

La Ley de protección a la maternidad como incentivo de participación laboral femenina: el caso colombiano

Camila Molinos Iragorri*

Abstract

The objective of this study is to determine the impact of sentence C-470 of 1997, which establishes the nullity of laying off pregnant women and orders their reinstatement, on female labor force participation in Colombia. Data from the 1996, 1998 and 2000 rounds of the National Household Survey produced by DANE were employed. Regressions were estimated applying a difference in differences econometric model with a treatment group of women between the ages of 15 and 19 and a control group of women between the ages of 30 and 44. It concludes that changes made on laws regarding maternity while working have had a negative effect on women's probability of being employed.

Resumen

Este trabajo tiene el objetivo de determinar el impacto de la sentencia C-470 de 1997, la cual establece la nulidad del despido y la orden de reintegro de la trabajadora embarazada, sobre la participación laboral femenina en Colombia. Se utilizan los datos de la Encuesta Nacional de Hogares de los años 1996, 1998 y 2000 del DANE. Se estiman regresiones con base en un modelo econométrico de diferencias en diferencias, tomando como grupo de tratamiento las mujeres entre los 15 y los 29 años y como grupo de control las mujeres entre los 30 y los 44 años. El estudio encuentra que el cambio en las normas referentes a la maternidad en la vida laboral ha tenido un efecto negativo sobre la probabilidad de estar ocupada.

Keywords: Maternity Leave, Female Labor Force Participation, Colombia, Sentence C-470 of 1997

Palabras clave: Licencia de maternidad, Participación laboral femenina, Colombia, Sentencia C-470 de 1997

Clasificación JEL: J23, J28, J7

Primera versión recibida el 17 de junio de 2011; versión final aceptada el 8 de junio de 2012

Coyuntura Económica, Vol. XLII, No. 1, junio de 2012, pp. 93-116. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia

* Camila Molinos es Asistente de Investigación en el área de seguridad y defensa de la Fundación Ideas para la Paz. Email: molinoscamila@gmail.com. Una versión anterior de este artículo fue presentada como tesis para obtener el grado de Economista de la Universidad de los Andes. La autora agradece a David Bardey y a Adriana Camacho, asesores de la tesis, por su dirección y acompañamiento.

I. Introducción

El aumento de la proporción de mujeres que hace parte de la fuerza laboral en el siglo XX ha sido un hecho estilizado destacado de los mercados laborales en las economías desarrolladas (Killingsworth & Heckman, 1986). No obstante, se argumenta que en muchos contextos las mujeres no se encuentran en igualdad de condiciones laborales con los hombres, lo cual puede explicarse en cierta medida por su condición natural de madres y cultural de responsables de las labores del hogar.

Dentro de la teoría económica se ha encontrado que la oferta de trabajo femenina no responde a las mismas variables que la oferta de trabajo de los hombres. Mincer (1962) por ejemplo, encontró que las mujeres tienen más alternativas entre las cuales distribuir su tiempo: trabajo, ocio y obligaciones familiares, mientras que los hombres lo reparten entre trabajo y ocio, lo que tiene implicaciones sobre la elasticidad de la oferta masculina y femenina, las cuales de entrada ya no serían iguales.

Reconociendo la condición natural y cultural de la mujer, y las restricciones a las que se enfrenta cuando decide formar parte del mercado de trabajo (Tenjo *et ál.*, 2005), las licencias de maternidad surgieron como una forma de permitirle a la mujer conciliar trabajo y obligaciones familiares. No obstante, estas últimas no desaparecen al término de la licencia, por lo que se estaría encontrando una solución de corto plazo y las mujeres podrían estar

enfrentando otro tipo de penalizaciones, como salarios menores, mayores tiempos de búsqueda y mayor desempleo. Así pues, los resultados obtenidos por la introducción de este mecanismo sobre el comportamiento del mercado laboral fueron mucho más amplios y complejos que el objetivo con el que fue creado.

En Colombia, la legislación laboral que involucra los derechos de las madres trabajadoras se remonta a 1931 cuando se ratificaron los principios estipulados por la Organización Internacional del Trabajo. Sin embargo, en los años 90, por diversos cambios legislativos que se expondrán en la sección III, la ley de protección a la maternidad fue sujeta de variaciones en su interpretación y aplicación, el efecto de las cuales se pretende revisar aquí. Éste es, entonces, un estudio pionero para Colombia, un caso particularmente interesante a causa de una nueva lectura de la ley de protección a la maternidad.

El presente estudio tiene como objetivo principal responder a la siguiente pregunta: ¿Constituye la sentencia C-470 de 1997 un incentivo de participación laboral femenina en Colombia? Con este fallo de la Corte Constitucional se establece la nulidad del despido y el reintegro de toda trabajadora en estado de embarazo en los 3 meses posteriores al parto, además del reconocimiento de su licencia de maternidad. Para identificar el efecto de este suceso sobre la participación laboral femenina se utilizan los datos obtenidos de la Encuesta Nacional de Hogares del Departamento Administrativo Nacional

de Estadística (DANE), correspondientes al segundo trimestre de 1996, 1998 y 2000. Apoyándose en un modelo econométrico de diferencias en diferencias y el método de estimación probit, se estiman cinco regresiones que permiten encontrar diferencias entre los períodos estudiados. Los resultados obtenidos y consignados en la sección V, permiten concluir que, entre 1996 y 1998, sí hubo un efecto negativo sobre la participación laboral femenina, especialmente sobre las mujeres entre los 15 y los 29 años.

El trabajo se desarrolla así: en la sección II se hace un recuento de literatura relacionada con el tema, luego, en la sección III, se exponen las condiciones relacionadas con los artículos del Código Sustantivo del Trabajo en cuestión y los efectos de la Ley 100 de 1993. En la sección IV se revisan los datos y se explica la metodología utilizada y, antes de concluir, se presentan los resultados encontrados por el estudio en la sección V.

II. Revisión de la literatura

Como se mencionó en la introducción, la condición natural reproductiva de la mujer y cultural de responsable de las labores del hogar, condicionan su ingreso y comportamiento en el mercado de trabajo. En esta sección se busca identificar cómo la teoría económica ha estudiado la relación entre maternidad y trabajo.

En términos teóricos se proponen dos modelos base de discriminación. El primero, desarrollado

por Gary Becker (1971), sugiere que la discriminación se basa en los gustos y preferencias de los agentes; en este caso particular, el modelo sugiere que, los empleadores pueden no desear contratar mujeres por múltiples motivos que responden a sus preferencias personales. El segundo, presente en los trabajos de Arrow (1971) y Phelps (1972), conocido como discriminación estadística, sugiere que ésta responde a la percepción que tiene el empleador de ciertos grupos de la población. Es decir, quien contrata determina la productividad de los grupos poblacionales de acuerdo con sus creencias y con la productividad estadística de los mismos, con esto decide si emplearlos o no, y el monto con el que pretende remunerarlos.

Para configurar a las mujeres como un grupo, naturaleza y cultura parecen no poder separarse, y por ello se reconoce que las mujeres cuando deciden tener hijos, asumen una serie de responsabilidades familiares que limitan su tiempo disponible para trabajar e invertir en capital humano, variables determinantes de la participación y comportamiento laborales. En este orden de ideas, Mincer (1962) propone un modelo en el cual sostiene que la oferta laboral de las mujeres es mucho más elástica que la de los hombres, pues éstas sustituyen ocio y responsabilidades familiares por trabajo, mientras que los hombres lo hacen sólo entre ocio y trabajo.

Ahora bien, un número importante de estudios se ha concentrado en analizar en forma empírica la relación entre maternidad y trabajo. Becker (1985),

Altonji & Blank (1999) y Tenjo *et ál.* (2005) encuentran que existen en el mercado laboral penalidades por parte de los empleadores sobre las mujeres por causa de las características particulares de este grupo. Altonji & Blank (1999) concluyen que el estado civil y los hijos tienen efectos mucho más negativos sobre las mujeres que sobre los hombres en cuanto a su participación en el mercado laboral. De modo similar, Becker (1985) sostiene que las mujeres pueden ser penalizadas en el mercado laboral por efecto de la heterogeneidad del grupo al que pertenecen, que es difícilmente observable para el empleador.

Otro grupo de estudios ha encontrado que aumentar los costos esperados de contratar un grupo particular de personas lleva a que este grupo sea penalizado por el empleador. Ondrich *et ál.* (2002), Gruber & Krueger (1991), Gruber (1994) y Anderson & Meyer (1995) encuentran empíricamente que, imponer obligaciones a los empleadores que aumenten los costos puede traducirse en reducciones del salario de los directamente implicados; como las mujeres suelen tomar las licencias más que los hombres, este mecanismo puede en algunos casos contribuir a la discriminación de dicho grupo. Lai & Masters (2007) revisan el impacto de la introducción de licencias de maternidad obligatorias sobre la demanda de trabajo por mujeres en Taiwán y concluyen que, en el corto plazo, este mecanismo empeora la situación económica de las mujeres, pues se reduce la probabilidad de ser empleada e igualmente su salario.

En lo que se refiere a las decisiones particulares de las mujeres, estudios de carácter empírico han encontrado que las licencias de maternidad favorecen su permanencia en la fuerza laboral. Waldfogel *et ál.* (1998), Hashimoto *et ál.* (2004) y Berger & Waldfogel (2004) encuentran que para las mujeres que disponen de licencias de maternidad es más rápido y fácil volver al trabajo que para las que no tienen acceso a este tipo de permisos. Hashimoto *et ál.* (2004), en su estudio acerca del impacto de las licencias de maternidad sobre el comportamiento laboral de las mujeres en los Estados Unidos, encuentran que este mecanismo ayuda a preservar las relaciones laborales, el apego al mercado de trabajo (definido en el estudio como el incentivo a invertir en capital humano) y los encuentros exitosos entre oferta y demanda. Ondrich *et ál.* (2002), antes mencionados, concluyen que aunque el objetivo de las licencias es el de ayudar a conciliar las tensiones entre trabajo y familia, los resultados empíricos muestran que las mujeres trabajadoras que toman la licencia al tener un hijo, se enfrentan a la decisión de escoger entre su carrera profesional y su familia.

En el caso particular de Colombia, Arango & Posada (2007), mediante un estudio empírico sobre la participación laboral femenina en el país en el período 1984-2000, encontraron que ésta tiene la forma de una U invertida con relación al aumento en la edad de las mujeres. Identificaron también que la participación laboral de las mujeres a lo largo de dicho período ha presentado un aumento soste-

nido, pero que a su vez, ésta se encuentra mediada por dos variables: la riqueza y la fertilidad. De forma similar, Amador *et ál.* (2012), en un estudio sobre el comportamiento de la participación laboral femenina en el período 1984-2006, hallaron que el estado civil de la mujer es el factor determinante en la decisión de participar en el mercado laboral, seguido del nivel educativo y la fertilidad.

Esta investigación pretende hacer un aporte a la literatura, al revisar los posibles efectos de un cambio en la legislación referente a la maternidad, sobre la participación en el mercado de trabajo de las mujeres para el caso colombiano. Además, como se mencionó en la introducción, la relación entre la ley de protección a la maternidad y el mercado laboral no se ha revisado para el caso colombiano y se ha estudiado muy poco en los países en vía de desarrollo; así, éste es un estudio pionero, que pretende dar unos primeros pasos e incentivar estudios posteriores en la materia.

III. La ley de protección a la maternidad en Colombia y sus cambios

Realizar un estudio legislativo no es el objetivo de este trabajo, pero sí se quiere hacer una revisión breve de la historia de la legislación en cuestión, con el fin de exponer principalmente la ocurrencia de dos cambios que esta sufrió en los años 90: i) la nulidad del despido y la orden de reintegro de la trabajadora (sentencia C-470 de 1997), y ii) la Ley 100 de 1993. El primer cambio es el objeto

principal de estudio de la presente investigación y el segundo permite plantear hipótesis sobre la interpretación de los resultados encontrados.

Desde 1931, cuando Colombia ratificó el Convenio 3 de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) mediante la expedición de la Ley 129 de 1931, existen en el país los artículos 236, 239 y 241 del Código Sustantivo del Trabajo (CST), los cuales forman parte de la legislación protectora de la maternidad en el mercado laboral nacional. No obstante, la existencia del CST se remonta a los años 60, cuando la Ley 141 de 1961 recopila el grupo de decretos que lo conforman.

Ahora bien, el cambio de Constitución en 1991 alteró el funcionamiento de todas las normas pre-constituyentes, pues su aplicación debía ahora reinterpretarse a la luz de los planteamientos propios de la nueva Constitución. Fue por esto que, los artículos en cuestión no quedaron exentos de dicha revisión. En 1997, con la sentencia C-470 de 1997, donde se demanda el ordinal 3° del artículo 239, afirmando que este no protege a la mujer embarazada, al permitir su despido a cambio de una indemnización, se encuentra el punto de quiebre del presente estudio. Al respecto, la Corte Constitucional sostiene que toda norma pre-constituyente debe ser reinterpretada de acuerdo con la Constitución de 1991 y por ello declara al artículo exequible, es decir que reconoce su validez en el ordenamiento jurídico colombiano. Lo anterior, siempre y cuando se entienda, por un lado que el

mecanismo indemnizatorio es una sanción al empleador por incumplimiento de sus obligaciones legales, y por otro, que toda mujer embarazada o en los tres meses posteriores al parto, despedida sin justa causa debe ser reintegrada por el empleador, y por lo tanto, el despido es ineficaz:

"... carece de todo efecto el despido de una trabajadora durante el embarazo, o en los tres meses posteriores al parto, sin la correspondiente autorización previa del funcionario competente. (...) Esto significa que el reintegro es simplemente una consecuencia de la ineficacia del despido de la mujer embarazada, cuando el patrono no cumple las formalidades establecidas por la ley" (Sentencia C-470 de 1997, M.P. Dr. Alejandro Martínez Caballero).

Es importante tener en cuenta que este fallo de la Corte Constitucional no tiene validez legislativa en el territorio nacional. Sin embargo, en la práctica, los jueces ordinarios fallan de acuerdo con la Corte Constitucional. Así, sin ser el reintegro de una trabajadora embarazada despedida sin justa causa una ley como tal, después de esta sentencia, toda demanda que cumpla con las condiciones interpretativas de los artículos en cuestión, debe concluir de esta forma.

Así, el presente estudio analiza el efecto de la reinterpretación de la legislación laboral consignada en la sentencia C-470 de 1997. Es decir, se busca encontrar si el hecho de que después de 1997, los

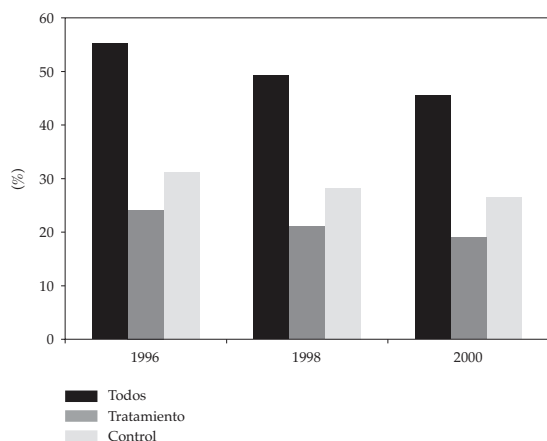
empleadores, además de tener que reconocer y remunerar los períodos de licencia de maternidad, no pueden despedir durante el período de embarazo y los tres meses posteriores al parto) a sus trabajadoras, ha afectado la participación laboral femenina.

Además de lo anterior, hubo otro episodio de cambio en la legislación colombiana, específicamente en lo que se refiere a la seguridad social, que debe ser tenido en cuenta por esta investigación: la Ley 100 de 1993.

Con la Ley 100 de 1993 se creó el Sistema General de Seguridad Social que tenía entre sus objetivos principales "garantizar las prestaciones económicas y de salud a quienes tienen una relación laboral o capacidad económica suficiente para afiliarse al sistema" (Ley 100 de 1993, artículo 6 numeral 1°). En este sentido, se sostiene que la afiliación de los trabajadores al sistema es de carácter obligatorio. No obstante, en la práctica no todos los trabajadores y ciudadanos están afiliados al sistema. Como se muestra en el Gráfico 1 el porcentaje de mujeres ocupadas afiliadas al SGSS no supera el 55% y además, entre 1996 y 2000, este porcentaje se ha reducido hasta alcanzar niveles alrededor del 40%.

De acuerdo con los planteamientos propios de la Ley 100 de 1993, existen dos regímenes de afiliación al sistema de salud: el régimen contributivo y el régimen subsidiado, como lo es-

Gráfico 1
PORCENTAJE DE MUJERES ENTRE LOS 15 Y LOS 44 AÑOS OCUPADAS Y AFILIADAS AL SGSS POR GRUPO DE EDAD Y AÑO



Fuente: DANE, ENH de 1996, 1998 y 2000. Cálculos de la autora.

tablece el artículo 157 numeral 1°: "Los afiliados al Sistema mediante el régimen contributivo son las personas vinculadas a través de contrato de trabajo, los servidores públicos, los pensionados y jubilados y los trabajadores independientes con capacidad de pago..." (Ley 100 de 1993, artículo 157 numeral 1°).

En lo que respecta específicamente a este estudio, es importante tener en cuenta los cambios generados por la aplicación de la Ley 100 de 1993,

puesto que cuando los empleadores afilian a sus trabajadores al SGSS delegan en las Entidades Promotoras de Salud (EPS), el pago de las licencias de maternidad, de acuerdo con el artículo 207¹ de la ley en cuestión. Sin embargo, lo anterior no sugiere que el costo del trabajo se vea reducido para el empleador, puesto que éste, para no asumir el pago de la licencia de maternidad, reglamentado por la ley de protección a la maternidad del CST, debe haber afiliado al SGSS a la trabajadora embarazada y haber cotizado por un número mínimo de semanas, de lo contrario "la atención de los accidentes de trabajo, riesgos y eventualidades por enfermedad general, maternidad y ATEP serán cubiertos en su totalidad por el patrono en caso de no haberse efectuado la inscripción del trabajador o no gire oportunamente las cotizaciones en la entidad de seguridad social correspondiente" (Ley 100 de 1993, parágrafo del artículo 161).

Así pues, en términos generales, la Ley 100 de 1993 aumentó el costo de cualquier trabajador para todos los empleadores y, para efectos de este estudio, su consecuencia directa depende de si la trabajadora se encuentra o no afiliada al SGSS. Los futuros estudios que busquen profundizar en el tema deben tener especial cuidado, en lo que

³ ARTICULO 207. De las Licencias por Maternidad. Para los afiliados de que trata el literal a) del artículo 157, el régimen contributivo reconocerá y pagará a cada una de las Entidades Promotoras de Salud, la licencia por maternidad, de conformidad con las disposiciones legales vigentes. El cumplimiento de esta obligación será financiado por el Fondo de Solidaridad, de su subcuenta de compensación, como una transferencia diferente de las Unidades de Pago por Capitación, UPC (Ley 100 de 1993, artículo 207).

respecta al costo del trabajo, pues si deciden afiliarse a sus trabajadores, la cotización "será máximo del 12% del salario base de cotización el cual no podrá ser inferior al salario mínimo. Dos terceras partes de la cotización estarán a cargo del empleador y una tercera parte a cargo del trabajador" (Ley 100 de 1993, parágrafo del artículo 204)². Si optan por no afiliarse a sus trabajadoras, no incurren en los costos de la afiliación, pero sí se enfrentan al riesgo de que éstas decidan formar una familia y con ello su empleador deba guardar su puesto, reconocerles una remuneración durante la licencia de maternidad, y buscar un trabajador que las reemplace durante su ausencia.

IV. Modelo econométrico y descripción de los datos

A. Modelo econométrico

Como se mencionó anteriormente, este estudio pretende encontrar el impacto específico de la sentencia C-470 de 1997, donde se altera la interpretación y aplicación de la ley de protección a la maternidad, sobre la participación laboral femenina. Se considera que el modelo econométrico de diferencias en diferencias es el más adecuado para el estudio, pues permite identificar variaciones

en el comportamiento de los grupos afectados y no afectados, por un cambio en una política o un suceso específico, como lo es la sentencia C-470 de 1997. El fallo de la Corte Constitucional está encaminado a proteger un grupo específico de la población, como son las mujeres en edad reproductiva que desean formar familia, entendiendo que ahora estas personas durante su período de embarazo y tres meses posteriores al parto no pueden ser despedidas por su empleador, y su licencia de maternidad debe ser reconocida. El modelo de diferencias en diferencias, al comparar a un grupo de mujeres directamente afectado por la sentencia C-470 de 1997 con otro grupo poblacional, permite identificar si este evento tuvo el efecto deseado, es decir, ayudar a las mujeres a tener y conservar un empleo a pesar de su condición natural reproductiva.

Para este tipo de modelo econométrico es necesario tomar un grupo de tratamiento y uno de control, donde el primero identifica a aquellas personas que se ven directamente afectadas por el cambio sujeto de estudio y el segundo grupo reúne a las personas cuyas características iniciales son muy similares a las del grupo de tratamiento, pero que no se ven (directamente) afectadas, en este caso, por la sentencia en cuestión.

² Este artículo fue declarado inexecutable en 2007 y fue modificado por la Ley 1122 de 2007, artículo 10. No obstante, puesto que los datos en los que se basa la investigación son previos a esta reforma, se decidió citar y adoptar los planteamientos del artículo 204 original de la Ley 100.

De acuerdo con el DANE, como se muestra en el Cuadro 1, para el período 1995-2000, la tasa global de fecundidad (TGF) a nivel nacional era de 2,86, lo que indica que, en promedio las mujeres entre los 15 y los 49 años tenían alrededor de 2,86 hijos cada una. En el mismo cuadro se encuentra que el período entre los 15 y los 29 años corresponde al momento de mayor fecundidad en la vida de la mujer, en comparación con los años siguientes. Así pues, se ha decidido tomar a las mujeres entre los 15 y los 29 años como grupo de tratamiento, dado que si se comportan de forma normal, son ellas quienes tienden a tener hijos, razón por la cual se verían directamente afectadas por cualquier variación en la legislación referente a la maternidad. Mientras que, las mujeres entre los 30 y los 44 años, aunque también deciden reproducirse, lo hacen con menor frecuencia, lo que las hace similares a las del grupo de tratamiento, pero menos sensibles a cambios en la legislación y por ello sirven como grupo de control. No se toma a los hombres como grupo de control, pues como se ha reiterado a lo

largo del estudio, las condiciones en el mercado laboral suelen ser diferentes para cada género; por esta razón, no es posible asumir que antes de la sentencia C-470 de 1997 hombres y mujeres eran laboralmente comparables y/o equiparables.

Es importante mencionar que la composición de los grupos de control y de tratamiento no permite descartar que haya contaminación entre los mismos. Lo anterior, teniendo en cuenta que la tasa de fecundidad de las mujeres entre los 30 y los 44 años, especialmente entre los 30 y los 34 años, evidencia que en este período de la vida éstas siguen teniendo hijos. Sin embargo, se estimó el modelo excluyendo las mujeres entre los 30 y los 34 años encontrando resultados similares a los obtenidos incluyendo este grupo de edad (ver Anexo 2). De acuerdo con lo anterior, es posible argumentar que los resultados obtenidos en esta investigación son los suficientemente robustos a pesar de la posible contaminación entre los grupos de control y de tratamiento propuestos.

Cuadro 1
TASAS ESPECÍFICAS DE FECUNDIDAD POR EDAD Y TGF
(Total nacional)

| Período | 15-19 | 20-24 | 25-29 | 30-34 | 35-39 | 40-44 | 45-49 | TGF |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| 1985-1990 | 0,122 | 0,167 | 0,150 | 0,119 | 0,076 | 0,029 | 0,005 | 3,34 |
| 1990-1995 | 0,116 | 0,161 | 0,143 | 0,110 | 0,068 | 0,026 | 0,004 | 3,14 |
| 1995-2000 | 0,108 | 0,152 | 0,131 | 0,099 | 0,059 | 0,021 | 0,003 | 2,86 |
| 2000-2005 | 0,100 | 0,142 | 0,120 | 0,088 | 0,051 | 0,017 | 0,002 | 2,60 |

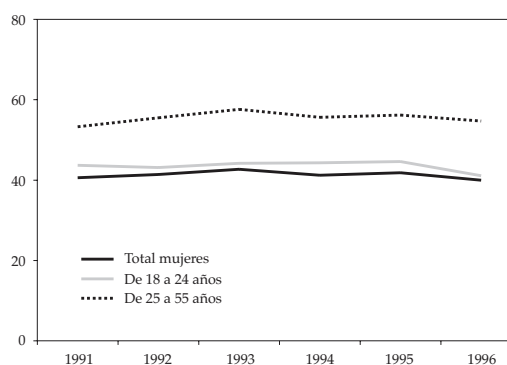
Fuente: DANE, Estadísticas demográficas: series de población.

Ahora bien, para que los estimadores del modelo puedan interpretarse de forma correcta se deben cumplir dos supuestos: i) el modelo está especificado de forma correcta, es decir, incluye todas las variables observables que explican la participación laboral femenina en Colombia; y ii) el modelo cumple con el supuesto de tendencia paralela. Si bien hay variables no observables, como la habilidad innata de las personas, que pueden explicar el que ésta se encuentre o no ocupada, se sostiene que el modelo satisface la condición i). Lo anterior, siguiendo los planteamientos de Amador *et ál.* (2012), quienes identifican que la participación laboral femenina en Colombia se encuentra determinada principalmente por el estado civil, la educación y la fertilidad, variables incluidas en el modelo. También se tienen en cuenta los hallazgos de Arango & Posada (2007), quienes encuentran que la oferta de trabajo femenino en el país tiene forma de U invertida con respecto a la edad y se encuentra determinada por la riqueza y la fertilidad de la persona. De forma similar, Altonji & Blank (1999) y Becker (1985), encuentran que el estado civil y los hijos son variables determinantes de la participación laboral femenina, características que también fueron incluidas en el modelo.

Dado que no se cuenta con la ENH de años anteriores a 1996, no fue posible demostrar que el modelo satisface el supuesto de tendencia paralela ii). No obstante, con base en información ofrecida por el DANE, es posible argumentar que hay evidencia de que 6 años antes de la sentencia C-470

de 1997, la tasa de ocupación femenina por grupo de edad seguía la misma tendencia. En el Gráfico 2 se muestra la tendencia de la tasa de ocupación para el total de las mujeres y para 2 grupos de edad, evidenciando que estas tres curvas se comportan de forma similar en el período 1991-1996, lo cual a su vez permite sostener que los grupos de control y de tratamiento, si bien no coinciden con los grupos de edad ofrecidos por el DANE, son comparables entre sí puesto que la tendencia de la tasa de ocupación femenina es bastante similar, sin importar la edad que la mujer tenga.

Gráfico 2
TASA DE OCUPACIÓN DE LAS MUJERES
SEGÚN GRUPO DE EDAD (1991-1996)



Fuente: DANE, Encuesta Nacional de Hogares: etapas 73 a 109.

Con el propósito de encontrar cambios en la participación laboral femenina, se decidió estimar una ecuación que determine la probabilidad de estar ocupada para las mujeres entre los 15 y los 44 años. Es decir, se tomó como variable dependiente una variable dicotómica (*ocup*), que toma el valor

de 1 si la persona declara estar ocupada y de 0 si la persona dice estar desocupada o inactiva. Como la variable dependiente es dicotómica, se usa el método de estimación probit³.

Se realizaron cinco estimaciones con base en una misma ecuación, cuya única diferencia fue la inclusión de nuevas interacciones. La ecuación puede expresarse de la siguiente manera, donde i identifica al individuo y las variables involucradas se describen en la siguiente sección:

$$\begin{aligned} ocup_i = & \beta_0 + \beta_1 edad_i + \beta_2 edad_i^2 + \beta_3 años\ de\ educación_i + \\ & \beta_4 total\ personas\ por\ hogar_i + \beta_5 estrato\ socioeconómico_i + \\ & \beta_6 jefe\ del\ hogar_i + \beta_7 compañero_i + \beta_8 grupo\ de\ edad_i + \\ & \beta_9 hijos6_i + \beta_{10} desocupados\ en\ el\ hogar_i + \beta_{11} ingreso\ otras \\ & fuente\ del\ hogar_i + \beta_{12} año + \sum_{j=1}^9 \alpha_j área\ metropolitana_{ji} \\ & + \sum_{k=1}^4 \delta_k interacción_{ki} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Las variables más importantes del estudio corresponden, en primer lugar, a la variable *grupo de edad*, a partir de la cual es posible identificar si las mujeres de los dos grupos, de control y tratamiento, tienen probabilidades diferentes de estar ocupadas. En segundo lugar, el *año*, que toma el valor de 0 cuando las observaciones de la persona corresponden a 1996 y 1 si la mujer fue encuestada en 1998 o en el 2000.

De forma que fuera posible encontrar el efecto de la sentencia C-470 de 1997 sobre un grupo específico de la población femenina, se incluyeron en las cinco estimaciones diferentes interacciones. La primera de ellas, entre las variables *grupo de edad* y *año*, busca encontrar el efecto general de la sentencia, es decir, si el hecho de pertenecer a un grupo u otro de edad en uno de los años altera la probabilidad de estar ocupada. La segunda interacción, entre *grupo de edad*, *año* y *compañero*, quiere identificar si las mujeres que se encuentran casadas o en unión libre se muestran como más propensas a reproducirse y por ello son castigadas en el período pos-sentencia. La tercera interacción, entre *grupo de edad*, *año* e *hijos 6*, busca revisar el rol que puede jugar el hecho de ya tener hijos, en este caso menores de 6 años, a la luz de la reinterpretación de la ley de protección a la maternidad.

Finalmente, la cuarta interacción, entre *grupo de edad*, *año*, *compañero* e *hijos 6*, pretende revisar el efecto conjunto de todas las variables involucradas en las interacciones anteriores. Las tres últimas interacciones surgieron a la luz de las conclusiones expuestas por Altonji & Blank (1999) y Becker (1985). Así pues, los coeficientes β_9 , β_{12} y δ_k indican el efecto buscado de la sentencia C-470 de 1997 sobre la participación laboral femenina.

³ Se pensó también en tomar como variable dependiente la variable continua horas de trabajo, pero como los resultados obtenidos presentaron problemas de significancia estadística, se decidió no incluirlos.

B. Descripción de los datos

Se toman los datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH), realizada por el DANE, del segundo trimestre de 1996, 1998 y 2000. Se escogieron los datos recogidos en el mes de junio porque incluyen el módulo de informalidad y con ello observaciones para todas aquellas personas que se encuentran ocupadas, independientemente del sector en el que trabajan. La ENH de 1996 ofrece una fotografía de las condiciones laborales pre-sentencia de la Corte Constitucional, mientras que los datos de la ENH 1998 y 2000 proporcionan el panorama pos-sentencia.

La ENH, representativa para diez áreas metropolitanas del país, ofrece datos de corte transversal, cuya unidad de análisis son los individuos que conforman un hogar. Sin embargo, para esta investigación se decidió tomar como unidad de análisis a las mujeres entre los 15 y los 44 años, pues, esta franja de edades comprende a los grupos más sensibles a los cambios legislativos en lo referente a la mater-

nidad. Se construyeron dos muestras: i) datos de 1996 y 1998 y ii) datos de 1996 y 2000. Las muestras iniciales de la ENH para los tres años se reducen mediante tres filtros: se eliminan los datos que no corresponden a la fuerza de trabajo (menores de 12 años) y las observaciones que corresponden a los hombres; para las mujeres, se decide guardar sólo las observaciones de aquellas entre los 15 y los 44 años. Los Cuadros 2 y 3 muestran el proceso de reducción de la muestra total y por años.

La variable *grupo de edad* divide a la población estudiada en los grupos de tratamiento y control, es decir, toma el valor de 1 si la persona tiene entre 15 y 29 años y 0 si tiene entre 30 y 44 años. De acuerdo con el Cuadro 4, un poco más de la mitad de las observaciones corresponden al grupo de tratamiento.

Para los 3 años estudiados, alrededor del 40% de las mujeres pertenecientes al grupo de control y cerca del 50% de las mujeres que conforman el grupo de tratamiento se encuentran ocupadas. Los datos porcentuales para cada año, desagregados

Cuadro 2
REDUCCIÓN DE LA MUESTRA, 1996-1998

| Filtros | 1996 | 1998 | Muestra 1 |
|-------------------------------|--------|--------|-----------|
| Inicial | 82.806 | 89.712 | 172.518 |
| Fuerza de trabajo | 63.125 | 68.843 | 131.768 |
| Mujeres | 34.086 | 37.119 | 71.205 |
| 15-44 años | 22.827 | 24.619 | 47.446 |
| Participación en la muestra 1 | 48,11 | 51,89 | 100 |

Fuente: DANE, ENH de 1996 y 1998. Cálculos propios.

por grupo y actividad de la persona, se muestran en el Cuadro 5.

La mayor parte de las variables independientes que se incluyen en las estimaciones de esta investi-

gación son variables dicótomas. Así, la variable *jefe del hogar* toma el valor de 1 si la persona es el jefe del hogar y 0 de lo contrario; para los 3 años estudiados, si bien la gran mayoría de las mujeres no son jefes de hogar (alrededor del 90%), las mujeres

Cuadro 3
REDUCCIÓN DE LA MUESTRA, 1996-2000

| Filtros | 1996 | 1998 | Muestra 1 |
|-------------------------------|--------|--------|-----------|
| Inicial | 82.806 | 86.327 | 169.133 |
| Fuerza de trabajo | 63.125 | 66.737 | 129.862 |
| Mujeres | 34.086 | 36.122 | 70.208 |
| 15-44 años | 22.827 | 23.586 | 46.413 |
| Participación en la muestra 2 | 49,18 | 50,82 | 100 |

Fuente: DANE, ENH de 1996 y 2000. Cálculos propios.

Cuadro 4
PARTICIPACIÓN DE LOS GRUPOS DE CONTROL Y TRATAMIENTO POR AÑO

| Grupo | 1996 | | 1998 | | 2000 | |
|-------------|---------------|------------|---------------|------------|---------------|------------|
| | Observaciones | Porcentaje | Observaciones | Porcentaje | Observaciones | Porcentaje |
| Tratamiento | 11.989 | 56,17 | 13.762 | 55,9 | 10.482 | 44,44 |
| Control | 9.355 | 43,83 | 10.857 | 44,1 | 13.104 | 55,56 |

Fuente: DANE, ENH de 1996, 1998 y 2000. Cálculos propios.

Cuadro 5
PORCENTAJE DE OCUPADAS, DESOCUPADAS E INACTIVAS POR GRUPO DE EDAD Y AÑO

| Actividad | 1996 | | 1998 | | 2000 | |
|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|
| | Control | Tratamiento | Control | Tratamiento | Control | Tratamiento |
| Ocupadas | 40,28 | 47,92 | 43,26 | 51,41 | 43,50 | 50,75 |
| Desocupadas | 3,24 | 7,26 | 0,59 | 3,09 | 0,53 | 3,54 |
| Inactivas | 0,31 | 0,99 | 0,25 | 1,4 | 0,41 | 1,27 |

Fuente: DANE, ENH de 1996, 1998 y 2000. Cálculos propios.

cabeza de hogar tienen mayor participación en el grupo de control que en el grupo de tratamiento (cerca del 7%). La variable *compañero* toma el valor de 1 si la persona está casada o vive en unión libre y 0 en el caso contrario; en los 3 años cerca de la mitad de las mujeres no tiene compañero estable, condición mucho más frecuente en el grupo de control (más o menos el 18% no tiene compañero). *Hijos6* identifica con 1 a aquellas mujeres que tienen hijos menores de 6 años y con 0 a las que no; para los 3 años, más o menos el 70% de las mujeres no tienen hijos menores de 6 años. La variable *desocupados en el hogar* toma el valor de 1 si hay desocupados en el hogar y 0 si no los hay; en cerca del 70% de los hogares no hay desocupados y suele haber más desocupados en los hogares del grupo de tratamiento. Finalmente, existe un último grupo de variables dicotómicas, que comprende las diez áreas metropolitanas para las cuales la ENH es representativa: Barranquilla, Bucaramanga, Manizales, Medellín, Cali, Pasto, Villavicencio, Pereira, Cúcuta y Bogotá, donde esta última es la

excluida. El resumen de los estadísticos descriptivos de las variables dicótomas, discriminados por año y grupo de edad, se encuentra en el Cuadro 6.

El estrato socioeconómico es una variable ordinal que toma seis valores, como se muestra en el Cuadro 7. En los años estudiados, el 46,59% de la muestra se encuentra concentradas en el estrato 3.

Se incluyen también en las estimaciones las variables *edad* y *edad²*, que identifican la edad de la persona y su cuadrado. Su comportamiento debe tener en cuenta que las muestras sólo comprenden las observaciones entre los 15 y los 44 años donde la edad promedio de la población estudiada es de 28 años. Se incluye la *edad²*, para dar cuenta de la concavidad que puede tener esta variable después de cierta edad, aunque es posible que, como las muestras no incluyen observaciones para las personas mayores de 44 años, la interpretación de esta variable sea irrelevante. La variable *años de educación*, que determina el número de años de

Cuadro 6

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES DICOTÓMICAS POR GRUPO DE EDAD Y AÑO

| Variable | 1996 | | 1998 | | 2000 | |
|-------------------------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
| | Tratamiento | Control | Tratamiento | Control | Tratamiento | Control |
| Jefe del hogar | 2,11 | 7,1 | 2,34 | 7,46 | 2,51 | 8,32 |
| Compañero | 18,34 | 28,07 | 18,04 | 27,44 | 17,26 | 38,3 |
| Hijos6 | 16,63 | 12,62 | 16,3 | 12,04 | 14,51 | 11,29 |
| Desocupados en el hogar | 15,14 | 9,33 | 19,33 | 11,99 | 23,81 | 15,11 |

Fuente: DANE, ENH de 1996, 1998 y 2000. Cálculos propios.

Cuadro 7
ESTRATO SOCIOECONÓMICO POR GRUPO DE EDAD Y AÑO

| Estrato | 1996 | | 1998 | | 2000 | |
|---------|-------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
| | Tratamiento | Control | Tratamiento | Control | Tratamiento | Control |
| 1 | 3,35 | 2,63 | 3,88 | 2,57 | 4,59 | 2,95 |
| 2 | 14,97 | 10,71 | 13,76 | 10,05 | 14,95 | 11,21 |
| 3 | 25,87 | 20,72 | 26,43 | 21,49 | 24,99 | 21,18 |
| 4 | 8,40 | 7,06 | 8,11 | 6,91 | 7,4 | 6,09 |
| 5 | 2,64 | 2,07 | 2,73 | 2,22 | 2,59 | 2,08 |
| 6 | 0,93 | 0,65 | 0,99 | 0,87 | 1,03 | 0,94 |

Fuente: DANE, ENH de 1996, 1998 y 2000. Cálculos propios.

educación aprobados por la persona, encuentra que las mujeres entre los 15 y los 44 años estudian en promedio alrededor de 9 años. La variable *total de personas por hogar* evidencia que, en promedio, las

mujeres en los 3 años viven en hogares compuestos por 5 personas, con una desviación estándar alta. El resumen de los estadísticos descriptivos de estas variables se encuentra consignado en el Cuadro 8.

Cuadro 8
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES EDAD, AÑOS DE EDUCACIÓN Y TOTAL DE PERSONAS POR HOGAR POR GRUPO DE EDAD Y AÑO

| Año | Variable | Media | | Desviación estándar | | Mínimo | | Máximo | |
|------|-----------------------------|-------------|---------|---------------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
| | | Tratamiento | Control | Tratamiento | Control | Tratamiento | Control | Tratamiento | Control |
| 1996 | Edad | 21,81 | 36,1 | 4,3 | 4,16 | 15 | 30 | 29 | 44 |
| | Número de años de educación | 9,02 | 8,38 | 3,4 | 4,14 | 0 | 0 | 18 | 18 |
| | Total de personas por hogar | 2,23 | 4,95 | 2,38 | 2,1 | 1 | 1 | 22 | 20 |
| 1998 | Edad | 21,76 | 36,33 | 4,21 | 4,2 | 15 | 30 | 29 | 44 |
| | Número de años de educación | 9,23 | 8,71 | 3,48 | 4,33 | 0 | 0 | 20 | 20 |
| | Total de personas por hogar | 5,17 | 4,96 | 2,31 | 2,18 | 1 | 1 | 24 | 24 |
| 2000 | Edad | 21,68 | 36,58 | 4,19 | 4,21 | 15 | 30 | 29 | 44 |
| | Número de años de educación | 9,63 | 8,86 | 3,31 | 4,31 | 0 | 0 | 21 | 21 |
| | Total de personas por hogar | 5,18 | 4,87 | 2,34 | 2,09 | 1 | 1 | 23 | 23 |

Fuente: DANE, ENH de 1996, 1998 y 2000. Cálculos propios.

V. Resultados

A. Diferencias entre 1996 y 1998

En la primera estimación que se realizó, que no incluye interacciones, ninguna de las variables de interés identificadas en la sección IV.B presenta problemas de significancia, es decir, todas son significativas al 1%. Las únicas variables que no son significativas a este nivel son el área metropolitana de Cali que no lo es bajo ningún nivel de significancia y la de Cúcuta que lo es al 10%; resultados que se mantienen constantes en las otras cuatro estimaciones. Las demás variables involucradas en la estimación tienen el signo esperado, pero no se las estudiará a profundidad, pues no son objeto principal de esta investigación; sin embargo, los resultados de la primera estimación se exponen en el Anexo 1, los cuales son similares a los de las demás.

Como se muestra en el Cuadro 9, efectivamente el hecho de tener un compañero estable, es decir de estar casada o de vivir en unión libre, implica que la probabilidad de estar ocupada se reduce en 22 puntos porcentuales. De igual forma, tener hijos menores de 6 años reduce la probabilidad de estar ocupada en 5 puntos porcentuales, lo que intuitivamente corresponde con la literatura mencionada en la sección II.A.

Tener entre 15 y 29 años parece favorecer a las mujeres, ya que aumenta la probabilidad de estar

ocupada en 11%. De forma análoga, las mujeres en 1998, con respecto a 1996, tienen 5 puntos porcentuales más de probabilidad de estar ocupadas, indicando con ello que en general la situación laboral de las mujeres mejoró con el cambio de año, lo cual era de esperarse, pues ya se considera un hecho estilizado el aumento en la participación laboral femenina a través de los años (Killingsworth & Heckman (1986) y Arango & Posada (2007)).

Cuando se incluye la interacción entre *año* y *grupo de edad*, como se había propuesto para la segunda estimación, ésta no es estadísticamente significativa y por ello no permite sacar nuevas conclusiones con respecto a la estimación 1. Sin embargo, cuando se incluyen conjuntamente la interacción 1 entre *año* y *grupo de edad* y la interacción 2 entre *año*, *grupo de edad* y *compañero*, la primera es significativa al 5% y la segunda al 1%, como se muestra en el Cuadro 9. Así, la estimación 3 permite concluir que, tener entre 15 y 29 años en 1998 reduce la probabilidad de estar ocupada en 3 puntos porcentuales, evidenciando un posible castigo sobre la participación laboral de las mujeres con mayores tasas de fecundidad. Sin embargo, si estas mujeres tienen además un compañero estable, el castigo parece desaparecer, pues la probabilidad de estar ocupadas aumenta en 7%.

Cuando se incluyen simultáneamente la interacción 1 y la interacción 3 entre *año*, *grupo de edad* e *hijos*, la primera nuevamente deja de ser significativa, mientras que la segunda expone que, las

mujeres entre los 15 y los 29 años con hijos menores de 6 años en 1998, tienen mayor probabilidad de estar ocupadas (4 puntos porcentuales) como se muestra en el Cuadro 9.

Ahora bien, cuando se incluyen todas las interacciones propuestas, se encuentra que las variables de interés son significativas al 1%. La interpretación de los coeficientes de las variables no interactuadas es casi igual a la de la estimación 1, con cambios poco significativos en su magnitud. Lo que es importante resaltar de los resultados de la estimación 5, consignados en el Cuadro 9, es que las mujeres entre los 15 y los 29 años en 1998 tienen 5% menos de probabilidad de estar ocupadas y si

las mismas mujeres tienen hijos y compañero estable, la probabilidad de estar ocupadas se reduce aún más (27%). Lo anterior permite concluir que, en efecto al comparar 1998 con 1996, se percibe un castigo general sobre la participación laboral de las mujeres cuyas edades corresponden con altas tasas de fecundidad, y un castigo específico sobre las mismas mujeres, pero que además tienen hijos menores de 6 años y compañero estable.

B. Diferencias entre 1996 y 2000

En la primera estimación, que no incluye interacciones, se encuentran resultados similares a los de la sección anterior: tener compañero o hijos

Cuadro 9
EFFECTOS MARGINALES Y SIGNIFICANCIA DE LAS ESTIMACIONES, 1996-1998

| Estimación | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Compañero | -0,22 (0,009) *** | -0,22 (0,009) *** | -0,24 (0,009) *** | -0,22 (0,009) *** | -0,24 (0,01) *** |
| Grupo de edad | 0,11 (0,013) *** | 0,12 (0,013) *** | 0,11 (0,013) *** | 0,11 (0,013) *** | 0,11 (0,013) *** |
| Hijos 6 | -0,05 (0,008) *** | -0,05 (0,008) *** | -0,05 (0,008) *** | -0,07 (0,009) *** | -0,06 (0,01) *** |
| Año | 0,05 (0,045) *** | 0,05 (0,01) *** | 0,05 (0,01) *** | 0,05 (0,01) *** | 0,05 (0,01) *** |
| Interacción 1 | NA | -0,005 (-0,013) | -0,03 (0,014) ** | -0,02 (-0,014) | -0,05 (0,014) *** |
| Interacción 2 | NA | NA | 0,07 | NA (0,016) *** | 0,16 (0,021) *** |
| Interacción 3 | NA | NA | NA | 0,04 (0,017) *** | 0,16 (0,0259) *** |
| Interacción 4 | NA | NA | NA | NA | -0,27 (0,027) *** |

Fuente: DANE, ENH de 1996 y 1998. Cálculos propios.

menores de 6 años, reduce la probabilidad de estar ocupada en 22 y 6 puntos porcentuales respectivamente; de igual forma tener entre 15 y 29 años, aumenta la probabilidad de estar ocupada en 12%. No obstante, para la muestra 1996-2000, el año no es estadísticamente significativo, lo que representa un problema pues sin el año no es posible encontrar los efectos pre y pos-sentencia. Nuevamente las áreas metropolitanas de Cali y de Cúcuta presentan problemas de significancia, la primera lo es al 10% y la segunda no es significativa a ningún nivel. Las demás variables incluidas en la estimación, expuestas en la ecuación de la sección IV.B, tienen el signo esperado, sin embargo, sus coeficientes no se interpretarán porque no son el objetivo

principal de este estudio. Pero al igual que en la sección anterior, los resultados de esta estimación se encuentran en el Anexo 1 y son similares a los de las otras cuatro.

Al incluir la interacción entre *año* y *grupo de edad*, que no es significativa, el año pasa a serlo al 10% y evidencia un efecto negativo sobre la participación laboral femenina en el 2000 (3%), como se muestra en el Cuadro 10. En la estimación 3, en la que se incluyen las interacciones entre *año* y *grupo de edad* y entre *año*, *grupo de edad* y *compañero*, la primera continúa sin ser estadísticamente significativa, mientras que la segunda sí lo es al 1%, exponiendo que las mujeres entre los 15 y los 29

Cuadro 10
EFFECTOS MARGINALES Y SIGNIFICANCIA DE LAS ESTIMACIONES, 1996-2000

| Estimación | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Compañero | -0,22 (0,10) *** | -0,22 (0,01) *** | -0,24 (0,01) *** | -0,22 (0,01) *** | -0,24 (0,01) *** |
| Grupo de edad | 0,12 (0,015) *** | 0,11 (0,015) *** | 0,11 (0,015) *** | 0,11 (0,015) *** | 0,11 (0,015) *** |
| Hijos6 | -0,06 (0,01) *** | -0,06 (0,01) *** | -0,06 (0,01) *** | -0,06 (0,01) *** | -0,06 (0,01) *** |
| Año | -0,11 (0,012) | -0,03 (0,017) * | -0,03 (0,017) * | -0,03 (0,017) * | -0,03 (0,017) * |
| Interacción 1 | NA | 0,03 (0,021) | 0,01 (0,022) | 0,03 (0,022) | 0,01 (0,022) |
| Interacción 2 | NA | NA | 0,13 (0,032) *** | NA | 0,16 (0,037) *** |
| Interacción 3 | NA | NA | NA | -0,003 (0,036) | -0,01 (0,049) |
| Interacción 4 | NA | NA | NA | NA | -0,1 (0,07) |

Fuente: DANE, ENH 1996 y 2000. Cálculos propios.

años, con compañero en el 2000 tienen 13 puntos porcentuales más de probabilidad de estar ocupadas (ver Cuadro 10).

En la cuarta estimación, donde se incluyen de forma simultánea la interacción 1 y la interacción entre *año*, *grupo de edad* e *hijos*⁶, ninguna de las dos es estadísticamente significativa y por ello no es posible obtener nuevas conclusiones. De igual forma, en la última estimación, en la que se incluyen todas las interacciones, la única que es significativa es la que incluye *año*, *grupo de edad* y *compañero*, y por esto no es posible obtener conclusiones adicionales con respecto a la estimación 3, como se muestra en el Cuadro 10.

Así pues, al comparar 1996 con el 2000, no se encuentra ningún efecto específico o general sobre las mujeres cuyas edades corresponden a aquellas con mayor tasa de fecundidad.

VI. Conclusiones

De acuerdo con la literatura estudiada, relacionada con la maternidad como un desincentivo a la participación laboral femenina, se pensó que los cambios sufridos por la ley de protección a la maternidad a finales del siglo XX, especialmente con la sentencia C-470 de 1997, alteraron la participación de las mujeres en el mercado laboral colombiano. Los resultados encontrados a partir de la muestra que buscaba comparar 1996 con 1998, corroboran lo anterior al indicar que, en efecto, las mujeres

entre los 15 y los 29 años, edades con la mayor tasa de fecundidad en el país según el DANE, tienen menor probabilidad de estar ocupadas en 1998. Este efecto negativo sobre la ocupación de las mujeres, muestra a la ley de protección a la maternidad como un desincentivo a la participación laboral femenina.

Cuando se intentó buscar efectos tres años después de la sentencia, es decir, comparar el panorama de 1996 con el de 2000, problemas de significancia de las interacciones propuestas entre las variables *año*, *grupo de edad*, *compañero* y/o *hijos*⁶, impidieron identificar las consecuencias del fallo de la Corte Constitucional, si es que para el año 2000 estas todavía estaban presentes. No fue posible identificar por qué los resultados con base en los datos del año 2000 no resultaron ser significativos. Sin embargo, se sugiere que esto pudo presentarse por tres posibles razones: i) la crisis económica de 1998, ii) para el año 2000 el mercado de trabajo ya se encontraba estabilizado o iii) por problemas del grupo de control (definición y/o escogencia).

Ahora bien, siguiendo los planteamientos de Altonji & Blank (1999) y Becker (1985), se profundizó en la búsqueda de consecuencias de la sentencia sobre grupos específicos en el mercado laboral. Para ello, el estado civil (*compañero*) y los hijos (*hijos*⁶), identificadas por los autores como variables que explican alteraciones en el comportamiento laboral de las mujeres, fueron incluidas en las estimaciones de forma individual e interactuadas con

las variables *año* y *grupo de edad*. Se encuentra que, en efecto, tener un compañero estable o hijos tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de estar ocupada en 1998. Adicionalmente, para este año los resultados de las interacciones evidenciaron que la participación laboral de las mujeres se ve afectada de forma negativa, cuando éstas se encuentran en edades de mayor fecundidad, tienen compañero estable e hijos.

Aunque el estudio sí encontró un efecto negativo de los cambios sufridos por la ley de protección a la maternidad sobre la participación laboral femenina, no se logró identificar si este accionar se dio por medio de un choque sobre la demanda y/o la oferta de trabajo. Si bien la variable *ocup* corresponde al equilibrio en el mercado laboral, es decir que, todos los 1 representan encuentros exitosos entre la oferta y la demanda, se sugiere la hipótesis de que el fallo de la Corte Constitucional, *ceteris paribus*, pudo generar un choque de demanda y no de oferta. Esta hipótesis se sostiene en que si la sentencia C-470 de 1997 tuvo algún efecto sobre el mercado laboral, éste pudo darse por medio de variaciones en el costo esperado del trabajo femenino. Como se vio en la sección II.A, Ondrich *et ál.* (2002), Gruber & Krueger (1991), Gruber (1994) y Anderson & Meyer (1995) sostienen que las licencias de maternidad y/o los beneficios ofrecidos por el empleador aumentan los costos al que éste se enfrenta; en el caso colombiano, de acuerdo con lo expuesto en la sección III, estos costos pueden incrementarse aún más si el empleador no afilia al

SGSS a sus trabajadoras. Después de 1997 ya no es posible para los empleadores despedir a una mujer embarazada a cambio de una indemnización. Por el contrario, cuando alguna de sus trabajadoras queda embarazada, tiene derecho a una licencia de maternidad obligatoria (la cual es asumida por la EPS si se encuentran afiliadas al SGSS, según la Ley 100 de 1993; no obstante, los niveles de afiliación entre los ocupados se mantienen todavía muy bajos, ver Gráfico 1), si es despedida deber ser indemnizada y reintegrada, y además, las empresas deben buscar quién reemplace a la trabajadora durante su licencia y asumir los costos relacionados. Es posible pensar, entonces, que con la sentencia en cuestión, aumentaron los costos esperados del trabajo de una mujer en edad reproductiva y que con ello se desincentiva el contratar mujeres con alta probabilidad de quedar en embarazo, como lo son sobre todo, según los datos del DANE, las mujeres entre los 15 y los 29 años de edad.

De acuerdo con la teoría económica sobre equilibrio general de los mercados, es de esperarse que, si la sentencia C-470 de 1997 genera un choque de demanda y no de oferta, esta curva se desplace hacia la izquierda, donde ahora para un mismo salario se demanda menos trabajo. Dado que los mercados tienden a equilibrarse, las variables involucradas en ellos como oferta, demanda, precio y cantidad, deben acomodarse al nuevo equilibrio. En teoría, debe haber un desplazamiento a lo largo de las curvas de demanda y de oferta, que permita al salario acceder a su nuevo valor de equilibrio.

No obstante, en Colombia existe una regulación que impone al mercado un salario mínimo, lo que podría decirse, restringe la adaptación de las variables a cambios en el mercado y su tendencia al equilibrio. Es decir, los desplazamientos a lo largo de las curvas no pueden darse por niveles inferiores al salario mínimo vigente.

Teniendo en cuenta lo anterior se tomó como variable dependiente el logaritmo natural del salario, y se realizaron una serie de estimaciones, similares a las que se hicieron sobre la variable ocup, que buscaban encontrar alteraciones sobre los niveles de salario. Sin embargo, los resultados obtenidos no arrojaron cambios estadísticamente significativos sobre esta variable, que permitieran concluir que hubo desplazamientos a lo largo de las curvas de demanda y de oferta posteriores al posible choque de demanda. Por esto, se recomienda a las futuras

investigaciones relacionadas ahondar en el tema, con el objetivo de esclarecer si demanda y oferta se vieron alteradas y de qué forma.

Finalmente, como se dijo en la introducción, el efecto de las licencias de maternidad no ha sido aún estudiado para Colombia. Además, dado que la literatura se ha enfocado muy poco en estudiar este mecanismo en los países en vía de desarrollo, se considera relevante e interesante revisar el funcionamiento y cumplimiento de las licencias de maternidad en el país. Este estudio, evidencia que sí existe en Colombia un castigo a la maternidad, o a la "propensión" a formar familia, para las mujeres en el mercado laboral; por ello se recomienda profundizar en este aspecto para determinar la efectividad de las políticas que intentan aliviar el trade-off entre obligaciones familiares y trabajo, que caracteriza el ciclo de vida de las mujeres.

Referencias

- Altonji, J. & R. Blank (1999). "Race and Gender in the Labor Market". En *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C, eds. O. Ashenfelter and D. Card. North-Holland, Amsterdam: Elsevier Science.
- Amador, D., Bernal, R. & Peña, X. (2012). "The Rise in Female Participation in Colombia: Fertility, Marital Status or Education?" Documento de trabajo.
- Anderson, P. M. & Meyer, B. (1995). "The Incidence of a Firm-Varying Payroll Tax: The Case of Unemployment Insurance," NBER Working Paper No. 5201. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Arango, L. & Posada, C. (2007). "Labor Participation of Married Women in Colombia", *Desarrollo y Sociedad*, No. 60, pp. 93-126.
- Arrow, Kenneth J. (1971). "Models of Job Discrimination". En *Racial Discrimination and Economic Life*, ed. A. H. Pascal. Lexington Books.
- Berger, L. M. & Waldfogel, J. (2004). "Maternity leave and the employment of new mothers in the United States". En *Journal of Population Economics* 17: pp. 331-349.
- Becker, G. (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G. (1985). "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor". En *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 33-58.
- Código Sustantivo del Trabajo de Colombia.
- Congreso de la República de Colombia, Ley 100 de 1993 por medio de la cual se crea el sistema de seguridad social integral.
- Corte Constitucional de Colombia, Sentencia C-470 de 1997, M.P. Dr. Alejandro Martínez Caballero.
- Gruber, J. (1994). "The Incidence of Mandated Maternity Benefits". En *American Economic Review*, 84, pp. 622-641.
- Gruber, J. & Krueger, A. B. (1991). "The Incidence of Mandated Employer- Provided Health Insurance". En *Tax Policy and the Economy*, David Bradford, ed., pp. 111-143. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Hashimoto, M., Percy, R., Schoellner, T. & Wienberg, B. A. (2004). "The long and short of it: maternity leave coverage and women's labor market outcomes". En *IZA Discussion Paper No. 1.207*.
- Killingsworth, M. & Heckman J. (1986). "Female Labor Supply: A Survey". En *Handbook of Labor Economics*, Volume I. Editores: O. Ashenfelter y R. Layard, pp. 103-204.
- Lai, Yu-Cheng & Masters, S. (2005). "The effects of mandatory maternity and pregnancy benefits on women's wages and employment in Taiwan, 1984-1996". En *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 58, No. 2.
- Mincer, J. (1962). "Labor force participation of married women: a study of labor supply". En *Aspects of labor economics*. Princeton University Press, pp. 63-97.
- Ondrich, J., Spiess, C. K. & Yang, Q. (2002). "The Effect of Maternity Leave on Women's Pay in Germany 1984-1994". Berlin: German Institute for Economic Research, Discussion paper.
- Phelps, Edmund S. (1972). "The Statistical Theory of Racism and Sexism". En *American Economic Review* 62:4 (September), pp. 659-661.
- Tenjo, J., Ribero, R. & Bernat, L. F. (2005). *Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina: un intento de interpretación*. Bogotá D.C., Colombia: Documento CEDE 2005-18, Universidad de los Andes.
- Waldfogel, J., Higuchi, Y. & Abe, M. (1998). "Maternity leave policies and women's employment after childbirth: Evidence from the United States, Britain, and Japan". London: Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics.

Anexo 1

RESULTADOS ESTIMACIÓN 1

| Variable | 1996-1998 Efecto marginal | 1996-2000 Efecto marginal |
|---------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Edad | 0,14 (0,003) *** | 0,14 (0,004) *** |
| Edad ² | -0,001 (0,000) *** | -0,002 (0,000) *** |
| Años educación | 0,01 (0,001) *** | 0,01 (0,002) *** |
| Total de personas por hogar | 0,01 (0,002) *** | 0,01 (0,002) *** |
| Estrato socioeconómico | 0,02 (0,004) *** | 0,03 (0,005) *** |
| Jefe del hogar | 0,19 (0,012) *** | 0,11 (0,015) *** |
| Desocupados en el hogar | -0,29 (0,007) *** | -0,25 (0,008) *** |
| Ingreso otras fuentes del hogar | -0,01 (0,001) *** | -0,01 (0,001) *** |
| Barranquilla | -0,12 (0,009) *** | -0,11 (0,012) *** |
| Bucaramanga | 0,06 (0,011) *** | 0,05 (0,013) *** |
| Manizales | -0,08 (0,012) *** | -0,08 (0,015) *** |
| Medellín | -0,06 (0,009) *** | -0,07 (0,011) *** |
| Cali | -0,0001 (0,011) | -0,02 (0,013) * |
| Pasto | 0,05 (0,012) *** | 0,04 (0,015) *** |
| Villavicencio | -0,07 (0,012) *** | -0,08 (0,015) *** |
| Pereira | -0,08 (0,011) *** | -0,06 (0,014) *** |
| Cúcuta | -0,02 (0,012) * | -0,14 (0,015) |

Fuente: DANE, ENH de 1996, 1998 y 2000. Cálculos propios.

Anexo 2

RESULTADOS ESTIMACIONES EXCLUYENDO MUJERES ENTRE LOS 30 Y LOS 34 AÑOS

| Estimación | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Compañero | -0,198 (0,01) *** | -0,198 (0,01) *** | -0,218 (0,0105) *** | -0,200 (0,01) *** | -0,221 (0,0106) *** |
| Grupo de edad | 0,130 (0,021) *** | 0,144 (0,0215) *** | 0,132 (0,0219) *** | 0,141 (0,0216) *** | 0,135 (0,0219) *** |
| Hijos 6 | -0,0441 (0,009) *** | -0,0441 (0,009) *** | -0,0464 (0,009) *** | -0,0573 (0,0106) *** | -0,0495 (0,0108) *** |
| Año | 0,0449 (0,007) *** | 0,0638 (0,0123) *** | 0,0635 (0,0124) *** | 0,0637 (0,0123) *** | 0,0633 (0,0124) ** |
| Interacción 1 | NA | -0,0287 (0,0153) * | -0,0485 (0,0162) *** | -0,0397 (0,0161) ** | -0,0706 (0,0166) *** |
| Interacción 2 | NA | NA | 0,0614 (0,0177) *** | NA | 0,169 (0,0227) *** |
| Interacción 3 | NA | NA | NA | 0,0382 (0,0184) ** | 0,159 (0,0265) *** |
| Interacción 4 | NA | NA | NA | NA | -0,271 (0,0267) *** |

Fuente: DANE, ENH de 1996 y 1998. Cálculos propios.