

# Brecha salarial entre hombres y mujeres y ciclo económico en Colombia

---

Adriana Sabogal M.\*

## Abstract

*The study focuses on the relationship between the business cycle and the gender wage gap in Colombia. We find that the gender hourly wage gap is procyclical for the population aged 25 to 55 years old. We use a pseudo-panel with annual data from the Household Survey from 1984 to 2006 for the 7 main Colombian cities in order to determine the mechanisms behind the cyclicity of the gender hourly wage gap. We propose three hypotheses: i) the additional worker effect, ii) changes in compositions of the formal and informal workers by gender and iii) changes in sectorial composition by gender. We estimate two regressions: the first one quantifies the hourly gender wage gap based on control variables and the business cycle; the second one seeks to decompose the effect of the economic cycle in the 3 hypotheses already mentioned before, taking the predicted values of the hourly gender gap obtained in the first regression. After making various regressions by random effects, we find strong evidence in favor of the first hypothesis.*

## Resumen

*Este estudio se centra en la relación entre el ciclo económico y la brecha salarial por sexo en Colombia. Se encuentra que la brecha salarial por hora es procíclica para los hombres y mujeres entre 25 y 55 años que trabajan. Se emplea un pseudopanel con datos anuales de las Encuestas de Hogares de 1984 a 2006, para las 7 principales ciudades colombianas, con el fin de determinar los mecanismos que explican la prociclicidad de esta brecha salarial. Se proponen tres hipótesis en la explicación de la prociclicidad de la brecha: i) el efecto del trabajador adicional, ii) los cambios de composición entre formales e informales por sexo y iii) los cambios de composición en los sectores productivos por sexo. Se estiman dos regresiones: la primera busca estimar la brecha salarial en función de variables de control y del ciclo económico; la segunda busca descomponer el efecto del ciclo económico en las tres hipótesis mencionadas, tomando los valores predichos de la brecha salarial que se obtienen de la primera regresión. Luego de realizar diferentes estimaciones, se encuentra evidencia a favor de la primera hipótesis.*

*Keywords: Hourly Gender Wage Gap, Business Cycle, Labor Market, The Additional Worker Hypothesis, Pseudopanel, Colombia*

*Palabras clave: Brecha salarial horaria por sexo, Ciclo económico, Mercado laboral, Hipótesis del trabajador adicional, Pseudopanel, Colombia*  
*Clasificación JEL: C23, J16, J21, J31, J82*

*Primera versión recibida el 9 de septiembre de 2011; versión final aceptada el 18 de mayo de 2012*

*Coyuntura Económica, Vol. XLII, No. 1, junio de 2012, pp. 53-91. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia*

---

\* Adriana Sabogal se desempeña como Investigadora en Fedesarrollo. Email: asabogal@fedesarrollo.org.co. El artículo se basa en el trabajo de grado presentado por la autora para obtener el grado de Magister en Economía en la Universidad de los Andes. La autora agradece a Ximena Peña, asesora de la tesis, por todo lo aprendido y por la experiencia formadora; a David Bardey por sus comentarios y su apoyo, y a Katty de Oro por su gran ayuda.

## I. Introducción

En Colombia, las mujeres tienen salarios menores que los hombres pese al aumento en su participación laboral, al mayor número de horas trabajadas y a la igualación entre hombres y mujeres de ciertas características observables, tales como la educación, durante las últimas tres décadas. En efecto, la Tasa Global de Participación (TGP) femenina en las 7 principales ciudades colombianas pasó de 40,6% en 1984 a 55,0% en 2006, mientras que la TGP masculina se ha mantenido constante durante el período (Anexo 1). El promedio de horas trabajadas al mes por las mujeres pasó de 213 en 1985 a 218 en 2006, y el promedio de años aprobados de educación sobrepasó al promedio de los hombres a partir de 1987<sup>1</sup>. A nivel regional, en América Latina sucede un fenómeno similar: la mujer ha equiparado al hombre en términos de educación; de hecho, actualmente las mujeres tienen mayores probabilidades de enrolarse en la educación secundaria y terciaria que los hombres, según Chioda (2011).

El presente trabajo se centra en el estudio de la relación entre la brecha salarial<sup>2</sup> por sexo y el ciclo económico. Es relevante estudiar este tema, ya que el ciclo económico impacta de manera diferencial a hombres y a mujeres (Hoynes, 1999, Sánchez *et ál.*, 2003 y Blank, 2006). Sin embargo, dicha relación no ha sido aún documentada en la literatura económica, aunque sí se han analizado temas relacionados con ciclo y salarios reales (Blank, 1987 y Sargent, 1978), la existencia de las brechas salariales por sexo (Badel & Peña, 2008 y Fernández, 2006) y sus causas (Tenjo *et ál.*, 2005).

En esta primera exploración empírica se encuentra que la brecha salarial es procíclica: se amplía en los auges y disminuye en las recesiones. Al no contar con encuestas tipo panel que cubran un período importante de años en Colombia<sup>3</sup>, se construye un *pseudopanel* de 4 grupos sociodemográficos, por edad y nivel educativo, para las 7 principales ciudades colombianas, con el fin de determinar los mecanismos que explican la

---

<sup>1</sup> Cálculos del autor.

<sup>2</sup> En este estudio, la brecha salarial se define como la brecha salarial no condicional sin corrección por sesgo de selección y se calcula como la razón entre el salario promedio mensual horario masculino y femenino. Se usa la brecha no condicionada ya que los resultados obtenidos con y sin condicionar son similares: la brecha condicionada, al igual que la no condicional, se correlaciona en magnitudes similares con la variable elegida para medir el ciclo económico, y su correlación con la brecha no condicional es alta (Cuadro 2).

<sup>3</sup> En Colombia, Fedesarrollo cuenta con un panel de hogares urbanos, pero el período que cubre es corto (de 2004 a 2010), y la Universidad de Los Andes ha iniciado uno con representatividad nacional; éste se encuentra hasta ahora en su primera ronda. En general, como lo discuten Cuesta *et ál.* (2011), en América Latina existe un gran vacío, dado que no se cuenta como en otros continentes con encuestas de tipo panel con buena representatividad y con amplia cobertura en el tiempo.

prociclicidad de la brecha. Se manejan 3 hipótesis para explicar este comportamiento: i) el efecto del trabajador adicional, ii) los cambios de composición entre formales e informales por sexo y iii) los cambios en la composición sectorial por sexo.

Mediante efectos aleatorios<sup>4</sup> se estima una ecuación en dos etapas: en un primer momento, se estima la brecha salarial en función de variables explicativas (tales como la presencia de niños menores de 1 y 6 años, la brecha de experiencia y educación entre hombres y mujeres de cada uno de los grupos estudiados, entre otras) y el ciclo económico. En la segunda etapa se corre una regresión donde la variable dependiente es el valor predicho de la brecha salarial encontrado en la primera regresión y las variables explicativas son los mecanismos que se proponen para explicar la prociclicidad de la brecha salarial, es decir, la brecha de participación por sexo (que mide la primera hipótesis), la brecha de informalidad por sexo (la segunda) y el índice de Duncan<sup>5</sup> (la tercera), donde este índice se emplea para ver la concentración de hombres y de mujeres en los diversos sectores productivos. La idea de esta regresión es lograr separar el efecto del ciclo económico en estos

tres mecanismos propuestos que buscan explicar la brecha salarial. En esta segunda regresión se utilizan algunos de los controles de la primera regresión y variables dummies de grupo<sup>6</sup>. El efecto del trabajador adicional parece estar contribuyendo a la prociclicidad de la brecha. De aquí se desprenden implicaciones de política pública que pueden ayudar a disminuir la brecha salarial por sexo y a suavizar los efectos del ciclo sobre los salarios de la mujer, en particular, cuando el ciclo económico es elevado y la brecha se amplía a favor de los hombres.

Este estudio se desarrolla en 6 secciones, incluida la presente introducción. En la segunda sección se elabora una revisión de literatura. En la tercera se desarrollan los datos utilizados y una serie de estadísticas descriptivas. En la cuarta sección se describe la estrategia empírica empleada. En la quinta sección se presentan los principales resultados. En la sexta y última sección se presentan las conclusiones.

## II. Revisión de literatura

Ñopo *et ál.* (2009) estudian las brechas salariales entre hombres y mujeres, y por etnias, para 18

<sup>4</sup> Todas las estimaciones, salvo una, se realizan por medio de efectos aleatorios.

<sup>5</sup> En el Anexo 3 se define este índice.

<sup>6</sup> Se emplea como grupo base la población entre 41 y 55 años con educación media-alta y las dummies de grupos que se incluyen en la regresión son: la variable indicativa del grupo 1 que corresponde a las personas entre 25 y 40 años con educación baja, la del grupo 2 que corresponde a las personas entre 25 y 40 años con educación media-alta y la del grupo 3 que corresponde a las personas entre 41 y 55 años con educación baja.

países de América Latina, y encuentran que luego de controlar por ciertas características observables, los hombres ganan aproximadamente 20% más que las mujeres en la región. Para Colombia, por un lado, hallan que la brecha salarial bruta está a favor de las mujeres y asciende a -5,7%.

Por otro lado, una vez se controla por edad y educación o por el conjunto completo de variables observables<sup>7</sup>, la parte no explicada de la brecha salarial (debida a características no observables o a discriminación) desfavorece a las mujeres y es de 7 y 11%, respectivamente. Tenjo *et ál.* (2005) encuentran que existe una brecha salarial horaria por sexo que desfavorece a la mujer en Colombia cercana a 14,7% para 1998 (*i.e.* la mujer gana aproximadamente 15% menos que los hombres). Fernández (2006) y Badel & Peña (2008) encuentran que los diferenciales de salario aumentan en los extremos de la distribución de ingresos favoreciendo a los hombres, fenómeno denominado techos de cristal (*glass ceilings*); en el centro de la distribución los salarios entre hombres y mujeres son un tanto más homogéneos. Ñopo (2006) y Chioda (2011) obtienen resultados similares, el primero para Chile y la segunda para América Latina.

Entre las causas de la existencia y la persistencia de la brecha salarial se afirma que la mujer sigue

teniendo menor experiencia laboral que el hombre y menores retornos a la experiencia, ya sea porque de manera general la mujer se preocupa menos por hacer carrera y es menos competitiva que su contraparte masculina (Niederle & Yestrumskas, 2008) o porque los empleadores anticipan que la mujer va a tener interrupciones en su vida profesional (licencias de maternidad y crianza de los hijos). De ahí que los empleadores tengan menos incentivos para ofrecerle capacitación en el trabajo (Light & Ureta, 1995) y le ofrezcan menores salarios (Fernández, 2006 y Tenjo *et ál.*, 2005).

La brecha salarial puede generarse también a causa de segregación ocupacional y sectorial por sexo. Por ejemplo, Blau & Beller (1988) y Anker (1997) muestran que en las ocupaciones y los sectores predominantemente femeninos, los salarios son menores que en los predominantemente masculinos. De igual forma, el Informe de Desarrollo Mundial del Banco Mundial (2012) ratifica la existencia de segregación en el mercado laboral por ocupaciones entre hombres y mujeres, y encuentra que las mujeres son más propensas a trabajar en actividades de baja productividad y, por ende, son peor remuneradas.

Por otro lado, Bergmann (1974) explica la brecha salarial usando la teoría del crowding ocupa-

---

<sup>7</sup> El conjunto completo de características observables por las que controlan los autores son: edad, educación, una variable dicotoma que indica presencia de hijos en el hogar, una que captura la presencia de otros aportantes de ingreso en el hogar, una variable indicadora de área urbana, tipo de empleo, una variable dicotoma que indica informalidad y por último, una variable que toma el valor de uno si trabaja tiempo parcial.

cional<sup>8</sup> según la cual los salarios de las mujeres son menores por la sobre oferta laboral femenina en ocupaciones en las que no existe discriminación en contra de las mujeres. La sobre oferta se produce porque las mujeres se ven desplazadas o excluidas de ocupaciones consideradas masculinas, las cuales pagan mayores salarios. No obstante, Tenjo *et ál.* (2005) no encuentran evidencia a favor del *crowding* ocupacional en 6 países de América Latina. Por el contrario, encuentran que la existencia de la brecha salarial por sexo se debe a los roles tradicionales impuestos a la mujer (administradora del hogar y responsable del cuidado de los hijos, por ejemplo).

Para México urbano, Ñopo & Calónico (2008) muestran que la eliminación de la segregación ocupacional vertical (jerárquica) entre hombres y mujeres reduciría en 5 puntos porcentuales la diferencia salarial por sexo; mientras que, la eliminación de la segregación ocupacional horizontal entre hombres y mujeres, aumentaría en 6 puntos porcentuales la brecha salarial observada. De igual forma, se ha observado que algunos de los sectores donde los hombres trabajan más están más relacionados con los movimientos cíclicos de la economía que los sectores donde se concentran más las mujeres; un ejemplo claro es el sector de la construcción.

En cuanto a la literatura relacionada con ciclo económico y salarios reales, Sargent (1978) y Altonji & Ashenfelter (1980) hallan que los salarios son acíclicos, mientras que, Bils (1985) y Blank (1987) muestran que los salarios reales son procíclicos debido a cambios en la composición sectorial (*i.e.* hay entrada y salida de trabajadores en sectores con heterogeneidad de salarios).

La literatura económica encuentra que el ciclo económico afecta de manera diferencial a hombres y mujeres en cuanto a los indicadores de mercado laboral (Hoynes, 1999; Sánchez *et ál.*, 2003 y Blank, 2006). Por ejemplo, Sánchez *et ál.* (2003) usando un *pseudopanel* retoman el modelo empleado por Hoynes (1999) para las 7 principales ciudades colombianas entre 1984-2000 y hallan que los jóvenes con bajos niveles educativos, en particular las mujeres jóvenes, son los más vulnerables frente a los ciclos económicos en términos de respuesta de las tasas de desempleo y participación.

Rojas & Santa María (2001) muestran que los cambios en la tasa de participación femenina de corto plazo, en particular durante la recesión de 1997-1999, se explican por el efecto del trabajador adicional: un aumento en el desempleo genera un aumento en la oferta laboral que exacerba a su vez el problema del desempleo. Los miembros

---

<sup>8</sup> *Crowding* se define como el hecho de agolparse o aglomerarse en un tipo de ocupación, dependiendo de las características y sexo del individuo.

secundarios del hogar deciden entrar al mercado laboral cuando el ingreso total del hogar disminuye; entre estos miembros secundarios del hogar se encuentran las mujeres.

Bosch (2006) estudia los cambios de composición entre empleos formales e informales frente al ciclo económico y encuentra que, en países en desarrollo (en particular para Brasil y México), la tasa de encuentro de empleos formales se comporta de manera procíclica, mientras que la tasa de encuentro de empleos informales es acíclica. De igual forma, muestra que las transiciones directas de la informalidad hacia la formalidad son procíclicas. Bosch (2006) no incluye la perspectiva de sexo en su artículo. Para explicar estos fenómenos maneja 2 hipótesis: i) cambios en la composición de los sectores productivos y ii) cambios en las políticas laborales, pero encuentra evidencia a favor de la segunda hipótesis.

Si bien algunos trabajos previos han documentado la existencia de la brecha salarial en Colombia (Tenjo, 1993, Fernández, 2006, Peña & Badel, 2008, entre otros), hasta donde se conoce de la literatura reciente, este estudio es el primer intento en relacionar la brecha salarial entre hombres y mujeres con el ciclo económico y en explicar las razones detrás del comportamiento procíclico de esta brecha.

En la literatura económica se ha buscado analizar la decisión de participación laboral femenina, primero al nivel de la decisión microeconómica

individual, luego al nivel de decisiones del hogar. Los primeros modelos estáticos parten de la maximización de funciones de utilidad individuales que dependen del consumo y del ocio, sujetas a restricciones presupuestales donde el gasto en consumo no excede los ingresos del individuo. Los primeros modelos de toma de decisiones individuales fallan ya que no tienen en cuenta que las decisiones de participación individuales se ven influenciadas por las decisiones del conjunto de los miembros del hogar. En particular, la pertenencia a un hogar y las responsabilidades que implica, parecen estar correlacionadas con el nivel y la tendencia de la oferta laboral femenina y de los miembros secundarios del hogar.

Se propone un modelo teórico para explicar la decisión por parte de la mujer de participar en el mercado laboral y en general, de los miembros secundarios del hogar. El modelo retoma el análisis del ahorro prudencial de Kimball (1990) y lo adapta para ver su impacto en un modelo de participación laboral a nivel del hogar *à la* Killingsworth & Heckman (1986).

Se consideran dos períodos *i.e.*  $t = 1, 2$ , donde el hogar representativo está compuesto por dos personas, un hombre y una mujer *i.e.*  $i = H, M$ , pertenecientes a la población en edad de trabajar (PET). Este hogar tiene la posibilidad de transferir ahorro del período 1 al período 2. Un modelo con dos períodos logra capturar el efecto del trabajador adicional: una incertidumbre en los ingresos del

hogar en el período 2 debido, por ejemplo, a un aumento en la probabilidad de desempleo, incentiva a la mujer a participar en el mercado laboral durante el período 1. Ante incertidumbre en el ingreso futuro, el hogar aumenta su ahorro prudencial (Kimball, 1990). En un contexto de incertidumbre, ante un choque negativo en la economía que genera una disminución en el ingreso óptimo del hogar, tanto el hombre como la mujer deciden participar en el mercado laboral, para aumentar el ahorro prudencial del segundo período. En un contexto de certidumbre, el hombre participa en el mercado laboral, mientras que la solución óptima para la mujer es una solución de esquina donde la mujer no participa. En el Anexo 4 se muestra el desarrollo del modelo propuesto.

En la estrategia empírica se obvia el componente de ahorro prudencial porque no se tiene esta información en las Encuestas de Hogares empleadas para construir el *pseudopanel*; por lo cual, se mide cómo se transmite un choque de la economía a través del canal de la participación hacia la brecha salarial directamente. Adicionalmente, en la estrategia empírica se introducen los otros dos canales de transmisión planteados: los cambios de composición sectorial por sexo y de informalidad por sexo, para completar el panorama del modelo teórico.

Se deberían esperar efectos diferenciales, ya que según Sánchez *et ál.* (2003), el ciclo económico afecta de manera diferente a hombres y a mujeres: las mujeres son más vulnerables al ciclo económico y por consiguiente, sus variables de mercado laboral responden de manera más pronunciada a choques económicos. Por otro lado, vemos que la decisión de participar en el mercado laboral es distinta para hombres y mujeres; de hecho, la participación femenina es siempre menor que la masculina. De igual forma, por lo general, los miembros secundarios del hogar entran al mercado laboral como informales (Galiani & Weinscheibaum, 2007), siendo la mujer la mayoría de veces un miembro secundario del hogar; esto implicaría que la evolución de la informalidad también es diferencial por sexo. Adicionalmente, entre sectores productivos, la composición entre hombres y mujeres es diferente: para las 7 ciudades de estudio el índice de segregación laboral<sup>9</sup> (Duncan & Duncan, 1955), tomando 3 ramas de actividad (sector primario, secundario y terciario), es de 13,1% en 1984 y 11,6% en 2006, lo que significa que el mercado colombiano no es particularmente segmentado en términos de concentración de hombres y mujeres en estos tres sectores muy agregados. De hecho, entre 1984 y 2006 se observa una disminución del Índice de Duncan de 1,5 puntos porcentuales. En adición, inicialmente se pensó en analizar si los

---

<sup>9</sup> El índice mide la concentración de hombres y mujeres por rama de actividad y va de 0 a 100, donde 0 equivale a equidistribución de hombres y mujeres por rama de actividad. Este índice se calculó a partir de los sectores de actividad CIU revisión 3 a 2 dígitos.

sectores donde se concentran más los hombres están más expuestos al ciclo económico y si esto podría constituir un canal de explicación del carácter procíclico de la brecha salarial. Para comprobar lo anterior se requeriría profundizar en el tema de la segregación por sectores, calculando un Índice de Duncan desagregado por ocupaciones o sectores más puntuales y así poder capturar de mejor manera este canal; sin embargo, con el Índice de Duncan que se construyó para tres sectores, se captura parcialmente si la concentración de hombres y mujeres en ciertos sectores se puede estar viendo afectada por el ciclo económico y a su vez esté explicando la prociclicidad de la brecha salarial por sexo.

Pueden existir otras dimensiones y canales que quedan por fuera del modelo empírico aquí propuesto y que podrían potencialmente explicar el comportamiento procíclico de la brecha salarial<sup>10</sup>. El primero hace referencia a la discriminación por parte de las empresas o de los empleadores: existen cambios en la intensidad de la competencia por parte de las empresas para contratar a los trabajadores disponibles en el mercado a lo largo del ciclo económico; el empleador estaría dispuesto a pagar más para poder contratar a un hombre que a una mujer en la parte alta del ciclo económico cuando hay menor disponibilidad de trabajadores (ya que la tasa de desempleo disminuye); es decir que, al

ser los trabajadores más escasos, las firmas o los empleadores al tener preferencias o gustos por cierto tipo de trabajadores (en este caso tendrían preferencias por contratar hombres) tienen comportamientos discriminatorios hacia las mujeres, que podrían verse reflejadas en aumentos de la brecha salarial entre hombres y mujeres (porque les pagan más y les ofrecen más beneficios a los hombres para poder contratarlos), lo cual acentuaría más la brecha salarial en esta parte del ciclo económico. En la literatura económica se han estudiado varios tipos de discriminación, en particular dos: i) la basada en preferencias o gustos *à la* Becker (1971) y ii) la discriminación estadística *à la* Arrow (1971) o *à la* Phelps (1972). El primer tipo de discriminación puede generarse debido a tres fuentes: los empleadores, los trabajadores o los consumidores. La fuente más estudiada es la discriminación de los empleadores, quienes al preferir contratar a cierto grupo de trabajadores (en este caso hombres), están dispuestos a pagar mayores salarios a dicho grupo de trabajadores. Por esta razón surge una brecha salarial entre hombres y mujeres. Este primer tipo de discriminación es similar al explicado por la modificación de la intensidad de competencia por trabajadores a lo largo del ciclo económico, lo único que cambia es que se estaría suponiendo que a través del ciclo económico la discriminación por parte de los empleadores es diferente o se intensifica de acuerdo con el cambio en la disponibilidad

---

<sup>10</sup> Estos canales fueron propuestos por el evaluador del artículo para la revista Coyuntura Económica de Fedesarrollo.

de trabajadores en el mercado laboral. Sobre este tipo de discriminación y sus cambios a lo largo del ciclo económico no se encontró literatura relacionada. Por su parte, la discriminación de tipo estadística, se refiere a que, dada la dificultad de obtener información acerca de la productividad de los trabajadores potenciales para que las firmas determinen sus salarios, éstas lo determinan observando indicadores de dicha productividad que están contaminados con diferentes niveles de ruido estadístico y de creencias. Por ende, el potencial de cada trabajador se estima mediante información propia y a partir de información sobre el grupo al cual pertenece. De este tipo de discriminación también pueden surgir los diferenciales salariales entre hombres y mujeres.

Este primer canal de cambios en la discriminación ante cambios en la intensidad de competencia por trabajadores a lo largo del ciclo económico, no puede ser medido con la información que se tiene actualmente de la Encuesta de Hogares, ya que no posee ningún módulo referente a las empresas y sus preferencias de contratación. Se podría pensar en medir este posible canal con información de una encuesta a nivel de las firmas (p.ej. la Encuesta Anual Manufacturera del DANE), analizando si a lo largo del ciclo económico existen cambios comportamentales en el número de individuos -hombres y mujeres- que contratan y sobre las condiciones laborales (prestaciones, salarios, entre otros) que ofrecen a hombres y mujeres, para determinar si ante cambios en la disponibilidad de

factores, sus comportamientos se modifican y éstos pueden explicar el comportamiento procíclico de la brecha salarial por sexo.

Un segundo canal sugerido por el evaluador de este documento se relaciona con cambios en las características promedio de los trabajadores durante el ciclo económico. Este canal se refiere a que podría existir un mecanismo de selección de los trabajadores que cambia a lo largo del ciclo económico, como por ejemplo, las mujeres que entran al mercado laboral en la parte recesiva del ciclo podrían tener características menos favorables que quienes entran en la parte alta del ciclo. Dicho canal se relaciona con la hipótesis del trabajador adicional, tomada en cuenta para tratar de explicar el comportamiento procíclico de la brecha salarial. Este canal se tiene en cuenta dentro del modelo empírico, ya que se controla por varias de las características promedio de los grupos de trabajadores a lo largo del ciclo económico. Dentro de la estrategia empírica se controla, por ejemplo, por el promedio de años de educación aprobada, de experiencia potencial, de experiencia potencial al cuadrado, por algunas variables promedio de composición del hogar, entre otras.

### III. Datos y estadísticas descriptivas

Los datos utilizados provienen de las Encuestas de Hogares del DANE. Se usan datos anualizados de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) desde 1984 y, a partir de 2001 hasta 2006, datos anualizados

de la Encuesta Continua de Hogares (ECH)<sup>11</sup>. Se elige este período de estudio, ya que a partir de 1984 las Encuestas de Hogares son comparables en términos de coberturas, muestras y frecuencias de recolección.

Entre 1984 y el segundo trimestre de 2006 se han dado tres cambios significativos en la Encuesta de Hogares: i) a partir de 2000, el DANE cambió el orden de preguntas en el formulario de recolección, cambios en los conceptos y definiciones del módulo de mercado laboral, ii) el DANE adoptó la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU) revisión 3<sup>12</sup> y iii) cambió la frecuencia y el medio de recolección de la información<sup>13</sup>. Se estudian las principales 7 ciudades: Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga, Barranquilla, Manizales y Pasto, para mantener la comparabilidad con las primeras Encuestas de Hogares. Estas 7 ciudades representan aproximadamente el 68% del PIB colombiano y en ellas habita el 40% de la población, según información del DANE para el año 2008. Los cambios anteriormente citados no generan inconvenientes para nuestro análisis, ya que los tamaños de muestra son relativamente estables y los universos estudiados

son similares, a pesar de algunos cambios de definición en variables de mercado laboral.

La población objeto de estudio está constituida por los hombres y mujeres entre 25 y 55 años que reportan trabajar entre 35 y 84 horas por semana y reportan salarios estrictamente positivos. Se eligió este grupo poblacional, ya que se quiere estudiar el impacto del ciclo económico sobre una población que esté estrechamente ligada al mercado laboral. La población objetivo está representada por los individuos que trabajan tiempo completo<sup>14</sup> y pertenecen a un grupo de edad que en general se encuentra vinculado a la vida activa, pues ha terminado al menos sus estudios básicos y ha hecho irrupción en el mercado laboral.

En cuanto a la composición de los datos y los tamaños de muestra de la población objetivo, el número de observaciones promedio para el período de estudio es de 52.970, distribuidos de la siguiente forma: 32.346 hombres y 20.624 mujeres. El número promedio de observaciones expandidas es de 2'568.736. La población objeto del estudio representa el 20% de la población total de las 7

---

<sup>11</sup> Para el 2006 se emplean el primer y segundo trimestre de la ECH, porque a partir del tercer trimestre se implementa la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH).

<sup>12</sup> Anteriormente se empleaba el CIIU revisión 2.

<sup>13</sup> La recolección pasó de realizarse una vez al mes a hacerse de manera continua durante el mes, y se pasó de formularios en papel a PDA.

<sup>14</sup> En Colombia, por ley tiempo completo se define como trabajar 48 horas a la semana.

ciudades y el porcentaje de mujeres dentro de la población objetivo es alrededor del 41% (Cuadro 1). El marco muestral de las 7 ciudades es comparable pese a que las muestras tienden a aumentar a lo largo del tiempo, para obtener mayor precisión en los resultados de las Encuestas.

La remuneración horaria femenina es menor que la masculina: el logaritmo del salario mensual horario promedio es 4,61 frente a 4,87, respectivamente. En promedio, el 45% de los hombres de la población objetivo está casado o vive en unión libre, frente a un 19% de las mujeres. En cuanto a la jefatura del hogar, en promedio, el 45% de los hombres de la población objetivo es jefe de hogar frente a un 10% de las mujeres. El promedio de años aprobados de educación ha aumentado de manera importante: en 1984, el promedio de años aprobados para los hombres era de 7,86 años y el de las mujeres era de 7,79 años. En 2005, estos promedios eran de 10,20 y 10,61 respectivamente. A partir de 1987, la mujer es más educada que el hombre. Sin embargo, los hombres tienen más experiencia potencial<sup>15</sup> y en promedio trabajan más horas por mes que las mujeres, aunque la mediana de horas trabajadas al mes es la misma (Cuadro 1).

En cuanto a los indicadores del mercado laboral, los hombres tienen tasas de participación casi uni-

versales (en promedio 95,5%), mientras que sólo el 63% de las mujeres participa en el mercado laboral. Las tasas de desempleo por sexo muestran una diferencia estructural, ya que el desempleo femenino se encuentra alrededor de 5 puntos porcentuales por encima del masculino.

A lo largo del período 1984 a 2006, la brecha salarial registra una tendencia decreciente, con un máximo al inicio del período alcanzado en 1986, con una brecha de 1,489, lo que significa que los hombres ganaban cerca del doble que las mujeres. Adicionalmente, se evidencia gráficamente que la brecha salarial es marcadamente procíclica; por ejemplo, en 1999 se presenta un decrecimiento del PIB (-4,2%) que se traduce en una disminución de la brecha de -11,4% (Gráfico 1). Sin embargo, a partir del año 2000, la relación entre la brecha salarial y el crecimiento del PIB parece menos marcada y puede verse explicada, en parte, por los cambios metodológicos implementados por el DANE a partir de ese año en las Encuestas de Hogares.

La brecha de desempleo entre hombres y mujeres<sup>16</sup> se encuentra por debajo de 1, lo que se traduce en tasas de desempleo femeninas superiores a las masculinas (Gráfico 2). Por otro lado, esta brecha es contracíclica; por ejemplo, en 1993, con un crecimiento del PIB cercano a 6%, la brecha alcanza

---

<sup>15</sup> Experiencia potencial se calcula como:  $(edad - años aprobados de educación - 6)$ .

<sup>16</sup> Se calcula como tasa de desempleo masculino/tasa de desempleo femenino.

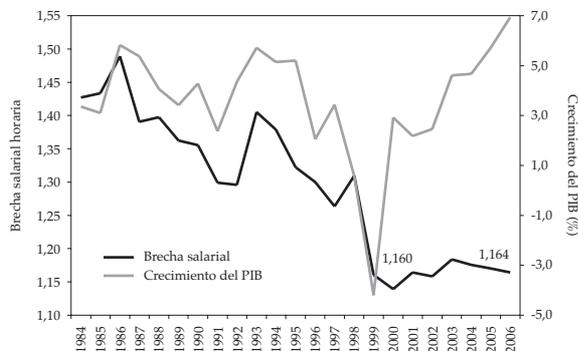
**Cuadro 1**  
**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS**  
**PROMEDIOS PERÍODOS 1984-2006**

	Hombres	Mujeres	Diferencia significativa de medias
Log salario mensual horario real (precios constantes 2000)	4,87 (1,17)	4,61 (1,24)	NO
Años de educación	9,01 (0,70)	9,29 (0,83)	SÍ
Edad promedio	37,02 (0,52)	36,03 (1,02)	SÍ
Tasa Global de Participación 7 ciudades (% PO)	95,47 (0,35)	63,74 (8,39)	SÍ
Tasa de Desempleo 7 ciudades (% PO)	7,29 (2,78)	12,33 (2,87)	SÍ
Informales (% PO)	25,61 (3,60)	22,77 (6,26)	NO
Personas en terciario (%PO)	38,31 (1,81)	30,29 (3,57)	SÍ
Experiencia potencial	22,00 (0,47)	20,74 (0,60)	SÍ
Experiencia potencial al cuadrado	582,37 (24,48)	527,91 (27,58)	NO
Jefatura (% PO)	44,76 (4,09)	9,93 (2,03)	SÍ
Casados (% PO)	45,18 (4,07)	18,89 (2,72)	SÍ
No. niños < 6 años	0,45 (0,08)	0,27 (0,04)	SÍ
Número de observaciones	32.346	20.624	SÍ
Número de observaciones expandidas	1.512.632	1.056.104	SÍ
PO/PT (7 ciudades)		20,06	N/A

Desviaciones estándar en paréntesis. Significancia al 90%.

Fuente: Cálculos propios de la autora a partir de Encuestas de Hogares-DANE.

**Gráfico 1**  
**BRECHA SALARIAL Y CRECIMIENTO DEL PIB,**  
**7 CIUDADES, 1984-2006**

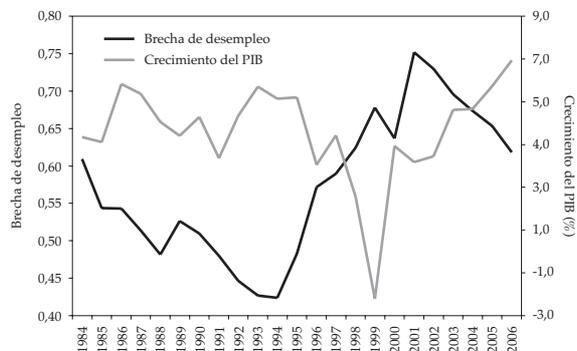


Fuente: Cálculos de la autora a partir de ENH, ECH y Cuentas Nacionales - DANE.

uno de sus puntos mínimos (0,43); en contraste, en 1999, la brecha de desempleo es cercana a 0,7 y se observa que tanto las tasas de desempleo masculino como femenino aumentan, siendo superiores los aumentos en las tasas femeninas.

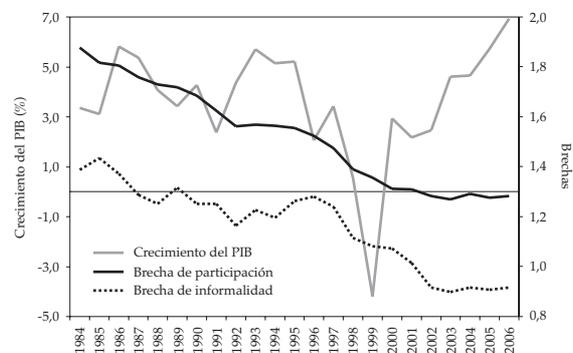
En cuanto a las variables escogidas como mecanismos que determinan la prociclicidad de la brecha de salarios, se encuentra que la brecha de participación entre hombres y mujeres desfavorece a la mujer, a pesar de que muestra una marcada tendencia a la baja (Gráfico 3). La brecha de informalidad<sup>17</sup> parece comportarse de manera contracíclica y ha mostrado una tendencia a la

**Gráfico 2**  
**BRECHA DE DESEMPEÑO Y CRECIMIENTO DEL**  
**PIB, 7 CIUDADES, 1984-2006**



Fuente: Cálculos de la autora a partir de ENH, ECH y Cuentas Nacionales - DANE.

**Gráfico 3**  
**BRECHA DE PARTICIPACIÓN, BRECHA DE**  
**INFORMALIDAD Y CRECIMIENTO DEL PIB,**  
**7 CIUDADES, 1984-2006**



Fuente: Cálculos de la autora a partir de ENH, ECH y Cuentas Nacionales - DANE.

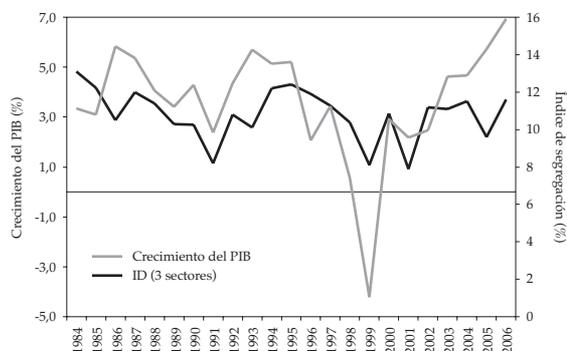
<sup>17</sup> La brecha de informalidad se construye usando la suma de trabajadores por cuenta propia no profesionales y empleados domésticos como *proxy* de informalidad. Es la razón entre los hombres y las mujeres informales.

baja durante el período de estudio. Además, al inicio del período, la informalidad parecía ser un fenómeno mayoritariamente masculino: en 1984 esta brecha era de 1,3. A partir de 2001, la tendencia se revierte y aumenta la proporción de mujeres con respecto a la de los hombres en el sector informal, dado que la brecha se sitúa por debajo de 1 (Gráfico 3).

El índice de Duncan (ID), para 3 sectores, oscila entre 8 y 13%, que corresponde a una distribución más equitativa entre hombres y mujeres en estos sectores, lo cual implica que existe una baja segregación por sexo por sector (*i.e.* no se observa que exista aglomeración o agrupamiento por sexo en algún sector en particular). Ésta parece seguir un patrón procíclico marcado, en particular para la década de 1986 a 1996 (Gráfico 4).

Para estudiar más de cerca la relación entre el ciclo económico y las variables seleccionadas como mecanismo de explicación de la prociclicidad de la brecha salarial entre hombres y mujeres, se elabora una matriz de correlaciones simples que se presenta en el Cuadro 2<sup>18</sup>. Se encuentra que la tasa de desempleo, la brecha de desempleo por sexo y la brecha salarial tienen correlaciones significativas y los signos esperados con el crecimiento del PIB. La

**Gráfico 4**  
**ÍNDICE DE DUNCAN Y CRECIMIENTO DEL PIB,**  
**7 CIUDADES, 1984-2006**



Fuente: Cálculos de la autora a partir de ENH, ECH y Cuentas Nacionales - DANE.

brecha salarial tiene una correlación positiva y significativa al 90% con el ciclo, hecho que corrobora la prociclicidad de la brecha. La tasa de desempleo tiene una correlación negativa, moderada y significativa al 99% con el ciclo, por lo cual se elige esta variable como *proxy* para medir el ciclo económico en la estrategia empírica de este estudio.

Por otro lado, la tasa de desempleo se relaciona de manera negativa, moderada y significativa con las variables asociadas a los mecanismos que se eligen para explicar la prociclicidad de la brecha salarial entre hombres y mujeres.

<sup>18</sup> De igual forma se aplicó un filtro de Hodrick-Prescott para descomponer la parte cíclica y de tendencia de todas las variables estudiadas y los resultados son muy similares cuando se analizan las correlaciones simples de los componentes cíclicos de las variables.

**Cuadro 2**  
**MATRÍZ DE CORRELACIONES SIMPLES<sup>a</sup>**

	CrePIB	Brecha desempleo	Tasa desempleo	Brecha participación	Brecha informalidad	Brecha sector	Brecha salarial	Brecha condicional	ID
CrePIB	1								
Brecha desempleo	(-0,35) *	1							
Tasa desempleo	(-0,54) ***	0,88 ***	1						
Brecha participación	0,16	(-0,67) ***	(-0,58) ***	1					
Brecha informalidad	0,01	(-0,67) ***	(-0,52) ***	0,94 ***	1				
Brecha sector	0,13	(-0,72) ***	(-0,61) ***	0,98 ***	0,93 ***	1			
Brecha salarial	0,27 *	(-0,74) ***	(-0,66) ***	(-0,93) ***	0,88 ***	0,92 ***	1		
Brecha condicional	0,07	(-0,76) ***	(-0,59) ***	0,91 ***	0,89 ***	0,93 ***	0,86 ***	1	
ID	0,36 **	(-0,24)	(-0,23) *	0,34	0,28	0,22	0,37 **	0,37	1

<sup>a</sup> Las variables que se correlacionan en esta matriz tienen cada una 23 puntos; cada punto corresponde a un año de estudio.

\* Significativo al 90%; \*\* significativo al 95% y \*\*\* significativo al 99%.

Fuente: Cálculos propios de la autora a partir de Cuentas Nacionales y Encuestas de Hogares.

## IV. Estrategia empírica

El objetivo de este estudio es analizar la relación de la brecha salarial entre hombres y mujeres con el ciclo económico y establecer los mecanismos que definen su comportamiento procíclico. Se emplea un *pseudopanel* de cuatro grupos sociodemográficos (dos grupos etáreos -uno de 25 a 40 años y otro de 41 a 55 años- y dos grupos educativos: nivel educativo bajo equivalente a menos de 10 años aprobados de educación y nivel educativo medio-

alto equivalente a tener 11 años y más de educación). El *pseudopanel* se elabora para el período de 1984-2006 en las 7 principales ciudades y se define como *pseudopanel* ya que en Colombia no existen encuestas que permitan hacerle seguimiento a individuos o grupos de individuos durante un período largo de tiempo<sup>19</sup>. Por tal razón, con el fin de analizar la evolución de grupos de individuos con ciertas características, se debe recurrir a la construcción artificial de un panel de datos, tal como lo proponen Deaton (1985), Moffitt (1993) y Verbeek

<sup>19</sup> Por un lado, Fedesarrollo implementó la Encuesta Social Longitudinal de Fedesarrollo (ESLF), una encuesta de tipo panel durante el período 2004 a 2010. La ESLF tenía una muestra relativamente pequeña representativa únicamente en la zona urbana. Por otro lado, la Facultad de Economía de la Universidad de Los Andes inició un estudio longitudinal con representatividad nacional en 2010 (la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de Los Andes-ELCA) y esperan en 2013 realizar la segunda ronda de esta encuesta.

& Nijman (1992). Estos autores encuentran que es válido emplear paneles sintéticos agrupando cohortes de individuos con características similares, ya que se encuentran estimadores consistentes; en particular, Verbeek & Nijman (1992) hallan que cuando el tamaño de celda o de cada grupo es lo suficientemente grande (entre 100 y 200 individuos u observaciones) se eliminan los problemas de medición y se obtienen estimadores consistentes empleando *pseudopaneles*.

Resumiendo la discusión que presentan Cuesta *et ál.* (2011), existen algunos argumentos a favor y en contra de esta metodología. Los principales argumentos a favor son los siguientes: i) contrariamente a lo que ocurre con las encuestas tipo panel, el *pseudopanel* no presenta un problema tan importante de erosión de la muestra, ya que en cada período la muestra se renueva, ii) como el *pseudopanel* se construye tomando en cuenta los valores promedio de las observaciones de los grupos, estos datos sufren de menores errores de medida y iii) los *pseudopaneles* permiten tener una gran disponibilidad de datos que cubren largos períodos de tiempo (mientras que existen datos bastante limitados con las encuestas de tipo panel). En los argumentos que se pueden hallar en contra de esta metodología, Cuesta *et ál.* (2011) mencionan que existe un trade-off entre el número de cohortes (o grupos) y el número de observaciones por grupo (o celda) (*i.e.* a mayor número de grupos o cohortes, menor es el número de observaciones o individuos en cada uno de los grupos). Si existe

un mayor número de grupos, las estimaciones tendrán menores problemas de tamaño de muestra; sin embargo, si el número de observaciones o individuos por grupos se reduce demasiado, el promedio de características por grupo deja de ser un buen estimador de las características promedio de la población de cada grupo. Otros problemas relacionados con el uso de *pseudopaneles* es que muchas veces los grupos "homogéneos" creados artificialmente no recogen algunas de las dinámicas que se observan en los individuos o en los hogares (p.ej. tal como lo señala McKenzie -2005- en las tendencias en la disolución y creación de hogares, etc.). Por otro lado, se ha observado que a medida que pasa el tiempo, los grupos creados artificialmente no son tan estables ni tan homogéneos como en los datos panel reales. Por ejemplo, en el panel que se construye para este estudio y que se presenta a continuación, puede existir un problema importante, ya que se emplea la variable ciudad para generar las cohortes o grupos del *pseudopanel*, por consiguiente, a causa de flujos migratorios o cambios demográficos propios de cada ciudad, estos grupos creados artificialmente pueden dejar de ser homogéneos a lo largo del tiempo.

Para la construcción del *pseudopanel* que se emplea en las estimaciones de este estudio, se colapsa la información en celdas definidas por la ciudad ( $m$ ), el tiempo ( $t$ ) y el grupo sociodemográfico ( $j$ ) (referirse a Hoynes, 1999 y Sánchez *et ál.*, 2003, quienes realizan pseudopaneles similares). En el Anexo 5 se presentan los tamaños de celdas. En

total, hay  $J^* M^* T$  observaciones en el *pseudopanel*, donde  $J$  es el número total de grupos socioeconómicos (4),  $M$  el número total de ciudades (7) y  $T$  el número total de períodos estudiados (23). El total de observaciones para el *pseudopanel* es de 644 observaciones.

Para la estimación se corren dos ecuaciones: la primera tiene como variable dependiente la brecha salarial en términos de la variable de ciclo económico y variables de control, tales como, el promedio de niños menores de 1 año y de 6 años presentes en el hogar, las brechas de experiencia, de experiencia al cuadrado y de educación entre hombres y mujeres, entre otras variables de control que se explicarán más adelante. En la segunda regresión se emplean los valores predichos de la brecha salarial obtenidos de la primera ecuación, buscando de esta manera descomponer el efecto del ciclo económico en los tres posibles mecanismos que se plantearon para explicar el comportamiento procíclico de la brecha salarial (*i.e.* la brecha de participación y de informalidad por sexo y el Índice de Duncan) junto con variables indicativas de grupo.

Con el fin de confirmar la robustez de los resultados y poder efectuar un análisis de sensibilidad de las variables de estudio obtenidas, se estiman diferentes especificaciones de las dos ecuaciones propuestas: la primera ecuación se estima ponderando y sin ponderar por el tamaño de cada grupo. De la segunda ecuación se estiman 4 especificaciones diferentes: sin ponderar por tamaño de grupo

con y sin variables de control, y ponderando por tamaño de grupo con y sin variables de control. La ponderación por tamaño de grupo se emplea con el fin de paliar, al menos parcialmente, los cambios de composición mencionados al final de la segunda sección que no son plenamente capturados por los tres mecanismos propuestos para explicar el comportamiento procíclico de la brecha salarial.

La primera regresión se estima por medio de efectos aleatorios:

$$\ln BS_{jmt} = \alpha + \gamma TD_{mt} + \theta_1 Menores1_{jmt} + \theta_2 Menores6_{jmt} + \theta_3 Bexp_{jmt} + \theta_4 Bexp2_{jmt} + \theta_5 Beduc_{jmt} + \theta_6 Bjefatura_{jmt} + \theta_7 Bcasado_{jmt} + \theta_8 Bsoltero_{jmt} + \mu_{jmt} \quad (1)$$

donde, la variable dependiente es el logaritmo de la brecha salarial entre hombres y mujeres ( $\ln BS_{jmt}$ ) para el grupo  $j$ , en la ciudad  $m$ , en el momento  $t$ ; por ejemplo, la brecha salarial para el grupo 1 (individuos entre 25 y 40 años con nivel educativo bajo) en Barranquilla en 1996 es de 0,258. El modelo tiene una constante  $\alpha$ . La ecuación (1) incluye un término que mide el ciclo económico representado por la tasa de desempleo total para cada una de las 7 ciudades de estudio ( $TD_{mt}$ ). Este término se emplea para capturar los efectos del ciclo económico sobre la brecha salarial y se escoge para medir el ciclo, ya que muestra una correlación negativa, significativa y moderada con el crecimiento del PIB<sup>20</sup> (Cuadro 2). No se utiliza la tasa de desempleo para cada uno de los 4 grupos sociodemográficos ya que la

población objeto de estudio está compuesta sólo por personas ocupadas que trabajan entre 35 y 84 horas al mes.

Como variables explicativas se introducen la presencia de menores de 1 año ( $Menores1_{jmt}$ ) y de menores de 6 años ( $Menores6_{jmt}$ )<sup>21</sup> en el hogar, puesto que la literatura ha mostrado que son variables importantes para explicar las diferencias salariales entre hombres y mujeres<sup>22</sup>. Lo anterior debido a que el cuidado requerido por los niños pequeños puede desincentivar la participación femenina en el mercado laboral. Estas dos variables se toman como el promedio de niños, ya sea menores de 1 ó de 6 años por celda.

Se emplean también variables explicativas de rentabilidad de la educación y la experiencia tales como la brecha de experiencia ( $Bexp_{jmt}$ ) que es la razón entre la experiencia potencial<sup>23</sup> masculina y femenina, la brecha de experiencia potencial al cuadrado ( $Bexp2_{jmt}$ ) y la brecha de educación ( $Beduc_{jmt}$ ) que es la razón entre los años de educación aprobados entre hombres y mujeres. De igual forma se usa la brecha de jefatura ( $Bjefatura_{jmt}$ ) que se define como la razón entre el número de hombres y de mu-

jes jefes de hogar en cada grupo; y por último, se introducen variables relacionadas con estado civil tales como la brecha entre el número de hombres y mujeres casados ( $Bcasado_{jmt}$ ) y la brecha entre el número de hombres y mujeres solteros ( $Bsoltero_{jmt}$ ).

Las variables explicativas se expresan en promedios de cada grupo  $j$ , en cada ciudad  $m$  y en cada momento del tiempo  $t$ , con excepción de la tasa de desempleo que se construye por ciudad  $m$  y año  $t$ .

Por último,  $\mu_{jmt}$  es el término de error que suma dos componentes: uno específico al grupo  $\alpha_j$ ,  $i.i.d \sim (\alpha, \sigma_\alpha^2)$  y otro específico de la observación o error ideosincrático  $\varepsilon_{jt}$ ,  $i.i.d \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Adicional a esto, el error combinado  $\mu_{jmt}$  tiene autocorrelación serial.

De donde:

$$\text{Corr}(\mu_{jmt}, \mu_{jms}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2), \text{ para cualquier } s \neq t.$$

De esta primera ecuación se estiman los valores predichos del logaritmo de la brecha salarial horaria entre hombres y mujeres que se emplean como variable explicativa en la segunda ecuación a estimar.

<sup>20</sup> Se corrieron varias especificaciones teniendo en cuenta directamente el PIB y el crecimiento de PIB como variables de ciclo, pero no resultan significativas, por lo cual se optó en usar una *proxy*. Estas especificaciones están disponibles.

<sup>21</sup> La variable menores de 6 años incluye a los menores de 1 año.

<sup>22</sup> Mincer, J. (1974) y Blinder, A. (1973).

<sup>23</sup> La experiencia potencial se calcula como: (*edad - años aprobados de educación - 6*).

La segunda ecuación se define a continuación y se estima mediante efectos aleatorios<sup>24</sup>:

$$\ln BS_{jmt} = \alpha + \theta_1 BI_{jmt} + \theta_2 BP_{jmt} + \theta_3 ID_{jmt} + \theta_4 X_{jmt} + \gamma_{j-1} D_{j-1} + \mu_{jmt} \quad (2)$$

En esta ecuación se busca descomponer el efecto del ciclo económico en los tres posibles mecanismos que pueden estar explicando el comportamiento procíclico de la brecha salarial: la brecha de informalidad entre hombres y mujeres ( $BI_{jmt}$ ) que es la razón entre hombres y mujeres clasificados como trabajadores por cuenta propia no profesionales o empleados domésticos, la brecha de participación entre hombres y mujeres ( $BP_{jmt}$ ) que es la razón entre la TGP masculina y femenina y, el índice de Duncan ( $ID_{jmt}$ ), que corresponde a la medida de composición sectorial por sexo, construido para tres sectores (primario, secundario y terciario)<sup>25</sup>. Todas las anteriores para los individuos  $j$ , en la ciudad  $m$  y en el período  $t$ .

Adicionalmente, se incluyen variables dummies de grupo ( $D_{j-1}$ ), las cuales capturan el impacto que genera pertenecer a un grupo sobre la diferencia de salarios en el mercado laboral. Se toma como grupo de referencia en el *pseudopanel* a los hombres y mujeres de educación media-alta, de

edad entre 41 y 55 años. En algunas especificaciones empíricas que se estimaron se incluyen como variables de control ( $X_{jmt}$ ) las variables explicativas de la ecuación (1), salvo la variable que captura el ciclo económico. La ecuación (2) tiene un término de error igual que el de la ecuación (1).

Para la variable de brecha de participación entre hombres y mujeres puede existir un problema de endogeneidad ya que, tanto el diferencial de participación entre hombres y mujeres puede influenciar el diferencial de salarios, así como los salarios pueden estar explicando la existencia de participación laboral diferencial. Para solucionar este problema se pensó en usar una variable instrumental que estuviera estrechamente ligada con la variable de brecha de participación por sexo, pero independiente de la variable a explicar (*i.e.* la brecha salarial por sexo). Un ejemplo de variable instrumental que se pensó usar para corregir este problema fue el ahorro prudencial, ya que éste podría hacer que la mujer participe más en el mercado laboral ante incertidumbre o choques negativos en la economía, tal como se vio en el modelo teórico presentado en el Anexo 4. Sin embargo, las Encuestas de Hogares empleadas en este trabajo no cuentan con información de ahorro o una *proxy* de esta variable.

<sup>24</sup> Salvo en una de las cuatro especificaciones que se realizan, en la cual la prueba de Hausman arroja que la estimación es eficiente con efectos fijos.

<sup>25</sup> En el Anexo 3 se detalla la definición y construcción del Índice de Duncan.

## V. Resultados

Los resultados de la primera ecuación se presentan en el Cuadro 3. En la estimación de la primera columna (i) no se pondera por tamaño de grupo mientras que en la estimación de la segunda columna (ii) sí se pondera. Se estiman las dos especificaciones de la ecuación (1) mediante un modelo de efectos aleatorios o efectos individuales con errores robustos, luego de aplicar las pruebas de Breusch-Pagan y de Hausman. La prueba de Breusch-Pagan determina por medio de una prueba de hipótesis si los estimadores son más eficientes mediante *pooled-OLS* o efectos aleatorios; mientras que la prueba de Hausman (test de especificación) determina si se deben usar efectos aleatorios o efectos fijos. Los resultados obtenidos en las dos pruebas se presentan en los Anexos 6 y 7; dichas pruebas arrojan que la ecuación (1) se debe estimar mediante efectos aleatorios.

Comparando los resultados obtenidos mediante las dos especificaciones empleadas para estimar la ecuación (1), se encuentra que los coeficientes estimados mantienen cierta coherencia: tienen los mismos signos y niveles de significancia similares. En las dos especificaciones, la tasa de desempleo tiene el signo esperado, ya que se relaciona negativamente con el logaritmo de la brecha salarial por hora. Lo anterior implica que se refuerza la proclividad de brecha salarial ante el ciclo económico. En la primera especificación se encuentra que un aumento de una unidad en la tasa de desempleo

**Cuadro 3**  
**RESULTADOS ECUACIÓN (1)**

Logaritmo Brecha Salarial	(i) (DP4)	(ii) (DP4_p)
Tasa de desempleo	-0,0112 *** (0,0015)	-0,0091 *** (0,0018)
Niños < 1 año	-0,2110 (0,5747)	-0,6254 (0,7323)
Niños < 6 años	0,0866 (0,1012)	-0,0128 (0,1161)
Brecha experiencia	-0,0950 (0,9726)	-0,5105 (0,7304)
Brecha experiencia <sup>2</sup>	-0,0676 (0,5469)	-0,0178 (0,5219)
Brecha educación	0,9080 *** (0,1512)	0,8304 *** (0,2353)
Brecha de jefatura	0,0094 * (0,0044)	0,0272 *** (0,0054)
Brecha casado	0,0264 *** (0,0053)	0,0116 (0,0075)
Brecha sotero	-0,1425 *** (0,0360)	-0,1250 * (0,0510)
Constante	-0,3881 (0,5242)	0,0006 * (0,0003)
N	644	644
R <sup>2</sup> _overall	0,5672	0,9226
R <sup>2</sup> _between	0,6837	0,9851
R <sup>2</sup> _within	0,5216	0,7154
Sigma_u	0,0415	0,0008
Sigma_e	0,0857	0,0029
Rho	0,1899	0,0675

Las dos estimaciones incluyen efectos aleatorios.

Errores estándar entre paréntesis.

\* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

Fuente: Elaboración propia de la autora a partir de los resultados de sus estimaciones.

genera una disminución de 1,12% en la brecha salarial y en la segunda especificación la brecha disminuye en 0,91%.

La variable del promedio de niños menores de 1 año en el hogar no es significativa y no tiene los signos esperados en las dos especificaciones, ya que se esperaría que la brecha salarial entre hombres y mujeres aumentara debido a la presencia de niños menores de 1 año en el hogar. La variable del promedio de niños menores de 6 años no es significativa en las dos especificaciones y tiene el signo esperado en la primera especificación; esto, debido a que en los hogares con presencia de niños menores de 6 años las responsabilidades de la mujer se acrecientan, haciendo que ésta tenga que trabajar menos fuera de la casa (la intensidad del trabajo disminuye) o porque las nuevas responsabilidades son incompatibles con la participación laboral y decide dejar de trabajar (extensivo); esto genera que la brecha de salarios entre hombres y mujeres se acreciente.

Por su lado, las variables de brecha de experiencia y experiencia al cuadrado no son significativas en ninguna de las dos especificaciones, ni tampoco tienen el signo esperado, ya que se esperaría que si aumenta la brecha de experiencia entre hombres y mujeres, aumentaría la brecha salarial por sexo. La brecha de educación entre hombres y mujeres es

significativa y tiene el signo esperado (e.g. se espera que si aumenta la educación de los hombres con respecto a la de las mujeres esto se verá reflejado en un aumento en la brecha salarial entre hombres y mujeres). En la primera especificación se halla que, ante un aumento de una unidad de la brecha de educación por sexo, la brecha salarial aumenta en un 90% y en la segunda especificación en un 83%, lo cual parece elevado.

En cuanto a la brecha de jefatura, en la primera especificación un aumento en esta brecha en una unidad genera un incremento en 0,94% de la brecha salarial en favor de los hombres; en la segunda especificación el aumento es de 2,72% en favor de los hombres. Lo anterior pareciera significar que, entre mayor sea la proporción de hombres jefes de familia con respecto a la de mujeres cabeza de familia, mayor será la brecha salarial, lo cual corresponde a un hecho estilizado no solamente de la realidad colombiana sino en general en varios estudios que han encontrado una mayor incidencia de pobreza y vulnerabilidad en los hogares con jefatura femenina<sup>26</sup>.

Siguiendo con las variables de estado civil, en la literatura de economía laboral se ha visto que el estado civil puede jugar un papel importante; se ha encontrado que las personas casadas pue-

---

<sup>26</sup> CEPAL (2004), Alonso, A.R. (2006), Chant, S. (2003), Ochoa Ávalos, M.C. (2007), PNUD Chile (2006), entre otros.

den tener mayores ingresos que las solteras, por ejemplo. Con esto en mente se encuentra que la brecha de casados y de solteros entre hombres y mujeres tienen el signo esperado; por ejemplo, si la brecha de casados aumenta en una unidad, la brecha salarial aumenta en 2,64% en favor de los hombres y si la brecha de solteros aumenta en una unidad, la brecha de salarios disminuye en 14,25% en favor de las mujeres.

Con el fin de estimar la ecuación (2) se emplean cuatro especificaciones diferentes: (i) mediante el uso de efectos aleatorios se estima la ecuación con los tres mecanismos propuestos y variables dicótomas de grupo; (ii) se estima la misma especificación anterior, pero usando ponderaciones de tamaño de los grupos; (iii) se estima una variación de la especificación (i) en la que se incluyen las variables de control empleadas en la estimación de la ecuación (1), exceptuando la variable de ciclo económico, y efectos fijos<sup>27</sup>; y por último, (iv) se estima la especificación (ii) pero incluyendo las variables de control empleadas en la estimación de la ecuación (1). Las cuatro especificaciones descritas utilizan los valores predichos de la brecha salarial resultantes de la estimación de la ecuación (1). La comparación de los resultados obtenidos por medio de las distintas especificaciones, permite indagar sobre cuáles de los mecanismos sugeridos pueden estar detrás del comportamiento procíclico

de la brecha salarial. En el Cuadro 4 se presentan los principales resultados.

En las cuatro especificaciones se aprecia que existe una regularidad común: la brecha de participación es significativa al 99,9% para las especificaciones (i), (ii) y (iv) y al 95% para la (iii). Para las dos primeras especificaciones se halla que si la brecha de participación aumenta en una unidad la brecha salarial aumentaría en cerca del 16% para ambos casos en favor de los hombres, mientras que lo haría en una proporción menor en las especificaciones donde se incluyen los controles: en la especificación (iii), ante un incremento en una unidad de la brecha de participación, la brecha se incrementaría en 2,6% y en (iv) aumentaría en 7,45% a favor de los hombres. Esto debido a que, si más hombres participan en el mercado laboral respecto a las mujeres, los salarios de los hombres serán en promedio mayores que los de las mujeres.

Se encuentra que la brecha de informalidad entre hombres y mujeres no es significativa para explicar el diferencial salarial en las especificaciones (i), (iii) y (iv). En (ii) esta variable es significativa al 99,9% y de signo positivo, lo que estaría explicando que un aumento en la brecha de informalidad de una unidad generara un aumento de la brecha salarial de 3,17% en favor de los hombres. Sin embargo,

---

<sup>27</sup> Excepto la variable de ciclo económico.

este coeficiente no tiene el signo esperado, ya que se esperaría que si hay más hombres informales relativamente a las mujeres informales, esto generaría que la brecha salarial disminuyera, pues al tener los hombres una mayor participación en el

sector informal y siendo más precarios los salarios en este sector, el salario promedio de los hombres se deterioraría. Esto generaría una disminución de la brecha salarial. Lo inverso ocurriría si hay más mujeres informales que hombres informales.

**Cuadro 4**  
**RESULTADOS ECUACIÓN (2)**

Valor predicho logaritmo Brecha Salarial	(i) DP4	(ii) DP4_p	(iii) DP4_c	(iv) DP4_pc
Brecha informalidad	-0,0024 <b>(0,0043)</b>	0,0317 *** <b>(0,0061)</b>	-0,0021 <b>(0,0013)</b>	0,0049 <b>(0,0065)</b>
Brecha participación	0,1623 *** <b>(0,0079)</b>	0,1577 *** <b>(0,0091)</b>	0,0257 * <b>(0,0120)</b>	0,0745 *** <b>(0,0155)</b>
Índice de Duncan	0,0002 <b>(0,0006)</b>	-0,0001 <b>(0,0011)</b>	0,0001 <b>(0,0003)</b>	0,0009 <b>(0,0007)</b>
Variable indicativa de grupo 1	0,0220 <b>(0,0168)</b>	0,0001 <b>(0,0005)</b>		-0,0002 <b>(0,0002)</b>
Variable indicativa de grupo 2	0,0066 <b>(0,0161)</b>	-0,0019 *** <b>(0,0006)</b>		-0,0000 <b>(0,0002)</b>
Variable indicativa de grupo 3	0,0358 * <b>(0,0179)</b>	0,0005 <b>(0,0003)</b>		0,0003 *** <b>(0,0001)</b>
Constante	0,0368 ** <b>(0,0141)</b>	0,0003 <b>(0,0002)</b>	-0,6212 ** <b>(0,2355)</b>	0,0002 *** <b>(0,0001)</b>
Controles incluidos en (1)	NO	NO	SI	SI
N	643	643	643	643
R <sup>2</sup>	N/A	N/A	0,9080	N/A
R <sup>2</sup> _overall	0,5899	0,9540	0,9105	0,9873
R <sup>2</sup> _between	0,5741	0,9834	0,9161	0,9990
R <sup>2</sup> _within	0,6202	0,8375	0,9080	0,9363
Sigma_u	0,0300	0,0008	0,0177	0,0000
Sigma_e	0,0551	0,0019	0,0273	0,0012
Rho	0,2280	0,1551	0,2955	0,0000

Errores estándar entre paréntesis.

\* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001.

"Las especificaciones de las columnas (i), (ii) y (iv) incluyen efectos aleatorios y la de la columna (iii) incluye efectos fijos.

Se incluyen todos los controles de la ecuación 1 salvo la tasa de desempleo.

Fuente: Elaboración propia de la autora a partir de los resultados de sus estimaciones.

En cuanto al Índice de Duncan (ID) que mide la distribución de hombres y mujeres al interior de tres sectores de actividad económica, se encuentra que no es significativo en ninguna de las especificaciones estimadas. Tiene el signo esperado en (i), (iii) y (iv), lo que querría decir que ante un empeoramiento de la distribución o un aumento en la concentración de hombres y mujeres en ciertos sectores, se aumentaría la brecha salarial. Esto último, va acorde con la teoría del *crowding* ocupacional de Bergmann, quien afirma que la concentración de mujeres en ciertos sectores genera, por el exceso de oferta femenina, una disminución en los salarios ofrecidos en estos sectores, lo que en gran medida puede explicar la existencia y persistencia de la brecha salarial.

Las especificaciones (i), (ii) y (iv) incluyen variables dicótomas de grupomientras que en la especificación (iii) que incluye efectos fijos, éstas son eliminadas al tomar primeras diferencias dado que, por definición, no varían en el tiempo. En la especificación (i) y (iv), solamente la variable de grupo 3 es significativa, lo que implica que el hecho de pertenecer al grupo de personas entre 41 y 55 años con educación baja con respecto al grupo base<sup>28</sup> aumenta la brecha salarial en 3,6% en el primer caso y en el segundo en 0,03%. En la especificación (ii) la dummy de grupo 2 es significativa y de signo negativo, lo que implicaría que el

hecho de pertenecer al grupo de 25 a 40 años con nivel educativo medio-alto con respecto al grupo de 41 a 55 años con educación media-alta genera una disminución de la brecha salarial en 0,19%.

Parece que el hecho de pertenecer al grupo étnico joven, genera mayor homogeneidad entre los salarios de hombres y mujeres, y por el contrario pertenecer a un grupo étnico mayor y con menor educación genera un aumento de las brechas salariales. Este resultado está acorde con lo encontrado por Badel & Peña (2008) y Fernández (2006) para Colombia y Ñopo (2006) para Chile. Los autores muestran que los diferenciales salariales entre hombres y mujeres aumentan significativamente al inicio y al final de la distribución de salarios. Se podría decir que en este caso, el grupo de referencia hace parte de la cola derecha de la distribución de salarios, donde los diferenciales salariales se acentúan.

En cuanto a los mecanismos que explican el comportamiento procíclico de la brecha salarial se plantearon tres hipótesis: i) el efecto del trabajador adicional asociado a la variable de brecha de participación por sexo, ii) cambios de composición entre formales e informales por sexo asociado a la brecha de informalidad entre hombres y mujeres y iii) cambios de composición sectoriales medidos a través del Índice de Duncan. Parece existir evidencia que favorece a la primera hipótesis.

---

<sup>28</sup> El grupo base se compone de las personas entre 41 y 55 años con educación media-alta.

*Hipótesis 1:* recordemos que la brecha de participación fue el único de los mecanismos que se evidenció significativo tras la estimación de la ecuación (2), mostrando que un aumento en la brecha de participación genera un aumento de la brecha salarial. Para estudiar el efecto del trabajador adicional se deben estudiar tanto la brecha de participación como la de desempleo, ya que recordemos que este efecto entra a jugar cuando el desempleo aumenta, y los miembros secundarios del hogar, en particular la mujer, entran al mercado laboral. En la sección 3, de acuerdo con la matriz de correlaciones simples presentada en el Cuadro 2 y los resultados obtenidos de las estimaciones en esta sección, se destaca que existe una relación negativa y significativa al 99% entre la *proxy* de ciclo (la tasa de desempleo) y la brecha de participación. O sea que la brecha de participación es procíclica, ya que recordemos que, el crecimiento del PIB y la tasa de desempleo tienen una relación contraria y significativa. De donde, en la parte baja del ciclo económico, al reducirse el ingreso del hogar, los miembros secundarios, en particular las amas de casa, salen al mercado laboral<sup>29</sup>. En efecto, la brecha de participación tiende a disminuir a favor de las mujeres. Por lo cual, hay un aumento de mujeres que se encontraban por fuera del mercado laboral que hacen irrupción en éste, lo que genera una reducción de los salarios reales femeninos. Este aumento de la brecha salarial se explica, según

Badel & Peña (2008), porque las mujeres que se encuentran por fuera del mercado laboral tienen un conjunto de características observables menos favorables que las que trabajan, lo cual reduce los salarios, aumentando la brecha salarial.

Por el lado de la brecha de desempleo, en la parte recesiva del ciclo tiende a aumentar más para los hombres que para las mujeres. De donde, el aumento de participación de las amas de casa y los miembros secundarios del hogar exagera el problema del desempleo en la economía, generando el efecto del trabajador adicional en períodos de recesión económica (Rojas & Santa María, 2001). En períodos de crecimiento económico entraría a jugar el efecto del trabajador alentado, y las amas de casa y miembros secundarios del hogar vuelven a salir del mercado laboral, dejando paso a las personas con características observables favorables, lo que genera un aumento de la brecha salarial. Entonces, se observa que el efecto del trabajador adicional en período de bajo crecimiento junto con el efecto del trabajador alentado, generan movimientos cíclicos de la brecha salarial.

*Hipótesis 2:* se encuentra que la brecha de informalidad resulta ser no significativa a la hora de explicar la brecha salarial entre hombres y mujeres, a pesar de que en el Cuadro 2 su correlación con la variable de ciclo económico es negativa y significativa al 99%.

---

<sup>29</sup> Rojas y Santa María (2001).

*Hipótesis 3:* se aprecia que el índice de Duncan se relaciona de manera negativa y significativa al 90% con la *proxy* de ciclo económico (Cuadro 2). Esto equivale a decir que, como la *proxy* de ciclo económico tiene un signo opuesto al del crecimiento del PIB, entonces el Índice de Duncan se comporta de manera procíclica, o sea que evoluciona en el mismo sentido del crecimiento del PIB. Sin embargo tras la estimación de la ecuación (2) se encontró que no es significativa explicando la prociclicidad de la brecha salarial entre hombres y mujeres.

## VI. Conclusiones

Se construye un *pseudopanel* para individuos de 4 grupos sociodemográficos de las siete principales ciudades colombianas en el período de tiempo de 1984 a 2006, a partir de datos de Encuestas de Hogares. Lo anterior, con el fin de estudiar la relación entre brecha salarial y ciclo económico. Se encuentra, luego de realizar diversas estimaciones en dos etapas por medio de efectos aleatorios<sup>30</sup>, que la brecha salarial para la población objeto de estudio es procíclica. Entre los mecanismos que pueden explicar este comportamiento se manejaron tres hipótesis: i) el efecto del trabajador adicional, ii) cambios en la composición de los sectores formal e informal por sexo y iii) cambios en la composición

sectorial por sexo. Tras un análisis de correlaciones de las variables de brechas de participación, informalidad por sexo, tasa de desempleo e Índice de Duncan con la variable de ciclo económico y de los resultados arrojados por las estimaciones del modelo de efectos aleatorios, se halló fuerte evidencia a favor de la primera hipótesis propuesta, es decir, que el efecto del trabajador adicional explica el comportamiento procíclico de la brecha salarial entre hombres y mujeres. Las hipótesis sobre los cambios de composición entre formales e informales y la de cambios de composición sectoriales entre hombres y mujeres resultaron ser no significativas en el ejercicio planteado.

Es importante tener presente que éste es tan sólo un estudio exploratorio que tal vez deje por fuera otras hipótesis sobre mecanismos importantes para explicar la prociclicidad de la brecha salarial, tal como se discutió al final de la segunda sección. Como extensión de este estudio se podría pensar en probar la hipótesis de cambio en la intensidad de la competencia por trabajadores por parte de las firmas durante el ciclo económico y cómo afectaría esto la brecha salarial. De igual forma, valdría la pena probar si a lo largo del ciclo económico las características promedio de los individuos van cambiando y la tercera probar que

---

<sup>30</sup> Luego de realizar el test de Breusch-Pagan (para determinar si la estimación es más eficiente por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios o Efectos Aleatorios) y el test de Hausman (para determinar si la estimación es más eficiente mediante Efectos Fijos o Efectos Aleatorios) se concluye en la mayoría de los casos, salvo en una de las estimaciones, el método más adecuado es el de Efectos Aleatorios.

los sectores donde laboran los hombres son más propensos a las crisis económicas que en los que trabajan las mujeres y ver si esto puede explicar el comportamiento procíclico de la brecha salarial entre hombres y mujeres.

Entre las limitaciones de este estudio se encuentra que la especificación empleada suele ser complicada para el análisis de los coeficientes estimados. Sería importante realizar estas mismas estimaciones empleando brechas condicionadas y ecuaciones independientes para hombres y mujeres, en vez de utilizar brechas de las variables estudiadas. De esta manera, los ejercicios de interpretación de los coeficientes y los efectos de los mecanismos sobre la brecha salarial serían más claros e intuitivos.

En cuanto a recomendaciones de política que surgen de la prociclicidad de la brecha salarial, se podrían plantear políticas de fomento de puestos de trabajo dirigidos a mujeres en los que no sólo se incentive su participación ocasional en el mercado laboral, como ocurre con las mujeres que entran a buscar trabajo en la parte baja del ciclo ante un aumento del desempleo o ante una disminución en el ingreso del hogar, sino que les permitan,

independientemente de las variaciones cíclicas, permanecer en el mercado laboral. De esta manera, se podría reducir la brecha de salarios entre hombre y mujer.

Dichos trabajos dirigidos a la mujer deben tener un buen componente salarial, para incentivar a la mujer a entrar en el mercado laboral y, de por sí, pueden ayudar a que las mujeres sean pagadas de manera similar a la de los hombres. Por el lado de los cambios en la composición sectorial que generan movimientos procíclicos con la brecha salarial, los cambios de composición sectorial son más difíciles de tratar o de cambiar con base en políticas, ya que mucho de la segmentación del mercado laboral observada se debe también a factores culturales y roles asignados tradicionalmente a la mujer, por ende, más difíciles de modificar.

Por otro lado, tampoco es fácil saber cuál es la asignación óptima entre hombres y mujeres en los sectores productivos. En algunos sectores no es eficiente tener proporciones iguales de hombres y mujeres, ya que todo depende de las características de la mano de obra requerida para un oficio, por lo cual tampoco es óptima una distribución equitativa entre hombres y mujeres por ocupaciones.

## Bibliografía

- Alonso, A.R. (2006). Jefatura femenina, informalidad laboral y pobreza urbana en Colombia. En G. Herrera, ed. La persistencia de la desigualdad. Género, trabajo y pobreza en América Latina. Quito: CONAMU, FLACSO y Secretaría Técnica del Frente Social, [http://www.americalinagenera.org/documentos/publicaciones/doc\\_585\\_genero\\_economia.pdf](http://www.americalinagenera.org/documentos/publicaciones/doc_585_genero_economia.pdf).
- Altonji, J. & Ashenfelter O. (1980). "Wage Movements and the Labor Market Equilibrium Hypothesis". *Economica, London School of Economics and Political Science*, vol.47 (187): pp. 217-245.
- Anker, R. (1997). "Gender and Jobs: Sex Segregation of Occupations in the World". Geneva: International Labour Organization.
- Arrow, K. (1971). *Models of Job Discrimination*. In *Racial Discrimination and Economic Life*, ed. A. H. Pascal. Lexington Books.
- Banco Mundial (2012). "Gender Equality and Development". *The World Bank, Washington D.C.*
- Badel, A. & Peña, X. (2008). "Decomposing the Gender Wage Gap with simple selection adjustment: evidence from Colombia". *Working paper*.
- Becker, G. (1976). *The Economic Approach to Human Behavior*. University of Chicago Press, 1976.
- Bergmann, B. R. (1974). "Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or gender". *Eastern Economic Journal* 1 (1, 2): pp. 103-110.
- Bernal, R. (2009). "The informal Labor Market in Colombia: identification and characterization". *Desarrollo y Sociedad* No. 63, primer semestre de 2009, pp. 145-208.
- Bils, M.J. (1985). "Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data". *The Journal of Political Economy*, vol.93, No.4: pp. 666-689.
- Blank, R. & Altonji, J. (1999). "Race and gender in the Labor Market". *Handbook of Labor Economics*, vol.3, chapter 48, edited by O. Ashenfelter and R. Layard.
- Blank, R. & Shierholz, H. (2006). "Exploring gender differences in employment and wage trends among less-skilled workers". *NBER working paper series*, No. 12494, agosto 2006.
- Blank, R. (1987). "Why are wages cyclical in the 1970's?". *NBER working paper series*, No. 2.396, octubre 1987.
- Blau, F. & Beller, A. (1988). "Trends in earnings differentials by gender (1971-1981)", *Industrial and Labor Relations Review* 41 (4): pp. 513-529.
- Bosch, M. (2006). "Job creation and job destruction in the presence of informal labour markets". *Centre for Economic Performance Discussion Paper* No. 761, nov. 2006.
- CEPAL (2004). Entender la pobreza desde la perspectiva de género. Serie Mujer y Desarrollo No. 52. Santiago de Chile: CEPAL. [http://www.americalinagenera.org/documentos/publicaciones/doc\\_585\\_genero\\_economia.pdf](http://www.americalinagenera.org/documentos/publicaciones/doc_585_genero_economia.pdf).
- Chant, S. (2003). Nuevas contribuciones al análisis de la pobreza: desafíos metodológicos y conceptuales para entender la pobreza desde una perspectiva de género. Serie Mujer y Desarrollo No. 47. Unidad Mujer y Desarrollo. Santiago de Chile: CEPAL. <http://www.eclac.cl/publicaciones/xml/7/14837/1cl1955e.pdf>.
- Chioda, L. (2011). "Work and Family: Latin American and Caribbean Women in Search of a New Balance", con contribuciones de Rodrigo García Verdú y Ana María Muñoz-Boudet. *The World Bank, Washington*.
- Cuesta, J., Ñopo, H. & Pizzolitto, G. (2011). "Using Pseudo-Panels to Measure Income Mobility in Latin America. Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion paper No. 5.449, enero 2011.

- Deaton, A. (1985). *Panel data from time series of cross-sections*. *Journal of Econometrics* 30: pp. 109-125.
- Duncan, O. D & Duncan, B. (1955). "A methodological analysis of segregation indexes". *American Sociological Review* 20: 210-217.
- Eeckhoudt, L. & Schlesinger, H. (2006). "Putting Risk in its Proper Place". *American Economic Review, American Economic Association*, vol. 96 (1), pp. 280-289, marzo 2006.
- Fernández, M.P. (2006). Determinantes del diferencial de salario por género en Colombia, 1997-2003. *Desarrollo y Sociedad* No. 58, 2006-II, pp. 165-208.
- Galiani, S. & Weinschelbaum, F. (2007). "Modeling informality formally: households and firms". Documento de trabajo No. 47, CEDLAS, Universidad de La Plata.
- Hoynes, H. (1999). "The employment, earnings and income of less-skilled workers over the business cycle". *Institute for Research on Poverty, University of California*.
- Killingsworth, M.R. & Heckman, J.J. (1986). "Female Labor Supply". *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, chapter 2, edited by O. Ashenfelter y R. Layard.
- Kimball, M.S. (1990). "Precautionary Saving in the Small and in the Large". *Econometrica*, vol. 58, No. 1, pp. 53-73, enero 1990.
- Light, A. & Ureta, M. (1995). "Early-career work experience and gender wage differentials", *Journal of Labour Economics*, 13 (1), pp. 121-154.
- McKenzie, D. (2004). "Asymptotic theory for heterogeneous dynamic pseudopanel". *Journal of Econometrics*, 120 (2), pp. 235-262.
- Moffitt, R. (1993). *Identification and estimation of dynamic models with time series of repeated cross-sections*. *Journal of Econometrics*, Vol. 59, Issues 1-2, September 1993, pp. 99-123.
- Mondragón-Vélez, C., Peña, X. & Wills, D. (2009). "Labor market rigidities and informality in Colombia". *Working paper*.
- Niederle M. & Yestrumskas A. (2008). "Gender differences in seeking challenges: the role of institutions". *NBER working paper series*, No. 13.922, abril 2008.
- Ñopo, H. (2006). "The gender gap in Chile 1992-2003 from a matching comparisons perspective". *Inter-American Development Bank Research Department, working paper* No. 562.
- Ñopo, H & Calónico, S. (2008). "Gender segregation in the workplace and wage gaps: evidence from urban Mexico 1994-2004". *Inter-American Development Bank Research Department, working paper* No. 636.
- Ñopo, H., Atal J. P. & Winder, N. (2009). "Gender and ethnic wage gaps in Latin America An extensive review of the literature and contemporary estimates for the region". *Inter-American Development Bank Research Department, working paper*.
- Ochoa Ávalos, M.C. (2007). Pobreza y jefatura femenina. *Revista de estudios de género, la ventana* No. 025, Universidad de Guadalajara, Guadalajara - México, pp. 168-198.
- Phelps, E.S. (1972). *The Statistical Theory of Racism and Sexism*. *American Economic Review* 62:4, pp. 659-661.
- PNUD Chile (2006). *Notas sobre Género y Pobreza*, en *Guía para la transversalización del enfoque de género en el PNUD Chile*, Santiago de Chile: PNUD y FLACSO-Chile.
- Rojas, N. & Santa María, M. (2001). *La participación laboral: ¿Qué ha pasado y qué podemos esperar?* *Archivos de Economía*, documento 146, DNP.
- Sánchez, F, Salas, M & Nupia, O (2003). *Ciclos económicos y mercado laboral en Colombia 1984-2000: ¿Quién gana más, quién pierde más?* Documento CEDE 2003-13.
- Sargent, T.J. (1978). "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations" *Journal of Political Economy*, vol. 86, No. 6: pp. 1.009-1.044.
- Tenjo, J., Bernat, L.F. & Ribero, R. (2005). *Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina, un intento de interpretación*. Documento CEDE 2005-18.
- Tenjo, J., Ribero, R. (1998). *Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia*, documento de trabajo CEDE, Universidad de los Andes, Colombia.
- Verbeek, M. & Nijman, T. (1992). "Can cohort data be treated as genuine panel data?". *Empirical Economics*, No. 17, pp. 9-23.

**Anexo 1**  
**INDICADORES LABORALES**  
**TOTAL 7 CIUDADES, 1984-2006**

Año	Tasa Global de Participación			Tasa de Ocupación			Tasa de Desempleo		
	Masculina	Femenina	Total	Masculina	Femenina	Total	Masculina	Femenina	Total
1984	73,1	40,6	55,5	65,0	33,7	48,1	11,1	17,0	13,4
1985	73,0	41,6	55,9	65,0	34,1	48,2	10,9	18,1	13,8
1986	72,1	40,8	55,1	65,2	34,5	48,5	9,6	15,6	12,0
1987	74,0	43,0	57,2	67,4	36,2	50,4	9,0	15,8	11,8
1988	74,8	43,8	58,0	68,4	37,2	51,4	8,6	15,2	11,3
1989	74,0	43,7	57,6	68,4	37,9	51,9	7,6	13,3	9,9
1990	74,6	44,6	58,4	68,8	38,3	52,2	7,9	14,1	10,5
1991	74,9	46,6	59,6	69,3	40,2	53,5	7,5	13,9	10,2
1992	75,8	48,2	60,8	70,2	41,4	54,6	7,3	14,1	10,2
1993	75,0	47,4	60,0	70,4	41,7	54,8	6,2	12,1	8,7
1994	74,4	47,2	59,7	69,9	41,2	54,4	6,1	12,7	8,9
1995	74,3	47,3	59,7	69,3	41,6	54,3	6,7	12,1	9,0
1996	74,0	47,8	59,8	67,6	41,0	53,2	8,6	14,1	11,0
1997	72,6	49,1	59,9	65,5	41,4	52,5	9,9	15,6	12,4
1998	73,7	52,4	62,2	64,5	42,7	52,7	12,5	18,5	15,2
1999	73,8	54,0	63,1	61,6	41,8	50,9	16,5	22,7	19,3
2000	73,9	56,2	64,3	61,5	42,7	51,3	16,8	24,0	20,2
2001	74,2	56,0	64,3	62,2	44,5	52,6	16,2	20,5	18,2
2002	73,8	56,8	64,5	62,2	45,5	53,1	15,6	19,9	17,9
2003	73,7	57,5	64,9	63,4	46,5	54,2	14,0	19,1	16,5
2004	72,6	55,4	63,2	63,3	45,8	53,7	12,8	17,3	14,9
2005	72,3	55,4	63,1	64,0	46,7	54,6	11,5	15,8	13,6
2006	71,9	55,0	62,6	64,2	46,4	54,4	10,7	15,7	13,1

Fuente: Cálculos de la autora, a partir de ENH y ECH - DANE.

**Anexo 2**  
**INDICADORES LABORALES POBLACIÓN 25 A 55 AÑOS DE EDAD**  
**TOTAL 7 CIUDADES, 1984-2006**

Año	Tasa Global de Participación			Tasa de Ocupación			Tasa de Desempleo		
	Masculina	Femenina	Total	Masculina	Femenina	Total	Masculina	Femenina	Total
1984	95,4	50,8	71,5	89,1	45,2	65,5	6,7	11,0	8,3
1985	95,0	52,3	72,0	88,7	45,9	65,6	6,7	12,3	8,9
1986	94,8	52,5	71,9	88,8	46,4	65,9	6,3	11,6	8,4
1987	95,5	54,3	73,2	90,2	48,4	67,5	5,6	10,9	7,7
1988	95,6	55,3	73,7	90,6	49,3	68,2	5,2	10,8	7,5
1989	95,5	55,6	73,9	90,8	50,3	68,9	5,0	9,5	6,8
1990	95,5	56,7	74,6	90,5	50,8	69,1	5,3	10,4	7,4
1991	95,9	59,0	76,0	91,2	53,1	70,6	4,8	10,0	7,0
1992	96,0	61,5	77,3	91,6	55,2	71,8	4,6	10,3	7,1
1993	96,0	61,2	77,1	92,4	55,8	72,5	3,8	8,9	6,0
1994	95,9	61,3	77,1	92,2	55,7	72,4	3,9	9,2	6,2
1995	95,7	61,5	77,2	91,6	56,0	72,3	4,3	8,9	6,3
1996	95,5	62,7	77,7	89,8	56,1	71,5	6,0	10,5	8,0
1997	95,2	64,5	78,5	88,6	57,0	71,4	6,9	11,7	9,1
1998	95,5	68,7	80,9	87,2	59,0	71,8	8,8	14,1	11,3
1999	95,7	70,5	82,0	84,1	57,9	69,8	12,2	18,0	14,9
2000	95,7	73,0	83,3	84,1	59,2	70,4	12,1	19,0	15,4
2001	95,6	73,0	83,2	84,0	61,2	71,5	12,1	16,1	14,0
2002	95,3	74,3	83,7	84,2	62,5	72,2	11,6	15,9	13,7
2003	95,5	75,3	84,4	85,9	64,1	73,9	10,0	14,8	12,4
2004	95,0	73,6	83,2	86,2	63,4	73,6	9,3	13,8	11,5
2005	95,0	74,4	83,7	87,1	65,0	74,9	8,3	12,7	10,4
2006	94,9	74,0	83,4	87,2	64,3	74,6	8,1	13,1	10,5

Fuente: Cálculos de la autora, a partir de ENH y ECH - DANE.

### Anexo 3

#### ÍNDICE DE DUNCAN<sup>1</sup>

---

Este índice es similar al índice de concentración del ingreso (índice de Gini), pero se utiliza para medir la concentración o la distribución de las ocupaciones por sexo entre un conjunto de empleos existentes. Se calcula de la siguiente manera:

$$ID = (1/2 \sum |f_i/f - m_i/m|) * 100$$

Donde:

$f_i$ : es el número de mujeres en ese sector

$f$ : el número de mujeres que trabajan en total

$m_i$ : el número de hombres en ese sector

$m$ : el número de hombres que trabajan en total

El índice de Duncan (ID) se encuentra entre 0 y 100, donde 100 significa una completa segregación por sexo, es decir, una distribución desigual por sectores económicos entre hombres y mujeres.

---

<sup>1</sup> Elaboración propia a partir de Anker (1997).

---

## Anexo 4

### MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA A NIVEL DEL HOGAR

La función de utilidad del hogar en el período  $t$  está dada por  $u^t(L_{H'}^t, L_{M'}^t, C^t)$ , creciente y cóncava en cada uno de sus argumentos. Adicionalmente, se supone que se cumple la condición de Inada<sup>1</sup> de tal forma que  $\partial u^t(L_{H'}^t, L_{M'}^t, 0)/\partial C = +\infty$ . Para simplificar el análisis, se supone que las derivadas cruzadas son iguales a 0. Por otro lado, se asume que la utilidad marginal del ocio para los dos miembros del hogar está acotada.

$$\bar{K} > \frac{\partial u^t(L_{H'}^t, L_{M'}^t, C^t)}{\partial L_i^t} > \underline{K}, \forall i = H, M; \forall t = 1, 2$$

El valor presente de la utilidad del hogar es<sup>2</sup>:

$$V = u^1(L_{H'}^1, L_{M'}^1, C^1) + u^2(L_{H'}^2, L_{M'}^2, C^2)$$

Siguiendo a Killingsworth & Heckman (1986), cada miembro del hogar está sujeto a una restricción de tiempo y puede ofrecer un máximo de  $T$  unidades de tiempo en cada período. Cada miembro reparte su tiempo entre ocio y trabajo. Formalmente, lo anterior implica que  $L_i^t + H_i^t = T, \forall i = H, M; \forall t = 1, 2$ ; donde  $H_i^t$  y  $L_i^t$  representan respectivamente la oferta de trabajo y la cantidad de ocio del miembro  $i$  durante el período  $t$ . La restricción presupuestal intertemporal del hogar se escribe de la siguiente manera:

$$C_1 + \frac{C_2}{1+r} \leq \sum_{i=H,M} w_i H_i^1 + \sum_{i=H,M} \frac{w_i H_i^2}{1+r}$$

Esta restricción presupuestal implica que la suma actualizada de los consumos del hogar no puede ser superior a la suma actualizada de los ingresos laborales de los dos miembros. La tasa de interés se denota  $r$ .

Si se introducen las restricciones de tiempo de cada miembro y la restricción presupuestal en el valor presente de la utilidad, se obtiene:

$$V = u^1(T - H_{H'}^1, T - H_{M'}^1, \sum_{i=H,M} w_i H_i^1 - s) + u^2(T - H_{H'}^2, T - H_{M'}^2, \sum_{i=H,M} w_i H_i^2 - s(1+r)),$$

donde  $s$  es la cantidad de ahorro transferido del período 1 al período 2.

<sup>1</sup> La condición de Inada garantiza que no hay solución de esquina en el nivel de consumo del hogar.

<sup>2</sup> Se supone que la tasa de descuento es igual a 1, por simplicidad, pero la intuición de los resultados se preserva al usar tasas de descuento estrictamente menores a 1.

## Anexo 4

### MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA A NIVEL DEL HOGAR (Continuación)

Extendiendo el modelo de Killingsworth & Heckman (1986), introducimos la brecha salarial asumiendo que,  $w_H > w_M$  o sea que los hombres ganan más que las mujeres.

El hogar decide la oferta de trabajo de cada miembro  $i$  en cada período  $t$  y el nivel de ahorro que transfiere del período 1 al período 2. Con el objetivo de analizar el impacto de la incertidumbre sobre las decisiones óptimas de participación del hogar, se consideran dos posibles escenarios: i) se supone que no existe incertidumbre en  $t = 2$  y ii) se considera que hay una fuente de incertidumbre sobre los ingresos del hogar en  $t = 2$ . Para que la incertidumbre sea neutra, se introduce un ruido blanco con esperanza matemática igual a 0 con el cual varía el ingreso.

#### *Escenario 1: Sin incertidumbre en el segundo período*

Como se mencionó en la introducción, la participación masculina es mayor que la femenina. Para capturar este hecho estilizado, el análisis siguiente se concentra en un sub-conjunto de soluciones posibles en el cual la solución relativa a la oferta laboral de los hombres es interior mientras que la oferta laboral de las mujeres corresponde a una solución de esquina *i.e.* no trabajan.

Teniendo en cuenta el objetivo del hogar, la condición de primer orden para la oferta laboral del hombre en el período  $t$  se escribe así:

$$V'(H_H^t) = 0 \iff \frac{\partial u^t(L_H^t, L_M^t, C^t)}{\partial H_H^t} = w_H \frac{\partial u^t(L_H^t, L_M^t, C^t)}{\partial C^t}; \forall t = 1, 2;$$

lo que define implícitamente una solución interior estrictamente positiva. Esta condición revela que el hogar escoge la participación masculina en el mercado laboral de tal forma que la utilidad marginal del ocio del hombre es igual a la utilidad marginal del consumo del hogar. El precio interviene como el costo de oportunidad del ocio masculino para el hogar.

En caso de una solución de esquina en la cual el hogar prefiere que la mujer no participe, la condición de optimalidad del hogar se escribe de la siguiente forma:

## Anexo 4

## MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA A NIVEL DEL HOGAR

(Continuación)

$$V'(H_M^t) < 0 \iff \frac{\frac{\partial u^t(L_H^t, L_M^t, C^t)}{\partial H_H^t}}{\frac{\partial u^t(L_H^t, L_M^t, C^t)}{\partial C^t}} > w_M; \forall t = 1, 2;$$

Esta condición expresa que la tasa marginal de sustitución entre el ocio y el consumo de la mujer es estrictamente mayor al precio relativo  $w_M$ <sup>3</sup>.

El hogar escoge el nivel de ahorro óptimo siguiendo la condición de optimalidad,

$$\frac{\partial u^1(T - H_H^1, T - H_M^1, \sum_{i=H,M} w_i H_i^1 - s^*)}{\partial C^1} = (1 + r) \frac{\partial u^2(T - H_H^2, T - H_M^2, \sum_{i=H,M} w_i H_i^2 - s^* (1 + r))}{\partial C^2}$$

que representa la suavización del consumo del hogar entre los dos períodos.

En el segundo período, la condición de optimalidad respecto a la participación del hombre en el mercado laboral se escribe de la siguiente forma:

$$\frac{\partial u^2(L_H^2, L_M^2, C^2)}{\partial H_H^2} = w_H \frac{\partial u^2(L_H^2, L_M^2, C^2)}{\partial C^2}$$

De donde se obtiene una solución interior para  $L_H^{2*}$ . Como la participación de la mujer tampoco cambia en el segundo período *i.e.*  $L_H^{2*} = 0$ , el ingreso del hogar es  $I = w_H L_H^{2*}$ .

Así, sin incertidumbre acerca de los ingresos futuros y dada la brecha salarial existente, la decisión óptima del hogar sugiere que en el primer período el miembro del hogar con mayor nivel de ingresos trabaje y el segundo no lo haga. Se analiza en lo que sigue cómo la incertidumbre en el ingreso del hogar del segundo período puede modificar la oferta laboral de los miembros del hogar durante el primer período<sup>4</sup>.

<sup>3</sup> Note que el precio del bien de consumo ha sido normalizado a 1.

<sup>4</sup> Se debe resaltar que la oferta laboral de segundo período no cambia. De hecho por ser un modelo de dos períodos, solamente nos interesa el efecto del segundo período sobre las decisiones del hogar durante el primer período.

## Anexo 4

## MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA A NIVEL DEL HOGAR

(Continuación)

*Escenario 2: Incertidumbre en el segundo período*

Ahora supongamos que existe una fuente de incertidumbre por la variabilidad del ciclo económico que afecta el ingreso del hogar a través de un ruido blanco  $\varepsilon$ , de tal forma que  $E(\varepsilon) = 0$ . Por la aversión al riesgo del hogar<sup>5</sup>, éste maximiza ahora la esperanza de utilidad actualizada.

$$V^1 = u^1 (T - H_{H'}^1 T - H_{M'}^1 \sum_{i=H,M} w_i H_i^1 - s) + E [u^2 (T - H_{H'}^2 T - H_{M'}^2 \tilde{I} + s (1 + r))],$$

donde  $E$  denota el operador de la esperanza matemática e  $\tilde{I}$  es la variable aleatoria del ingreso del hogar<sup>6</sup>.

La condición de primer orden con respecto al nivel de ahorro es:

$$\frac{\partial u^1 (T - H_{H'}^1 T - H_{M'}^1 \sum_{i=H,M} w_i H_i^1 - s^{**})}{\partial C^1} = (1 + r) E \left[ \frac{\partial u^2 (T - H_{H'}^2 T - H_{M'}^2 \tilde{I} + s^{**} (1 + r))}{\partial C^2} \right]$$

Esta condición expresa la suavización del consumo del hogar entre los dos períodos, pero esta vez, teniendo en cuenta la incertidumbre que caracteriza el ingreso de segundo período.

**Proposición 1 (Kimball 1990):** Si  $\frac{\partial^3 u}{\partial C^3} > 0,1$  a tasa de ahorro del hogar es mayor con incertidumbre que sin incertidumbre  $s^{**} > s^*$ .

La proposición 1 establece que el hogar ahorra más cuando se enfrenta a una incertidumbre sobre su ingreso en el período 2. Es lo que Kimball (1990) define como el ahorro prudencial<sup>7</sup>.

<sup>5</sup> Esto proviene del supuesto de concavidad de la función de utilidad con respecto al consumo.

<sup>6</sup> El objetivo del hogar sin incertidumbre, empleando las mismas notaciones, se escribe de la siguiente forma:

$$V = u^1 (T - H_{H'}^1 T - H_{M'}^1 \sum_{i=H,M} w_i H_i^1 - s) + u^2 (T - H_{H'}^2 T - H_{M'}^2 E[\tilde{I}] + s (1 + r)),$$

donde  $E[\tilde{I}]$  denota la esperanza matemática del ingreso del hogar en el segundo período.

<sup>7</sup> Note que el hecho de que la utilidad marginal sea convexa es una hipótesis totalmente racional que permite capturar los comportamientos de prudencia de los agentes. Mas allá de la prudencia, Eeckhoudt & Schlesinger (2006) muestran que el cambio de signo de las derivadas de orden superior constituye una hipótesis para modelar "preferencias razonables" de los agentes.

## Anexo 4

## MODELO DE PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA A NIVEL DEL HOGAR

(Continuación)

Ahora, se analizan las consecuencias del incremento de este ahorro prudencial sobre las decisiones de participación de los miembros del hogar en el primer período usando la extensión propuesta del modelo. La condición de optimalidad del hombre con respecto a su oferta laboral en  $t = 1$  es:

$$\frac{\partial V^t}{\partial H_H^1} = - \frac{\partial u^t (L_{H'}^1, L_{M'}^1, C^1)}{\partial H_H^1} + w_H \frac{\partial u^t (L_{H'}^1, L_{M'}^1, C^1)}{\partial C^1}$$

De acuerdo con la Proposición 1,  $s^{**} > s^*$ . Como la utilidad marginal del consumo es decreciente, se cumple la siguiente desigualdad:

$$w_H \frac{\partial u^t (L_{H'}^1, L_{M'}^1, C^1)}{\partial C^1} > \frac{\partial u^t (L_{H'}^1, L_{M'}^1, C^1)}{\partial H_H^1}$$

En los casos en los cuales se cumple esta desigualdad, la restricción de tiempo del hombre está activa *i.e.*  $H_H^1 = T$ . Por un efecto ingreso, la mujer puede ofrecer una cantidad positiva de fuerza laboral en el mercado laboral para poder alcanzar el nivel de ahorro  $s^{**}$  escogido por el hogar. Es decir, la preferencia por aumentar el nivel de ahorros del hogar implica que:

$$V'(H_M^t) < 0 \iff \frac{\frac{\partial u^t (L_{H'}^t, L_{M'}^t, C^t)}{\partial H_H^t}}{\frac{\partial u^t (L_{H'}^t, L_{M'}^t, C^t)}{\partial C^t}} > w_M; \forall t = 1, 2;$$

**Corolario 1:** Es más probable que las mujeres participen en el mercado laboral cuando hay una incertidumbre en los ingresos del segundo período.

Se incluyó una incertidumbre "neutra", en el sentido de que no cambia el nivel de ingreso esperado del hogar en el segundo período. Así, cualquier choque que afecte de manera negativa el ingreso del hogar del segundo período refuerza el ahorro prudencial y, por lo tanto, implica que las condiciones sobre los parámetros del modelo para que las mujeres participen en el mercado laboral sean menos exigentes. Por ejemplo, una recesión económica en la cual, de manera agregada, disminuye el ingreso esperado de los hogares, por ejemplo, vía tasa de desempleo (no modeladas explícitamente en este caso), van a generar un aumento generalizado en la participación de los miembros secundarios del hogar, que en este caso son las mujeres.

### Anexo 5

#### TAMAÑO DE CELDAS DE PSEUDOPANEL (Población extendida)

Tamaños de celda	DP4
Mínimo	1.273
Máximo	666.038
Media	914.326.413
Desviación estándar	106.123.223
Promedio número hombres	5.385.417.702
Promedio número mujeres	3.757.846.429

Fuente: Cálculos de la autora.

### Anexo 6

#### TEST DE BREUSCH-PAGAN (Lagrange-Multiplier)

Esta prueba se efectúa para saber si el modelo se debe estimar por *pooled OLS* o utilizando efectos aleatorios. La prueba de hipótesis consiste en probar si existen o no efectos individuales que generan autocorrelación serial en el término de error:

$H_0: \sigma_a^2 = 0 \leftrightarrow \text{Corr}(\mu_{it}, \mu_{is}) = 0 \leftrightarrow \text{usar pooled OLS}$

$H_a: \sigma_a^2 \neq 0 \leftrightarrow \text{Corr}(\mu_{it}, \mu_{is}) \neq 0 \leftrightarrow \text{usar efectos aleatorios}$

Los resultados de cada una de las especificaciones empleadas se reportan en la siguiente tabla:

Breusch-Pagan		(DP4)	(DP4_p)	(DP4_c)	(DP4_pc)
Estimaciones ecuación (1)	Chi2(1) <b>Prob &gt; Chi2</b> Más eficiente EA que OLS	136,32 <b>0,0000</b> Si	64,63 <b>0,0000</b> Si	136,32 <b>0,0000</b> Si	64,63 <b>0,0000</b> Si
Estimaciones ecuación (2)	Chi2(1) <b>Prob &gt; Chi2</b> Más eficiente EA que OLS	607,80 <b>0,0000</b> Si	145,49 <b>0,0000</b> Si	19,32 <b>0,0000</b> Si	4,03 <b>0,0448</b> Si

Fuente: Cálculos de la autora.

De donde, se rechaza la hipótesis nula al 5% y al 1% de significancia, por lo cual las diferentes estimaciones presentadas deben ser estimadas por efectos aleatorios en vez de *pooled OLS*.

## Anexo 7

## TEST DE HAUSMAN O TEST DE ESPECIFICACIÓN

Esta prueba se efectúa para saber si el modelo se debe estimar por efectos aleatorios o efectos fijos. La prueba de hipótesis consiste en probar si existe relación entre los regresores y el efecto individual  $\alpha_j$ .

Ho:  $Cov(X_{it}, \alpha_j) = 0 \leftrightarrow$  los estimadores por efectos aleatorios son consistentes; de donde hay que estimar por efectos aleatorios.

Ha:  $Cov(X_{it}, \alpha_j) \neq 0 \leftrightarrow$  los estimadores por efectos aleatorios son inconsistentes; de donde hay que estimar el modelo por efectos fijos.

Los resultados de cada una de las especificaciones empleadas se reportan en la siguiente tabla:

Hausman		(DP4)	(DP4_p)	(DP4_c)	(DP4_pc)
Estimaciones ecuación (1)	Chi2(9)		6,10		6,10
	Prob > Chi2	-3,74	0,7294	-3,74	0,7294
	Más eficiente EA que EF	Si	Si	Si	Si
Estimaciones ecuación (2)	Chi2(3)	4,76	3,13	35,18	6,86
	Prob > Chi2	0,1899	0,3714	0,0002	0,8102
	Más eficiente EA que EF	Si	Si	No	Si

Fuente: Cálculos de la autora.

Se acepta la hipótesis nula al 5% de significancia, para todas las especificaciones de la ecuación (1), con lo cual se debe estimar la ecuación (1) sin importar la especificación mediante efectos aleatorios, ya que sus coeficientes son consistentes. Para la ecuación (2), es más eficiente estimar la ecuación (2) cuando se introducen controles (columna 3) con efectos fijos que con efectos aleatorios. El resto de las especificaciones de la ecuación (2) se deben estimar mediante efectos aleatorios.