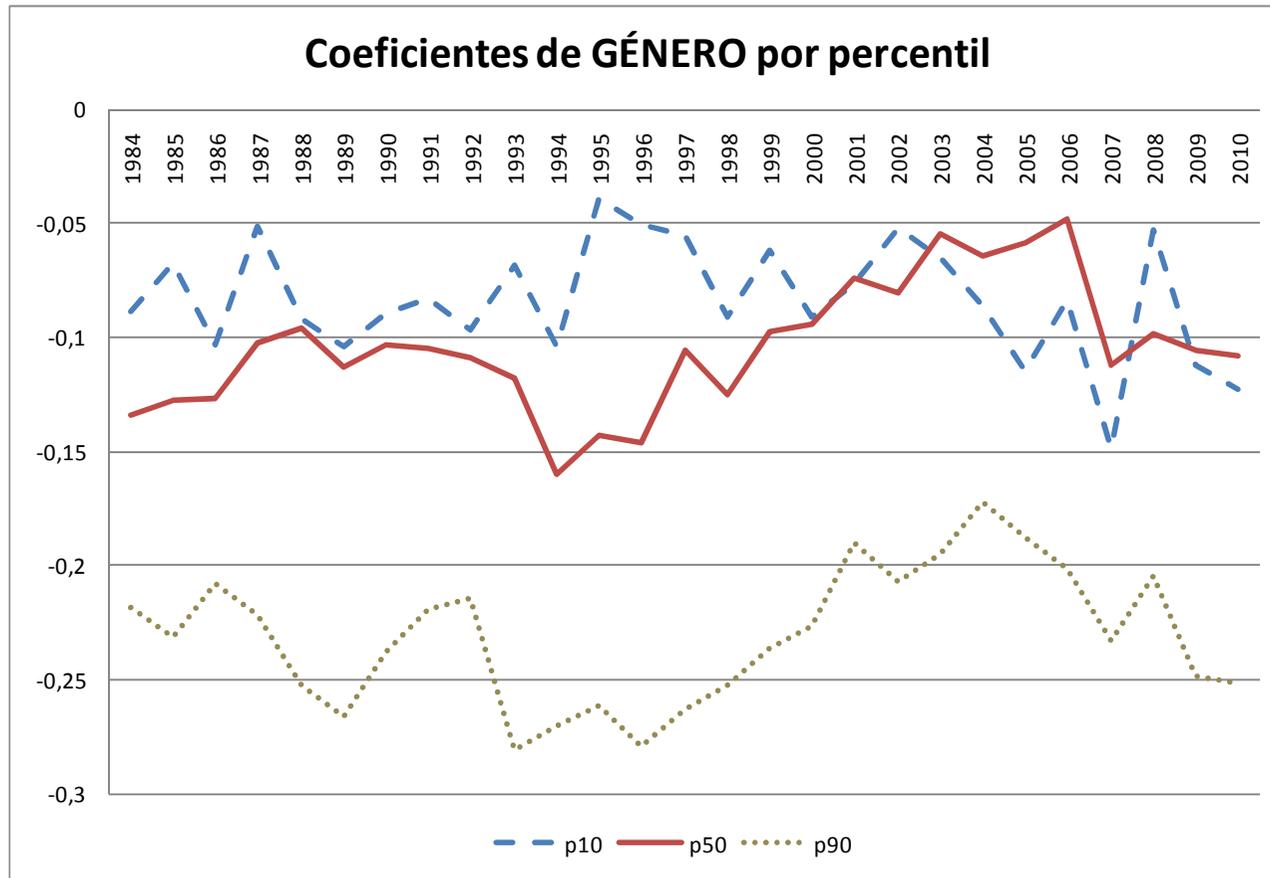


GRÁFICO 18. Desplazamientos de ubicación para cada variable según las regresiones por cuantiles, 1984-2010

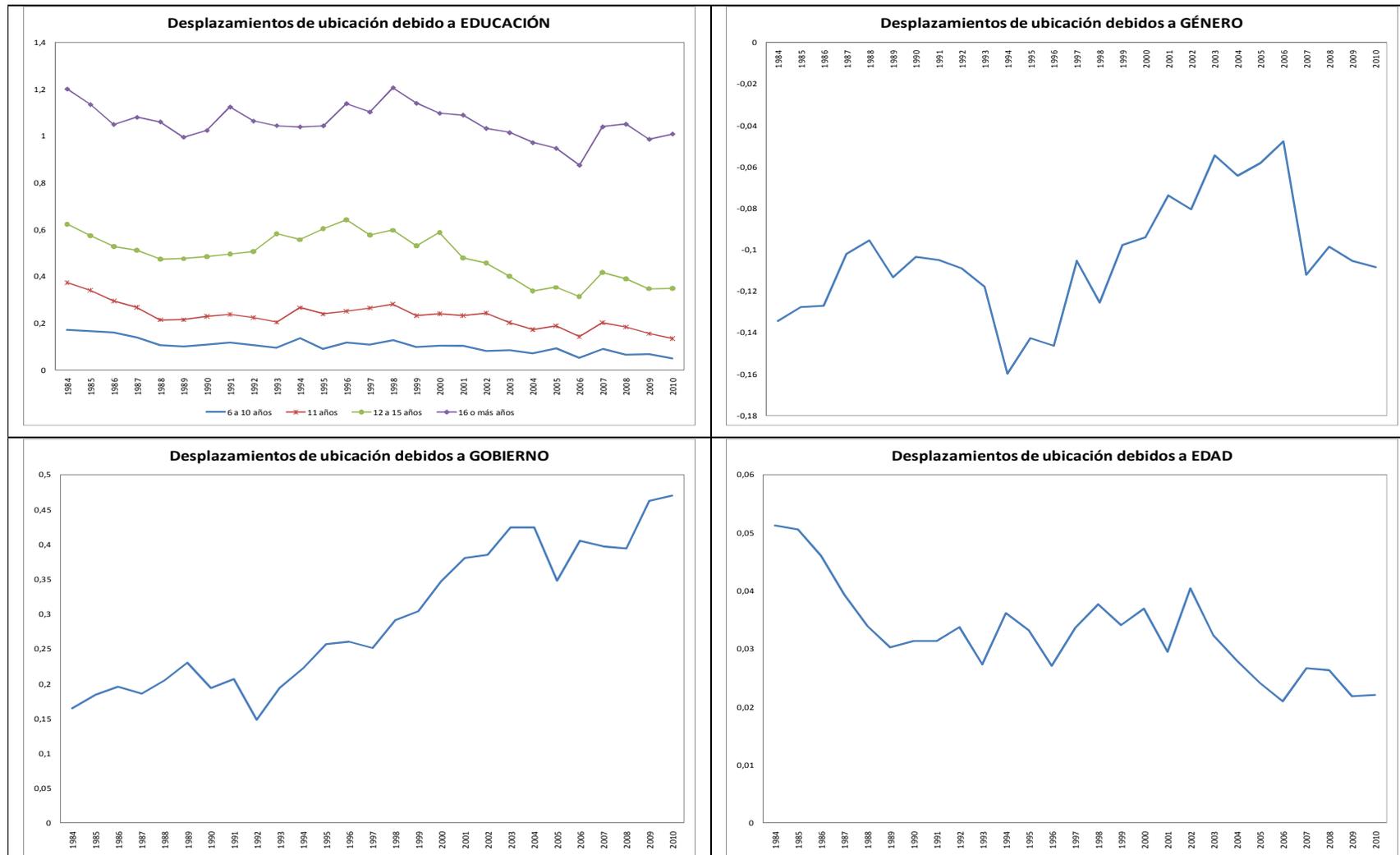


GRÁFICO 19. Desplazamientos de dispersión para cada variable según las regresiones por cuantiles, 1984-2010

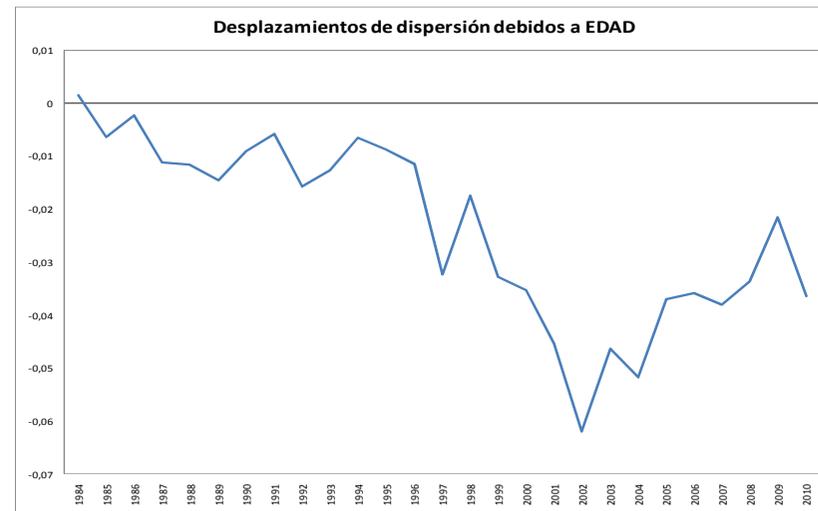
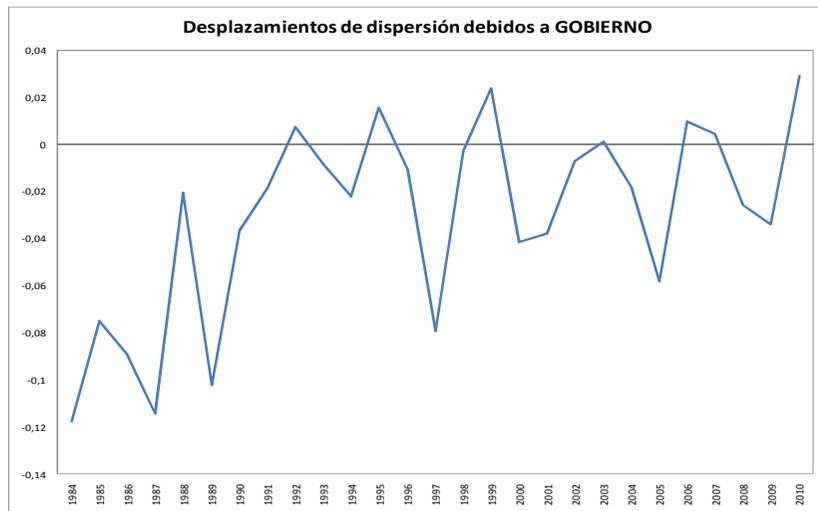
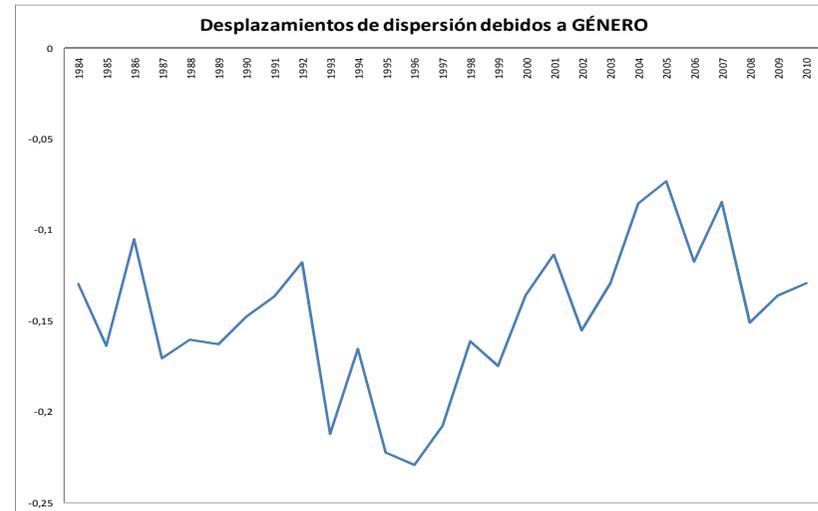
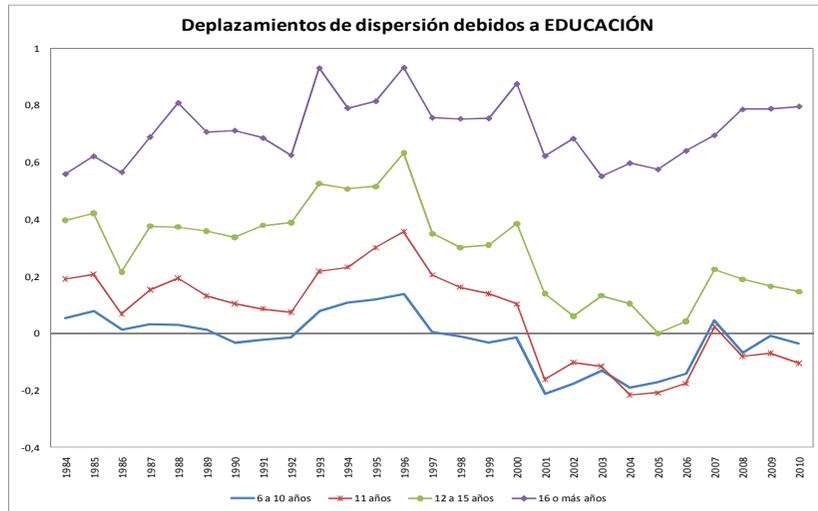


GRÁFICO 20. Desplazamientos de asimetría para cada variable según las regresiones por cuantiles, 1984-2010

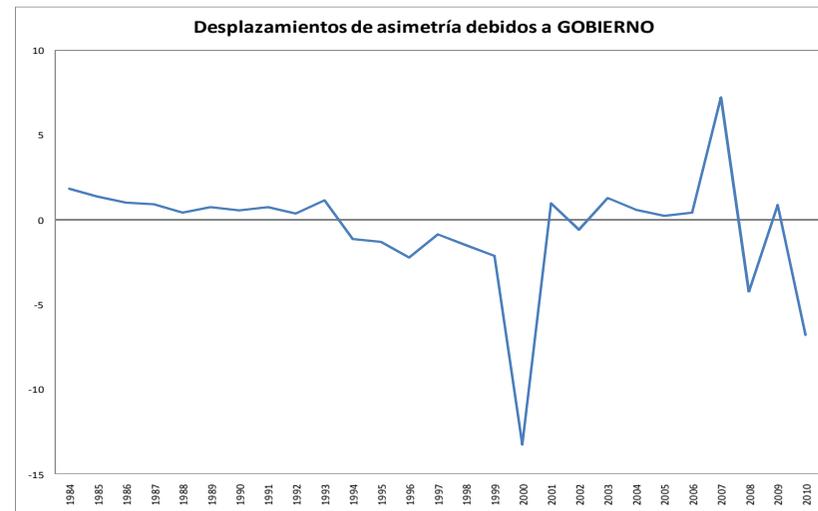
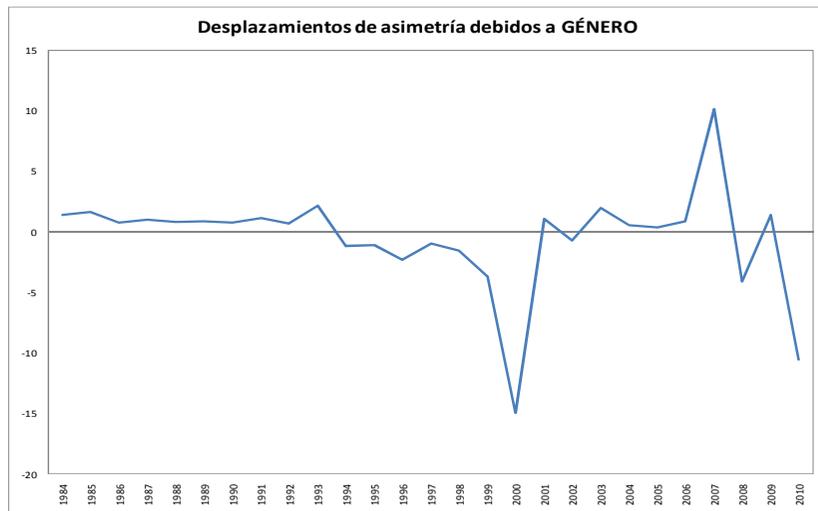
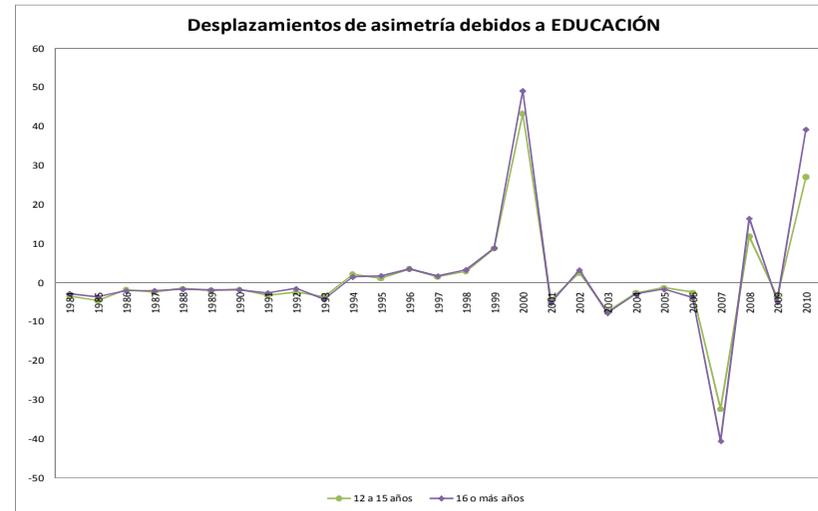
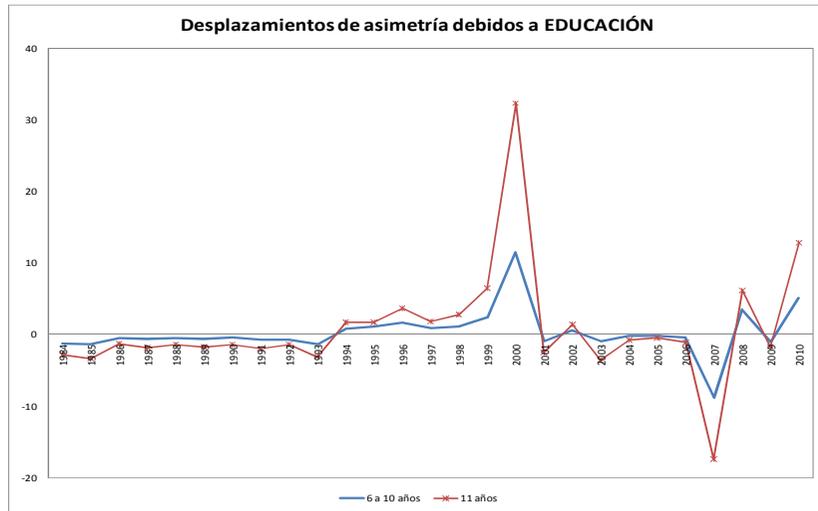


GRÁFICO 20 (Continuación). Desplazamientos de asimetría para cada variable según las regresiones por cuantiles, 1984-2010

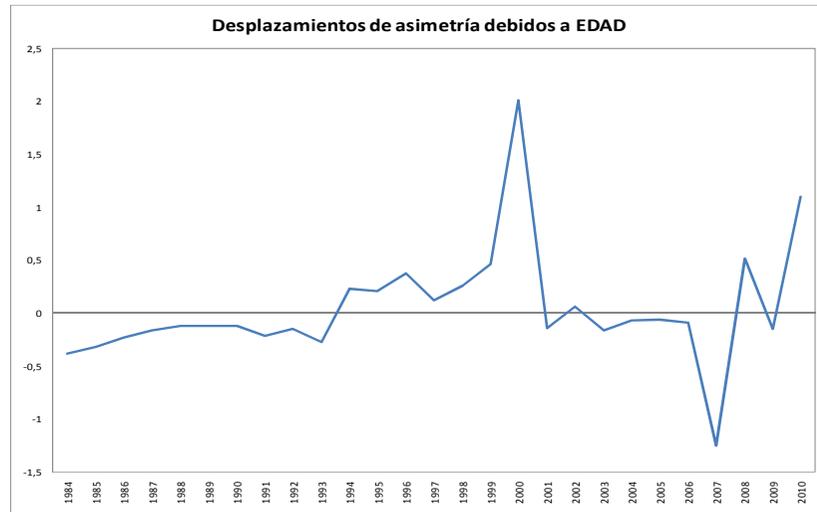


GRÁFICO 21. El salario mínimo y la evolución de los desplazamientos de escala debidos a educación

