



Universidad Torcuato Di Tella

Departamento de Economía

Maestría en Econometría

**Estimación de la oferta Laboral e impacto de la cesantía**

**Autor**

José Manuel Michel

**Tutor**

Martin González-Rozada

---

Firma Tutor

Junio 2014

## Resumen

El impacto de la cesantía en la duración del desempleo promedio se estima en 4 semanas para los hombres y 3 semanas para las mujeres. Esta discrepancia, entre hombres y mujeres, se debe a que los hombres recibieron, en promedio, una cuantía superior a las mujeres por concepto de cesantía. Específicamente, las mujeres recibieron en promedio RD\$22,377 y los hombres RD\$34,346. No obstante, cada peso recibido por concepto de cesantía tiene un efecto mayor en las mujeres que en los hombres. Esto así, porque la elasticidad ingreso no salarial de la oferta de las mujeres es de -0.04 y la de los hombres es de -0.02.

En lo relativo a la curva de oferta, se destaca que la población femenina es más sensible a cambios en los salarios. Esta afirmación se sustenta en las estimaciones de elasticidad salario de la oferta laboral. Los hombres tienen una elasticidad salario no compensada de 0.13 y las mujeres de 0.25. La elasticidad compensada solo contiene el efecto sustitución de horas trabajadas por horas de ocios, después de una variación de salario. Al igual que la no compensada, la elasticidad compensada tiene una magnitud mayor para las mujeres que para los hombres. La elasticidad compensada femenina es de 0.36 y la masculina 0.21. Tal como sugiere la teoría económica, la elasticidad salario compensada es superior a la no compensada. Debido a que la primera, no contiene el efecto ingreso.

**Palabras claves:** Cesantía, oferta laboral, curva de salario; sesgo de selección, endogeneidad; Elasticidad salario, elasticidad ingreso no salarial, retornos de educación.

## Índice

I.	Introducción .....	4
II.	Revisión de literatura .....	7
III.	Modelos de teóricos de curva de salario y oferta laboral .....	17
IV.	Especificación del modelo econométrico .....	23
V.	Resultados e interpretación .....	29
	V.1. Ecuación de salario .....	29
	V.2. Oferta laboral .....	36
VI.	Impacto de la cesantía en la duración del desempleo.....	42
VII.	Conclusión .....	45
VIII.	Bibliografía .....	47

## I. Introducción

Los estudios sobre el mercado laboral en la República Dominicana siempre son interesantes debido a la escasa realización de trabajos empíricos sobre este tema. Adicionalmente, es particularmente interesante un trabajo de econometría de datos panel, ya que los estudios realizados hasta el momento utilizan econometría de corte transversal y/o serie de tiempo. Por consiguiente, los estudios anteriores no toman en consideración la heterogeneidad de los individuos.

El correcto análisis del mercado laboral cobra una mayor importancia en la coyuntura actual, debido al debate sobre reforma laboral. Uno de los puntos, de este debate, que ha generado mayor controversia es el tema la cesantía. Los empresarios han propuesto su eliminación argumentando que la misma genera rigideces en el mercado laboral y efectos negativos sobre la competitividad de la industria dominicana. En este contexto, el objetivo principal de este estudio es estimar el impacto de la cesantía en la duración del desempleo o en el tiempo que duran las personas en conseguir un empleo. Para lograr este objetivo se estima una función de oferta laboral.

El conocimiento de la función de oferta laboral tiene utilidad en sí mismo. Esto así, porque la función de oferta nos permite identificar los factores que determinan la elección de la cantidad de horas trabajadas. La identificación de estos factores es útil para evaluar el efecto que tienen las políticas de ayudas económicas a los hogares, en el mercado laboral. De igual manera, se puede evaluar como la maternidad afecta la elección del tiempo de las mujeres dedicados al mercado laboral. De aquí, que un estudio de oferta laboral nos podría identificar la necesidad de estancias infantiles para lograr una mayor dedicación de la mujer a la actividad productiva. La evaluación de la necesidad de las estancias infantiles cobra gran

interés, en la actualidad, debido a la creación del programa gubernamental “Quisqueya empieza contigo”. Complementariamente, el modelo de participación laboral nos permite estimar el efecto de estos factores en la probabilidad de inserción en el mercado laboral.

La estimación de curva de salario es de gran utilidad para eliminar el sesgo por simultaneidad entre el salario y las horas trabajadas en la función de oferta laboral. La predicción del salario sirve como variable instrumental del salario en la función de oferta laboral. Además, la curva de salarios nos permite estimar los retornos de la educación. El conocimiento de los retornos de la educación es de gran importancia para el diseño de políticas de financiación educativa. Las tasas de retornos de educación servir como referencia para las tasas de interés de los préstamos educativos.

La estimación corresponde al periodo 2008-2011. Se utiliza la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT). Esta Encuesta se realiza en los meses de abril y octubre de cada año. En cada entrega se rota de manera aleatoria el 12.5% de hogares y anualmente el 25%. Se utilizan cuatro ENFT correspondientes al mes de abril para el periodo 2008-2011. La salida de observaciones de manera aleatoria no afecta la consistencia de las estimaciones tradicionales de efecto fijo. Sin embargo, la presencia de truncamiento incidental en las horas trabajadas y el salario afectan la consistencia de las estimaciones de efecto fijo.

Por consiguiente, en la presente investigación se utiliza una metodología que permite corregir el sesgo de selección que genera el truncamiento incidental y el sesgo por endogeneidad causado por la simultaneidad entre las horas trabajadas y el salario, siguiendo los trabajos de (Wooldridge, 1995) y (Wooldridge y Semikina, 2010).

La presente investigación organiza de la siguiente manera: El capítulo II, contiene la revisión de literatura donde se analizan los trabajos empíricos y las aportaciones teóricas más relevantes; El capítulo III, Modelos de teóricos de curva de salario y oferta laboral, es un

marco analítico que sostiene a los modelo empírico estimados; El capítulo IV, especificación econométrica, explica de manera minuciosa los métodos de estimación utilizado y las correcciones de los sesgo por selección (inobservancia de cierto valores) y de endogeneidad producto de la simultaneidad entre salario y horas de trabajo; capítulo V, Resultados e interpretación, se presentan los resultados de las estimaciones de la oferta y la curva de salario y se interpretan, especialmente, las elasticidades salario e ingreso no salarial de la oferta laboral y los retornos de la educación estimados con la ecuación de salario; El capítulo VI, es el análisis sobre el impacto de la cesantía en la duración del desempleo; finalmente, el capítulo VII, contiene las conclusiones finales de la investigación.

## II. Revisión de literatura

La literatura del mercado laboral es vasta. Si se pretende establecer un punto de partida sobre el estudio de este fenómeno, el abordaje parte de dos corrientes tradicionales. El mercado laboral, al igual que los demás mercados en la economía, presenta dinámicas de equilibrio o desequilibrio explicadas por los cambios de oferta y demanda. Si bien se parte de una decisión del individuo de emplear su tiempo en actividad productiva, la teoría clásica establece que la decisión es independiente al salario real y la oferta es exógena, mientras que la teoría neoclásica establece que la decisión de emplearse dependerá de la elección entre renta y ocio (Samuelson, 1947) y (Hicks, 1939)

La corriente neoclásica ha permitido un análisis más detallado de factores que impactan, principalmente, la curva de oferta laboral a través de la relación salario - horas trabajadas. Los supuestos de decisión entre renta y ocio se expanden al incluir la elección entre actividades de mercado y no mercado en función de tiempo (Becker, 1965). Por tanto, el fundamento teórico moderno subyace en esta elección a partir de la maximización de la utilidad entre consumo y ocio. El trabajo de (Becker, 1965), también, toma en consideración la renta no salarial. Las restricciones de tiempo y recursos están relacionadas y pueden intercambiarse en el tiempo. La nueva restricción presupuestaria es denominada renta total y la solución óptima requiere del consumo de bienes y ocio que igualen la relación marginal de sustitución.

El salario, por tanto, es uno de los factores que inciden en la decisión de emplearse. El impacto de los salarios es tradicionalmente estudiado a través de los efectos sustitución e ingreso. En términos simples, el efecto sustitución establece que ante un aumento del

salario, aumenta la oferta laboral y disminuye el ocio y, también, aumenta el consumo. El efecto ingreso, en tanto, señala que un aumento del salario real, aumenta el ocio y el consumo disminuyendo las horas de trabajo. Por consiguiente, el sentido de la relación entre horas trabajadas y salario es ambiguo.

Ahora bien, la literatura revela que la maximización no siempre será óptima en lo referente a la oferta de trabajo, al incluir individuos con comportamientos extremos, que decidan no participar en el mercado o trabajar todo el tiempo (Tobin y Houthakker 1950; Deaton 1986; Tobin, 1958). Ante esta situación, se crea una función de demanda que captura individuos activos y no activos controlados por el diferencial de horas. Es decir, el valor de 0 a los individuos que reportaban no participación en el mercado. No obstante, (Heckman, 1974; Gronau, 1973 y Ben-Porath, 1973) postularon que la participación de los individuos dependerá sustancialmente de la relación entre el salario de mercado y el salario de reserva.

En este sentido, el análisis marginal señala una solución interior o de esquina a partir de la valoración del individuo y por ello reservará su tiempo si el salario de mercado es inferior al de reserva. En efecto, la participación dependerá del salario, de las preferencias y de la renta no salarial. Empíricamente, (Heckman, 1993) determina que la participación es más elástica ante cambios en el salario que horas trabajadas, sin embargo no alteran la decisión de trabajar (Killingsworth, 1983).

En paralelo, otra aproximación a la oferta de trabajo es atribuida a (Mincer, 1962 y Mincer, 1966). Este postuló que la decisión de participar en el mercado laboral dependía de la fracción de vida que el individuo decidía formar parte de la fuerza laboral. Por tanto, la fracción de vida era la probabilidad de pertenecer a la fuerza de trabajo y por ende, la tasa de participación de individuos en capacidad de trabajar. A este supuesto, (Ben-Porath, 1973) indicó que la participación en el mercado no estaba sujeta a la probabilidad de pertenecer o



no, sino a la comparación entre el salario de mercado y el salario de reserva. Más allá de la divergencia, (Heckman, 1978) dijo que Ben-Porath no tomó en consideración el intercambio entre ocio y consumo (renta) a lo largo del tiempo, de lo cual Mincer se percató. En lo adelante, sostuvo el hecho de que la discrepancia era un problema de tipo de solución más que de tipo de individuos.

Un abordaje ampliado de la oferta de trabajo se lleva a cabo cuando se incluyen los demás miembros de la familia. La función de utilidad familiar, en tanto, está compuesta por el conjunto de preferencias de renta y ocio familiar sujeto a la restricción presupuestaria ampliada. La diferencia más notoria respecto al modelo simple, era la renta exógena (Ashenfelter y Heckman, 1974). El modelo descompone de manera similar los efectos sustitución y renta, los cuales son aplicados en el estudio de participación de segmentos de población como mujeres casadas. A través de esta aproximación, (Mincer 1962 y Mincer, 1966) concluye que mujeres casadas presentan un comportamiento dual: 1) a mayor salario del jefe de familia, menor es la probabilidad de acceso al mercado laboral y 2) los ingresos no salariales percibidos por la familia encarecen el precio de las actividades no de mercado de las mujeres.

Un supuesto inherente de la teoría neoclásica es el ajuste automático de la oferta de trabajo. Esto significa que las horas que el individuo está en capacidad de trabajar son iguales a las que desea. El primero implica flexibilidad en las horas de trabajo y el segundo supone la entrada inmediata al mercado de trabajo. Sin embargo, empíricamente se observa desempleo y horas de trabajo rígidas. Estos últimos son fenómenos estudiados en condiciones de equilibrio o desequilibrio. Los modelos de equilibrio buscan determinar los factores que inciden en el no ajuste automático de la oferta y los de desequilibrio intentan explicar las situaciones de racionamiento de horas y salarios.

La literatura identifica cuatro modelos desde una perspectiva de equilibrio. A saber, diferencias salariales compensatorias, contratos óptimos de empleo, sustitución intertemporal de ocio y modelos de búsqueda. Los dos primeros parten de que la condición vigente de mercado es de equilibrio, ya que de lo contrario, los individuos hubiesen reaccionado ante una curva restringida de oferta (Killingsworth, 1983). Los dos últimos presuponen que el desempleo es el resultado de una decisión óptima de utilidad. El modelo intertemporal permite cambiar ocio presente y futuro, sin excluir periodos intermedios de desempleo como parte del equilibrio de largo plazo, mientras que los de búsqueda suponen individuos no desempleados sino en transición de un empleo a otro. Los modelos de desequilibrio, asumen horarios rígidos y desempleo que limitan la elección del individuo y crean racionamiento y restricciones presupuestarias discontinuas.

Si bien se quiere estudiar a fondo los componentes claves que inciden en la oferta laboral y específicamente, los salarios y horas trabajadas, es necesario revisar los modelos antes mencionados. El modelo de diferencias salariales compensatorias señala que el salario es el resultado de dos transacciones que colapsan en un precio descompuesto en la retribución salarial por un trabajo preferido (trabajador) y el precio pagado como materia prima por el empresario. En efecto, existirá una compensación entre salarios racionados y no racionados (S. Rosen, 1986). Empíricamente, estos modelos explican problemas de coordinación de procesos productivos (S. Rosen, 1978), costos cuasi-fijos del empleo (Oi, 1962) y los cambios en la productividad de trabajadores en jornada (Barzel, 1973).

Los contratos implícitos de empleo, en tanto, evalúan los cambios en la demanda por mano de obra a partir de los ciclos económicos. Siguiendo la postura clásica, ante una fase expansiva de crecimiento, el número de empleados y salarios pagados aumenta, ocurriendo lo contrario en fase recesiva. El resultado, será una solución de pleno empleo en la que la cantidad de empleados se ajustará automáticamente. En ese sentido, se supone que

fluctuaciones de ingresos por el trabajador se traducen en cambios en su bienestar. Por lo que ante periodos de recesión, los empresarios ofrecerán protección a sus empleados con la posibilidad de obtener otro empleo. El trabajo de (Calvo, 1979) señala que estos modelos estimulan la comprensión de la dinámica de desempleo a partir de las interacciones del mercado. Sin embargo, (Baily, 1974 y S Rosen, 1985) establecen que ante riesgos inherentes e información asimétrica los contratos de empleo acarrearán consecuencias involuntarias.

En adición, los contratos presentan características únicas de grado de aversión al riesgo y neutralidad. Bajo estos supuestos, (Gordon, 1974) estudia la neutralidad de los empresarios como variaciones mínimas en su patrimonio que serán poco relevantes respecto a los dueños de capital humano. Estos supuestos capturan la dinámica de contratos de trabajo como función de incertidumbre (Azariadis 1975, Baily 1974). Al mismo tiempo, son modelos base para otros que estudian el componente aleatorio a partir de dos problemas: la conducta de buena fe y la selección adversa (Calvo y Phelps 1977, Hall y Lillien 1979, Grossman y Hart 1981, Brown y Wolfstetter 1984).

Los modelos de sustitución intertemporal estudian la oferta de trabajo a través del intercambio que puede hacer el individuo entre ocio y renta presente y futura. Por lo que si el ocio presente y futuro son sustitutos, la oferta de trabajo de corto plazo será más elástica que la de largo plazo. El resultado será una situación en la que a mayores horas de trabajo, mayor rendimiento (salario) y a menores horas de trabajo lo contrario. En efecto, el desempleo es una situación en la que los individuos están sin actividad debido a que los salarios son bajos temporalmente (Lucas y Rapping 1969). En tanto, el objetivo es obtener la elasticidad de sustitución intertemporal a partir de horas trabajadas y evolución de los salarios. La teoría sugiere una dirección positiva, cuanto mayor es su valor, mayor grado de sustitución. ¿Cuáles han sido los resultados del testeo empírico? (Becker, 1975) establece una elasticidad entre

0.10 y 0.45, (Smith, 1977) entre 0.23 y 0.32 y (MaCurdy 1981) entre 0.14-0.35 todo dependiendo de la muestra y las variables evaluadas.

Los modelos de búsqueda de empleo parten de los supuestos de información imperfecta, costo de adquisición y duración de búsqueda. En ese sentido, la asimetría de información estará en función de la dispersión de precios, la adquisición dependerá del número de ofertas y la búsqueda de que tan dispersos estén los precios. En el trabajo de (Alchian, 1970) se dice que el desempleo está compuesto por individuos incorporados a la búsqueda que pueden renunciar a sus empleos actuales con el fin de explorar nuevas oportunidades. A partir de este modelo, (Mortensen, 1970 y McCall, 1970) modelaron la conducta de los buscadores de empleo teniendo en cuenta la distribución de salarios. En consecuencia, cuanto mayor sea el costo de búsqueda, menor será el salario de reserva y menor el desempleo. Estos modelos intentan explicar el desempleo de fricción y el periodo de búsqueda ante medidas de política económica como salario mínimo (Mincer, 1976) y subsidios de desempleo (Marston, 1975, Welch 1977, Moffit y Nicholson 1982).

Los modelos de desequilibrio intentan estudiar las horas rígidas en el mercado de trabajo, lo cual limita la elección del individuo y afecta la restricción presupuestaria. Se produce, por tanto, una discontinuidad en la restricción presupuestaria que no siempre igualará la relación marginal de sustitución con el salario. Por tanto, se requiere de una re-especificación de las observaciones por el lado de la oferta que limite la restricción a horas trabajadas. Las soluciones serán mixtas con un individuo que simplemente no trabaje o que trabaje un horario limitado. Ante un horario limitado, se presentan dos situaciones: subempleo y sobreempleo. El primero produce una posición de desequilibrio donde la relación marginal de sustitución es menor que el salario por lo que para alcanzar el punto de maximización optará por el pluriempleo (Moses, 1962). El segundo experimentará lo opuesto, una relación marginal de

sustitución mayor que el salario, en este caso, para alcanzar el óptimo el individuo procurará acciones para reducir su horario de trabajo.

Los supuestos de desequilibrio rompen conclusiones importantes de la postura neoclásica. Primero, las horas de trabajo no necesariamente reflejarán el nivel óptimo de utilidad, esto debido a que los empleos aceptados por los individuos estarán fijos a horas específicas que darán al traste entre horas racionadas y deseadas. Esta situación afecta de manera sensible tanto el efecto sustitución como el efecto renta. Igualmente, cambios en las horas de trabajo no implican cambios directos en las condiciones de empleo ni de salario. En efecto, la oferta de trabajo será más inelástica respecto al salario.

Otro supuesto sensiblemente afectado es la hipótesis de salario de reserva en la participación laboral. Pueden existir individuos con salarios de reserva superior al de mercado pero que simplemente no encuentran empleo. El desempleo puede implicar un desfase entre participación y elección de horas de trabajo. Si bien (Heckman, 1974) las asume simultáneas, (Killingsworth, 1983) llega a la conclusión de que en un mundo con riesgo, la persona primero decide trabajar y luego escoge sus horas de trabajo. El racionamiento impacta, además, las decisiones laborales del resto de los miembros de una familia creando implicaciones en el consumo de bienes sustitutivos y complementarios (Tobin Houthakker 1950). Las horas rígidas presentan implicaciones econométricas cuando se desea estimar la oferta de trabajo. Por tanto, puede existir una discrepancia entre horas deseadas y efectivas no independientes del resto de las variables explicativas que ocasiona correlación y puede resultar en coeficientes inconsistentes.

Como se evidencia teóricamente, las estimaciones econométricas pueden producir coeficientes sesgados que pueden subestimar o sobreestimar el impacto de la elasticidad de la oferta de trabajo. El resultado de parámetros no bien calculados, puede implicar acciones de

política que alteren sustancialmente los resultados a priori de algún programa diseñado por el Estado. Tal es el caso del programa de estancias infantiles impulsado por el Poder Ejecutivo o las implicaciones de reforma al código laboral. El primero, impacta directamente no solo la cantidad de horas que la mujer decidirá ofrecer al mercado laboral sino también el potencial cambio del ingreso familiar. El segundo tiene repercusiones sobre la duración del desempleo y el seguro o cesantía otorgado al individuo. Los efectos en una u otra situación dependerán de la elección del individuo ante la teoría repasada.

Entonces, ¿cómo la existencia de restricciones en el mercado laboral es capturada empíricamente? Lo primero es que la teoría señala dos tipos de individuos, racionados y no racionados. En ese sentido se construyen ecuaciones que capturan horas deseadas y observadas de empleo. Si las diferencias por preferencias son controladas debe ocurrir que: a) todos los trabajadores estén sobre la curva de oferta, b) si los desempleados están en su posición de maximización de renta y ocio, no debe existir error en la ecuación y c) no se ofrece información adicional si las horas de trabajo son elección individual.

El objetivo a priori de estos supuestos es la detección del error en la ecuación de horas rígidas. Esto parte de las aseveraciones de (Mincer, 1962<sup>a</sup>) que señala que el tiempo dedicado a búsqueda de empleo es parte de las horas deseadas de trabajo. Los primeros ejercicios empíricos en esta dirección intentan determinar las horas deseadas a partir de las horas de trabajo fijadas por Ley y las horas de desempleo (Cohen, Rea y Lerman 1970, Hill 1973). En consecuencia, el desempleo correspondía a la diferencia de horas observadas y deseadas. Otros estudios decidieron tomar solo una proporción del desempleo por entender que el resto era ocio (Rea 1974, Dickinson 1974). Si bien el objetivo era determinar de manera más eficiente la elasticidad de la oferta de trabajo, estas ecuaciones se emplearon para estudiar el tipo de desempleo. El desarrollo de esto último, determinó el importante sesgo entre el desempleo efectivo y el registrado. Por lo que, una tasa de desempleo registrado bajo

amplifica el sesgo por horas rígidas, mientras que un desempleo registrado alto lo reduce (Ashenfelter, 1980).

(Ham, 1986<sup>a</sup>), por otro lado, sometió un test de horas rígidas tomando como variables endógenas la incidencia del desempleo y su duración y (DaVanzo, De Tray y Greenberg, 1976) buscaron testear la sensibilidad de los coeficientes de la función de oferta de trabajo a través de diferentes muestras. (Briddle, 1988), construyó modelos de oferta de trabajo intertemporal para la obtención de coeficientes insesgados aplicados a muestras racionadas y no racionadas comprobando la diferencia entre ambas.

Para la selección de muestra corregida por individuos restringidos, (Ham, 1982) diseñó un método de estimación a partir de (Heckman, 1979), donde una primera etapa determina la probabilidad de que un individuo esté racionado y una segunda etapa que crea un valor (ratio inverso de Mill) para ajustar a trabajadores no restringidos. En resumen, Ham estimó una ecuación de oferta con una muestra que incluía individuos desempleados y subempleados y probó una diferencia significativa entre coeficientes de la muestra total y la muestra de trabajadores no restringidos. A continuación (Osberg y Phipps, 1993) corrigieron la muestra por individuos subempleados a través del método de (White, 1980).

Otra técnica empleada para la corrección de horas rígidas en la oferta de trabajo es determinar las horas de trabajo a partir de los factores que indican la probabilidad de que esté dispuesto a trabajar. (Zabalza, 1983) determinó intervalos de trabajo en una función de oferta a partir de tres condiciones específicas a través de una variable discreta que elimina los errores de optimización. En ese sentido, la decisión de trabajar podía estimarse a partir de un probit bivariado, si están correlacionados o un modelo probit separado, si los datos son independientes.

Si bien las técnicas econométricas han versado en el control por individuos restringidos, un repaso de los principales estudios ofrecen parámetros de referencia de la elasticidad de la oferta de trabajo. Los trabajos que restringen por racionamiento tienden a tener un efecto limitado en el salario para ambos sexos, (Dickens y Lundberg, 1985), con racionamiento 0.090 sin racionamiento 0.310 para hombres, (Phipps, 1990) estima con racionamiento 0.071 versus 0.129 sin racionamiento para hombres y 0.148 con racionamiento y 0.177 sin racionamiento para mujeres.



### III. Modelos de teóricos de curva de salario y oferta laboral

Este capítulo contiene el marco analítico en que sostienen los métodos de estimación de curva de salario y oferta laboral para la República Dominicana. Por consiguiente, se exponen los fundamentos teóricos de ambas curvas. En el caso de la curva de salario, la teoría del capital humano es un referente obligatorio. En esta teoría el factor fundamental es la educación, que unido a la experiencia, que es vista como un tipo de formación, es capaz de explicar las diferencias salariales. Para los exponentes de esta teoría el salario es el resultado de la acumulación de la rentabilidad de la educación, capacitación y conocimientos adquiridos con la práctica producto de años de experiencia. Otro elemento utilizado, con anterioridad a la teoría de capital humano, para analizar las diferencias salariales es la habilidad o inteligencia innata de los individuos. Para más detalle ver (Schultz, 1961;Becker, 1962; Mincer,1974;).

Basado en el desarrollo de la teoría del capital humano; Mincer (1974), logra derivar una ecuación de salarios. Su punto de partida, es la existencia de una ganancia inicial (  $Y_0$  ) que es independiente del stock de capital humano. Una vez inicia el proceso de acumulación de capital humano se adiciona a la ganancia inicial los retornos del capital humano en el periodo siguiente. Si en el periodo uno no se realiza una inversión de capital humano, su ganancia potencial es:

$$(1)$$

Donde  $Y_0$  ; ganancia potencial periodo uno;  $r$  , retornos del capital humano;  $I_0$  , inversión inicial en capital humano. Para el periodo dos tenemos;

$$(2)$$

Podemos generalizar la expresión dos para periodo

(3)

La ecuación tres nos dice que ganancias son el resultado de las acumulaciones de los retornos del capital humano más una ganancia inicial, que sería lo que ganaría el individuo si no invirtiera en capital humano. Siguiendo a Mincer (1974) se define  $\beta$ , esta razón en la etapa escolar es igual a uno y en la etapa posterior es monótonamente decreciente. La razón permite expresar las ganancias potenciales como;

(4)

Si aplicamos logaritmo a ambos lados,

(5)

Si separamos los rendimientos de la etapa escolar y post-escolar;

(6)

Donde  $\beta$  retornos de la educación escolar;  $\beta'$ , retornos formación post-escolar. Para Mincer la tasa de inversión en capital humano posterior a la etapa escolar es linealmente decreciente. Esto;

— (7)

Donde,  $\beta$ , es la razón en el periodo  $t$  y  $t_0$  es el número de periodo en los cuales la inversión en capital humano es positiva. Al sustituir la ecuación 7 en 6 tenemos

— (8)

Esto indica que la relación de las ganancias potenciales y la experiencia laboral es cóncava. Sin embargo, esta no es todavía la ecuación de salario, ya que las ganancias potenciales hay que restarle la inversión en capital humano. Por ende, los ingreso netos;

(9)

Aplicando logaritmo y sustituyendo con la ecuación 8 tenemos;

(10)

Con la utilización de una aproximación de Taylor de  $\ln(1+x) \approx x$ , tenemos la ecuación de salarios para un individuo en el tiempo;

(11)

Donde,

(12)

(13)

(14)

Ganancias iniciales, que son independientes del nivel educativo ( $\ln(\theta)$  y la experiencia laboral  $\ln(\tau)$ , pueden cambiar entre individuos ( $\epsilon$ ). Existe heterogeneidad en la productividad de los individuos que se le atribuye a la habilidad innata. Por consiguiente, si tenemos N individuos con habilidades diferentes;

(15)

Cambiando la notación de la experiencia laboral de  $x$  a  $e$  e incorporando la heterogeneidad entre individuos, tenemos;

(16)

Si asumimos que  $e$  es una función lineal de la habilidad  $h$  podemos transformar la ecuación 16 en;

(17)

A partir de los supuestos de la teoría del capital humano desarrollada por (Schultz, 1961;Becker, 1962) Mincer logró derivar la curva de salario. Siguiendo esta misma lógica, se deriva la curvar de oferta laboral. En lo relativo a la oferta laboral, la teoría del capital humano parte de los mismos supuestos del modelo neoclásico. El punto de inicio sigue siendo la distribución del tiempo entre ocio y trabajo. Sin embargo, a diferencia del modelo neoclásico, esta distribución no es estática sino dinámica. En este nuevo enfoque las decisiones de oferta laboral están interrelacionadas temporalmente. Por consiguiente, la oferta laboral es el resultado de una optimización del tiempo a lo largo del ciclo de vida. De aquí que la oferta laboral sea el resultado de la maximización intertemporal restringida;

(18)

Aquí  $r$  — es la tasa de descuento;  $c_t$ , consumo de bienes;  $h_t$  horas trabajadas de un individuos;  $\alpha$  factor de heterogeneidad;  $\beta$ , en una secuencia temporal El segundo término del modelo de maximización;

(19)

Donde  $\frac{W_{t+1}}{W_t}$ , valor de los activos entre periodos;  $\frac{W_{t+1}}{W_t}$ , salario real del individuo en el periodo  $t$ . Aplicando logaritmo a las condiciones de primer orden, se puede despejar la curva de oferta laboral.<sup>1</sup>

(20)

El parámetro  $\eta$  representa la elasticidad de las horas trabajadas en el periodo  $t$  con respecto al salario en  $t$ , manteniendo constante la utilidad marginal de la riqueza. En la literatura económica, se refieren a  $\eta$  como elasticidad de sustitución intertemporal. Esta elasticidad es siempre positiva y su interpretación es similar a la elasticidad compensada del modelo estático. En esta ecuación,  $U_{t+1}$  donde  $U_t$  es la utilidad marginal de la riqueza.

Para derivar la versión no compensada de la oferta laboral, en el modelo dinámico, es necesario levantar el supuesto de constancia de la utilidad marginal. El levantamiento de este supuesto permite incorporar el efecto renta de los salarios. Esto implica redefinir el elemento  $U_t$  como una función del sendero de salarios a lo largo del ciclo de vida  $W_t$  y la riqueza inicial ( $W_0$ )

(21)

La utilidad es una función cóncava, por lo que incrementos de salario y riqueza inicial conllevan una menor utilidad marginal de la riqueza. Por consiguiente, todos los  $\eta$  son negativos. El parámetro  $\eta$  simboliza la elasticidad salario de la utilidad marginal para la edad  $t$  y  $\eta$  la elasticidad riqueza para la edad  $t$ . Sustituyendo el término  $U_t$  en la ecuación 20 obtenemos la versión marshaliana de la oferta laboral en el modelo dinámico;

(22)

<sup>1</sup> Los detalles del proceso de optimización ver (Pencavel, 2002; Espino et al. 2012; Blundell y MaCurdy, 1999 )

Donde  $\alpha$  mide el efecto de la edad en las horas de trabajadas; la elasticidad no compensada  $\beta$  mide el efecto de cambios de los salarios en las horas trabajadas, cuando estos impactan la utilidad marginal de la riqueza a lo largo del ciclo de vida.

#### IV. Especificación del modelo econométrico

Resulta imposible estimar directamente la curva de salario (16) y la curva de oferta (22) por la presencia de variables no observables con la información disponible como la habilidad ( $I$ ), el factor de heterogeneidad de las preferencias ( $\gamma$ ) y la riqueza. Esta última se aproxima con el ingreso no salarial. La habilidad y heterogeneidad de las preferencias ( $\gamma$ ) nos sugieren la presencia de heterogeneidad no observada lo cual exige de la aplicación de los métodos de datos de panel para obtener estimaciones consistentes.

La existencia de heterogeneidad no observada conlleva el uso de datos de panel. Los métodos de datos de panel más utilizados son efecto fijo (FE, por sus siglas en inglés) y efecto aleatorio (RE, por sus siglas en inglés). Efecto aleatorio, exige que la heterogeneidad no observada no esté correlacionada con las variables explicativas. En el caso de la ecuación de salario la heterogeneidad la genera las diferencias de productividad causadas por la habilidad que a su vez se relaciona con el nivel educativo. Por consiguiente, la estimación de efecto aleatorio de la curva de salario no es consistente. De igual manera, la heterogeneidad de las preferencias conlleva diferencias en el tipo de trabajo lo que implica cierta correlación con los salarios. Esto sugiere que la curva de oferta no debe ser estimada con efecto aleatorio.

Los métodos de efecto fijo arrojan estimaciones consistentes en presencia de heterogeneidad no observada para datos de panel balanceados y no balanceados, en los cuales la salida de observaciones de corte transversal se realiza de forma aleatoria y las variables sean observadas en todo su dominio. En nuestro caso, estamos en presencia de un panel de datos no balanceado con salida aleatoria de las observaciones de corte transversal; en el cual las variables dependientes, las horas trabajadas y el salario, solo se observan para las personas que trabajan. Esta limitación en la observación de las variables dependientes se le llama truncamiento incidental. Bajo este problema las estimaciones de efecto fijo no son

consistentes. En el trabajo de Wooldridge (1995) se corrige este problema adaptando para datos de panel, el método de corrección de sesgo de selección de Heckman (1979) para datos de corte transversal. Sustituyendo  $\beta$  por  $\beta_i$ , que denota heterogeneidad no observada;  $\gamma$  por  $\gamma_i$ ; para primaria  $\beta_1$ ; secundaria  $\beta_2$ ; vocacional  $\beta_3$  y universitario  $\beta_4$  e incorporando el error idiosincrático  $\epsilon_i$  tenemos;<sup>2</sup>

(23)

Donde  $\beta_i$  simboliza los coeficientes correspondientes a cada nivel educativo. Para estimar consistentemente la ecuación 23 las variables explicativas ( $X_i$ ) tienen que ser estrictamente exógenas condicional a la heterogeneidad no observada ( $\beta_i$ ). Considerando el hecho que la información disponible solo permite observar ( $Y_i$ ) cuando los individuos trabajan. Para que una persona trabaje tiene que darse una serie de condiciones que podrían compilarse y cuantificarse en un indicador de selección ( $S_i$ ). El cumplimiento de estas condiciones, implica que  $S_i = 1$ . El indicador de selección ( $S_i$ ) es una variable latente;

(24)

Donde  $X_i$ , variable binaria que toma valor de uno si la persona es jefe de hogar;  $X_{casado}$ , toma valor de uno si el individuo es casado;  $X_{hijos}$ , número de hijos menores de 5 años;  $X_{region}$ , regiones. El territorio nacional se divide en cinco regiones: región Ozama o Gran Santo Domingo; Santiago, región norte o Cibao (sin Santiago); región sur y región este;  $\epsilon_i$ , error idiosincrático de la ecuación de selección. La variable  $S_i$  no es observable, no obstante, si podemos saber cuando  $S_i = 1$  ó  $S_i = 0$ . Esto nos lleva a definir una variable binaria que toma valor de uno si  $S_i = 1$  y cero en caso contrario.

<sup>2</sup> Se decide cambiar la variable continua años de educación ( $E_i$ ) por una variable discreta niveles académico. Esto así porque Encuesta de Fuerza de Trabajo (ENFT) no tiene años educación para el nivel universitario.



Los años de experiencia acumulados dependen de la participación en el mercado laboral. De igual manera, mayores años de experiencia facilitan la participación laboral. Por consiguiente, la experiencia es una variable endógena en la ecuación 24. Para resolver este problema (Dustmann y Rochinna-Barrachina, 2006) recomiendan utilizar como proxy de la experiencia laboral la edad. Luego, si asumimos que la distribución del error idiosincrático condicionado al vector de variables instrumentales y a la heterogeneidad no observada es normal estándar<sup>3</sup>; entonces, el mecanismo de selección puede ser descrito de la siguiente manera;

(25)

Donde,  $\mathbf{Z}$  vector de variables explicativas;  $\mathbf{\beta}$  vector de coeficientes.

Para estimar la ecuación 25 es imperioso hacer un supuesto sobre la distribución condicional del error idiosincrático a  $\mathbf{Z}$  y  $\mathbf{U}$ . Convencionalmente, se asume una distribución normal estándar. Bajo este supuesto,  $\mathbf{U}$  sigue un modelo probit de efecto fijo. A diferencia de los modelos lineales de efecto fijo, en los probit de efecto fijo no es posible eliminar la heterogeneidad no observada. Por tal razón, para estimar un probit de efecto fijo tenemos que hacer un supuesto sobre la relación entre  $\mathbf{U}$  y  $\mathbf{Z}$ . En esta investigación se utiliza la suposición de Chamberlain (1980) donde  $\mathbf{U}$  se considera una proyección lineal de

(26)

<sup>3</sup> El vector de variables explicativas de la ecuación de selección

Donde  $\epsilon_{it}$  sigue una distribución normal. También, se impone la restricción de igualdad de parámetros de Mundlak (1978). Esta restricción nos permite conservar los grados de libertad y transformar la expresión 26 en;

(27)

Al sustituir 27 en 25 se obtiene una expresión estimable con la información disponible.

(28)

Donde  $\eta_{it}$ , sigue una distribución normal estándar. Podemos estimar un único modelo para el panel completo o estimar uno para cada periodo. La versión más general debe expresarse de la siguiente manera;

(29)

Luego de estimar la ecuación 29 se construye la aproximación del inverso de la razón de Mills ( ) de la siguiente manera;

$$\frac{1}{\Phi(\frac{y_{it} - \beta_0 - \beta_1 x_{it}}{\sigma})} \frac{\phi(\frac{y_{it} - \beta_0 - \beta_1 x_{it}}{\sigma})}{\sigma} \quad (30)$$

La aproximación de la razón de Mills ( ) permite estimar la curva de salario a la luz de la información disponible; asumiendo, exogeneidad estricta condicional a la heterogeneidad no observada de Mundlak (1978). También, se incorporan los supuestos sobre la heterogeneidad no observada de Chamberlain (1980) y Mundlak (1978). Específicamente, (Dustmann y Rochinna-Barrachina, 2006) asumen que la heterogeneidad no observada es una función de la experiencia y la experiencia al cuadrado.<sup>4</sup>

<sup>4</sup> La educación no se toma en cuenta, porque es una variable constante en el tiempo.

(31)

Donde  $\bar{x}_i$  es la media temporal de la experiencia laboral para cada individuo;  $\mu_i$ , el conjunto de variables binarias que captan los efectos temporales. Según (Wooldridge, 1995) y Dustmann y Rochinna-Barrachina, 2006), mínimos cuadrados clásicos (MCC) aplicado sobre (31) arroja estimaciones consistentes.

Al igual que en la curva de salario, en la oferta laboral está presente truncamiento incidental. También, está presente la endogeneidad que afecta la consistencia de las estimaciones de efecto fijo (FE). En la literatura econométrica, se sugieren varios métodos que permiten obtener estimaciones consistentes en presencia de endogeneidad. En especial, efecto fijo en dos etapas (*FE-2SLS* por sus siglas en inglés). Si el panel de datos es balanceado o no balanceado con salida aleatoria de las observaciones de corte transversal, *FE-2SLS* es consistente. No obstante, en presencia de truncamiento incidental *FE-2SLS* no arroja estimaciones consistentes. La existencia de sesgo por endogeneidad y selección nos obliga a estimar la curva de oferta laboral por el método de (Wooldridge y Semykina, 2010) que corrige ambos problemas. La curva de oferta queda representada en la ecuación 32<sup>5</sup>:

(32)

Donde  $h_{it}$ , el número de horas trabajadas a la semana;  $age_{it}$ , edad;  $children_{it}$ , números de hijos.

El método de (Wooldridge y Semykina, 2010) es una ampliación del método de Wooldridge (1995) donde también se corrige el problema de endogeneidad. A diferencia de la curva de la salario, en la curva de oferta no luce razonable asumir que todas las variables son

<sup>5</sup> Con respecto a la ecuación 22, primero se utiliza como proxy de la riqueza inicial el ingreso no salarial; segundo, de forma ad hoc se incorporan el número de hijos menores de cinco años ( $children_{it}$ ) y la educación, las cuales son consideradas determinantes de la oferta laboral.

estrictamente exógenas condicional a la heterogeneidad no observada.<sup>6</sup> Específicamente, existe un problema de simultaneidad entre los salarios y las horas trabajadas. Para corregir este problema se sustituye  $\beta$  por el resultado de la ecuación 31 que se denota por  $\hat{\beta}$ . Una vez hecho esta sustitución, de no existir truncamiento incidental no habría problema en aplicar a la ecuación (32) efecto fijo en dos etapas (*FE-2SLS*). Para estimar la esperanza truncada de la oferta laboral se procede de la misma manera que en caso de la ecuación (31). Por ende, se incorporan  $\beta$  y los supuestos de Chamberlain (1980) y Mundlak (1978) sobre  $\beta$ . Una vez hecho esto se obtiene la siguiente expresión;

---

<sup>6</sup> El problema endogeneidad de la experiencia que pone en evidencia (Dustmann y Rochinna-Barrachina, 2006), no se toma en cuenta, porque el objetivo al estimar la curva de salario es obtener un instrumento del salario para la oferta laboral y no estimar consistentemente la tasa de retorno de los años de experiencia.

## V. Resultados e interpretación

### V.1. Ecuación de salario

En este apartado se interpretan los resultados de la curva de salario. La diferencia en la distribución de salario por género aconseja estimar una curva de salario para mujeres y otra para hombres. Además, buena parte de los trabajos empíricos se realizan para un género en particular. Dentro de estos estudios se destaca (Dustmann y Rochinna-Barrachina, 2006) que consiste en un análisis sobre la robustez de la curva de salario femenina a las diferentes metodologías que corrigen el sesgo de selección.

Las estimaciones de la distribución de salario, en escala logarítmica, de la República Dominicana ponen en evidencia diferencias sustanciales por género. La distribución de salario femenino es unimodal y la masculina bimodal. ¿Por qué existen estas diferencias? una posible respuesta sería un efecto diferenciado de los determinantes del salario para cada género.<sup>7</sup>

Un hecho estilizado del mercado laboral dominicano es la importancia del sector informal. También, se observan diferencias importantes en el salario de los trabajadores informales con respecto a los formales. Estas diferencias nos llevan a incorporar en la ecuación de salario una variable que capte los efectos de la formalidad.

La experiencia y la educación impactan simultáneamente los salarios y la participación. A su vez, los efectos en la participación se reflejan en el inverso de la razón de Mills. También, la variable dependiente, el salario, está en escala logarítmica. Por todo lo anterior, los coeficientes no pueden interpretarse como los efectos marginales de las variables. Además, lo interesante no son los efectos marginales, sino los retornos de la experiencia y la educación. Comenzamos, con los retornos de un año de experiencia adicional, que se

---

<sup>7</sup> Ver figura 4 y figura 5

“estiman derivando con respecto a la experiencia ( la ecuación (31)” y ponderando por la participación laboral.<sup>8</sup>

\_\_\_\_\_ (34)

De haber seguido, estrictamente el método de (Mincer, 1974) que utiliza los años de educación ( , la tasa de retorno de un año adicional de educación sería la semi- elasticidad ponderada por la participación laboral;

\_\_\_\_\_

En nuestro caso, los efectos de la educación son capturados a través de conjunto de variables binarias denotado por donde indica el nivel educativo alcanzado; para primaria ; para secundaria, ; para vocacional, y para universitaria . Por consiguiente, la tasa de retorno de un año adicional de educación depende del nivel académico y no corresponden a los coeficientes. Las tasas de retorno ( de un año escolar adicional para cada nivel educativo se calculan de la siguiente manera;

$$\begin{aligned}
 & \text{—} && \text{tasa de retorno de la educación primaria} \\
 & \text{—} && \text{tasa de retorno de la educación secundaria} && (35) \\
 & \text{—} && \text{tasa de retorno de la educación vocacional} \\
 & \text{—} && \text{tasa de retorno de la educación univeristaria}
 \end{aligned}$$

En las tablas (1) y (2) se presentan los resultados de las estimaciones de la curva de salario masculina y femenina, respectivamente. En ambas curvas, se aplica el contraste de Wald para probar si la información disponible contiene evidencia suficiente a favor de la heterogeneidad en las observaciones de corte transversal. También, se prueba la existencia de sesgo de selección.

<sup>8</sup> Llega a esta expresión luego de tomar en cuenta el efecto de la variable en cuestión en la razón de Mills.

En el caso de los hombres, la evidencia no permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de heterogeneidad no observada (componente efecto fijo), ya que el contraste de Wald arroja un valor de probabilidad inferior al 1%. Se asume que la heterogeneidad no observada es una proyección lineal de la experiencia ( ) y la experiencia al cuadrado ( ) con igualdad de parámetros (ver Mundlak, 1978). Por consiguiente, al menos una de las medias temporales es significativa al 5%. De lo anterior, podemos concluir que para estimar consistentemente la curva de salario del género masculino en la República Dominicana hay que utilizar un método de datos de panel. Además, la presencia de sesgo de selección pone en evidencia la necesidad de utilizar el método de Wooldridge (1995).<sup>9</sup>

La curva de salario femenina, al igual que masculina, requiere de la utilización del método de Wooldridge (1995), para obtener una estimación consistente. El contraste de Wald no permite rechazar la existencia de sesgo de selección y componente de efecto fijo al 1%. La presencia de sesgo de selección implica que al menos uno de los coeficientes de la razón de Mills es estadísticamente diferente de cero. En ambos géneros, se rechaza al 1%.

El retorno de un año de experiencia adicional del hombre dominicano promedio es de 5.4%. El hombre dominicano promedio tiene 6.2 años de experiencia laboral. En la Tabla 1 podemos observar que y tienen los signos teóricamente esperados y son significativos al 5%. Por consiguiente, la información disponible aporta evidencia a favor de la concavidad de la relación entre salario y experiencia.<sup>10</sup>

Un año de experiencia adicional, en las mujeres, es menos rentable que en los hombres. La tasa retorno femenina es de 5.4%, es decir, 2.8 puntos porcentuales superior a la tasa de los hombres. Esta tasa corresponde al promedio de la experiencia de las mujeres, que es una décima superior al promedio de experiencia de los hombres, 6.3 (ver Tabla 2).<sup>11</sup> La concavidad de la experiencia, también, se observa en el caso de las mujeres.

<sup>9</sup> Hay que señalar que el método de Wooldridge (1995) no es único que corrige el sesgo de selección. Rochina-Barrachina (1999) propone un estimador, que levanta el supuesto de linealidad de la heterogeneidad no observada, con la limitación de que solo puede utilizarse para dos periodos. Por ende, como tenemos cuatro periodos el uso de Wooldridge (1995) es la única opción.

<sup>10</sup> El retorno de los año de experiencia se estimó de la siguiente manera; Donde es la media muestral de la experiencia; media muestral de ; y media temporales de y , respectivamente.

<sup>11</sup> En ambos géneros, las estimaciones y no son consistentes, el Nivel óptimo para los hombres es de 277 años y para las mujeres de 330 años. Si comparamos con (Dustmann y Rochinna-Barrachina, 2007) podría estar subestimado.

Tabla 1: Curva de salario masculina

Variable dependiente: Logaritmo del salario real

<i>Variables</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error Estándar</i>	<i>Estadístico Z</i>	<i>P-value</i>
	0.0610	0.004	13.710	0.000
	-0.00011	0.00001	-9.790	0.000
	0.0540	0.004	13.872	0.000
<b>Educación primaria</b>	0.275	0.030	9.120	0.000
<b>Retorno Primaria</b>	3.133	0.003	9.084	0.000
<b>Educación Secundaria</b>	0.710	0.034	20.750	0.000
<b>Retorno Secundaria</b>	9.907	0.004	25.353	0.000
<b>Educación Vacacional</b>	1.364	0.189	7.190	0.000
<b>Retorno Vocacional</b>	14.919	0.021	6.976	0.000
<b>Educación Universitaria</b>	1.419	0.039	36.130	0.000
<b>Retorno Universitaria</b>	16.181	0.005	36.075	0.000
<b>Formal</b>	1.095	0.021	52.020	0.000
<b>Constante</b>	6.521	0.049	132.310	0.000
<b>T2009</b>	0.116	0.034	3.360	0.001
<b>T2010</b>	0.139	0.036	3.820	0.000
<b>T2011</b>	0.175	0.037	4.670	0.000
				P-value
<b>Contraste Wald (Sesgo Selección)</b>	40.19			(0.000)
<b>Contraste Wald (Efecto fijo)</b>	238.19			(0.000)

Fuente: Elaboración propia con datos la ENFT

Nota: Errores estándar robustos con la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación; corregido por la estimación de la primera etapa (ecuación de selección) siguiendo (Wooldridge y Semykina, 2010).



Tabla 2: Curva de salario femenina

Variable dependiente: Logaritmo del salario real

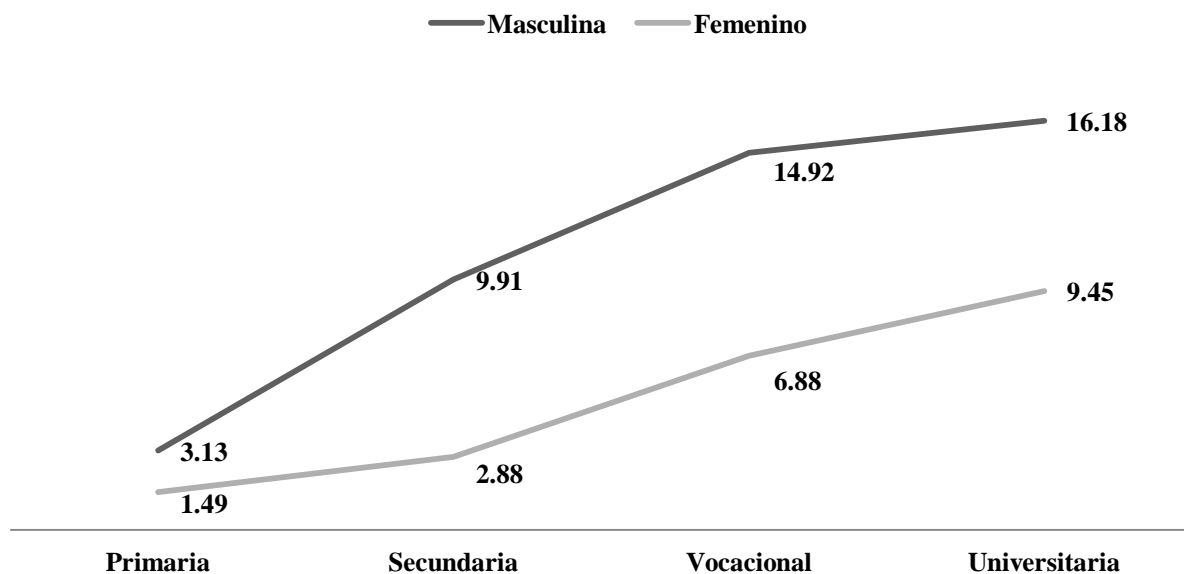
<i>Variables</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error Estándar</i>	<i>Estadístico Z</i>	<i>P-value</i>
	0.0346	0.007	4.910	(0.000)
	-0.0000525	0.000	-2.570	0.010
	0.0262	0.00514	5.091	(0.000)
Educación primaria	0.155	0.068	2.290	0.022
Retorno primaria	1.491	0.006	2.297	0.028
Educación Secundaria	0.304	0.072	4.240	0.000
Retorno Secundaria	2.887	0.007	4.189	0.000
Educación Vacacional	0.661	0.189	3.490	0.000
Retorno Vocacional	6.876	0.018	3.843	0.000
Educación Universitaria	0.795	0.077	10.300	0.000
Retorno Universitaria	9.448	0.007	12.699	0.000
Formal	0.783	0.032	24.590	0.000
T2009	0.250	0.111	2.240	0.025
T2010	0.355	0.120	2.950	0.003
T2011	0.388	0.122	3.180	0.001
Constante	7.756	0.160	48.550	0.000
				P-value
Wald Test (sesgo selección)	54.020			(0.000)
Wald Test (efecto fijo)	5.810			(0.003)

Fuente: Elaboración propia con datos la ENFT

Nota: Errores estándar robustos en la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación; corregido por la estimación de la primera etapa (ecuación de selección) siguiendo (Wooldridge y Semykina, 2010).

A igual que la experiencia, en el caso de la educación, las tasas de retorno masculinas superan a las femeninas, en todos niveles académicos. Tal como se esperaba; las tasas de retorno, de un año de educación adicional, crecen con el nivel académico. A mayor nivel educativo, mayor la diferencia entre las tasas de retornos femenina y masculina. La tasa de retorno es marginalmente decreciente, en ambos géneros. En otras palabras, la diferencia absoluta entre tasas disminuye con el nivel académico. La diferencia entre la tasa del nivel primario y secundario es de 6.7 puntos en los hombres y de 1.4 en las mujeres; entre el secundario y el vocacional, 5.0 en hombres y 4.0 en mujeres; entre el universitario y el secundario, 1.3 en hombres y 1.6 en mujeres. Este hecho, podría sugerir una relación no lineal entre los años de escolaridad y el salario.

**Figura I: tasa de retorno de la educación de un año adicional por nivel académico**



Elaboración propia con datos la ENFT

Un elemento que se destaca en la curva de salario, de ambos géneros, es la diferencia salarial entre el sector formal e informal. En promedio los trabajadores del sector informal ganan menos que los del sector formal. Esta diferencia se mantiene aún después de contralrar por la experiencia, la educación y los factores de heterogeneidad no observada. Por consiguiente, la

formalidad tiene un efecto en el nivel de salario. Este efecto puede estar reflejando diferencias de productividad entre sectores o la imposibilidad de las empresas formales de no incumplir con los requerimientos legales relativo al salario mínimo a diferencia del sector informal.

También, se observa un efecto temporal en los salarios. Los tres coeficientes de las dummies temporales son significativos al 5%. Estos efectos pueden estar recogiendo el crecimiento de la productividad laboral ocurrida en el periodo de estudio. De hecho, el crecimiento de la productividad ha sido a aún mayor que el crecimiento de los salarios reales.

Cabe destacar, que el propósito principal de estimar la curva de salario es obtener un instrumento del salario que permita estimar correctamente la elasticidad salario del trabajo. Si bien, nos hemos detenido a analizar e interpretar los resultados, hay que señalar, que las estimaciones de los retornos de la experiencia podrían estar sesgadas. Esto se debe a que la experiencia no es una variable estrictamente exógena condicional a la educación y la heterogeneidad no observada. Según (Dustmann y Rochinna-Barrachina, 2007) y (Wooldridge y Semykina, 2010) se debe utilizar un método de instrumentar para estimar correctamente la tasa de retorno de un año de experiencia adicional.

## V.2 Oferta laboral

Al igual que en el caso de la curva de salario, la correcta interpretación de los resultados requiere tomar en cuenta la probabilidad de participación laboral. Por consiguiente, los coeficientes no pueden interpretarse, directamente, como elasticidades. Las tradicionales elasticidades salario compensada y no compensada y la elasticidad ingreso no salarial de la oferta laboral se obtienen de la siguiente manera;

—	Elasticidad salario no compensada
—	Elasticidad del ingreso no salarial
—	Elasticidad salario compensada

A mayor probabilidad de participación, más se parecen las elasticidades salario e ingreso no laboral a los coeficientes  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , respectivamente. De igual manera, entre más cerca de uno es la probabilidad de participación laboral, más se parece la elasticidad salario compensada a  $\beta_3$ .

Los efectos marginales de la edad ( $\beta_4$ ) y el número de hijos menores de cinco años ( $\beta_5$ ) en el logaritmo de las horas de trabajo son;

$$\frac{\partial \ln h}{\partial \beta_4} = \beta_4 \cdot \frac{1}{\beta_4} = 1 \quad (36)$$

$$\frac{\partial \ln h}{\partial \beta_5} = \beta_5 \cdot \frac{1}{\beta_5} = 1$$

A diferencia de la curva de salario, en la oferta laboral, los efectos temporales no son significativos. Por consiguiente  $\beta_6$  lo que implica el inverso de la razón de Mills, no tiene efecto diferenciados por periodos. En las tablas (3) y (4) se muestran los resultados del contraste de Wald. En ambos géneros no se puede rechazar la hipótesis de nula de ausencia

de efectos temporales. Estos resultados sugieren que el modelo a estimar debe ser el restringido.<sup>12</sup>

**Tabla 3: Contraste de Wald Oferta labora masculina**

<i>Oferta Laboral Masculina</i>	<i>P-value</i>
0.18	0.9839
2.09	<b>0.5541</b>

**Tabla 4: Contraste de Wald Oferta labora masculina**

<i>Oferta Laboral Femenina</i>	<i>P-value</i>
0.180	0.980
0.610	0.738

Los resultados del modelo restringido, para la población masculina, permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de sesgo de selección al arrojar un valor de probabilidad interior al 1%. De igual manera, con un mayor valor de probabilidad de 0.115, se puede rechazar con un nivel de significancia de 12% la ausencia de efecto fijo (ver tabla 5).

En el caso de las mujeres, se obtienen resultados a favor de la presencia de sesgo de selección y efecto fijo. Los resultados de los contrastes de Wald y T-student permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de sesgo de selección y efectos fijo al 1% de significancia. De aquí que sea válida la aplicación del método de (Wooldridge y Semykina, 2010).

<sup>12</sup> Las pruebas presentadas en las tablas (3) y (4) se aplicaron sobre las estimaciones de (Wooldridge y Semykina, 2010) utilizando errores correspondientes.

Tabla 5: Oferta laboral masculina

Variable dependiente: Logaritmo horas de trabajo a la semana

<i>Variab</i> les	<i>Coeficiente</i>	<i>Error Estándar</i>	<i>Estadístico Z</i>	<i>P-value</i>
Log salario ( )	0.143	0.012	12.040	0.000
Elasticidad salario no compensada	0.130			
Log Ingreso no salarial	-0.025	0.005	-4.820	0.000
Elasticidad ingreso	-0.022			
Elasticidad salario compensada	0.214			
Edad	-0.003	0.001	-5.540	0.000
Efecto marginal edad	-0.003			
hm5años	0.002	0.006	0.290	0.769
Efecto marginal hm5años	0.001			
Educación primaria	-0.048	0.012	-3.920	0.000
Educación secundaria	-0.113	0.016	-7.020	0.000
Educación vocacional	-0.090	0.044	-2.050	0.040
Educación Universitaria	-0.234	0.022	-10.840	0.000
Constante	3.239	0.060	53.650	0.000
				<b>P-value</b>
Contraste t -student (sesgo selección)	5.200			0.000
Contraste de Wald (Efecto fijo)	5.93			0.115

Elaboración propia con datos la ENFT

Nota: Errores estándar robustos en la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación; corregido por la estimación de la primera etapa (ecuación de selección) siguiendo (Wooldridge y Semykina, 2010).

Tabla 6: Oferta laboral femenina

Variable dependiente: Logaritmo horas de trabajo a la semana

<i>Variables</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error Estándar</i>	<i>Estadístico Z</i>	<i>P-value</i>
Log salario ( )	0.326	0.032	10.300	0.000
Elasticidad salario no compensada	0.251			
Log Ingreso no salarial	-0.040	0.008	-4.840	0.000
Elasticidad ingreso	-0.031			
Elasticidad salario compensada	0.362			
Edad	-0.003	0.001	-2.220	0.027
Efecto marginal edad	-0.002			
hm5años	-0.017	0.011	-1.480	0.139
Efecto marginal hm5años	-0.013			
Educación primaria	-0.041	0.031	-1.300	0.192
Educación secundaria	-0.085	0.035	-2.450	0.014
Educación vocacional	-0.143	0.103	-1.380	0.167
Educación Universitaria	-0.222	0.042	-5.250	0.000
Constante	2.373	0.155	15.340	0.000
				<b>P-value</b>
Contraste t -student (sesgo selección)	<b>t = 2.330</b>			<b>(0.002)</b>
Contraste de Wald (Efecto fijo)	<b>16.900</b>			<b>(0.002)</b>

Elaboración propia con datos la ENFT

Nota: Errores estándar robustos en la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación; corregido por la estimación de la primera etapa (ecuación de selección) siguiendo (Wooldridge y Semykina, 2010).

Los resultados son coherentes con la teoría económica. La elasticidad salario compensada de la oferta tiene una magnitud superior a la elasticidad salario no compensada. En caso de la población masculina, la elasticidad salario no compensada fue de 0.130 y la compensada de 0.214. En el género femenino hay magnitudes superiores, la elasticidad no compensada fue de 0.251 y la compensada fue de 0.362. La elasticidad no compensada contiene el efecto ingreso, el cual es negativo debido a que el trabajo es un bien inferior que disminuye con la renta. Por el contrario, la elasticidad compensada solo contiene el efecto sustitución que es siempre positivo, por ende, es superior a la no compensada. El hecho de que la elasticidad no compensada sea positiva significa que el efecto sustitución es mayor que el efecto ingreso en valor absoluto. También, se observan diferencias entre géneros. La población femenina es más sensible o elástica a cambios en el salario que la población masculina.

La población femenina es más sensible a los cambios del ingreso no salarial. La elasticidad ingreso no salarial de las mujeres es casi el doble de la elasticidad de los hombres. Este resultado es coherente con estudios anteriores. La elasticidad ingreso salarial de los hombres de -0.022 y la elasticidad de las mujeres de -0.031.

La edad en hombres y mujeres tiene un efecto negativo y significativo. Esto significa que con los años la tendencia es a disminuir la carga laboral, lo cual puede ser por ganancia de eficiencia producto de la experiencia o disminución de la capacidad de esfuerzo laboral producto del envejecimiento. En los hombres un año más de edad disminuye las horas en -0.03%, si todos los demás factores que impactan las horas de trabajos se mantienen constantes. En el caso de las mujeres, el efecto marginal en las horas de trabajo es de -0.02%.

En el caso de los hombres, se puede afirmar, que el número de hijos menores de cinco años, no tiene efecto significativo sobre el número de horas que está dispuesto a ofrecer en el mercado laboral. En las mujeres, los antecedentes empíricos sugieren que el efecto es



negativo. Es decir, tiene un efecto negativo en el tiempo dedicado a la actividad productiva. En caso de la República Dominicana, el efecto es negativo y no significativo a los niveles convencionales de 1, 5 y 10%. No obstante, hay que destacar que el valor de probabilidad o *P-value* fue de 0.13. Por consiguiente, podemos afirmar que el número de hijos menores de 5 años tiene un efecto significativo al 14% (nivel no convencional de significancia) en las horas de trabajo de las mujeres.

La educación tiene un efecto negativo en las horas de trabajo. A medida que aumenta el nivel académico este efecto aumenta en valor absoluto, es decir, sigue siendo negativo con una magnitud mayor (Ver tabla 5 y 6). Cabe resaltar que en el caso de los hombres, el efecto del nivel vocacional es menor, en valor absoluto, que en la secundaria normal. También, el efecto estimado del nivel educativo en las horas trabajadas es mayor en los hombres que en las mujeres.

## VI. Impacto de la cesantía en la duración del desempleo

En este capítulo, se estima el impacto de la cesantía que es el pago de indemnización por despido. Para esto se usa el modelo general de duración del desempleo en función de las características del individuo (ver Moffit y Nicholson, 1982; Mizala, Romaguera y Henríquez, 1998). Por consiguiente, tenemos que utilizar nuestras estimaciones de horas de trabajo. Este modelo se sustenta en el modelo de ciclo de vida, donde el individuo pasa un tiempo trabajando y otro tiempo desempleado. El tiempo que el individuo trabaja en distintos periodos se determina de la siguiente manera;

38)

Donde  $T$  es el horizonte de planeación,  $D$  duración del desempleo y  $\ln W$  el logaritmo del monto pagado de cesantía.

Lógicamente, el tiempo dedicado al trabajo viene determinado por la oferta laboral. Como se menciona anteriormente, la oferta laboral estimada tiene un horizonte de planeación de una semana lo que equivale a un tiempo de 120 horas (5 días laborables) que se dividen entre horas de ocio y horas de trabajo. Por tanto, si el horizonte no es de una semana (120 horas) se debe ponderar la ecuación (38). Por tanto, la ecuación que caracteriza la duración de desempleo para cualquier horizonte de planeación es la siguiente;

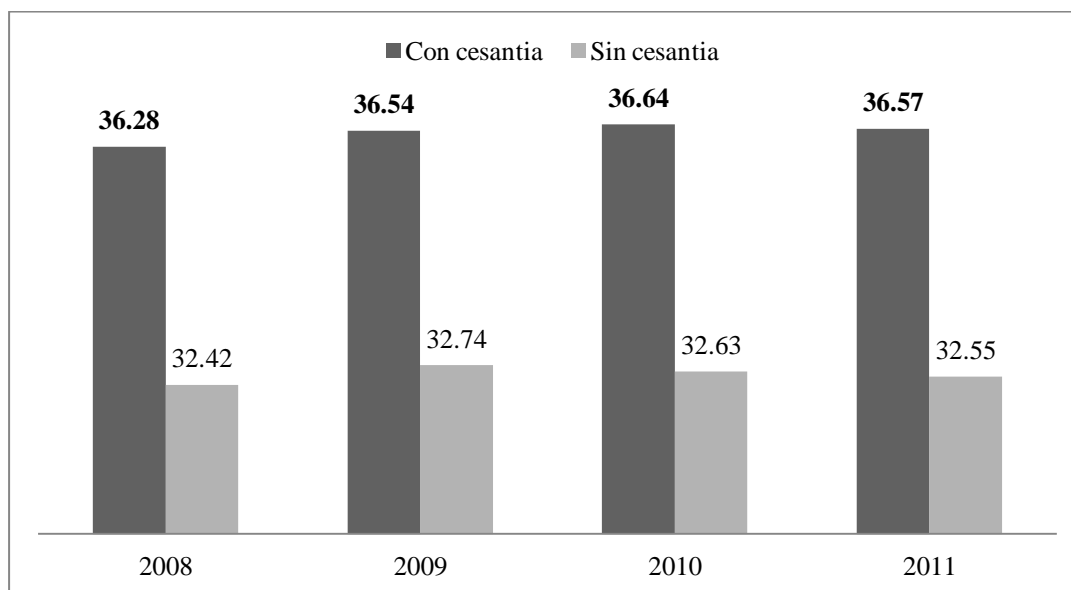
— (39)

En caso particular de la Republica Dominicana, se asume un horizonte de planeación de 50 semanas. En año contiene 52, pero el calendario dominicana tiene 12 días no laborables que equivalen a dos semanas (cinco días) y dos días laborables. Por esta razón, se decide reducir el año laboral dominicano a solo 50 semanas. Como hemos estimado dos funciones de oferta laboral, una para los hombres y otras para las mujeres, podemos estimar la duración del desempleo promedio con y sin efecto de la cesantía en cada año para cada género. La duración promedio se calculó de la siguiente manera:

- a) Se imputa a cada individuo de la muestra, la duración del desempleo que indican los valores correspondientes de los determinantes de la oferta laboral.
- b) A cada individuo se le imputan dos estimaciones de duración de desempleo, una contiene el efecto de la cesantía y otro no contiene el efecto de la cesantía.
- c) Luego, se promedian estas duraciones estimadas por años.

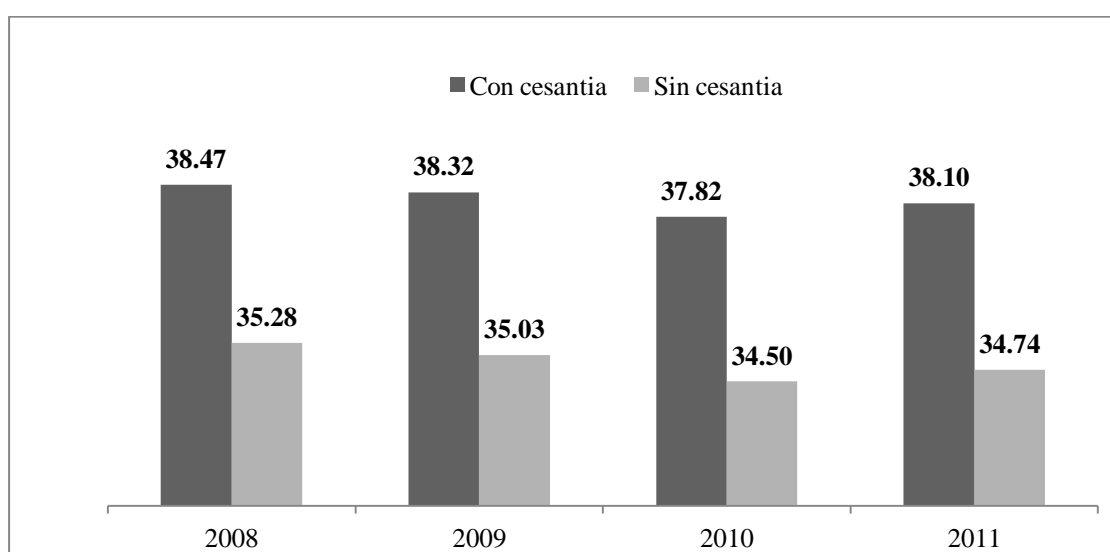
La diferencia entre la duración del desempleo con efectos de cesantía y sin efectos de cesantía es igual a  $\frac{\ln(C)}{E}$  que es la estimación del efecto de la cesantía. Donde  $\ln(C)$  es el logaritmo del monto de la cesantía y  $E$  es la elasticidad ingreso no laboral de la oferta de trabajo.

**Figura 2: Duración del desempleo masculino (en semanas)**



Fuente: Elaboración propia con datos ENFT

**Figura 3: Duración del desempleo femenino (en semanas)**



Fuente: Elaboración propia con datos ENFT

Si no hay cesantía, la duración promedio en la población masculina es de aproximadamente 32 semanas. Por el contrario, en caso de existir cesantía (situación actual de la República Dominicana) la duración del desempleo se incrementa en cuatro semanas, alcanzando las 36 semanas. En el caso de las mujeres el efecto de la cesantía es aproximadamente 3 semanas. La duración sin cesantía es de aproximadamente 35 semanas y con efecto de cesantía de 37 semanas. Estas cifras son comprables con el dato de duración de desempleo de la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT). En caso de los hombres, la duración promedio fue 35 semanas y en caso de las mujeres fue de 46 semanas. La diferencia entre el valor del modelo y el observado es de una semana para los hombres y de ocho semanas en caso de las mujeres.

## VII. Conclusión

El impacto de la cesantía en la duración del desempleo promedio se estima en 4 semanas para los hombres y 3 semanas para las mujeres. Esta discrepancia, entre hombres y mujeres, se debe a que los hombres recibieron, en promedio, una cuantía superior a las mujeres por concepto de cesantía. Específicamente, las mujeres recibieron en promedio RD\$22,377 y los hombres RD\$34,346. No obstante, cada peso recibido por concepto de cesantía tiene un efecto mayor en las mujeres que en los hombres. Esto así, porque la elasticidad ingreso no salarial de las mujeres es de -0.04 y la de los hombres es de -0.02.

La población femenina es más sensible a cambios en los salarios. Esta afirmación se sustenta en las estimaciones de elasticidad salario de la oferta laboral. Los hombres tienen una elasticidad salario no compensada de 0.13 y las mujeres de 0.25. La elasticidad compensada, solo contiene el efecto sustitución de horas trabajadas por horas de ocio después de una variación de salario; al igual que la no compensada, tiene una magnitud mayor para las mujeres que para los hombres. La elasticidad compensada femenina es de 0.36 y la masculina 0.21. Tal como sugiere la teoría económica, la elasticidad salario compensada es superior a la no compensada. Esto así, porque la primera no contiene el efecto ingreso que tiene signo negativo; debido a que el trabajo, es considerado en la teoría neoclásica, como un bien inferior.

La edad tiene un efecto negativo en las horas trabajadas. De mantenerse el resto de los factores constante, cumplir un año de edad se estima que disminuye las horas de trabajo en 0.2% en los hombres y 0.3% en las mujeres. El número de hijos menores de cinco años no tiene efecto estadísticamente significativo en las horas trabajadas para los hombres. Sin embargo, en la población femenina el coeficiente tiene el signo esperado, negativo, y arroja un valor de probabilidad (p-value 0.13). Por consiguiente, sería correcto afirmar que el

número de hijos menores de cinco años afecta negativamente el tiempo que las mujeres dedican a actividades productivas.

El nivel educativo tiene un efecto negativo en las horas de trabajo. A mayor nivel educativo mayor la disminución en horas trabajadas por año adicional de educación. Esto puede explicarse por la ganancia de productividad y eficiencia conforme aumenta el nivel de preparación.

Para resolver el problema de endogeneidad del salario en la oferta laboral, se estimó una curva de salario. La predicción de la misma se utilizó como variable instrumental del salario. Además, nos permitió estimar la tasa de retorno de un año adicional de educación para el caso de la República Dominicana. Se aplicó el método (Psacharopoulos, 1994) que permite hallar tasas diferentes para cada nivel educativo. Estas tasas aumentan con el nivel educativo alcanzado y la de los hombres son superiores a la de las mujeres en todos los niveles académicos.

Este documento contiene dos novedades para el análisis empírico del mercado laboral dominicano. Se utiliza por primera vez, un método de datos de panel en la estimación de la oferta laboral y la curva de salario. Además, se utilizan las metodologías de (Wooldridge, 1995) y (Wooldridge y Semykina, 2010). La primera corrige el sesgo de selección, se utilizó en la estimación de la curva de salario y la segunda, corrige además por sesgo de endogeneidad, se aplica para estimar la curva de oferta laboral. El contraste de Wald, valida la utilización de estas nuevas metodologías, detecta la presencia de sesgo de selección y del componente de efecto fijo en la oferta laboral y en la curva de salario.

## VIII. Bibliografía

Alchain, A. (1970). *Information costs, pricing, and resource unemployment*. Microeconomic foundations of employment and inflation theory. W.W. Norton & Company Inc. págs. 27-52.

Ashenfelter, O., Heckman, J. (1974). *The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply*. *Econometrica*, 42, Págs. 73-85.

Ashenfelter, O. (1980). *Unemployment as disequilibrium in a model of aggregate labor supply*. *Econometrica*, 48, págs. 547-564.

Azariadis, C. (1975). *Implicit contracts and underemployment equilibria*. *Journal of Political Economy*, 83, págs. 1184-1202.

Baily, M. (1974). *Wages and employment under uncertain demand*. *Review of Economic Studies*, 41, págs. 37-50

Barzel, Y. (1973). *The determination of daily hours and wages*. *Quarterly Journal of Economics*, 87, págs.220-238.

Bartlett, S. (1978). *Education, Experience, and Wage Inequality: 1939-1969*. *The Journal of Human Resources*, 13, págs. 349-365.

Becker, G. (1962). *Investment in human capital: a theoretical analysis*. *Journal of Political Economy*, 70, págs. 9-49.

Becker, G. (1965). *A theory of the allocation of time*. *Economic Journal*, 75, págs. 493-514.

Becker, G. (1975). *The allocation of time over the life cycle*. The allocation of time and goods over the life cycle, NBER, Columbia University Press. Págs. 83-132.

Ben-Porath, Y. (1973). *Labor-force participation rates and the supply of labor*. *Journal of Political Economy*, 81, págs. 697-704.

Biddle, J. (1988). *Intertemporal substitution and hours restrictions*. *Review of Economics and Statistics*, 70, págs. 347-351.

Brown, M., Wolfstetter, E. (1984). *Underemployment and normal leisure*. *Economic Letters*, 15, págs. 157-163.

Calvo, G., (1979). *Quasi walrasian theories of unemployment*. *American Economic Review*, 69, págs. 102-107.

Calvo, G., Phelps, E. (1977). *Employment contingent wage contracts. Stabilization of the domestic and international economy*, págs. 160-168.

Cohen, M., Rea, S., Lerman, R. (1970). *A micro model of labor supply*. Bureau of Labor Statistics Staf. U.S. Department of Labor.

- Davanzo, J., De Tray, D., Greenberg, D. (1976). *The sensitivity of male labor supply estimates to choice of assumptions*. Review of Economics and Statistics, 55, págs. 313-325.
- Deaton, A. (1986). *Demand analysis*. Handbook of Econometrics (III). Elsevier Science Publishers B. V., págs. 1767-1840.
- Dickinson, J. (1974). *Labor supply of family members. Five thousand American families-patterns of economic progress (I)*. Michigan, págs. 177-250.
- Dickens, W., Lundberg, S. (1985). *Hours restrictions and labor supply*. Working paper 1683, NBER.
- Dustmann, C., Rochina-Brrachina, M. (2006). *Selection correction in panel data models: An application to the estimation of females' wage equations*. Econometrics Journal, 10, págs. 263-293.
- Garen, J. (1984). *The Returns to Schooling: A Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable*. Econometrica, 52, págs. 1199-1218.
- Gordon, D. (1974). *A neo-classical theory of Keynesian unemployment*. Economic Inquiry, 12, págs. 431-459.
- Gronau, R., (1973). *The intrafamily allocation of time: the value of the housewife's time*. American Economic Review, 63, págs. 168-199.
- Grossman, S., Hart, O. (1981). *Implicit contracts, moral hazard, and unemployment*. American Economic Review, 71, págs. 301-307.
- Hall, R., Lilien, D. (1979). *Efficient wage bargains under uncertain supply and demand*. American Economic Review, 69, págs. 868-879.
- Ham, J. (1982). *Estimation of a labor supply model with censoring due to unemployment and underemployment*. Review of Economic Studies, 49, págs. 335-354.
- Ham, J. (1986). *On the interpretation of unemployment in empirical labour supply analysis. Unemployment, search and labour supply*. Cambridge University Press, págs. 121-142.
- Heckman, J. (1974). *Shadow prices, market wages and labor supply*. Econometrica, 42, págs. 679-694.
- Heckman, J. (1978). *A partial survey of recent research on the labor supply of women*. American Economic Review, 68, págs. 200-207,
- Heckman, J. (1979). *Sample selection bias as a specification error*. Econometrica, 47, págs. 153-161.
- Heckman, J. (1993). *What has been learned about labor supply in the past twenty years?*. American Economic Review, 83, págs. 116-121.
- Hicks, J. (1939). *Value and Capital*. Oxford: Clarendon Press.



- Hill, C. (1970): *The determinants of labor supply for the working urban poor. Income maintenance and labor supply*. Academic Press, págs. 182-204.
- Killingsworth, M. (1983). *Labour supply*. Cambridge University Press.
- King, A. (1979). *A Note on Lucas's Critique of the Human Capital Model*. The Journal of Human Resources, 14, págs. 130-135.
- Klevmarcken, A., Quigley, J. (1976). *Age, Experience, Earnings, and Investments in Human Capital*. Journal of Political Economy, 84, págs. 47-72.
- Lucas, R., Rapping, L (1969). *Real wages, employment, and inflation*. Journal of Political Economy, 77, págs. 721-754.
- MacCall, J. (1970). *Economics of information and job search*. Quarterly Journal of Economics, 84, págs. 113-126.
- MaCurdy, T. (1981). *An empirical model of labor supply in a life-cycle setting*. Journal of Political Economy, 89, págs. 1059-1085.
- Marston, S. (1976). *Employment instability and high unemployment rates*. Brooking Papers on Economic Activity, 1, págs. 169-210.
- Mincer, J. (1958). *Investment in human capital and personal income distribution*. Journal of Political Economy, 66, págs. 281-302
- Mincer, J. (1962). *Labor force participation of married women*. Aspects of Labor Economics. Princeton University Press.
- Mincer, J. (1966). *Labor-force participation and unemployment: a review of recent evidence. Prosperity and unemployment*. John Wiley & sons. New York, págs. 73-112.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. NBER.
- Mincer, J. (1976). *Unemployment effects of minimum wages*. Journal of Political Economy, 84, págs. 87-104.
- Mincer, J., Polacheck, S. (1974). *Family investments in human capital: earnings of women*. Journal of Political Economy, 82, págs. 76-108.
- Moffit, R., Nicholson, W. (1982). *The effect of unemployment insurance on unemployment: the case of Federal Supplemental Benefits*. Review of Economics and Statistics, 64, págs. 1-17.
- Mortensen, D. (1970). *Job search, the duration of unemployment and the Phillips curve*. American Economic Review, 60, págs. 847-862.
- Moses, L. (1962). *Income, leisure, and wage pressure*. Economic Journal, 72, págs. 320-334.

- Mundlak, Y. (1978). *On the Pooling of Time Series and Cross Section Data*. *Econometrica*, 46, págs. 69-85.
- Oi, W. (1962). *Labor as a quasi-fixed factor*. *Journal of Political Economy*, 70, págs. 269-291.
- Osberg, L., Phipps, S. (1993). *Labour supply with quantity constraints: estimates from a large sample of Canadian workers*. *Oxford Economic Papers*, 45, págs. 269-291.
- Osorno del Rosal, M, (1996/97). *Oferta de trabajo y restricciones en el mercado laboral. Un modelo bivalente de actividad y ocupación*. Universidad de la Laguna.
- Phipps, S. (1990). *Quantity-constrained household responses to UI reform*. *Economic Journal*, 100, págs. 124-140.
- Polachek, S. (2007). *Earnings Over the Lifecycle: The Mincer Earnings Function and Its Applications*. Discussion paper 3181. Institute of the Study of Labor.
- Psacharopoulos, G. (1994). *Returns to Investment in Education. A Global Update*. *World Development*, 22, págs. 1325-1343.
- Rea, S. (1974). *Unemployment and the supply of labor*. *Journal of Human Resources*, 9, págs. 279-289.
- Rosen, S. (1978). *The supply of work schedules and employment*. Work time and employment. U.S. Government Printing Office.
- Rosen, S. (1985). *Implicit contracts: a survey*. *Journal of Economic Literature*, 23, págs. 1144-1175.
- Rosen, S. (1986). *The theory of equalizing differences*. *Handbook of Labor Economics*.
- Samuelson, P. (1947). *Foundations of Economic Analysis*. Harvard Economic Studies. Harvard University Press, ed. 1972.
- Semykina, A., Wooldridge, J. (2008). *Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection*.
- Smith, J. (1977). *Family labour supply over the life cycle*. *Explorations on Economic Research*, 4, págs. 205-276.
- Tobin, J. (1958). *Estimation of relationships for limited dependent variables*. *Econometrica*, 26, págs. 24-36.
- Tobin, J., Houthakker, H. (1950-1). *The effects of rationing on demand elasticities*. *Review of Economic Studies*, 18, págs. 140-153.

Welch, F. (1977). *What have we learned from empirical studies of unemployment insurance?. The economics of unemployment insurance: a symposium, Industrial and Labor Relations Review*, 30, págs. 451-461.

White, H. (1980). *A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity*. *Econometrica*, 48, págs. 817-838.

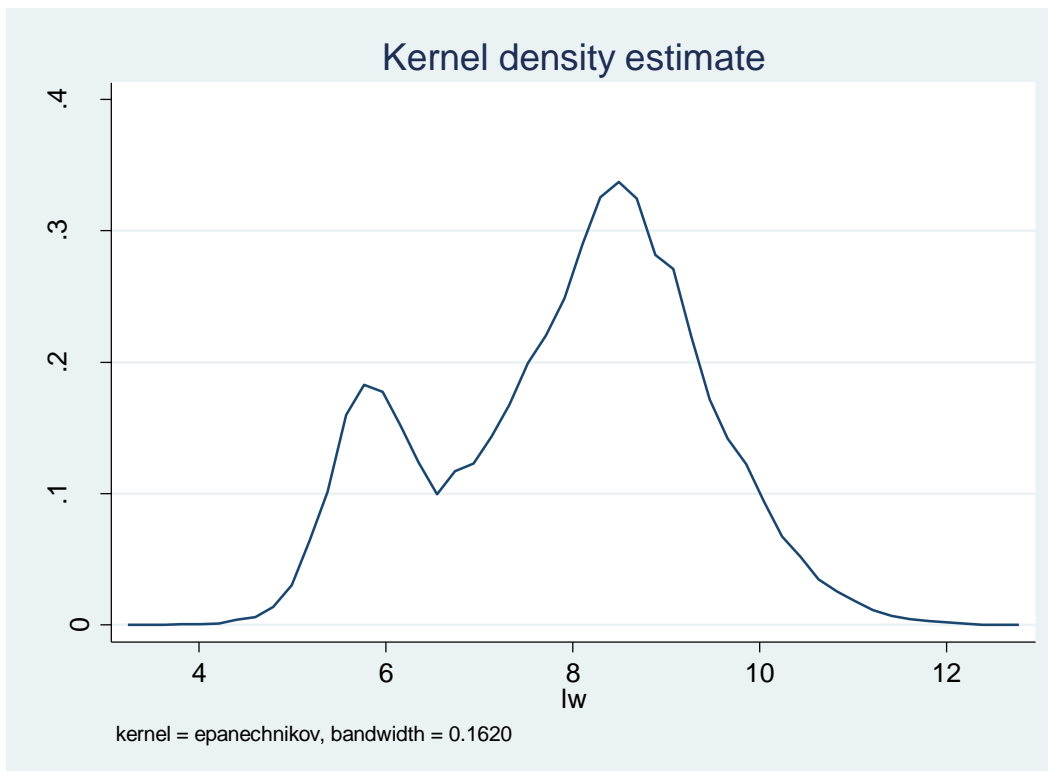
Zabalza, A. (1983). *The CES utility function, non-linear budget constraints and labour supply. Results of female participation and hours*. *Economic Journal*, 93, págs. 312-330.

## IX. Apéndices

**Tabla 7: Estadístico descriptivos del género femenino**

<b>Siglas</b>	<b>Variables</b>	<b>Media/Proporción Masculina</b>	<b>Media/Proporción Femenina</b>
	Horas de trabajo a la semana	44.209	38.400
	Salario real por hora	RD\$6,660.249	RD\$ 6,511
	Duración del desempleo (semanas)	35.000	46.000
	Censantía	RD\$34,346	RD\$ 22,377
	Ingreso no salarial	RD\$7,807.971	RD\$ 10,256
	Años de experiencia laboral	6.200	6.300
	Edad	40.800	41.400
	<b>Nivel educativo</b>		
	Primario	0.480	43.300
	Secundario	28.000	27.800
	Vocacional	0.200	0.200
	Universitario	11.300	16.400
	Sector formal	41.500	50.400
	Pareja (Unión libre y casados)	55.700	56.600
	Jefes de hogar	60.100	27.000
	Números de hijos menores de cinco años	1.000	1.000
	<b>Región</b>		
	Ozama	11.918	13.400
	Santiago	4.657	4.700
	Norte o Cibao	39.402	39.500
	Suroeste	25.637	25.000
	Sureste	18.387	17.700

Fuente: Encuesta de fuerza Nacional de Trabajo (ENFT)

**Figura 4: Estimación del Kernel Gausiano del salario de hombres****Figura 5: Estimación del Kernel Gausiano del salario de mujeres**