

# Cambios en el régimen de pensiones en Colombia y su efecto en el margen intensivo de la oferta laboral

Giselle Vesga Reyes  
Tutores: Darwin Cortés y Darío Maldonado  
Universidad del Rosario  
Tesis maestría  
30 de enero de 2013

## Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>5</b>
<b>2. Breve revisión de literatura</b>	<b>8</b>
<b>3. Sistema pensional colombiano y su reforma en el 2005</b>	<b>9</b>
<b>4. Datos</b>	<b>13</b>
<b>5. Estrategia empírica</b>	<b>14</b>
5.1. Identificación . . . . .	16
<b>6. Resultados</b>	<b>19</b>
6.1. Estimaciones paramétricas . . . . .	19
6.2. Robustez . . . . .	24
<b>7. Conclusiones</b>	<b>25</b>
<b>Apéndice</b>	<b>27</b>
<b>A. Estadísticas descriptivas por año</b>	<b>27</b>
<b>B. Estimaciones: Afiliados Asalariados.</b>	<b>28</b>

## Índice de cuadros

1. Características regímenes del sistema pensional . . . . .	12
2. Composición de la muestra . . . . .	14
3. Semanas cotizadas y horas trabajadas . . . . .	15
4. Estimación paramétrica del efecto . . . . .	20
5. Continuidad de las variables observables . . . . .	22
6. Efectos Heterogéneos sobre la muestra . . . . .	23
7. Sensibilidad a la muestra . . . . .	24
8. Sensibilidad al orden del polinomio . . . . .	25
9. Composición de la muestra por año . . . . .	27
10. Semanas cotizadas y horas trabajadas por año . . . . .	27
11. Prueba diferencia de medias de horas trabajadas . . . . .	28
12. Estimación paramétrica del efecto: asalariados . . . . .	28
13. Continuidad de las variables observables: asalariados . . . . .	29
14. Efectos Heterogéneos sobre la muestra: asalariados . . . . .	30
15. Sensibilidad a la muestra: Asalariados . . . . .	31
16. Sensibilidad al orden del polinomio: Asalariados . . . . .	31

## Índice de figuras

1. Horas trabajadas y semanas cotizadas . . . . . 15
2. Horas trabajadas y semanas cotizadas(polinomio segundo orden) . . . 18

## **Resumen**

En Colombia, como en muchos países de América Latina, en los años 80 y 90 se hicieron cambios importantes en los regímenes de pensiones. Este trabajo hace un análisis de uno de esos cambios en Colombia. El cambio consistió en aumentar el tiempo de cotización necesario para reclamar los beneficios pensionales y la inclusión del salario dentro de la fórmula del monto de pensiones. Para este propósito se estudia el impacto sobre la oferta laboral de un cambio exógeno en estas condiciones usando un diseño de regresión discontinua. Se encuentra un efecto positivo sobre las horas promedio trabajadas en la semana.

**Palabras Claves:** Oferta laboral, Regresión discontinua, Sistema pensional  
**Códigos JEL:** D91, J26

# 1. Introducción

En las últimas décadas, muchos países efectuaron cambios importantes en sus sistemas de pensiones. Estas reformas fueron particularmente importantes en América Latina; el primer país en hacer una reforma fue Chile en los inicios de los años 80 pero después otros países hicieron cambios similares. En la mayoría de estas reformas se establecieron contribuciones definidas y se incluyeron sistemas con cuentas privadas. Chile, Bolivia, México, Salvador y República Dominicana implementaron modelos sustitutivos, y quedaron con un sistema que es únicamente privado. Otros países como Perú y Colombia, quedaron con un modelo en donde los sistemas público y privado funcionan paralelamente en el sistema de pensiones.

La adopción de esas reformas estructurales y paramétricas, implicó cambios en los beneficios de los afiliados; entre estos cambios se encuentran la disminución en las tasas de remplazo, aumentos en los requisitos de pensión y en las tasas de cotización. Esos cambios están relacionados con variables como el nivel de ingresos de los individuos que generan distorsiones en las decisiones laborales y de ahorro de los individuos<sup>1</sup>. Como argumentan Diamond y Barr (2008) éstas distorsiones deben ser tenidas en cuenta para el diseño de políticas sobre el sistema pensional.

Sin embargo, los estudios sobre estas reformas en Latinoamérica se han centrado principalmente en temas como los pasivos pensionales, tasas de cobertura e informalidad. Entre los autores que han revisado estos temas se encuentran Mesa-Lago(2002, 2004) y, Corbo y Schmidt-Hebbel(2003). Sin embargo, no se ha estudiado el efecto de esos cambios sobre la oferta laboral. Aun cuando la literatura teórica relevante como Lindbeck y Persson (2003), y Fisher y Keuschnigg (2010) y la literatura empírica en países desarrollados, principalmente en EEUU como Hurd y Boskin (1984), Burtless (1986), Krueger y Pishke (1992), Friedberg (2000), y Gruber y Orszag (2000), destacan distorsiones sobre la oferta laboral causada por los cambios en los beneficios de los sistemas pensionales.

El objetivo de este trabajo es estudiar el impacto de la reforma Colombiana, implementada en los años 90, sobre la oferta de trabajo individual. La reforma en Colombia se introdujo a través de la Ley 100 de 1993 y uno de sus principales objetivos fue la introducción de un sistema privado de ahorro individual para la jubilación. La introducción del sistema privado no eliminó el sistema público existente de forma que los dos sistemas quedaron funcionando (y compitiendo) de forma paralela. Adicionalmente - y más importante para el propósito de este estudio - la reforma cambió los montos y requisitos de pensión en el sistema público; el objetivo era garantizar una mayor equivalencia entre ambos sistemas y generar un sistema más actuarial.

---

<sup>1</sup>En países desarrollados se han encontrado cambios significativos en variables como el consumo, ahorro y tasas de retiro. Autores como Battistin, et. al.(2009), encuentran efectos significativos sobre el consumo de bienes no durables, y otros autores, entre los que se encuentran Attanasio y Rohwedder (2003), hayan incentivos al ahorro con disminuciones en los beneficios de pensión.

La reforma no afectó de forma inmediata a todos los trabajadores no jubilados. Para algunos trabajadores las reglas anteriores a la reforma seguían rigiendo sus derechos pensionales; al régimen que rige a estos trabajadores se le denominó *Régimen de Transición* (RT). Para mantener las condiciones anteriores a la reforma los trabajadores debían satisfacer requisitos de edad y tiempo de trabajo. A los afiliados que pertenecían a este régimen no les aplicaban los cambios en los montos y requisitos de pensión, edad y tiempo de cotización, introducidos con la reforma.

La reforma del 93 no solucionó todos los problemas que la motivaron y fue necesario implementar nuevas reformas. En el año 2005 entró en vigencia una reforma en la que se dispusieron normas sobre los regímenes especiales y exceptuados, entre los que se encontraban docentes, fuerza pública y RT. La regla general fue que dichos regímenes no se podían extender más allá del año 2010. Pero adicional a esto, específicamente para el RT introdujo un nuevo requisito para que los afiliados pudieran seguir perteneciendo al RT.

Este cambio implicó que un grupo de afiliados que antes hacían parte del RT dejara de hacer parte de él y tuviera que acogerse a las reglas de la Ley 100. Como consecuencia de este cambio, las personas que salieron del RT enfrentaron aumentos en la edad de retiro, aumento en el número de semanas cotizadas necesarias para obtener la pensión y cambios en los montos de pensión. Estos cambios afectan de forma directa los ingresos que se van a recibir en la etapa pasiva, y la relación entre los ingresos actuales y los ingresos pensionales, y por lo tanto pueden tener un efecto sobre sus decisiones de oferta laboral.

La teoría económica predice que los cambios en las reglas sobre el sistema de pensiones generan cambios en la oferta laboral. Esta relación se debe a que que las nuevas condiciones cambian los balances entre ocio y trabajo, y entre consumo presente y futuro haciendo que se actualicen las decisiones de trabajo. Con un aumento en el tiempo para adquirir la pensión y un monto de pensión más actuarial, en donde la tasa de reemplazo<sup>2</sup> tiene una mayor dependencia de variables como el tiempo cotizado y el ingreso, la desutilidad de trabajar se podría estar compensando con un monto de pensión mayor, lo que incentivaría al trabajador a aumentar su oferta laboral.

Las decisiones de los afiliados con respecto a su oferta laboral dependen de los cambios que la reforma genere sobre los beneficios y los costos de trabajar. Los trabajadores se enfrentan a una disyuntiva entre el costo de trabajar, que se debe a la desutilidad causada por no dedicar tiempo al ocio, y la posibilidad de aumentar sus ingresos y cambiar el beneficio de pensión que recibe en su edad de retiro. Con una reforma en donde el sistema pensional es más actuarial el precio relativo del ocio aumenta, pues el afiliado necesita aumentar su oferta laboral para poder mejorar los ingresos en especial en la edad de retiro.

Si la tasa de reemplazo depende muy poco o nada del tiempo adicional de traba-

---

<sup>2</sup>Monto de pensión como porcentaje del salario base.

jo, el individuo tomaría decisiones únicamente teniendo en cuenta la desutilidad del trabajo y los ingresos obtenidos por ese trabajo en su vida activa. Los cambios en la oferta de trabajo se pueden observar tanto en el margen extensivo (participación laboral) como en el intensivo (horas de trabajo)<sup>3</sup>.

Hay que resaltar que si se observa un cambio en la oferta laboral, hay un supuesto implícito sobre una elasticidad de la demanda de trabajo negativa diferente de cero<sup>4</sup>. Además hay que tener en cuenta que, reformas que van en dirección a aumentar la equivalencia entre beneficios y contribuciones de pensión, no necesariamente generan un cambio exógeno en la demanda de trabajo. Dado que el ajuste actuarial en este caso se da únicamente con cambios en los requisitos y montos de pensión, entonces solo implica un choque exógeno sobre la oferta. Si el ajuste incluyera cambios en las tasas de cotización es posible que se genere un choque también sobre la demanda debido a aumentos en los costos de la mano de obra.

Para estudiar el impacto del cambio en la estructura del régimen pensional colombiano este trabajo estima el efecto de la reforma que se realizó al RT sobre la oferta laboral de los individuos que dejaron de pertenecer al RT a partir del 2005. El trabajo se concentra en el impacto sobre el margen intensivo debido a que los datos no permiten estudiar el impacto sobre el margen extensivo<sup>5</sup>.

Siendo las horas trabajadas una variable continua, se evalúa el efecto comparando el número de horas de trabajo ofrecidas por aquellos individuos que después de la reforma siguieron siendo parte del régimen de transición y los que salieron de éste. Para esto se usa el método de regresión discontinua<sup>6</sup> y los datos de la GEIH (Gran Encuesta Integrada de Hogares), para los años de 2007 a 2008. Los datos contienen información sobre oferta laboral incluyendo el sistema pensional y cotizaciones, características personales y del hogar de los individuos.

Los resultados de las estimaciones muestran que hay un efecto positivo en las horas trabajadas para los individuos que entran a participar en un sistema con un requisito mayor de tiempo para recibir pensión y unos montos de pensión más actuariales. Esos individuos son aquellos que se quedan fuera del régimen de transición. El resultado es robusto a controles, tamaño de la muestra, y sensibilidad a la especificación usada. Adicionalmente, se encuentran efectos heterogéneos según edad.

Lo que resta de este trabajo está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se hace una breve revisión de literatura. Luego está una sección que describe el sistema pensional colombiano, el RT de la ley 100 y el cambio introducido

---

<sup>3</sup>La relación entre las reglas de pensión y la oferta de trabajo han sido ampliamente estudiadas en la literatura teórica y normativa en economía pública. Ver por ejemplo Cremer et.al (2004).

<sup>4</sup>Este supuesto se hace teniendo en cuenta que en Colombia estudios como el de Arango, et al. (2009) encuentran una elasticidad de la demanda del trabajo con respecto al salario de -0.3.

<sup>5</sup>La información que se tiene de los afiliados que no están trabajando no permite clasificarlos como afiliado que está o no dentro del RT, por lo tanto no permite evaluar si existió algún efecto sobre esta variable.

<sup>6</sup>ver Hahn, et.al (2001).

en el 2005. En la cuarta sección se describen los datos. La quinta sección presenta la estrategia de identificación. En la sexta sección se discuten los resultados de la estimación del efecto y algunos ejercicios de robustez. Las implicaciones económicas y conclusiones se encuentran en la última sección.

## 2. Breve revisión de literatura

La evidencia empírica de las distorsiones causadas por los sistemas pensionales se centra principalmente en países desarrollados<sup>7</sup>. Gruber y Wise(1999) encuentran evidencia de que los sistemas pensionales han traído caídas en la participación laboral especialmente en las personas mayores en países como Francia y Alemania. Borsch-Supan (1998) encuentran una alta correlación entre los incentivos dados por el sistema pensional y la oferta laboral para las personas cercanas a pensionarse para trabajadores en Alemania. Los incentivos están dados precisamente por la falta de compensación actuarial por trabajo adicional generando aumentos en las tasas de retiro.

En Estados Unidos la evidencia empírica sobre el efecto de cambios en las reglas del sistema pensional y la oferta laboral es amplia y muestra que estos cambios sí pueden tener efectos importantes sobre la oferta de trabajo. Hurd y Boskin (1984) ,y Burtless (1986), afirman que aumentos no anticipados en los beneficios de la seguridad social tiene un efecto negativo sobre la oferta laboral. Encuentran que ese cambio en los beneficios es responsable de un 8.2 % de la caída en la tasa de participación laboral de los viejos y de un aumento de la probabilidad de retirarse en un 2 % entre los 62 y 65 años, respectivamente. Otros autores como Gruber y Orszag (2000), y Friedberg(2000) estudian el efecto de reducciones en los beneficios, y encuentran evidencia de aumentos en la oferta laboral.

Sin embargo, Blinder, et.al. (1981) encuentran, también en EEUU, que un aumento en los beneficios puede generar aumentos en la oferta laboral de personas cercanas a la edad de retiro. Argumentan que ese desincentivo al trabajo, que se ha encontrado en la literatura, puede ser compensado por un buen ajuste actuarial en donde se aumenten los beneficios también con horas extra de trabajo.

Autores como Krueger y Pischke (1992), y Van der Klaauw y Wolpin (2008) han argumentado que esos efectos significativos sobre la oferta laboral en EEUU dependen del nivel de ingresos, edad, diferencias en las expectativas y la forma en la que pueden suavizar el consumo. Van der Klaauw y Wolpin (2008) encontraron que las reformas tienen más incidencia en los individuos con bajos ingresos.

En Ucrania Danzer(2010) estima el efecto de un aumento en el mínimo de pensión sobre las decisiones de retiro y oferta laboral en las personas que tienen edades cercanas a la de retiro. El trabajo explota dos estrategias de identificación: como un

---

<sup>7</sup>Ver Bodor, et.al (2008).



primer ejercicio estima el efecto usando diferencia en diferencias, y luego implementa una regresión discontinua. En ambos casos encuentra aumentos en la tasa de retiro de casi un 17%. Además, encuentra que los incentivos para retirarse son mayores para aquellos que se encuentran en la parte baja de la distribución de educación.

Al igual que otros países menos desarrollados, en Colombia, la evidencia sobre los incentivos generados a través de la implementación de reformas pensionales es escasa. Algunos estudios que se pueden resaltar son Calderón y Marinescu(2011) y Clavijo (2003), quienes se enfocan en la informalidad. El primero estudia los efectos de la unificación de la base de cotización para salud y pensión sobre la informalidad. Y el segundo analiza los efectos de las reformas al sistema pensional en 1993 y 2003, encontrando efecto positivo sobre la informalidad debido al aumento en los costos laborales. Con respecto a las decisiones de ahorro para la edad de retiro en Colombia se encuentra el estudio de Guataquí, et.al(2009). Sin embargo, aún no se ha investigado acerca de los efectos sobre la oferta laboral frente a cambios del sistema pensional.

### 3. Sistema pensional colombiano y su reforma en el 2005

El sistema pensional colombiano tuvo sus inicios formalmente con la *Ley 6 de 1945*, que establecía la creación de una caja o instituto que asumiera el pago de prestaciones sociales para el sector privado y público. En consecuencia, mediante la *Ley 90 de 1946* nació el *Instituto de Seguros Sociales* (ISS). El sistema operó de forma paralela con múltiples cajas, principalmente de carácter privado, y sin reforma alguna hasta el año 1993, momento en el cual por iniciativa legislativa nace la *Ley 100 de 1993*<sup>8</sup>. Ésta, que es una de las reformas más grandes que se le ha hecho al sistema pensional en Colombia, hizo que el sistema quedara compuesto por dos regímenes, uno de prima media, que es público, y otro de ahorro individual con solidaridad, que es privado. Ambos siguen hoy vigentes, funcionan de forma paralela y compiten entre ellos.

En el primer régimen, el de prima media, se unieron la mayoría de las cajas de pensiones que existían en ese momento<sup>9</sup>, las contribuciones de los individuos en edad de trabajar fueron a un fondo común, administrado por el ISS. En el segundo régimen, el de ahorro individual, los aportes se asignan a unas cuentas individuales, propiedad de cada contribuyente, siendo un ahorro que se puede ir capitalizando. Los afiliados pueden moverse entre estos dos regímenes dejando algunos años entre un cambio y el otro.

---

<sup>8</sup>Hay que resaltar que el ahorro en el sistema pensional, no es el único sistema de ahorro que utilizan los colombianos para la edad de retiro. Y además no es un mecanismo usado por un alto porcentaje de trabajadores. Guataquí, et.al(2009) resaltan que “esta opción presenta un nivel menor al esperado en el caso de los asalariados”.

<sup>9</sup>Algunas excepciones fueron las cajas que administraban las pensiones para docentes y militares.

Bajo el nuevo sistema de pensiones, se establecieron reglas específicas sobre los requisitos de pensión en cada uno de los regímenes. Se homogeneizó la edad y el tiempo cotizado como requisitos de pensión para todos los afiliados al régimen de prima media y se estableció la cuantía mínima de la cuenta con la que un afiliado en el régimen de ahorro individual se puede retirar. También se homogeneizaron las tasas de contribución y la fórmula para la tasa de reemplazo. Para poder implementar esos cambios en el sistema fue necesario crear un *Régimen de Transición* (RT). Éste régimen estaba conformado por aquellos afiliados al régimen de prima media que llevaran más de 15 años de servicios cotizados o que en el momento que entrara a regir dicha ley tuvieran más de 40 o 35 años de edad, para hombres y mujeres respectivamente. Y consistía en que aquellas personas que cumplieran con los requisitos no se les iban a modificar los requisitos y montos de pensión por las cuáles se regían antes de la expedición de la *ley 100*.

En el 2003, se realizó una nueva reforma, la *Ley 79 de 2003*, que modificó nuevamente los requisitos de pensión, y el monto de la misma, adicionalmente se introdujo la obligatoriedad de afiliación para los trabajadores independientes, también aumentó los beneficios para aquellos que fueran a recibir pensión del fondo de solidaridad, y estableció mayores restricciones del manejo de afiliación de ambos regímenes. Hay que aclarar que estos nuevos cambios sobre los requisitos y montos de pensión solo regían para aquellos del régimen de prima media que no pertenecían al RT.

El RT creado en la *Ley 100 de 1993* se modificó bajo el *Acto Legislativo 01 de 2005*, en el Parágrafo transitorio 4to, disminuyendo el número de afiliados que pertenecían al régimen, al exigir como requisito adicional un mínimo de 750 semanas cotizadas en el momento en el que entró en vigencia el acto legislativo. De esta forma los afiliados que aún cuando cumplieron con los requisitos exigidos en el 2004 pero que entraron al régimen con menos de 200 semanas cotizadas a enero de ese mismo año con el nuevo requisito exigido quedaron fuera del RT. Éste cambio en el estado de algunos afiliados del RT es el que permite que se pueda evaluar el efecto a través de la estrategia empírica usada en el presente trabajo.

La reforma introducida a los requisitos para pertenecer al RT generó unos cambios inmediatos en la edad de retiro, las semanas mínimas de trabajo cotizado y montos de pensión para los afiliados que salieron de dicho régimen, generando un mayor vínculo entre las contribuciones y los beneficios. Antes de que entrara en vigencia esa reforma todos los individuos que seguían en el régimen de prima media y pertenecían al RT podían estar regidos por tres reglamentaciones diferentes, el *Decreto 758 de 1990*, la *Ley 33 de 1985* o la *Ley 71 de 1988*. Estar bajo alguna de estas tres reglamentaciones dependía del tipo de trabajo que tuviera, oficial o privado, y en algunos casos requisitos de edad y tiempo de trabajo a la fecha de entrada de vigencia de las diferentes leyes. Con la reforma los afiliados que quedaron fuera del RT quedaron regidos únicamente por lo establecido en las leyes *797 de 2003* y *100 de 1993*.

En el cuadro 1 se pueden observar las diferencias en los requisitos y montos de

pensión entre el Régimen de Transición y el régimen de prima media de la *ley 100* (modificado por la *ley 797*). Con respecto a la edad mínima de retiro en general no hay diferencias entre el RT y no RT, es de 60 y 55 años para hombres y mujeres respectivamente, a excepción de algunos afiliados hombres que trabajaban con el sector público cuyo requisito de edad es 5 años menor al del resto de afiliados. Lo que concierne al tiempo mínimo de trabajo o cotización en promedio para los afiliados del RT exigen 20 años de servicios como requisito para acceder a la pensión. Sin embargo, el *Decreto 758 de 1990* también permite pensionarse con solo 500 semanas de cotización pagadas durante los 20 años anteriores al cumplimiento de las edades mínimas de retiro. En general el tiempo de cotización mínimo requerido para pensionarse es menor para los afiliados al RT que los que no, pues para los que no a partir del 2005 va aumentando progresivamente.

A diferencia de los requisitos de pensión, el monto, específicamente la tasa de remplazo, cambia significativamente entre el RT y la *Ley 797 de 2003*. Para los afiliados que están bajo las leyes 33 y 71 de 1985 y 1988 respectivamente, ésta es fija con un 75 % de salario promedio del último año de servicio. El *Decreto 758 de 1990* incluye en la fórmula de la tasa una dependencia positiva de las semanas adicionales a las 500 semanas cotizadas. Con la ley 100 y luego con la 797, la fórmula de la tasa de remplazo cambia con respecto a las reglamentaciones del RT. Tiene una tasa fija mayor al del decreto pero menor a las leyes del RT, y adicionalmente incluye otro término relacionado con los ingresos del afiliado. En este caso entonces la tasa depende positivamente de cada 50 semanas adicionales al mínimo requerido y negativamente del número de SMLV (Salarios Mínimos Legales Vigentes) que gane el trabajador.

En general, se observa que se intentó homogeneizar los regímenes, disminuyendo las diferencias entre las contribuciones y los beneficios a través de cambios en los requisitos y montos de pensión. Aquellos afiliados que salieron del RT a partir del 2005 son los que experimentan ese mayor vínculo que surge a partir de dicha reforma.

Cuadro 1: Características regímenes del sistema pensional

	REGIMEN DE TRANSICION	NO REGIMEN DE TRANSICION
	Decreto 758 DE 1990 (ISS)	Ley 100 de 1993 (RPM)
	Ley 33 de 1985 (Sector público)	Ley 71 DE 1988
Edad	Hombres: 60 y Mujeres: 55	Hombres: 60 y Mujeres: 55
Tiempo	Hombres: 55 y Mujeres: 55 El empleado oficial con 20 años continuos o discontinuos de servicio.	Hombres: 60 y Mujeres: 55 Mínimo de 1000 semanas cotizadas en cualquier tiempo.
Monto	45% del salario mensual de base. Aumentos equivalentes al 3% del mismo salario mensual de base por cada 50 semanas de cotización, adicionales a las primeras 500 semanas. El valor total no podrá superar el 90% del salario mensual de base ni ser inferior al salario mínimo legal mensual ni superior a quince veces este mismo salario.	El monto mensual de la pensión de vejez, será equivalente al 65% del ingreso base de liquidación. Por cada 50 semanas adicionales a las 1.000 hasta las 1.200 semanas, este porcentaje se incrementara en un 2%, llegando a este tiempo de cotización al 73% del ingreso base de liquidación. Por cada 50 semanas adicionales a las 1.200 hasta las 1.400, este porcentaje se incrementara en 3% hasta completar un monto máximo del 85% del ingreso base de liquidación.
		Hombres: 60 y Mujeres: 55. A partir de 2014 se incrementa 2 años. En el 2005 se aumenta a 1.050 semanas. Y Aumenta 25 semanas anuales hasta alcanzar 1.300 en el 2015.
		A partir del 2004, Entre 65% y 55% del IBL decreciente con el nivel de ingresos. $r = 65,5 - 0,5s$ ; $r = \%$ ingreso de liquidación, $s = No.SMLVeneIBL$ . Desde 2005: +1.5% por c/50 semanas adicionales. Máximo de pensión 80 y 70.5%.

Fuente: Decreto 758 de 1990, Ley 33 de 1985, Ley 71 de 1988, Ley 100 de 1993 y 797 de 2003.

IBL: Ingreso Base de Liquidación

## 4. Datos

Para la estimación se usaron datos de la *Gran Encuesta Integrada de Hogares* (GEIH), realizada por el *Departamento Administrativo Nacional de Estadística* (DANE), para los años 2007 y 2008. Se usó la información de dos años para poder tener mayor densidad de observaciones alrededor de las 750 semanas, lo que permite estimar el efecto. Dos módulos de la encuesta fueron los que se usaron principalmente: características personales y ocupados. Del primer módulo se tomaron variables como edad, género, fecha de nacimiento, estado civil, y años de educación. Del módulo de ocupados se tomaron variables como régimen de pensiones, tipo de trabajo, horas de trabajo, entre otras. Adicionalmente, se incluyeron variables como el tamaño del hogar y la cantidad de hijos, que fueron construidas a partir del módulo de hogar.

La muestra corresponde específicamente a los individuos que están afiliados al ISS y que pertenecían al RT<sup>10</sup>. La clasificación de los individuos en el RT se hizo a partir del uso del módulo de características personales de donde se obtuvo el género y la fecha de nacimiento para poder calcular la edad de la persona en la fecha de entrada de vigencia de la ley 100. Además, del módulo de trabajadores se obtuvo la información sobre el tiempo de cotización en pensiones y el régimen de pensiones al cual se encuentra afiliado. En total, la muestra está conformada por 9901 observaciones. El 27.44% dejaron de pertenecer al RT con la entrada de vigencia del acto legislativo de 2005<sup>11</sup>.

En el cuadro 2 se encuentran las estadísticas correspondientes a las características que pueden afectar las decisiones de trabajo de los individuos<sup>12</sup>. Los datos de la primera columna corresponden al número de observaciones, la segunda a los promedios de cada variable para toda la muestra, en la tercera y cuarta columna se encuentran el promedio para los individuos que pertenecen al RT y a los que no respectivamente. La edad promedio de la muestra es aproximadamente 54 años, dato cercano a la edad de retiro. Además el 46% de la muestra son hombres. En promedio se está hablando de individuos que tienen hogares cuyo tamaño promedio está cercano a 4 personas y con 3 hijos. Adicionalmente, con respecto al tipo de trabajo que tiene la población que se incluyó en la muestra, se observa que el porcentaje de asalariados incluidos en la muestra es del 80%<sup>13</sup>.

Como aproximación a la oferta laboral se toma como variable dependiente las horas de trabajo. Esta se puede entender como una medida del esfuerzo que ofrece

---

<sup>10</sup>Pertenecen al RT aquellos individuos que cumplían los requisitos de edad y semanas cotizadas en abril de 1994, año en el que entra en vigencia la ley 100 de 1993.

<sup>11</sup>Para determinar quien sale o no del RT se recalculó el tiempo de cotización para enero de 2005.

<sup>12</sup>Estas variables afectan la disposición de los individuos a sacrificar ocio por un determinado pago en un momento del tiempo. Ver Meghir y Phillips (2008).

<sup>13</sup>Asalariados hace referencia a los trabajadores que son empleados del sector privado, público o son empleados domésticos, lo anterior siguiendo la definición establecida en el “Manual de Conceptos Básicos y de Recolección” de la GEIH. El grupo de los no asalariados incluye los afiliados que realizan el resto de trabajos diferentes a los establecidos en la categoría asalariado. Lo anterior siguiendo el trabajo de Guataquí y García-Suaza(2009).

Cuadro 2: Composición de la muestra

Variable	No Obs	Completa	RT	No RT
Género				
Hombre	4,559	46.05	48.52	39.82
Mujer	5,342	53.95	51.48	60.18
Edad	9901	54.3	53.9	55.4
Años de educación	9901	6.5	6.6	6.2
Tamaño del hogar	9901	3.8	3.8	3.9
Número de hijos	9901	3.4	3.4	3.4
Estado civil				
Soltero	1,023	10.33	9.43	12.61
Casado, vive en pareja	8,878	89.67	90.57	87.39
Tipo de trabajo				
Asalariado	7946	80.25	85.10	68.06
No Asalariado	1955	19.75	14.90	31.94

Fuente: GEIH 2007 y 2008

Medias: Para variables continuas

Porcentajes: Para variables discretas

RT: Grupo de individuos que siguieron perteneciendo al RT después del nuevo requisito.

No RT: Grupo de individuos que salieron del RT después del nuevo requisito.

cada uno de los individuos. Para determinar esta variable se usa la pregunta que se le hace a la población económicamente activa a cerca de la cantidad de horas que trabajaron la semana anterior al momento en el que se realizó la encuesta. En promedio los individuos de la muestra trabajaron cerca de 47 horas a la semana<sup>14</sup>. Existe diferencia de aproximadamente 2 horas trabajadas en promedio entre los afiliados del RT y los que dejaron de pertenecer a este<sup>15</sup>. Dicha diferencia puede observarse mejor en la figura 1, en donde alrededor de las 750 hay un salto de las horas trabajadas en promedio.

Con respecto a la variable indicadora, semanas cotizadas, se puede observar que en promedio los individuos tienen cerca de 957 semanas cotizadas cuando el acto legislativo de 2005 entra en vigencia. El promedio para los que siguen perteneciendo al RT y los que no, son de 1149.8 y 451.1 respectivamente.

## 5. Estrategia empírica

El objetivo del trabajo es estimar el efecto sobre la oferta laboral del cambio hacia un sistema pensional más actuarial, que se introdujo a algunos afiliados del RT. La regla que se introduce es un cambio exógeno en los requisitos para pertenecer

<sup>14</sup>Debido a que la muestra no incluye el 1% de las colas de la distribución, el mínimo de horas trabajadas no es cero.

<sup>15</sup>Hay que resaltar que las horas promedio de los afiliados de ambos grupos no son significativamente diferentes entre los años que se incluyen en la muestra. Ver Cuadro 10 y 11.

Cuadro 3: Semanas cotizadas y horas trabajadas

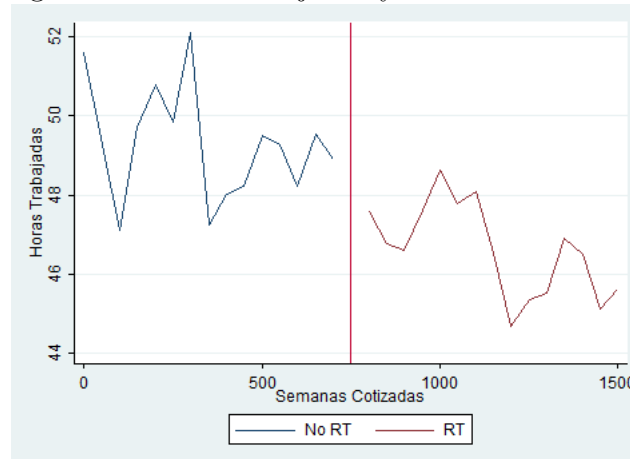
Variable	Completa	RT	No RT
Semanas cotizadas			
Media	958.139	1149.866	451.137
Desviacion Estándar	381.709	229.414	193.756
Mínimo	0	700	0
Máximo	1500	1500	800
Horas trabajadas			
Media	47.274	46.642	48.947
Desviacion Estándar	13.510	12.877	14.932
Mínimo	10	10	10
Máximo	98	98	98

Fuente: GEIH 2007 y 2008

RT: Grupo de individuos que siguieron perteneciendo al RT después del nuevo requisito.

No RT: Grupo de individuos que salieron del RT después del nuevo requisito.

Figura 1: Horas trabajadas y semanas cotizadas



*Nota:* La Figura muestra las horas promedio que trabajaron los afiliados por intervalos de 50 semanas cotizadas.

al RT, permitiendo el análisis del efecto como un cuasi-experimento. De acuerdo a Hahn, et.al.(2001) un diseño cuasi-experimental que tiene la propiedad de que la probabilidad de recibir el tratamiento cambia discontinuamente como función de una o más de las variables que determinan el tratamiento es el diseño de regresión discontinua, el cuál permite identificar el efecto promedio del tratamiento para un grupo de la población bajo muy pocos supuestos.

Al introducir el nuevo requisito de 750 semanas cotizadas en el año 2005, hace que inmediatamente todos aquellos afiliados que pertenecían al RT por cumplir con el requisito de edad pero que cuando entró en vigencia la ley 100 había cotizado menos de 200 semanas de trabajo queden fuera de éste. Esto significa que la probabilidad de pertenecer al RT es discontinua con respecto a las semanas de cotización y dado que los individuos no tienen control sobre la cantidad de semanas cotizadas en el momento que entra en vigencia la nueva reforma, la probabilidad de tener un

cambio de régimen<sup>16</sup> salta de uno a cero a partir de las 750. Lo anterior sugiere entonces que pertenecer o no al RT depende de una variable observable, las semanas cotizadas, y además que existe un umbral conocido en el soporte de dicha variable en donde la probabilidad de ser tratado cambia discontinuamente<sup>17</sup>.

El supuesto identificador de la RD es un supuesto de continuidad: todos los factores de confusión observables y no observables deben ser continuos en el umbral. Nótese que esto debe cumplirse aún si los grupos de tratamiento y control son diferentes en promedio, con respecto a esos factores de confusión.

## 5.1. Identificación

La variable objetivo en el presente trabajo,  $y_i$ , son las horas que trabajaron los afiliados durante la semana. El grupo de tratamiento está conformado por los individuos que salieron del RT después de que el *acto legislativo 01 de 2005* entró en vigor. El grupo de control son los afiliados que no salen del régimen de transición.

El tratamiento se define como una variable binaria,  $CR_i$ , que representa el estado de cada individuo. Toma valor de uno para los que habían cotizado un número inferior a 750 semanas para enero de 2005, y de cero en cualquier otro caso. Si se define  $Sem$  como las semanas que hay entre el umbral y el tiempo cotizado que tiene el individuo hasta el 2005, la regla sería  $CR = 1(Sem \leq 0)$ ; es decir que los individuos reciben el tratamiento si  $Sem$  es negativo<sup>18</sup>.

Por lo consiguiente,  $CR_i$  es una función discontinua en  $Sem$  que cumple con la siguiente condición :

$$Pr[CR = 1|\overline{Sem}^-] \neq Pr[CR = 1|\overline{Sem}^+]$$

en donde,  $\overline{Sem}^-$  y  $\overline{Sem}^+$  son todos los individuos que se encuentran marginalmente alrededor del umbral por abajo y arriba de este, respectivamente.

Bajo el supuesto que los individuos que están justo al lado izquierdo del umbral son similares a aquellos que están exactamente al lado derecho en todas sus variables observables y no observables, se esperaría que tuvieran la misma cantidad de horas ofrecidas en ausencia del tratamiento. Adicionalmente, esto permite asegurar que los individuos de ambos lados tienen la misma probabilidad de que sean contratados. Por lo tanto, el efecto del tratamiento es entonces la diferencia de las medias en el umbral.

<sup>16</sup>Pasar de pertenecer al RT a no serlo.

<sup>17</sup>Sugerido por autores como Thistlethwaite y Campbell (1960).

<sup>18</sup>Para este tipo de estimaciones existen dos diseños, uno que es Sharp y otro fuzzy, que dependen del tamaño de la discontinuidad en la probabilidad de ser tratado o no (Ver Trochim(1984). En este caso se adopta el diseño Sharp dado que RT depende de una forma determinística del número de semanas, es decir que  $Sem = 0$  implica que  $CR = 1$  con probabilidad de 1.



Lo anterior implica que el valor de la variable dependiente en ausencia del nuevo requisito condicional al número de semanas debe ser continuo en el umbral. Si esto se cumple se podría decir que el valor esperado del efecto causal sobre las horas trabajadas para los individuos marginalmente elegibles para salir del RT está representado por la siguiente ecuación:

$$E[\theta|\overline{Sem}^-] \equiv E[y_0|\overline{Sem}^-] - E[y_0|\overline{Sem}^+]$$

Se calcula el efecto promedio del tratamiento, como la diferencia entre los valores esperados en ambos lados del umbral, en donde se comparan aquellos que son tratados pero por poco podrían no haberlo sido con los que no son tratados y por poco hubieran podido serlo.

Para calcular el tamaño de la discontinuidad se estimó un modelo paramétrico que arroja una regresión de las horas trabajadas con respecto a diferentes polinomios de la variable indicadora, la dummy de tratamiento ( $CR$ ), e interacciones de estos dos términos, en donde el efecto es calculado por el coeficiente de la dummy de tratamiento. La ecuación que se estima es :

$$y_i = \alpha + f(Sem_i; CR_i) + \theta CR_i + \eta_i \quad (1)$$

Para el polinomio  $f(Sem_i; CR_i)$  se debe tener en cuenta que éste debe representar la forma en que la variable dependiente está distribuida a lo largo de la variable indicadora. Logrando esto, entonces el coeficiente  $\theta$  captura el efecto del tratamiento. Las estimaciones se hacen a partir de la siguiente forma funcional:

$$f(Sem_i; CR_i) = \alpha_1 Sem_i + \alpha_2 Sem_i^2 + \beta_1 (Sem_i * CR_i) + \beta_2 (Sem_i^2 * CR_i) \quad (2)$$

Dentro de la forma funcional se permite que el polinomio a cada lado del umbral sea diferente. Por esto se incluyen los términos de las interacciones entre la variable  $CR_i$  y  $Sem_i$ . En la figura 2 se puede observar las horas trabajadas estimadas a partir del modelo y las observadas de los afiliados tanto antes como después del umbral de 750 semanas cotizadas.<sup>19</sup>

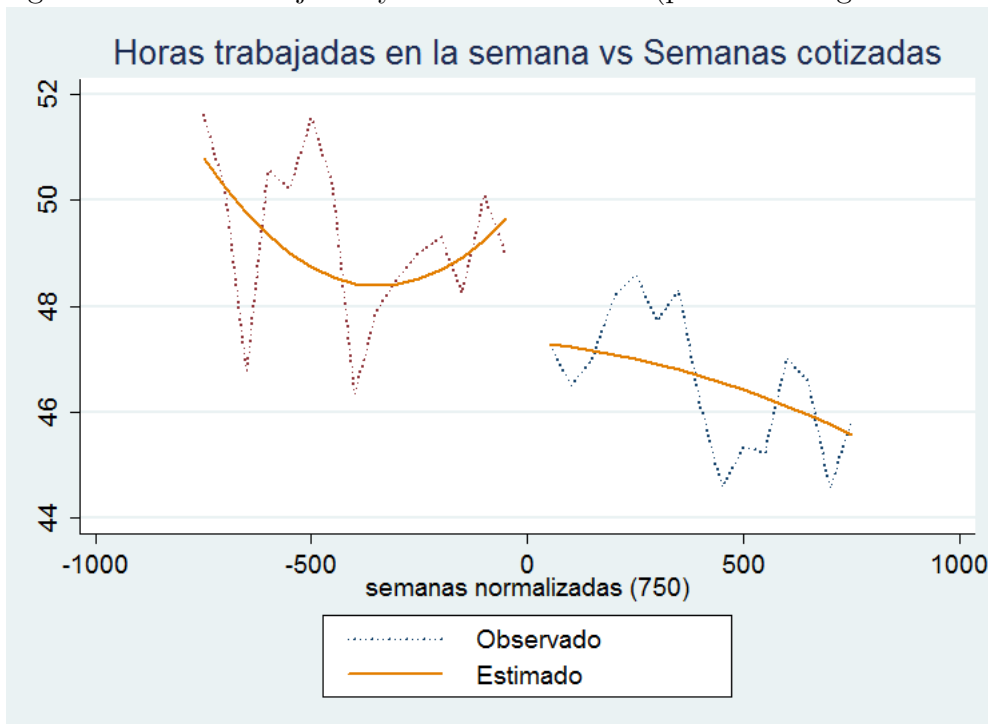
Siguiendo a Lee y Card(2008), las ecuaciones se estiman con errores agrupados por semanas cotizadas, pues esto permite asegurar que los resultados son robustos a los errores independientes, y por lo tanto obtener unas estimaciones del efecto más precisas.

Aún cuando en promedio ambos grupos (afiliados tratados y no tratados) difieren significativamente en varias de sus características observables, la estrategia solo requiere que las covariables sean continuas en el umbral, pues lo que importa no

---

<sup>19</sup>En este caso están graficados los valores promedio de horas trabajadas en la semana por intervalos de 50 semanas, disminuyendo el ruido causado por los datos a nivel de individuos. Ver Bloom(2012).

Figura 2: Horas trabajadas y semanas cotizadas (polinomio segundo orden)



son las diferencias en la media sino las diferencias en el umbral. Para poder verificar el supuesto identificador de la estrategia empírica, se hace una prueba de robustez incluyendo las variables observables una por una en las estimaciones como controles. En este caso entonces se estima :

$$y_i = \alpha + f(Sem_i; CR_i) + \theta CR_i + \gamma X_i + \eta_i \quad (3)$$

$X_i$  es cada una de las variables de características observables que se van incluyendo como controles de la estimación. Si el supuesto es correcto  $\theta$  debe seguir siendo significativo.

Como ejercicio adicional de robustez se estiman diferentes modelos en donde se modifica la forma funcional del polinomio  $f(Sem_i; CR_i)$ . También se estima la ecuación 1 para muestras mas pequeñas. Que se definen con ventanas cada vez mas pequeñas alrededor del umbral (las ventanas usadas son de 600, 500, 400, y 300 semanas). Al estimar el modelo cambiando el tamaño de la muestra se está revisando que el coeficiente obtenido no esté sesgado a causa de las observaciones que se encuentran en las colas de la variable indicadora. En este caso específico se revisa que los afiliados que tienen muchas o muy pocas semanas cotizadas no estén sesgando los resultados sobre el efecto estimado.

Finalmente, para revisar si hay efectos heterogéneos dentro del grupo de afiliados del RT, se estimaron varios modelos en donde se incluyen variables binarias de las características de interés y se combinan con la variable del tratamiento (CR). Para

este fin se estimó la siguiente especificación para cada uno de los subgrupos de la muestra:

$$y_i = \alpha + f(Sem_i; CR_i) + \theta CR_i + \gamma CR_i * Z + \beta Z + \eta_i \quad (4)$$

Donde,  $Z$  es una variable binaria que toma valor de uno para los afiliados que tienen determinada característica y cero en caso contrario. De esta forma el coeficiente  $\gamma$  mide el efecto adicional que hay cuando la variable  $Z$  se activa. Se estimó el efecto haciendo diferencia en el género, edad, años de educación, estado civil (soltero), tamaño del hogar, número de niños en el hogar y tamaño del mercado.

Los afiliados con edad y años de educación relativamente mayores, y tamaño del hogar y número de niños en el hogar relativamente menores, podrían tener un efecto mayor, debido a que estas características se pueden asociar a mayores niveles de ingresos que se puede relacionar a mayor tendencia de ahorro para la vejez y mayor participación laboral<sup>20</sup>.

Además se esperaría que si hay efectos heterogéneos por género y estado civil, sean las mujeres y los que no son solteros quienes tengan un cambio mayor en la oferta laboral frente al cambio en el régimen, pues las decisiones de estos pueden estar más asociadas a decisiones que ayuden al bienestar de los hogares. Además para los afiliados asalariados se podría observar un efecto menor debido a que tienen menor margen de respuesta inmediata. Y por último, los afiliados que pertenezcan a un mercado laboral más grande pueden tener mejores posibilidades de buscar y cambiar de trabajo pudiendo así ajustar mejor su oferta laboral según sus preferencias.

## 6. Resultados

### 6.1. Estimaciones paramétricas

Teniendo en cuenta que el cambio que implica el hecho de salir del RT pudo haber cambiado los ingresos futuros, entonces se podría observar un cambio en la oferta laboral de los afiliados afectados. Suponiendo por el momento que el supuesto de identificación se cumple se estimó la ecuación 1, para la muestra que se seleccionó, con una función del polinomio como la de la ecuación 2. El cuadro 4 reporta las estimaciones de dicha ecuación. Como se pudo observar en la figura 2, la forma cuadrática reproduce relativamente bien la distribución de las horas trabajadas con respecto a las semanas cotizadas.

La variable dependiente es el número de horas trabajadas. Los resultados muestran que existe un efecto positivo y significativo, sugiriendo que en promedio los

---

<sup>20</sup>Guataquí, et.al(2009), encuentran que los individuos con mayores niveles de escolaridad tienden a ahorrar más para el futuro. Y Arango y Posada(2003), resaltan que el nivel de educación alcanzado es una de las características que tienen un efecto positivo en la participación colombiana.

Cuadro 4: Estimación paramétrica del efecto

	(1)	(2)	(3)	(4)
CR	2.128** (0.815)	2.122** (0.797)	2.129** (0.774)	2.127** (0.775)
Efectos fijos Municipio	NO	SI	NO	SI
Efectos fijos año	NO	NO	SI	SI
Observaciones	9,901	9,901	9,901	9,901

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

afiliados que salieron del RT trabajan 2.1 horas más que los que siguen cumpliendo con los requisitos para pertenecer al RT. Este resultado sugiere que el cambio de régimen hizo que los afiliados cambiaran sus decisiones de oferta de trabajo incentivándolos a aumentar sus horas de trabajo. Posiblemente esto se debe a que los ingresos en la edad pasiva se ven reducidos y para poder mantener un nivel de consumo es necesario aumentar su oferta laboral durante su edad activa. El efecto no desaparece al incluir efectos fijos a nivel de municipio y año, como se muestra en la segunda, tercera y cuarta columnas del cuadro 4.

Aún cuando el segundo año de la muestra (2008) se caracteriza por crisis económica<sup>21</sup>, se observa robustez del efecto al incluir efectos fijos de año. Lo anterior se debe a que dado que la crisis fue un shock agregado, entonces debería afectar a ambos grupos (los afiliados que siguen en el RT y los que dejan de pertenecer) de la misma manera, pues estos son trabajadores con características similares.

Hay que destacar que el tamaño del efecto es aproximadamente el 14 % de la desviación estándar y el 4.3 % del promedio de horas trabajadas en una semana de los afiliados que cotizaron menos de 750 semanas. Es decir que el efecto además de ser significativo y positivo es un cambio relativamente grande, reflejando la importancia que tuvo dicho cambio en las decisiones de oferta laboral de los afiliados.

Para verificar que el supuesto identificador se cumple, se estimó la misma especificación pero incluyendo una a una las variables observables como controles. El cuadro 5 muestra los coeficientes para cada una de las estimaciones<sup>22</sup>. En general, lo que se puede observar es que el coeficiente de la variable *CR* ante cualquier control sigue siendo positivo y significativo entre el 1 % y 5 %. Al verificar el supuesto, se puede asegurar que las horas trabajadas de los afiliados antes del cambio en los

<sup>21</sup>Específicamente en el mercado laboral se evidenció un aumento en la tasa de desempleo, debido a la desaceleración de la creación de empleo. Ver CEPAL (2009) pg 135.

<sup>22</sup>Los coeficientes para los controles pueden llevar a conclusiones erróneas con respecto a su efecto sobre la oferta laboral. Específicamente variables como la educación la cuál va en contra oposición a la teoría y los resultados de Arango y Posada(2003). Dado que este resultado se obtiene de una estimación sencilla en donde el objetivo no es identificar el efecto de la educación sobre la oferta laboral, se puede llevar a inferencias incorrectas. Este tipo de resultados también se encuentran en estudios del margen intensivo de la oferta laboral como Cutler y Madrian(1976), y Stewart y Swaffield(1997)

requisitos eran continuas en el umbral. Permitiendo afirmar que la discontinuidad observada en el umbral se puede atribuir al cambio de régimen.

Revisando si existen efectos heterogéneos del hecho de salir del RT sobre las horas trabajadas, se estimó la ecuación 4, cuyos resultados se encuentran en el cuadro 6. La variable que se iba incluyendo en cada uno de los modelos tomó valor de uno en los casos en que el afiliado fuera hombre, soltero, independiente, trabaja en el sector privado, o se encuentra arriba de la mediana en la edad, años de educación, el tamaño del hogar, el número de niños o el tamaño del mercado en el que participan.

Según los resultados se podría decir que hay efectos heterogéneos según la edad. Los afiliados relativamente mas viejos tienen un efecto superior en 1.7 horas con respecto a los relativamente jóvenes. Lo anterior, debido a que los afiliados que están mas cercanos a la edad de retiro intentan estar más informados sobre las pensiones y por lo tanto tienden responder más fácilmente ante los cambios en el sistema. Estos ven afectados sus ingresos en el corto plazo y por consiguiente tienen la necesidad de tomar decisiones rápidamente.

En conclusión, se puede afirmar que hay evidencia de que el nuevo requisito para pertenecer al RT tiene un efecto sobre la oferta laboral. La diferencia de horas trabajadas entre los afiliados que no pertenecen al RT y los que si es positiva, significativa y robusta ante controles.

Cuadro 5: Continuidad de las variables observables

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
CR	2.452*** (0.803)	2.333*** (0.821)	2.106** (0.814)	2.147** (0.835)	2.121** (0.815)	2.116** (0.819)	2.160** (0.835)	2.139** (0.819)	2.419*** (0.804)
Características individuales									
Edad	0.208*** (0.0440)								
Género (hombre)		5.910*** (0.379)							
Años de Educación			-0.111** (0.0537)						
Estado civil (soltero)				-0.933** (0.370)					
Características del Hogar									
Tamaño del Hogar					0.246*** (0.0774)				
Número de niños en el hogar					0.289*** (0.0994)				
Características del Mercado									
Informalidad							-0.124*** (0.0130)		
Tamaño del mercado								0.332*** (0.110)	
Tipo de trabajo									-3.312*** (0.606)
Observaciones	9,901	9,901	9,901	9,901	9,901	9,901	9,901	9,901	9,901

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Cuadro 6: Efectos Heterogéneos sobre la muestra

variables	Modelos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
CR	1.835* (0.985)	2.105** (0.817)	1.279 (1.063)	2.071** (0.824)	2.305** (0.871)	2.264** (0.933)	2.547** (1.051)
CR * Genero	1.157 (0.768)						
CR * Estado_civil		0.315 (0.716)					
CR * Edad			1.728** (0.768)				
CR * educacion				0.0397 (0.766)			
CR * tamaño_hogar					-0.324 (0.746)		
CR * Niños_hogar						-0.198 (0.711)	
CR * tamaño_mdo							-0.829 (0.803)
Observaciones	9,901	9,901	9,901	9,901	9,901	9,901	9,901

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Modelo(1) Hombre: Genero=1 ; Modelo(2) Soltero:Estado\_civil=1 ; Modelo(3) Arriba de la mediana:Edad=1 ; Modelo(4) Arriba de la mediana: Educacion=1 ; Modelo(5) Arriba de la mediana:Hogar=1 ; Modelo(6) Arriba de la mediana:hijos=1 ; Modelo(7) Arriba de la mediana:Tamaño\_mdo=1

## 6.2. Robustez

Algunas estimaciones adicionales se realizaron para revisar la robustez de la estrategia usada para identificar el efecto causal. Para revisar la sensibilidad de los resultados se hicieron varios ejercicios, cambiando el tamaño de la muestra y cambiando el orden del polinomio en la especificación, como sugiere Bloom(2012). En el cuadro 7 se encuentran los resultados de las estimaciones del efecto usando el modelo base cambiando el margen máximo de diferencia de semanas de cotización. Las estimaciones se hicieron para un margen de 600, 500, y 400 semanas de cotización. Se sigue encontrando un efecto positivo y significativo para las tres muestras. Aun cuando el efecto sigue siendo positivo para la muestra mas pequeña solo es significativo al 10 %, lo que puede estar explicado porque la reducción del tamaño de la muestra hace que las estimaciones sean mas imprecisas.

Cuadro 7: Sensibilidad a la muestra

	Margen de semanas cotizadas		
	(-600, 600)	(-500, 500)	(-400, 400)
CR	2.551** (0.964)	4.131*** (1.178)	2.357* (1.180)
Observaciones	8,197	6,634	5,446

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

El segundo ejercicio de robustez consistió en revisar la sensibilidad del polinomio de la ecuación 2 a la forma funcional. Se estimaron diferentes especificaciones incluyendo polinomios lineales, cuadráticos, y cúbicos, con sus interacciones con el tratamiento. Los resultados se muestran en el cuadro 8, en donde a medida que aumentan las columnas se introduce una potencia mayor a la variable indicadora. El resultado que se muestra en el segundo modelo estimado es el que se usó para todas las estimaciones. Se siguen encontrando coeficientes positivos y significativos.

A partir de las dos pruebas de sensibilidad que se hicieron, a través de la estimación de diferentes especificaciones, se puede decir que el resultado es robusto ante cambios en el tamaño de la muestra y el orden de los polinomios, por lo que la inferencia que se hace de los resultados son acertadas especialmente con respecto al signo positivo del efecto.

Adicionalmente en el apéndice se pueden encontrar los resultados de la estimación del efecto únicamente para los afiliados asalariados. El efecto sigue siendo positivo, significativo y robusto.



Cuadro 8: Sensibilidad al orden del polinomio

	(1)	(2)	(3)
CR	1.149* (0.566)	2.128** (0.815)	2.907** (1.252)
Sem	-0.118*** (0.0391)	-0.0496 (0.202)	0.487 (0.579)
$Sem^2$		-0.00439 (0.0126)	-0.0839 (0.0837)
$Sem^3$			0.00328 (0.00340)
Sem * CR	0.0761 (0.0837)	0.327 (0.321)	-0.247 (0.795)
$Sem^2$ * CR		0.0264 (0.0210)	0.0998 (0.127)
$Sem^3$ * CR			-0.00355 (0.00556)
Observaciones	9,901	9,901	9,901

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 7. Conclusiones

En Colombia se introducen varios cambios, con la ley 100 y ley 797, al sistema pensional con el objetivo principal de hacerlo mas sostenible y disminuir las distorsiones que habían en el mercado laboral y en el nivel de ahorro. En este trabajo se estudió de forma empírica si una disminución en la equivalencia entre contribuciones y beneficios pensionales logran disminuir las distorsiones en uno de esos campos, que es la oferta laboral. Para tal fin, se estimó el efecto del cambio de los requisitos para pertenecer al RT de la ley 100, que implica un cambio de sistema hacia uno mas actuarial, sobre oferta laboral.

Para identificar el efecto sobre la oferta laboral, medido a través de las horas trabajadas en la semana, se usó una especificación paramétrica y el diseño de regresión discontinua. Se encontró un efecto positivo y significativo de una diferencia de 2.1 horas, donde los que salieron del RT en promedio tienen mayor oferta de trabajo. Este efecto es positivo para varias especificaciones incluyendo controles y cambios en la forma funcional del polinomio. De lo anterior se puede decir que los individuos están aumentando su oferta laboral en respuesta a una caída que pudieron haber observado en sus beneficios netos.

El resultado van en dirección a lo que predice la teoría económica, pues con la reforma se aumenta el precio relativo del ocio, pues el afiliado necesita trabajar mas para poder lograr su pensión y además poder aumentar los beneficios que va a recibir en su edad de retiro. Es decir que, con el aumento en tiempo y edad para retirarse

y los ajustes en el monto de pensión hace que la desutilidad de trabajar sea menor que el cambio en sus beneficios.

Además se encontró que este efecto era mayor para los afiliados relativamente mayores, mostrando que son éstos los que están dispuestos a sacrificar mas ocio por tener un mayor ahorro y por lo tanto un mayor consumo en la época en donde se encuentren retirados.

Es importante resaltar que los resultados obtenidos dan una intuición sobre los efectos de los cambios de los beneficios en pensiones en la población colombiana. La metodología usada en el trabajo permite hacer inferencias sobre el efecto local, sobre aquellos individuos que se encuentran a pocas semanas de cotización del umbral y además pertenecieron al RT de la ley 100, resultados que son relevantes para políticas que incorporan cambios marginales alrededor del umbral.

# Apéndice

## A. Estadísticas descriptivas por año

Cuadro 9: Composición de la muestra por año

Variable	Año 2007				Año 2008			
	No Obs	Completa	RT	No RT	No Obs	Completa	RT	No RT
Género								
Hombre	2524	46.44	48.46	41.26	2035	45.57	48.58	38.12
Mujer	2911	53.56	51.54	58.74	2431	54.43	51.42	61.88
Edad	5435	54.1	53.7	55.2	4466	54.6	54.2	55.6
Años de educación	5435	6.5	6.6	6.2	4466	6.4	6.6	6.1
Tamaño del hogar	5435	3.9	3.8	4	4466	3.8	3.7	3.9
Número de hijos	5435	3.4	3.4	3.5	4466	3.3	3.3	3.4
Estado civil								
Soltero	805	14.81	13.82	17.35	218	4.88	4.03	6.99
Casado, vive en pareja	4630	85.19	86.18	82.65	4248	95.12	95.97	93.01
Tipo de trabajo								
Asalariado	4385	80.68	85.39	68.63	3561	79.74	84.74	67.39
No Asalariado	1055	19.32	14.61	31.37	905	20.26	15.26	32.61

Fuente: GEIH 2007 y 2008

Medias: Para variables continuas

Porcentajes: Para variables discretas

RT: Grupo de individuos que siguieron perteneciendo al RT después del nuevo requisito.

No RT: Grupo de individuos que salieron del RT después del nuevo requisito.

Cuadro 10: Semanas cotizadas y horas trabajadas por año

Variable	Año 2007			Año 2008		
	Completa	RT	No RT	Completa	RT	No RT
Semanas cotizadas						
Media	964.45	1169.99	458.91	950.61	170.15	441.92
Desviación Estándar	379.39	217.87	190.93	384.35	214.47	196.72
Mínimo	0	800	0	0	800	0
Máximo	1500	1500	700	1500	1500	700
Horas trabajadas						
Media	47.43	46.68	49.27	47.07	46.39	48.55
Desviación Estándar	13.61	12.91	15.07	13.38	12.65	14.759
Mínimo	10	10	11	10	10	10
Máximo	98	98	98	98	98	98

Fuente: GEIH 2007 y 2008

RT: Grupo de individuos que siguieron perteneciendo al RT después del nuevo requisito.

No RT: Grupo de individuos que salieron del RT después del nuevo requisito.

Cuadro 11: Prueba diferencia de medias de horas trabajadas

Régimen	Media 2007	Media 2008	Diferencia	P. Value
RT	46.74	46.51	0.23	0.442
No RT	49.27	48.55	0.72	0.200

Fuente: GEIH 2007 y 2008

RT: Grupo de individuos que siguieron perteneciendo al RT después del nuevo requisito.

No RT: Grupo de individuos que salieron del RT después del nuevo requisito.

La probabilidad que se presenta es de la hipótesis alternativa que la diferencia es distinta de cero.

## B. Estimaciones: Afiliados Asalariados.

Cuadro 12: Estimación paramétrica del efecto: asalariados

	(1)	(2)	(3)	(4)
CR	1.949** (0.821)	1.942** (0.782)	1.953** (0.828)	1.950** (0.811)
Efectos fijos Municipio	NO	SI	NO	SI
Efectos fijos año	NO	NO	SI	SI
Observaciones	7,946	7,946	7,946	7,946

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Cuadro 13: Continuidad de las variables observables: asalariados

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
CR	2.226** (0.832)	2.035** (0.832)	1.906** (0.824)	1.958** (0.816)	1.937** (0.828)	1.934** (0.827)	1.955** (0.760)	1.909** (0.831)	1.922** (0.802)
Características individuales									
Edad	0.199*** (0.0481)								
Género (hombre)		5.385*** (0.373)							
Años de Educación			-0.121** (0.0574)						
Estado civil (soltero)				-0.529 (0.409)					
Características del Hogar									
Tamaño del Hogar					0.300*** (0.0796)				
Número de niños en el hogar						0.325*** (0.0938)			
Características del Mercado									
Informalidad							-0.129*** (0.0107)		
Tamaño del mercado								0.466*** (0.0862)	
Sector del trabajo									-2.254*** (0.554)
Observaciones	7,946	7,946	7,946	7,946	7,946	7,946	7,946	7,946	7,946

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\*, p&lt;0.01, \*\*, p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Cuadro 14: Efectos Heterogéneos sobre la muestra: asalariados

variables	Modelos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
CR	1.518 (0.941)	1.874** (0.844)	1.128 (1.064)	2.587*** (0.920)	2.154** (0.868)	2.521*** (0.775)	2.100* (1.050)
CR * Genero	1.463** (0.660)						
CR * Estado_civil		0.579 (0.850)					
CR * Edad			1.750** (0.813)				
CR * educacion				-0.890 (0.884)			
CR * tamaño_hogar					-0.335 (0.724)		
CR * Niños_hogar						-0.820 (0.618)	
CR * tamaño_mdo							-0.413 (0.732)
Observaciones	7,946	7,946	7,946	7,946	7,946	7,946	7,946

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Modelo(1) Hombre: Genero=1 ; Modelo(2) Soltero:Estado\_civil=1 ; Modelo(3) Arriba de la mediana:Edad=1 ; Modelo(4) Arriba de la mediana: Educacion=1 ; Modelo(5) Arriba de la mediana:Hogar=1 ; Modelo(6) Arriba de la mediana:hijos=1 ; Modelo(7) Arriba de la mediana:Tamaño\_mdo=1

Cuadro 15: Sensibilidad a la muestra: Asalariados

	Margen de semanas cotizadas		
	(-600, 600)	(-500, 500)	(-400, 400)
CR	2.407*** (0.823)	3.656*** (0.905)	2.517* (1.213)
Observaciones	6494	5154	4124

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Cuadro 16: Sensibilidad al orden del polinomio: Asalariados

	(1)	(2)	(3)
CR	1.098* (0.566)	1.949** (0.821)	3.428*** (0.991)
Sem	-0.133*** (0.0377)	-0.0101 (0.162)	0.386 (0.519)
$Sem^2$		-0.00779 (0.00999)	-0.0657 (0.0766)
$Sem^3$			0.00237 (0.00310)
Sem * CR	0.0503 (0.0727)	0.138 (0.328)	0.340 (0.757)
$Sem^2$ * CR		0.0225 (0.0200)	0.180 (0.127)
$Sem^3$ * CR			0.00204 (0.00567)
Observaciones	7,946	7,946	7,946

Errores estándar agrupados según el número de semanas cotizadas.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## Referencias

- Arango, L.E. y Posada, C.E. (2003). “La participación laboral en Colombia ”. Fedesarrollo, Coyuntura Social. 28.
- Arango, L.E. y Gómez M.A. y Posada, C.E. (2009). “La demanda de trabajo formal en Colombia: determinantes e implicaciones de política”. Borradores de Economía. Banco de la República. 563.
- Attanasio, O.P. y Rohwedder, S. (2003). “Pension wealth and household saving: Evidence from pension reforms in the United Kingdom ”. American Economic Review. 93. 1499-1521.
- Barr, N.A. y Diamond, P.A. (2008). “Reforming pensions: Principles and policy choices”. Oxford University Press, USA.
- Battistin, E. y Brugiavini, A. y Rettore, E. y Weber, G. (2009). “The retirement consumption puzzle: Evidence from a regression discontinuity approach”. The American Economic Review. 99. 2209-2226.
- Blinder, A.S. y Gordon, R.H. y Wise, D.E.(1981). “Reconsidering the work disincentive effects of social security”. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Bloom, H.S. (2012). “Modern regression discontinuity analysis”. Journal of Research on Educational Effectiveness. 5. 43-82.
- Bodor, A. y Robalino, D. y Rutkowski, M. (2008). “How Mandatory Pensions Affect Labor Supply Decisions and Human Capital Accumulation? Options to Bridge the Gap between Economic Theory and Policy Analysis”. University Library of Munich, Germany. MPRA Paper 12046.
- Borsch-Supan, A. (1998) “Incentive effects of social security on labor force participation: evidence in Germany and across Europe”. National Bureau of Economic Research.
- Burtless, G. (1986). “Social security, unanticipated benefit increases, and the timing of retirement”. The Review of Economic Studies. 53. 781-805.
- Calderón, V. y Marinescu, I. (2011) “The Impact of Colombia’s Pension and Health Insurance Systems on Informality”. Inter-American Development Bank.
- Clavijo, S. (2003). “Las reformas pensionales de 1993 y 2002 en Colombia: aspectos fiscales y laborales”. Banco de la República.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2009). “Estudio



económico de América Latina y el Caribe 2008-2009”. CEPAL.

Corbo, V. y Schmidt-Hebbel, K. (2003). “Efectos macroeconómicos de la reforma de pensiones en Chile”. Resultados y desafíos de las reformas de pensiones.

Cremer, H. y Lozachmeur, J.M. y Pestieau, P . (2004). “Social security, retirement age and optimal income taxation”. *Journal of Public Economics*. 88(11). 2259-2281.

Cutler, D.M. y Madrian, B.C. (1996). “Labor market responses to rising health insurance costs: evidence on hours worked”. *National Bureau of Economic Research*. 5525

Danzer, A. M. (2010). “Retirement Responses to a Generous Pension Reform: Evidence from a Natural Experiment in Eastern Europe”. *Institute for the Study of Labor (IZA)*. IZA Discussion Papers 4726.

Feldstein, M. (1976). “Social security and saving: The extended life cycle theory”. *The American Economic Review*. 66(2). 77-86.

Feldstein, M. y Liebman, J.B. (2002). “Social security”. *Handbook of Public Economics*. 4. 2245-2324.

Fisher, W.H. y Keuschnigg, C. (2010). “Pension reform and labor market incentives”. *Journal of Population Economics*”. 23(2). 769-803.

Friedberg, L. (2000). “The labor supply effects of the social security earnings test”. *Review of Economics and Statistics*. 82(1). 48-63. MIT Press.

Góra, M. y Palmer, E.(2004) “Shifting perspectives in pensions ”. IZA discussion paper 1369.

Gruber, J. y Orszag, P.(2000)“Does the social security earnings test affect labor supply and benefits receipt? ”. *National Bureau of Economic Research*.

Gruber, J. y Wise, D. (1999) “Introduction to ”Social Security and Retirement around the World”. *National Bureau of Economic Research*. 1-35.

Guataquí, J.C. y García-Suaza, A.F. y Rodríguez-Acosta, M. (2009). “ Ahorro para el retiro en Colombia: patrones y determinantes ”. *Documentos de Trabajo*. Universidad del Rosario - Facultad de Economía. 005792.

Guataquí, J.C. y García-Suaza, A.F. (2009). “Efectos De La Reforma Laboral: ¿Más Trabajo Y Menos Empleos?”.*Universidad del Rosario - Facultad de Economía*. 005511.

Hahn, J. y Todd, P. y Van der Klaauw, W.(2001). “Identification and estimation

of treatment effects with a regression-discontinuity design”. *Econometrica*. 69(1). 201-209.

Hurd, M.D. y Boskin, M.J. (1984). “The effect of social security on retirement in the early 1970s”. *Quarterly Journal of Economics*. MIT Press. 99(4). 767-790.

Imbens, G. y Kalyanaraman, K. (2009). “Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator”. National Bureau of Economic Research.

Imbens, G.W. y Lemieux, T. (2008). “Regression discontinuity designs: A guide to practice”. *Journal of Econometrics*. 142(2). 615-635.

Krueger, A. B. y Meyer, B. D. (2002). “Labor supply effects of social insurance”. *Handbook of Public Economics*. 4. Capítulo,33. 2327-2392.

Krueger, A.B. y Pischke, J.S.(1992). “The effect of social security on labor supply: A cohort analysis of the notch generation”. *Journal of Labor Economics*. University of Chicago Press. 10(4). 412-437.

Lee, D.S. y Card, D. (2008). “Regression discontinuity inference with specification error”. *Journal of Econometrics*. 142(2). 655-674.

Lee, D.S. y Lemieux, T. (2009). “Regression discontinuity designs in economics”. National Bureau of Economic Research.

Lindbeck, A. y Persson, M. (2003) “The gains from pension reform”. *Journal of Economic Literature*. 41(1). 74-112. American Economic Association.

Meghir, C. y Phillips, D. (2008). “Labour supply and taxes”. IZA discussion paper 3405.

Mesa Lago, C. (2002). “La reforma estructural de las pensiones de seguridad social en América Latina: modelos, características, resultados y lecciones”. *Economía y Sociedad*. 19.

Mesa-Lago, C.(2004). “ Evaluación de un cuarto de siglo de reformas estructurales de pensiones en América Latina”. *Revista de la CEPAL*. 84. 59-82.

Presidencia de la República (Abril 11 de 1990). “Decreto 758 de 1990”.

Presidencia de la República (Diciembre 23 de 1993). “Ley 100 de 1993”.

Presidencia de la República (Diciembre 29 1988). “Ley 71 de 1988”.

Presidencia de la República (Enero 29 1985). “Ley 33 de 1985”.

Presidencia de la República (Enero 29 de 2003). “Ley 797 de 2003”.

Presidencia de la República (Julio 25 de 2005). “Acto Legislativo 01 de 2005”.

Stewart, M.B. y Swaffield, J.K. (1997). “Constraints on the desired hours of work of british men”. *The Economic Journal*. 107. 520-535.

Thistlethwaite, D.L. y Campbell, D.T. (1960). “Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment ”. *Journal of Educational Psychology*. 51(6). 309.

Trochim, W.M.K.(1984). “Research design for program evaluation: The regression-discontinuity Approach”. Sage Newbury Park, CA.

Van der Klaauw, W. y Wolpin, K.I. “Social security and the retirement and savings behavior of low-income households”. *Journal of Econometrics*. 145. 21-42.