

Efectos de la migración internacional en la oferta laboral de los miembros del hogar que permanecen en el país: El caso del Ecuador

CAROLYN ESPINOSA♦

Resumen

Tras la profunda crisis económica de finales de los años noventa, una considerable cantidad de ciudadanos decidieron salir del Ecuador y buscar oportunidades de empleo en otros países para conseguir mayores ingresos con los cuales alcanzar mejores niveles de vida para sus familias.

El presente estudio constituye una primera evaluación acerca de los efectos que la migración internacional podría tener en las decisiones de participación y esfuerzo laboral de los miembros del hogar que permanecen en el Ecuador y reciben remesas de sus parientes desde el exterior.

El principal cuestionamiento que el estudio pretende responder es si la recepción de remesas reduce los incentivos para trabajar. La hipótesis central es que estos recursos efectivamente reducirían el esfuerzo laboral de los miembros del hogar que permanecen en el país, ya que con más recursos los individuos podrían decidir trabajar menos horas o no participar en la fuerza laboral, probablemente para dedicar más tiempo al ocio, invertir en su propio capital humano o realizar actividades del hogar.

La investigación se sustenta en una base de micro-datos, construida con la encuesta nacional de empleo (ENEMDUR) y el bloque de migración internacional de la encuesta de indicadores de la niñez y los hogares (EMEDINHO), a partir de lo cual se desarrolla un modelo neoclásico de oferta laboral que considera dos dimensiones de trabajo: la participación laboral que es modelada como un *probit* y el número de horas trabajadas que sigue una estimación de mínimos cuadrados ordinarios corregida por errores muestrales de selección.

A partir de los resultados de los modelos econométricos, la hipótesis del efecto negativo de las remesas en la decisión de participar en la fuerza laboral es aceptada para ambas categorías de género. Mientras que en el contexto de horas trabajadas esta proposición es solo aceptada para hombres en edad de trabajar. Estos resultados sustentan la hipótesis propuesta y sugieren que con ingresos extra los hombres son más propensos que las mujeres a consumir más ocio o dedicar tiempo a otras actividades no laborales.

Es fundamental adecuar las encuestas de hogares para obtener información más detallada sobre las remesas y evaluar al mismo tiempo otras variables importantes como el consumo. Esto permitiría profundizar la investigación y evaluar más concluyentemente sobre los supuestos del comportamiento de los hogares, la significancia de los ingresos no laborales y la relevancia de los modelos propuestos.

♦ Master en estudios de desarrollo, especialización en Economía del Desarrollo. Funcionaria del Ministerio de Economía y Finanzas. El presente documento es una versión de la tesis presentada por la autora en La Haya, como requisito para la obtención del grado de Master en Estudios del Desarrollo.

Abstract

After the deep crisis of the late 90's, a considerable amount of citizens decided to leave Ecuador and look abroad for job opportunities that allow them to get higher income levels through which better living standards could be reached for their families.

The present study constitutes a first evaluation about the effects that international migration would have on the decisions of labour participation and work effort of the household members that remain in Ecuador and receive remittances from their relatives abroad.

The principal question the paper attempts to answer is if remittances reduces incentives to work. The central hypothesis is that these resources in fact would decrease the work effort since with extra income individuals could decide to work less hours or not to participate in the labour force, probably to devote more time to the leisure, to invest in their own human capital or to accomplish household activities.

The study is based on a micro - data set, built from the Ecuadorian Employment survey (ENEMDUR) and the international migration block of the survey of Childhood and Household Indicators (FMFDINH0). This paper develops a typical neoclassical labour supply model that considers two dimensions of work: labour participation that it is modeled as probit and the number of hours worked that follows an ordinary least squares estimation corrected by selection bias.

From the econometric results, the hypothesis of the negative effect of the remittances on the decision of participating in the labour force is accepted for both gender categories. While in the context of hours worked this proposition is accepted only for working age men. These results sustain the hypothesis proposed and suggest that with extra income men are more prone than women to consume more leisure or to devote time to other non labour activities.

It is fundamental to develop household surveys in order to obtain more detailed information about remittances and at the same time about other important variables as consumption. This would permit to deepen research and to evaluate more conclusively on the assumptions of household behaviour, the statistical significance of non labour income and the relevancy of the proposed models.

1. Introducción

Durante la segunda parte de los noventa, el desempeño económico del Ecuador fue fuertemente deteriorado por la inestabilidad política, la bancarrota del sistema financiero, elevados índices inflacionarios y desastres naturales que entre otros factores llevaron a una reducción del poder adquisitivo de los salarios, así como a elevados índices de desempleo y subempleo.

Probablemente, como resultado de esta situación, una considerable cantidad de ciudadanos decidieron salir del país y buscar oportunidades de empleo en otros lugares que les permitan conseguir ingresos más altos con los cuales obtener mejores niveles de vida para sus familias.

De acuerdo con el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INEC), alrededor de la mitad de todos los migrantes en edad de trabajar que salieron del país desde 1995, migraron durante el año 2000. Además, según los datos del Banco Central del Ecuador (BCF) las remesas de los trabajadores alcanzaron un nivel de US\$ 1.317 millones al final del 2000, constituyéndose en la segunda fuente de divisas para el Ecuador después de las exportaciones de petróleo. Ese valor subestimaría el monto real de remesas ya que no incluye transferencias ilegales o en especie.

Al parecer, es solo en años recientes que el fenómeno migratorio ha ganado importancia cuantitativa y cualitativa en el Ecuador, sugiriendo que su impacto es potencialmente considerable en este país.

Las remesas constituyen la contribución más visible de la migración internacional a los países en desarrollo. Tales recursos pueden generar efectos directos e indirectos en el ingreso, consumo, inversión y oferta laboral.

En este contexto y considerando la disponibilidad de información, el presente trabajo se concentra en evaluar los efectos de las remesas sobre la oferta laboral de los miembros del hogar que permanecen en el país. Geográficamente, la investigación toma como caso de estudio al Ecuador.

El principal cuestionamiento que el estudio pretende responder es si la recepción de remesas reduce los incentivos para trabajar. La hipótesis central es que estos recursos efectivamente reducirían el esfuerzo laboral de los miembros del hogar que permanecen en el país, ya que la fuente extra de ingresos actuaría como recursos de seguridad para solventar las deficiencias del presupuesto del hogar. Con más recursos los individuos podrían decidir trabajar menos horas o no participar en la fuerza laboral, probablemente para dedicar más tiempo al ocio, invertir en su propio capital humano (educación) o realizar actividades del hogar.

La metodología de esta investigación se sustentó en una base de micro-datos¹ construida a partir de la encuesta nacional de empleo (ENEMDUR) y el bloque de migración internacional de la encuesta de indicadores de la niñez y los hogares (EMEDINHO), ambas realizadas en Noviembre del 2000 por el INEC. Como las dos encuestas fueron conducidas para los mismos hogares fue posible cruzar datos y obtener información adecuada para todas las variables relevantes.

El trabajo desarrolla un modelo neoclásico de oferta laboral que considera dos dimensiones de trabajo: la participación laboral que es modelada como un probit y el número de horas trabajadas que sigue una estimación de mínimos cuadrados ordinarios corregida por errores muestrales de selección. Ambos modelos tienen

¹ Ver los principales indicadores en anexo 1

como variables independientes un vector de características Individuales, económicas y del hogar. Entre ellas dos variables dummy son definidas para controlar el fenómeno de migración internacional, la primera establece la característica de tener un miembro de la familia trabajando en el extranjero, la segunda determina la recepción de remesas². La preparación y etiquetamiento de la base de datos se realizaron con el software SPSS mientras que la mayoría de indicadores y la estimación de las regresiones se realizaron con el programa STATA.

La principal limitación de esta investigación es el determinar un impacto estructural, ya que la migración internacional es relativamente un fenómeno reciente en el Ecuador. Además, al tiempo de la investigación, la disponibilidad de datos adecuados se restringió a encuestas referidas a un solo año. Por otro lado la información utilizada no incluye preguntas acerca del nivel real de remesas recibidas, ni su periodicidad. Sin embargo con el empleo de proxies fue posible responder a la hipótesis principal adecuadamente.

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente manera: el numeral 2 detalla el marco teórico. El numeral 3 ofrece una breve descripción de las tendencias de migración internacional en el caso ecuatoriano, señalando los antecedentes económicos del país, las tendencias de remesas, así como las características socio-económicas de los migrantes y los hogares de donde ellos provienen. El numeral 4 presenta las tendencias sobre tasas de participación y número de horas trabajadas por la población en edad de trabajar. El numeral 5 muestra los resultados de las estimaciones de los modelos propuestos y finalmente en el numeral 6 se resume los principales resultados y conclusiones.

2. Marco Teórico

2.1. Definiendo la Oferta de Trabajo

La oferta de trabajo es usualmente definida como la cantidad de esfuerzo ofrecido por una población de determinado tamaño. Investigadores han usado varias medidas para evaluar esta cantidad de oferta laboral, sin embargo se han usado típicamente dos categorías: participación de la fuerza laboral y horas trabajadas durante un período de tiempo (año, semana, etc.).

La fuerza laboral (FL) se limita a individuos en edad de trabajar que pueden estar empleados, buscando empleo o desempleados. Mientras que la tasa de

² En realidad es la recepción de transferencias privadas de los individuos que tienen parientes trabajando en el exterior, usado aquí como proxy de las remesas.

participación laboral (TPFL) está medida como el cociente entre la fuerza laboral y la población en edad de trabajar³. Cuando se maneja información a nivel de micro datos, las variables de participación son categóricas, iguales a la unidad si el individuo está dentro de la fuerza laboral (activo) y cero en caso contrario (inactivo)⁴.

En el contexto de horas de oferta laboral, la medida común entre la mayor parte de estudios empíricos es el número de horas de trabajo. Sin embargo es importante considerar que esta medida de empleo puede no mostrar el número de horas que un individuo está realmente dispuesto a trabajar con respecto a una determinada tasa salarial. Por ejemplo, muchos empleadores podrían especificar un número de horas estándar de trabajo semanal, o haber definido regulaciones acerca de las posibilidades del trabajo a tiempo parcial u horas extras. En algunos casos, incluso el tipo de trabajo influye en la dimensión de las horas trabajadas. Sin embargo, de alguna manera los empleados todavía pueden ejercer una elección significativa sobre el número de horas en el trabajo (Berndt 1991: 597-8).

Otra consideración importante es que los problemas de medición pueden afectar la estimación de las horas trabajadas a partir de las encuestas de hogares. Usualmente la gente no responde de forma precisa sobre sus horas de trabajo de la semana previa o acerca de las de los otros miembros del hogar.

De la misma manera, los empleados por cuenta propia podrían no reportar precisamente cuando ellos están trabajando y cuando no. Por lo tanto, en la medición de las horas trabajadas es probable incluir errores no muestrales.

2.2. La teoría económica detrás de los modelos de oferta laboral

La manera generalizada de definir las funciones de oferta laboral sigue un enfoque neoclásico que prácticamente es una aplicación de la teoría del comportamiento del consumidor. Se asume que el individuo asigna tiempo a actividades de mercado como a las que no lo son, con el objetivo de maximizar su decisión para disfrutar del tiempo libre y consumir bienes, sujeto a restricciones presupuestarias.

Enfoques alternativos, como los modelos unitarios y los de negociación dentro del hogar, analizan la oferta laboral bajo una perspectiva de maximización de la utilidad. En el marco teórico de la redistribución unitaria intra - hogar, todos los

³ De acuerdo con la definición estándar, el criterio de edad es de 10 años en adelante

⁴ Esta tesis sigue dicha definición, a pesar de que comúnmente se puede encontrar estudios donde la participación hace referencia únicamente al estatus de 'empleado'.

ingresos están a disposición de cada miembro. La fuente y naturaleza de los ingresos no afectan su distribución posterior dentro del hogar, ya que todos los recursos son puestos en conjunto.

En contraste, en los modelos colectivos sobre el comportamiento de los miembros del hogar, diferentes categorías de ingreso determinan el poder de negociación de diferente manera, por ello los ingresos en especie no pueden ser puestos en conjunto con el resto de los flujos de caja generados. Fortin y Lacroix (1997) proveen evidencia a favor de los modelos unitarios y colectivos de oferta laboral. Después de haber evaluado los modelos unitarios y colectivos dentro de un marco teórico estructural, ellos rechazan la hipótesis de agrupación de ingresos, propia del argumento unitario, según el cual lo que importa para las decisiones de trabajo y consumo es únicamente el ingreso total exógeno y no su distribución.

A diferencia del modelo unitario, los ingresos primarios no laborales y las transferencias actúan como determinantes del poder de negociación. Estos impactos adicionales de ingresos sociales y no laborales son capturados en la segunda ronda de los efectos ingreso indirectos específicos a la negociación. Como Cuesta (2001) sugiere, el modelo predeciría un efecto abierto sobre el esfuerzo laboral del individuo cuyo signo final se vuelve un asunto empírico. Debido al contrabalance de los efectos directos, indirectos y de negociación, el efecto total de las transferencias sociales en la participación se espera que sea algo mayor y negativo, ya que sus efectos directos, indirectos y de negociación caminan típicamente en la misma dirección.

Adicionalmente, existen otros estudios de oferta laboral que analizan los efectos cruzados intra - hogar señalando el problema de las técnicas de estimación. Por ejemplo, Butler y Horowitz (2000) han estudiado la interacción entre la oferta laboral y los salarios en los hogares nucleares y extendidos, tomando en consideración la correlación existente entre sus miembros. Ellos emplean el método generalizado de estimaciones de momentos (GMM), ya que las decisiones de participación entre los miembros del hogar están correlacionadas y esto podría generar errores estándar inconsistentes. El uso de la estimación GMM permitiría que las observaciones dentro de cada hogar se correlacionen libremente al calcular la matriz de varianza-covarianza de los coeficientes. Sin embargo, la estimación es ineficiente si la correlación está ausente.

Aunque son muy interesantes, estos enfoques alternativos no pueden ser aplicados explícitamente en este estudio, debido especialmente a las limitaciones de la base de datos. Para obtener directamente la utilidad, los enfoques unitarios y colectivos necesitan considerar información sobre el consumo individual, una variable clave ausente en las encuestas de empleo a disposición.

Por otro lado, los análisis de poder de negociación demandan información detallada acerca del nivel, naturaleza y fuente de los ingresos laborales y no laborales para cada individuo dentro del hogar. Como esta información no se muestra directamente, demandaría realizar estimaciones de variables instrumentales para determinar por ejemplo el nivel de ingreso no laboral de los miembros del hogar que cada uno recibe. En este caso uno podría asumir que cada miembro recibe la misma proporción de los ingresos de otros, pero empíricamente esto no siempre es realidad.

Por lo tanto para facilitar la aplicación empírica, el modelo propuesto en este estudio ya asume ser el resultado de un proceso de maximización de utilidad donde la oferta laboral se define similarmente a la forma detallada en Vos (2001):

$$L^s = f(w, Y_h, X^I, X^H, X^C)$$

Donde L es la oferta laboral o participación, w es la tasa de salarios o un indicador de ganancias, Y_h representa otras ganancias del hogar y X^I, X^H, X^C son los vectores de características de los individuos, del hogar y la comunidad.

Y_h : Es el nivel de las otras ganancias del hogar cercanas al salario de oportunidad. Podría ser un indicador de la necesidad relativa de entrar a la fuerza laboral de un miembro del hogar en particular.

X^I : Características individuales como sexo, edad, nivel educativo, lenguaje, estado civil y etnicidad.

X^H : Información sobre las características del hogar como tamaño, pobreza, etc. Para la presente investigación, este vector también incluye las características de si algún miembro del hogar está trabajando en el exterior y de si se recibe remesas o no (variables dummy).

X^C : Otros indicadores relevantes que pueden influenciar la decisión de entrar en el mercado laboral.

Los determinantes de la participación en el mercado laboral, así como del esfuerzo laboral pueden aparecer a partir de características observables como: cambios en los ingresos laborales, dotación personal, recursos del hogar y características de hogar y comunidades.

Aunque estas dos dimensiones del trabajo son usualmente vistas como resultado del mismo proceso de decisión, no es aconsejable usar exactamente el mismo modelo para evaluar la oferta laboral. Los determinantes podrían no tener el mismo efecto en cada decisión de trabajar, especialmente cuando se discute los efectos ingreso y sustitución (Killingsworth, 1983: 97-8).

Por lo tanto, pese a que el mismo vector de variables puede ser usado para determinar la disponibilidad a trabajar en términos de horas semanales y participación, los modelos no tomarán exactamente la misma especificación ni la misma forma funcional en la presente investigación.

Otro supuesto importante es que los hogares ecuatorianos se comportan como una entidad unitaria en el sentido de que las remesas y todas las variables de ingreso están a disposición de cada miembro del hogar. Esto permite determinar para todos los individuos si ellos reciben transferencias privadas del exterior o no. Aunque esto podría parecer un supuesto limitante acerca del comportamiento, creo que no afectará la interpretación de los resultados, ya que Ecuador es un país con una fuerte influencia de la cultura tradicional, donde la cooperación económica entre los miembros del hogar es común, al menos para una parte considerable de las familias.

2.3. Especificación Econométrica

Al igual que previos análisis empíricos y teóricos sobre oferta laboral, este trabajo desarrolla dos modelos, uno sobre la participación de la oferta laboral y otro para las horas de trabajo.

2.3.1. Participación en el mercado laboral

La decisión de participación de los miembros del hogar está modelada como un probit, donde la variable dependiente está codificada 1 (participa) si el individuo es empleado, subempleado o desempleado y buscando. Individuos no activos como amas de casa, estudiantes, y otras categorías están catalogados como no participantes en el mercado laboral.

En una estimación probit, la función de probabilidad logarítmica para el máximo está definida como:

$$L = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \ln \delta((2y_t - 1)X_t\beta) \quad (1)$$

Donde n es el tamaño de la muestra, t es un índice acerca de todas las personas, y es el resultado (1 para participante de la fuerza laboral, 0 no participante), X es el vector de las variables explicativas usadas en la estimación y β es el vector de coeficientes a ser estimado.

2.3.2. Horas trabajadas

Siguiendo el prototipo de la especificación empírica establecida en Blundell y MaCurdy (1999), los modelos económicos de oferta laboral toman la siguiente forma.

$$\ln H = \alpha \ln(w) + \beta Q + e \quad (2)$$

Donde α y β son los parámetros, Q es el vector de variables explicativas usadas en la estimación y e es el término estocástico no observable para el investigador, H es el número de horas trabajadas. Se toma el logaritmo natural de salarios ya que su distribución es extremadamente inclinada a la derecha en la muestra usada aquí. En esta especificación α determina el efecto sustitución asociado a la respuesta de la oferta laboral a cambios en los salarios.

Como se detalla a continuación, el modelo sigue una estimación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) corregida por errores muestrales de selección, ya que como Cuesta (2001:16) argumenta, la modelización separada de cada dimensión del trabajo no previene de tener errores muestrales de selección, endogeneidad y errores de medición en los salarios.

Como se estableció a priori, la expectativa de esta investigación es que el coeficiente de las variables categóricas que controlan por la recepción de remesas sea menor que cero. Por ello, para responder la pregunta de investigación, la hipótesis del modelo de participación, así como la del de horas trabajadas durante la semana, se define como sigue:

$$H: \beta \text{ remesas} < 0$$

En el numeral cinco, los resultados de los modelos propuestos aquí proveerán evidencia con relación al rechazo o aceptación de esta hipótesis.

3. Migración internacional: El caso ecuatoriano

3.1. Antecedentes Económicos

Durante la última parte de la década de los noventa, Ecuador experimentó una considerable crisis financiera y cambiaria, lo que unido a los desastres provocados por el fenómeno de El Niño, afectó severamente la producción y las condiciones de vida.

Entre 1997 – 1998, El Niño causó daños a la infraestructura de transporte y a la producción agrícola. Por otro lado, el shock en los términos de intercambio (caída de los precios del petróleo) generó un mayor deterioro económico, lo cual redujo la capacidad de muchas compañías para servir las deudas durante 1998. La economía además fue afectada por una interrupción de los flujos de créditos externos⁵. Esta situación en combinación con un pobre manejo macroeconómico y una inadecuada supervisión del sistema financiero afectó considerablemente la sostenibilidad del sector financiero como un todo.

En la última parte de 1998 emergieron fuertes presiones contra el tipo de cambio. Muchas empresas tenían deuda denominada en dólares, generándose un desbalance financiero substancial, pues muchas de las compañías recibían sus ingresos en sucres (moneda local). El régimen cambiario basado en una banda preestablecida no fue sostenible, ya que los flujos de capital condujeron a una apreciación del tipo de cambio real. Las autoridades monetarias dejaron el sistema de bandas y permitieron que el sucre flote después de haber fallado al defender la banda cambiaria mediante la venta de reservas internacionales y el incremento de las tasas de interés.

La incertidumbre en el sistema financiero y en la moneda local crearon una marcada preferencia por efectivo, especialmente dólares. En marzo de 1999, un creciente número de bancos estaba debilitándose, entonces las autoridades monetarias decidieron congelar una gran parte de depósitos en un intento por proteger al sistema financiero de una masiva retirada de ahorros. Esta medida no produjo los resultados deseados. La volatilidad del tipo de cambio persistió afectando la capacidad de servir la deuda, al punto de que el país se convirtió en la primera nación en no atender los pagos de intereses de los bonos Brady a los acreedores privados en Septiembre de 1999.

Como una manera de controlar la volatilidad del tipo de cambio y evitar una tendencia inflacionaria, las autoridades incrementaron las tasas de interés y los

⁵ Como consecuencia de las crisis financieras de Brasil y Rusia.

requerimientos de reservas bancarias para controlar la liquidez, anunciando que el cronograma para levantar el congelamiento de los depósitos debía ser cambiado al final del año. Sin embargo tales medidas no fueron exitosas tampoco. A finales de 1999, la Agencia de Garantía de Depósitos (AGD) intervino a 14 bancos, mientras que de acuerdo a las estimaciones del Banco Central la devaluación alcanzó un nivel de 39% en términos reales.

Las políticas implementadas a favor del sistema financiero, así como la devaluación del sucre empeoraron el problema de inflación que alcanzó un nivel de 60.7% a diciembre de 1999. Esta situación deprimió aún más a la economía doméstica y puso limitaciones adicionales en la recuperación del sector productivo.

De hecho, un estudio regional del Banco Mundial⁶ señala que la frágil demanda doméstica fue la causa más importante de reducciones entre 8% y 12% en el producto de los sectores de manufactura, construcción, comercio y transporte durante 1999. Solo la electricidad, gas y agua, así como el sector petrolero y minero fueron capaces de resistir esta tendencia a la baja. De otra parte, sectores como la agricultura y la ganadería fueron afectados por problemas de oferta.

Todo esto generó una caída del PIB del 7.3% durante 1999. Según estimaciones del BCE, esta caída llegó al 9% en términos per-cápita. Además el desempleo alcanzó los mayores niveles de la década (14.4%), hubo contracción del crédito y el sector público cortó los gastos de consumo.

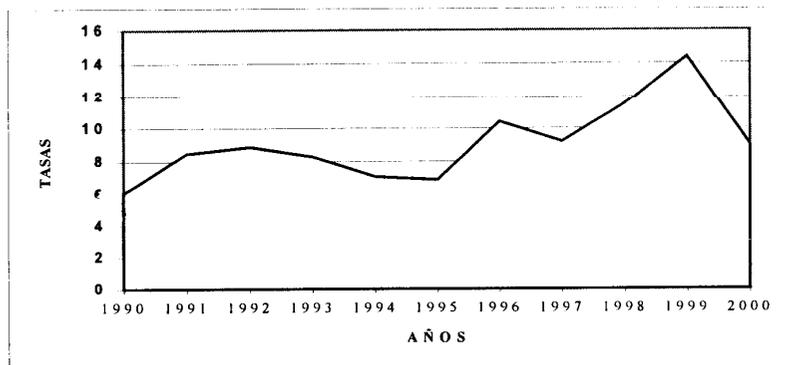
En enero del 2000, como una manera de superar los desequilibrios internos y externos, el gobierno declaró el reemplazo del sucre como moneda oficial por el dólar de EEUU, basado en un tipo de cambio de 25000 sucres por dólar. La difícil situación económica y social afectó la condición política del gobierno de Mahuad, quien finalmente fue removido. La nueva administración, encabezada por el Vicepresidente de Mahuad (Gustavo Noboa), continuó con la dolarización como el principal componente de la política macroeconómica.

La considerable reducción de la actividad económica durante 1998 – 1999, así como la incertidumbre en los terrenos financieros y políticos generaron la pérdida de muchos empleos. Durante la segunda parte de los noventa la tasa de desempleo en las áreas urbanas de Ecuador creció constantemente, llegando a un pico de 14.4% en 1999, 2.36 veces más alto que el nivel alcanzado en 1990.

⁶ Economic Survey of Latin America and the Caribbean, (1999 – 2000)

Gráfico No. 1

Evolución del desempleo urbano, Ecuador 1990 – 2000



FUENTE: INEC, Sinopsis de resultados, ENEMDUR 2000.

En el año 2000 la tasa de desempleo cayó al 9%. Como el reporte del INEC sugiere⁷, esta tendencia fue el resultado de la creciente proporción de subempleados entre la población económicamente activa y la migración internacional de algunos trabajadores.

De acuerdo con el INEC, el subempleo, entendido como toda la población en edad de trabajar que está activa en el mercado laboral trabajando menos tiempo que el horario regular (visible) o recibiendo ganancias inferiores al salario mínimo oficial (invisible), se ha convertido en la figura más relevante en la estructura laboral del país. Durante los últimos años una creciente proporción de población económicamente activa se ha encontrado en esta categoría de empleo urbano (45.8%; 56.9% y 65.9% en 1998, 1999 y 2000 respectivamente). En áreas rurales el nivel de desempleo es más bajo que en el contexto urbano, INEC determina un nivel de 4.3% y una tasa de subempleo de 64% para el año 2000.

Esta tendencia es ciertamente el resultado de la crisis económica y la lenta tasa de creación de empleos asalariados, lo cual aumenta el nivel de informalidad en las regiones y deteriora la calidad del empleo.

Como uno esperaría, la intensidad del desempleo urbano entre los hogares más pobres es mayor que entre los más ricos. Según el INEC, la proporción de desempleados entre los hogares más pobres llega a un nivel de 16.9%, mientras que

⁷ INEC (2000) Sinopsis de resultados, ENEMDUR, Quito

entre las familias más ricas este nivel solo llega al 3.7%. La población rural muestra una tendencia similar, los hogares más pobres tienen una mayor incidencia de desempleo (10.7% para mujeres y 6.2% para hombres) que los hogares más ricos donde se muestran niveles de 1.9% y 1.6%, correspondientemente.

Estimaciones del INEC basadas en la encuesta ENEMDUR (2000) indican que mayores niveles de desempleo se encuentran entre las mujeres, especialmente en el grupo de las más jóvenes. En áreas urbanas el 23.4% de las mujeres dentro del rango de 10 a 17 años están desempleadas, mientras que en el grupo de entre 18 a 29 años se llega a un nivel del 19.2%. Entre los hombres, este grupo de edad también muestra la tasa de desempleo más alta (11%).

En el ámbito rural, la tasa de desempleo de las trabajadoras femeninas alcanzó un nivel de 7.6%, mientras que para los hombres este nivel es solo de 2.7%. De acuerdo con la categoría de edad, los trabajadores más jóvenes son los más afectados por la falta de empleos, especialmente aquellos en el rango de 10 a 17 años con niveles de 13.8% y 6.2% para hombres y mujeres, respectivamente.

3.2. Tendencias recientes en migración internacional

La migración internacional es un fenómeno antiguo dentro de la historia del mundo. En años recientes, la difícil situación económica de los países en desarrollo ha sido el principal factor en inducir a los nacionales a salir en grandes cantidades hacia la búsqueda de mejores oportunidades económicas en el exterior.

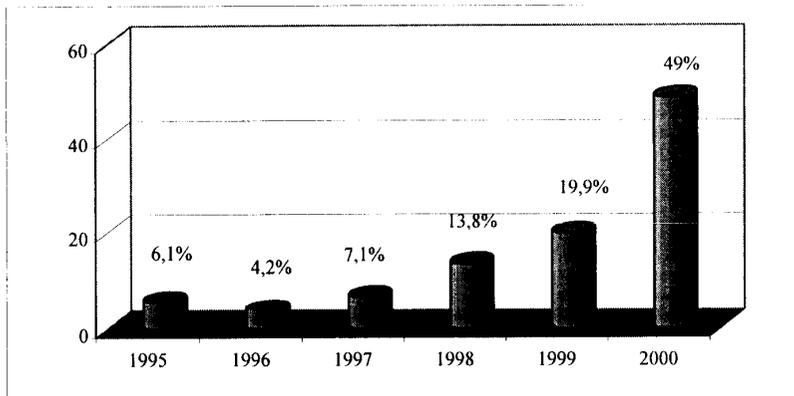
La migración reciente se ha convertido en una transferencia sistemática de trabajo desde países con bajos salarios hacia aquellos con salarios altos. Como sugieren Augustyniak (1988) y Brown (1991), este fenómeno actuaría como un mecanismo de ajuste de la fuerza laboral. En efecto, la migración es vista como una respuesta individual a diferencias en la tasa salarial y oportunidades de trabajo en un punto específico en el tiempo y como un mecanismo de equilibrio para eliminar tales diferencias, al equiparar la oferta con la demanda laboral.

En línea con varias experiencias de migración internacional, la crisis económica del Ecuador, así como la consecuente escasa generación de fuentes de empleo y el bajo salario real, han sido probablemente los factores más importantes por los cuales la población ecuatoriana ha migrado hacia otros países.

La migración internacional constituye un elemento importante de la reciente historia económica del Ecuador. Según información del INEC, casi la mitad de todos los migrantes en edad de trabajar que salieron del país desde 1995, migraron durante el año 2000 en la búsqueda de trabajos en el exterior.

Gráfico No. 2

Porcentaje de trabajadores migrantes que salieron desde 1995



FUENTE: INEC, Sinopsis de resultados, ENEMDUR 2000.

Como ilustra el gráfico, desde 1998 la migración internacional ha ganado relevancia cuantitativa en el Ecuador, precisamente cuando la severa crisis económica comenzó. De acuerdo con el SIISE⁸, alrededor de 200.000 trabajadores salieron del país durante el período 1998 – 2000, de los cuales 120.000 lo hicieron en el año 2000 (ellos representaban alrededor del 2% de la población económicamente activa).

Realizando estimaciones propias a partir de la información del bloque de migración de la encuesta EMEDINHO⁹, se observa que el 7.5% de los hogares ecuatorianos tiene al menos un miembro de su familia trabajando en el exterior.

De los hogares con esta característica, el 67.2% tiene un solo pariente migrante, mientras que el 21.1% cuenta con dos y 11.7% tiene más de tres miembros trabajando en otro país. Es decir, para casi la tercera parte de los trabajadores migrantes, este movimiento internacional es probablemente una estrategia de largo plazo, ya que sería más fácil implementar redes sociales para llevar al resto de la familia cuando dos o tres miembros del mismo hogar están trabajando en otra nación.

⁸ Sistema Integrado de Indicadores Sociales del Ecuador (agencia gubernamental)

⁹ Incluida en el mismo proceso de entrevista de la encuesta de empleo ENEMDUR 2000.

La mayor parte de migrantes ecuatorianos (51.4%) son los hijos del jefe de hogar, mientras que éste último o sus esposas representan solo el 17.1%. Esto sugiere que la migración internacional es un fenómeno que se encuentra principalmente entre la gente joven, lo cual seguramente está relacionado con el hecho de que este grupo es afectado por la tasa de desempleo más alta.

En términos de género, es interesante observar que pese a que la mayor proporción de migrantes son hombres, el porcentaje de mujeres es importante también (40.3%). Esto podría entenderse como una respuesta a las altas tasas de desempleo entre las mujeres, tanto del contexto urbano como rural.

De la encuesta se concluye que el 48% de los migrantes han dejado hijos menores de 18 años. De esta proporción el 65.4% han dejado entre uno o dos hijos. Esto implica que la migración internacional potencialmente ocasionaría difíciles problemas emocionales en el hogar debido a la separación familiar.

En términos económicos, tener familiares dependientes en el país de origen sugiere que flujos de remesas son esperados para cubrir las necesidades de aquellos que quedan atrás. Sin embargo, como la mayor parte de migración internacional es reciente en el Ecuador, una considerable cantidad de parientes de migrantes podría no recibir remesas todavía. De hecho, estimaciones propias sobre la base de las encuestas a mano revelan que entre aquellos que dejaron el país para trabajar afuera, el período promedio de migración es solo de 3.56 años.

La mayor parte de los trabajadores migrantes (46.2%) viajaron a España. Esta tendencia podría explicarse por la ventaja de hablar el mismo idioma, así como la eliminación de los requerimientos de visa que considerablemente redujeron el costo de migrar a este destino. En segundo lugar se encuentra los Estados Unidos que recibe al 35.5% de los trabajadores migrantes ecuatorianos. En un distante tercer lugar esta Italia que ha sido escogido como destino para el 8.3% de la gente que migró. El resto de migrantes ecuatorianos están repartidos en varios países, principalmente de América Latina y Europa.

En términos de localización y considerando la migración internacional desde 1995, la información del INEC muestra que el 67.3% de los trabajadores que salieron del país provenían de zonas urbanas, mientras que el 32.7% pertenecía a localidades rurales. En el contexto regional, el 65.6% salió de la Sierra, el 28.5% provenía de la costa y el 5.9% de la región amazónica. Las ciudades más importantes del Ecuador son las mayores fuentes de trabajadores migrantes. Las estimaciones del INEC muestran que desde 1995, el 32% de los trabajadores que viajaron al exterior salieron de Quito, mientras que el 21.2% lo hizo desde

Guayaquil, solo una pequeña proporción provenía de ciudades medianas como Cuenca (5.7%) y Machala (3.2%), entre otros.

Esta tendencia geográfica podría ser el resultado de mayores tasas de desempleo en áreas urbanas, pero más importante es considerar que la gente de grandes asentamientos urbanos parece tener mayor acceso a medios económicos y redes sociales para viajar al exterior que los habitantes de zonas rurales.

3.3. Perfil socio-económico de los familiares de migrantes

Para determinar el perfil socio económico desde el cual el migrante pudo haber salido, se procedió a seleccionar una sub-muestra de la población en edad de trabajar de la base de datos construida, tomando en cuenta solo aquellos individuos que tienen familiares *trabajando* en el exterior. Por ello es posible establecer una comparación con la población total, en términos de proporciones de población e índices de pobreza¹⁰

¹⁰ Incidencia de pobreza definida como la relación entre el número de individuos cuyo ingreso agregado es inferior a 27.61 dólares mensuales (línea de pobreza estimada por SIISE) y la población total.

Tabla No. 1

Perfil de pobreza de la población en edad de trabajar

CATEGORIA	FAMILIARES		DE MIGRANTES POBLACION		TOTAL
	Porcentaje de población	Incidencia de pobreza*	Porcentaje de población	Incidencia de pobreza*	Incidencia de pobreza*
Género					
Masculino	46.7	36.4	49.2		50.6
Femenino	53.3	38.6	50.8		52.7
Categoría de edad					
10 - 19	32.1	43.5	29.2		59.2
20 - 29	20.0	32.9	21.1		47.2
30 - 39	10.5	33.6	16.2		51.7
40 - 49	11.3	38.3	13.4		47.1
50 - 59	10.7	32.8	9.0		44.2
60 - 64	5.0	31.4	3.2		48.0
65+	10.3	39.7	7.9		53.2
Area					
Urbana	71.0	29.8	65.3		41.8
Rural	29.0	56.6	34.7		70.2
Región					
Costa	32.4	30.7	50.0		53.2
Sierra	61.2	41.2	45.8		49.1
Oriente	6.4	37.9	4.2		61.0
Tamaño del hogar					
1 - 2	9.2	31.0	7.8		35.4
3 - 5	49.1	33.9	50.2		44.1
6 - 7	26.9	37.9	25.2		58.2
8-10	12.7	52.9	12.9		69.9
11+	2.1	57.6	4.0		79.5
Nivel de instrucción					
Ninguno	6.1	55.2	6.9		70.1
Alfabetización	0.6	40.3	0.9		51.4
Primaria	41.0	47.7	46.3		62.7
Secundaria	39.9	31.9	34.0		43.8
Superior	12.3	13.5	11.9		20.4

.../...

Etnicidad				
Indígena	5.0	71.6	5.6	71.3
Mestizo	70.4	34.4	72.2	49.0
Blanco	19.2	28.9	15.3	40.8
Negro	2.6	30.9	3.6	55.8
Mulato	1.7	23.9	2.1	48.7
Otros	1.1	60.7	1.2	65.5
Idioma				
Español	93.5	34.8	95.0	48.9
Nativo	2.3	78.5	2.6	80.6
Extranjero	4.0	21.5	2.2	34.9
Otros	0.2	29.4	0.2	46.8
Estado Civil				
Unión Libre	8.5	33.2	16.5	59.9
Casado	39.5	38.1	39.6	46.4
Soltero	39.0	31.7	33.5	47.3
Separado	5.6	42.5	4.4	53.5
Divorciado	1.5	34.4	1.2	31.8
Viudo	6.0	35.1	4.6	56.0
Total	100.0	37.6	100.0	52.8

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas de hogares EMEDUR-EMEDINHO 2000. Edad de trabajar considerada: 10 años en adelante. *Método de ingreso.

Las estimaciones muestran que la incidencia de pobreza es mucho menor entre los familiares de migrantes que entre la población total en edad de trabajar. Además como se esperaba, la pobreza es más extendida entre las mujeres en ambas sub-muestras.

Siguiendo la tendencia de las previas estimaciones del INEC, la tabla indica que la migración internacional parece ser un fenómeno fundamentalmente serrano, pues el 61.2% de los familiares de los migrantes pertenecen a esta región. Esta proporción geográfica es mucho mayor que la encontrada en el total de la fuerza laboral. De otro lado, el 32.4% de los parientes de migrantes vienen de la región costanera y solo un porcentaje marginal (6.4%) pertenecen a la región amazónica.

A diferencia de la tendencia observada para la población total donde la incidencia de pobreza es mayor entre aquellos que viven en la región costanera (53.2%), la pobreza para los familiares de migrantes es más extendida entre aquellos ubicados en la Sierra (41.2%).

Con relación al área de ubicación, la mayor parte de la población en edad de trabajar se encuentra en las zonas urbanas. Esta tendencia es más evidente entre los parientes de migrantes (71%), lo que sugiere que la migración internacional es mayoritariamente un fenómeno urbano, acorde con la mayor tasa de desempleo de esta área. Como uno esperaría, la incidencia de pobreza es mayor entre aquellos que viven en zonas rurales. Esto es verdad para la población total así como para la sub-muestra de migrantes, donde el índice de pobreza (56.6%) es más bajo que el caso de la población total (70.2%).

En términos de tamaño del hogar, la tendencia de la sub-muestra de familiares de migrantes es similar a la de la población total. El 49.1% de los familiares de migrantes son miembros de hogares de tamaño medio (3-5 personas), mientras que el 26.9% lo son de familias con 6 a 7 miembros. Como se esperaba, la pobreza es mayor entre los hogares grandes (de 8 miembros en adelante) entre los cuales se alcanza incidencias de pobreza de 57.9% y 69.9% para los familiares de migrantes y la población total, respectivamente.

En cuanto a educación, es interesante notar que la incidencia de individuos con niveles secundarios y superiores es mayor entre los familiares de migrantes que en el caso de la población total. Esto puede tener algunas implicaciones en los flujos de remesas según Oberai y Singh (1981), quienes encontraron que en el caso de Ludhiana, el porcentaje de quienes remitían era dos veces mayor entre los migrantes sin educación que entre los educados, sugiriendo que la educación no es una variable neutral.

Como se esperaba la pobreza se encuentra mayormente entre aquellos que no tienen ningún nivel de educación, alcanzando porcentajes de 55.2% entre los familiares de migrantes y 70.1% entre la población total.

La estructura étnica de ambas sub-muestras es similar. Aparentemente la migración internacional es un fenómeno mestizo, ya que el 70.4% de los familiares de migrantes se identifican como tales. Mientras que el 19.2% dice pertenecer al grupo de blancos. Esto implicaría que la migración internacional no es un problema de indígenas o grupos minoritarios¹¹ cuya incidencia alcanza solo niveles de 5% y 5.4% respectivamente. Esto podría responder a que tales grupos pueden no tener los medios económicos para migrar (de hecho la pobreza es más alta entre los indígenas en ambas muestras), o no cuentan con redes sociales que les facilite la adaptación y ubicación laboral en otro país.

En línea con el resultado anterior, los indicadores de lenguaje sugieren que la migración internacional afecta mayormente a las familias mestizas, pues el 93.5% de

¹¹ Negro, mulato y otros

los familiares de migrantes para los cuales la información está disponible hablan español, mientras que solo el 2.3% habla una lengua nativa. En concordancia, la incidencia de pobreza entre aquellos individuos que hablan una lengua nativa es la más alta para los familiares de migrantes y la población total.

Enfocándose únicamente en las tendencias para la población *activa* en edad de trabajar, el anexo 2 muestra que una buena parte de los parientes de migrantes trabaja en el sector privado (25.1%) o son empleados por cuenta propia (25.6%). Otro 11.3% de los miembros del hogar del migrante trabajan en el sector público, mientras que un 10.8% son trabajadores agropecuarios por cuenta propia. Esta estructura en la categoría de trabajo también se encuentra dentro de la población total. Además como se esperaba en ambas sub-muestras, la pobreza es mayor entre quienes trabajan la tierra.

Pese a que una considerable parte de los familiares de migrantes están enrolados en empleos formales en el sector público o privado, una parte importante de ellos realizan actividades de generación propia que los hace vulnerables ya que no tienen un flujo seguro de ingresos. Esto sugeriría que las remesas podrían proveer de tal certidumbre.

En términos de grupos de ocupación, la tendencia observada entre la población total también se encuentra entre los parientes de migrantes, de los cuales la mayor parte (23.1%) son trabajadores no calificados, el resto corresponde a categorías relacionadas con el sector servicios (21.9%), industrial (16.9%) y agrícola (13.8%). En menores proporciones trabajan como oficinistas (7.2%) y maquinistas (6.5%). En el contexto de pobreza, la mayor incidencia se encuentra entre los agricultores de ambas sub-muestras.

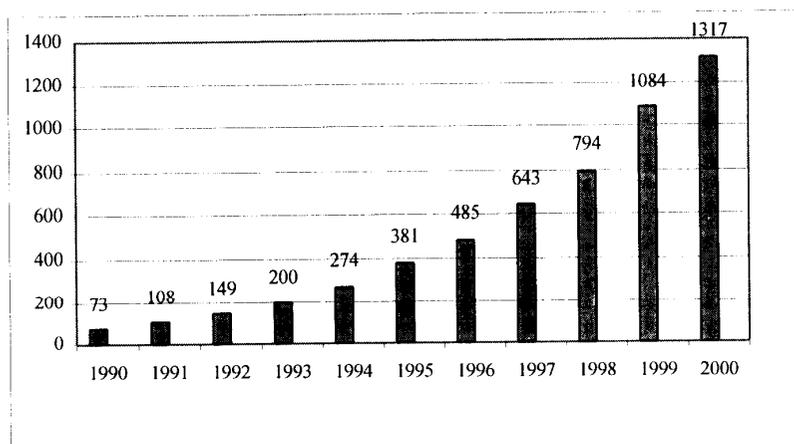
Considerando la actividad económica, al igual que antes los familiares de migrantes muestran las mismas tendencias que la población total en edad de trabajar. Una parte importante (24.6%) de los miembros de los hogares de migrantes trabajan en actividades relacionadas a la agricultura, ganadería, caza, pesca y actividad forestal. Mientras que el 24.1% trabaja en el sector de servicios, comercio, hotelería y restaurantes. Por otro lado, el 16.9% está relacionado con actividades de manufactura y una pequeña pero importante proporción esta envuelta en servicios sociales, comunales, personales y otros (6.8%). Mientras que un 6.5% trabaja en actividades relacionadas al transporte, almacenamiento y comunicaciones. En relación con la incidencia de pobreza, se mantiene la misma tendencia de los resultados anteriores, el mayor índice se encuentra principalmente entre quienes trabajan en la agricultura.

3.4. Remesas de los migrantes que trabajan en el exterior

Los migrantes usualmente guardan una parte de sus ingresos para enviar a sus países de origen con el fin de cubrir el consumo corriente y las necesidades de los restantes miembros del hogar o para propósitos productivos si hay un incentivo o una oportunidad de inversión. De hecho, información del BCE revela que al final del 2000, las remesas llegaron a un nivel de US\$ 1.317 millones.

Gráfico No. 3

Remesas de trabajadores al Ecuador, 1990 –2000
Millones de dólares



FUENTE: BCE, Departamento de Estadísticas Económicas – Balanza de Pagos, 2000.

Este valor puede estar subestimado, ya que no incluye remesas ilegales ni en especie. Con este monto, las remesas de los trabajadores se constituyen en la segunda fuente de divisas para el país, después de la exportación petrolera, para el año 2000. Por ello según una nota de prensa local¹², el sistema bancario incluso estaba planeando implementar un mecanismo para recoger los recursos de los migrantes mediante asociaciones con bancos extranjeros.

¹² El Comercio, 23 de marzo del 2001.

Aunque la encuesta de fuerza de trabajo no incluye información actual acerca del nivel de las remesas recibidas por cada miembro del hogar del migrante, este problema se atiende usando información de las transferencias privadas como una aproximación¹³.

Estimaciones propias revelan que el 30.8% de quienes tienen algún miembro del hogar trabajando en otro país reciben remesas. Esta relativa baja proporción podría responder al hecho de que muchos de quienes salieron del país son migrantes recientes y como tales no son capaces de enviar transferencias a casa todavía. O podría también implicar que los migrantes están ahorrando dinero para llevar a toda su familia con ellos.

En términos per-cápita¹⁴, el nivel promedio de remesas mensuales es de USD40.3, muy parecido al valor medio del ingreso laboral (USD 40.1) que percibiría cada miembro de un hogar con migrantes. Este promedio mensual de remesas es aun más representativo para aquellos hogares que efectivamente reciben transferencias de sus familiares que trabajan en el exterior, pues este valor representa el 148.3% de las ganancias laborales per-cápita. Estos estimados sugieren que las remesas podrían efectivamente reemplazar otras fuentes de ingresos, aun salarios.

En este sentido las remesas pueden producir cambios significativos en el desarrollo socio-económico de las áreas de migración. Aparentemente este parece ser el caso del Ecuador, donde la incidencia de pobreza es mayor entre los familiares de migrantes que no reciben remesas del exterior (42.2%), en relación con el índice encontrado entre aquellos que sí son receptores (27.28%).

Algunos estudios empíricos como el de Stark (1985) y Taylor (1996) sugieren que la migración y las remesas pueden tener efectos ambiguos ya que pueden aumentar o disminuir la desigualdad del ingreso del hogar. Dar una respuesta acerca de los efectos en la pobreza y desigualdad en el caso ecuatoriano va más allá del ámbito cubierto en el presente estudio, ya que esto demandaría información reciente, adecuada y detallada en cuanto a los niveles, así como periodicidad de las remesas.

El impacto sobre la oferta laboral puede ser adecuadamente explorados con la información a mano, esto se realizará en las siguientes secciones.

¹³ Las remesas se definen como aquellas transferencias privadas recibidas por los individuos cuyos parientes migrantes trabajan en el exterior.

¹⁴ Para todas las variables de ingreso, se ejecutaron sumas instrumentales para cada hogar con el objetivo de definir categorías de ingreso para todas las observaciones.

4. Evidencia empírica sobre las dimensiones de la oferta laboral

4.1. Explicación sobre la base de datos

Como se indicó anteriormente, la base de datos fue construida a partir de la encuesta nacional de empleo (ENEMDUR) y la encuesta de indicadores de la niñez y los hogares (EMEDINHO), ambas llevadas a cabo por el INEC en noviembre del 2000. La encuesta de empleo se realiza para difundir información acerca de los aspectos sociales, demográficos y económicos con énfasis en los indicadores relacionados al comportamiento del mercado laboral. Por otro lado, la segunda analiza las condiciones de salud y otros aspectos sociales como la migración internacional que afectan a la niñez y a los hogares del país.

Como las dos encuestas se realizaron a los mismos hogares fue posible cruzar la información y obtener una base de datos adecuada para todas las variables relevantes. Las encuestas contemplaron a los hogares rurales y urbanos del país, con excepción de la región insular, Galápagos, por su limitada población. La unidad de análisis fue el hogar y sus miembros. La encuesta incluye un total de 14.004 hogares, de los cuales 8.700 corresponden a áreas urbanas distribuidas en 69 ciudades, mientras que 5.304 pertenecen a asentamientos rurales, distribuidos en 48 distritos. En términos de observaciones individuales el tamaño de la muestra alcanza un nivel de 62.469.

Mientras que la base de micro datos provee muestras de un tamaño relativamente grande, también tiene un importante limitante. Como se dijo en la sección anterior, no tiene información detallada acerca del nivel y la periodicidad de las remesas para los hogares que reciben transferencias de sus parientes que trabajan en el exterior.

Después de un proceso de etiquetamiento y preparación de la base de datos, solo se seleccionó la población en edad de trabajar para analizar las principales características de la fuerza laboral ecuatoriana.

4.2. Dimensiones de la oferta laboral

4.2.1. Tasas de participación

Para evaluar las tasas de participación, toda la población en edad de trabajar fue clasificada en categorías de empleados, desempleados, subempleados y fuera de la fuerza laboral (retirados, estudiantes, amas de casa, etc). Las tasas de participación son medidas como el cociente entre aquellos que están activos en el mercado laboral

(empleados, desempleados y subempleados) y el total de la población en edad de trabajar. La siguiente tabla muestra las estimaciones diferenciadas por el estatus económico.

Tabla No. 2

Tasas de participación laboral según características socio-económicas, 2000

CATEGORIA	POBRES	NO-POBRES	TOTAL
Area			
Urbana	51.2	61.7	57.3
Rural	54.8	64.8	57.8
Región			
Costa	51.6	63.1	57.0
Sierra	54.6	61.4	58.1
Oriente	51.6	64.7	56.7
Género			
Masculino	69.9	75.5	72.7
Femenino	37.1	49.0	42.8
Categoría de edad			
10 – 19	28.6	26.1	27.6
20 – 29	68.1	74.8	71.7
30 – 39	71.7	85.1	78.1
40 – 49	72.6	80.5	76.8
50 – 59	65.9	76.0	71.5
60 – 64	57.6	58.3	58.0
65+	35.9	42.0	38.8
Posición en el hogar			
Jefe	83.0	88.2	85.7
Cónyuge	37.7	54.8	46.2
Hijo	43.9	48.7	46.1
Familiares de migrantes			
Sí	49.7	56.5	54.0
No	53.1	63.0	57.8
Remesas			
Sí	34.3	43.6	41.2
No	53.3	63.3	58.0

.../...

Educación			
Ninguna	54.1	61.3	56.3
Alfabetización	57.7	67.1	62.3
Primaria	53.2	59.7	55.6
Secundaria	49.4	56.8	53.5
Superior	68.2	78.5	76.4
Hijos en el hogar			
Ninguno	50.3	61.2	56.9
Uno o más	54.1	63.7	57.9
Etnicidad			
Indígena	75.2	82.7	77.4
Mestizo	60.1	68.3	64.3
Estado civil			
Casado	63.9	73.9	69.3
Soltero	58.4	67.0	60.3
Total	52.9	62.4	57.5

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas de hogares ENEMDUR - EMEDINHO, 2000. Edad de trabajar: 10 años en adelante.

Los resultados obtenidos muestran que a lo largo de casi todas las categorías, los pobres tienden a participar menos que los no pobres en el mercado laboral. Sin embargo entre el grupo de edad más joven (10 – 19 años) los pobres muestran las tasas de participación más altas, probablemente debido a la mayor incidencia de trabajo infantil en esta categoría de edad.

En relación al fenómeno de la migración internacional, es interesante observar que las tasas de participación de aquellos individuos con algún miembro del hogar trabajando en otro país son más bajas que las de aquellas personas que no tienen familiares migrantes (en promedio 54% frente a 57.8%). Esta tendencia es mucho más notoria entre los individuos no pobres, entre los cuales, aquellos que tienen algún familiar en el exterior muestran una tasa de participación 6.5 puntos porcentuales más baja. Mientras que entre los pobres, este diferencial solo alcanza los 3.4 puntos.

Esta tendencia es claramente observada entre los hombres. Los resultados del anexo 1 indican que los hombres en edad de trabajar que tienen un familiar trabajando en el exterior muestran una tasa de participación más baja que aquellos sin familiares migrantes (65.9% y 73.2% respectivamente). Este patrón es diferente entre las mujeres, ya que las que tienen algún familiar en el extranjero participan un poco más que aquellas sin esta característica (43.5% frente a 42.7%). Estos resultados podrían insinuar que las mujeres se ven forzadas a participar si sus

esposos migran. Probablemente este parece ser el caso, pues en la anterior sección se evidenció que la experiencia de migración es reciente en la mayor parte de los casos, entonces las remesas pueden no ser recibidas todavía.

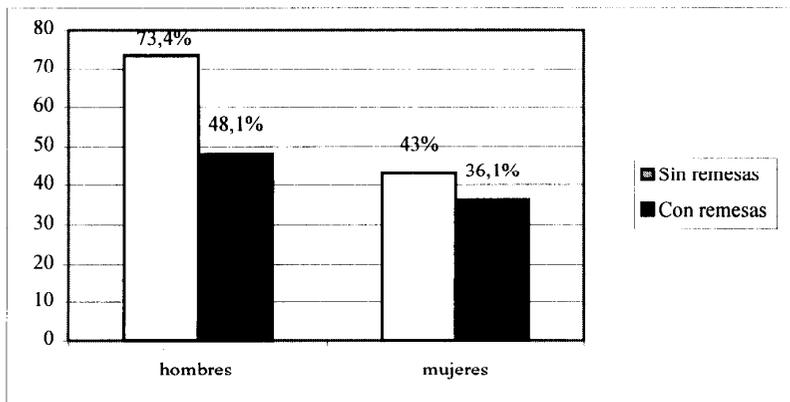
Esto podría indicar diferentes reacciones en relación a la oferta laboral, vinculadas a la categoría de género, lo cual probablemente está relacionado al hecho de que en general la participación laboral de los hombres es mucho mayor que la de las mujeres (72.7% frente a 42.8%, respectivamente).

En línea con esta tendencia, aquellas personas en edad de trabajar que reciben remesas del exterior muestran una tasa de participación más baja que el nivel alcanzado por aquellas que no reciben ninguna transferencia privada del exterior (41.2% frente 58%). Como se dijo anteriormente, este diferencial es mucho más grande entre los individuos no pobres. Esto puede ser el resultado de menores restricciones económicas entre los no pobres que los hace más flexibles en cambiar sus decisiones de participación.

Tomando en consideración la diferencia entre los sub-grupos de género, se observa que el diferencial en las tasas de participación entre hombres es mucho mayor que entre mujeres como se ve en el gráfico a continuación:

Gráfico No. 4

Tasas de participación de la fuerza laboral



En el caso de los hombres, aquellos que reciben remesas muestran una participación 25.3 puntos porcentuales más baja que la de los hombres en edad de trabajar que no reciben ninguna transferencia del exterior. Entre las mujeres esta diferencia existe, pero en menor escala (6.9 puntos porcentuales). Estas estimaciones sugieren que los hombres responden en mayor medida a la recepción de ingresos no laborales enviados por sus parientes en el extranjero. Probablemente con ingresos extra, ellos están incentivados a consumir actividades que no están relacionadas al mercado laboral como el ocio u ocupaciones del hogar.

Estos resultados dan apoyo empírico a la hipótesis propuesta en esta tesis que las remesas pueden reducir los incentivos para participar en el mercado laboral.

De acuerdo con el INEC, la tasa de participación urbana pasó de 58.4% a 60% entre noviembre de 1998 a noviembre de 1999, en consecuencia el desempleo urbano subió de 11.5% a 14.4%. Para el año 2000, estimaciones propias muestran que esta tasa de participación cayó ligeramente a un nivel de 57.3%, lo cual ayudó a detener el aumento en la tasa de desempleo que alcanzó un nivel de sólo 9% al final del año. El área rural, la participación laboral mostró un comportamiento similar, llegando a un nivel de 57.8%. En ambas áreas, los pobres participan menos que los no pobres.

En términos de características individuales, aparentemente la educación juega un papel importante en la participación laboral. La tasa más alta de participación se encuentra entre aquellos con mayor educación (76.4%), mientras que la más baja está en el nivel de educación secundaria (53.5%). Este comportamiento es coherente con el hecho de que aquellos que completaron el nivel universitario representan solo el 15.8% del mercado laboral y están listos para entrar en él, mientras que aquellos con nivel secundario son gente joven que continua estudiando y pueden no entrar en el mercado laboral completamente. La mayor parte de la población en edad de trabajar corresponde a aquellos individuos con educación primaria, que representan el 44.8% del mercado y tienen una tasa de participación del 55.6%.

Considerando las características étnicas, se observa que la tasa de participación más alta se encuentra entre los indígenas (77.4%) y la población negra (69%). Esto es coherente con el hecho de que estos grupos representan minorías en el país y aquellos que están activos en el mercado laboral son representativos en su contexto étnico. Entre los mestizos, quienes representan la mayor parte de la población económicamente activa (71.29%), la tasa de participación alcanza un nivel de (64.3%). Como en las categorías anteriores, el grupo de no pobres es el que más participa.

La población en edad de trabajar está compuesta en su mayor parte por jóvenes adultos (20 – 39 años). Por ello la tasa de participación más alta se encuentra en el grupo de gente que se encuentra en los 30 años (78.1%), mientras que la tasa más baja corresponde al grupo de edad de los 60 años (56.3%). ciertamente debido al período de jubilación.

Considerando la posición en la familia, como se esperaba, la tasa de participación más alta se encuentra entre los jefes de hogar (85.7%). Esto está relacionado con la responsabilidad tradicional de cuidar del resto de la familia.

En términos del estado civil, la tabla 2 muestra que la tasa de participación de los casados (69.3%) es mayor que la de los solteros (60.3%). Aparentemente esta tendencia promedial sugeriría que la presencia de los hombres en la muestra conduce la tendencia de la población como un todo. En el contexto latinoamericano las mujeres casadas están considerablemente restringidas de trabajar por las obligaciones del hogar, por ello este comportamiento no se aplica del todo a las mujeres.

Tomando en cuenta la presencia de niños en el hogar, aquellos individuos con hijos participan más en el mercado laboral que aquellos que no los tienen (57.9% frente a 56.9%). Este patrón es más notorio entre los pobres donde la tasa de participación de aquellos individuos pertenecientes a un hogar sin hijos es 50.3%, mientras que aquellos con niños alcanzan un nivel de 54.1%. Estos resultados podrían reflejar una estrategia para cubrir las crecientes necesidades de una familia con niños. La gente no puede solventar estar fuera de la fuerza laboral con miembros improductivos en la familia de quien cuidar.

4.2.2. Horas trabajadas

Para evaluar las horas trabajadas la muestra se limitó para aquellas personas que están activas en el mercado laboral y que trabajan entre 1 a 100 horas a la semana. Este rango fue considerado para eliminar posibles *outliers* de la muestra. La siguiente tabla presenta las horas trabajadas durante una semana normal según las diferentes categorías y estatus económico.

Tabla No. 3

Promedio semanal de horas trabajadas según las características socio-económicas, 2000

CATEGORIA	POBRES	NO-POBRES	TOTAL
Area			
Urbana	43.9	46.5	45.6
Rural	41.7	45.2	42.9
Región			
Costa	41.8	46.0	44.9
Sierra	43.6	46.1	44.1
Oriente	44.9	50.9	47.6
Género			
Masculino	44.8	48.1	46.5
Femenino	38.9	43.1	41.3
Categoría de edad			
10 – 19	37.1	41.4	38.8
20 – 29	43.4	46.1	45.0
30 – 39	44.8	48.0	46.5
40 – 49	45.0	47.4	46.4
50 – 59	44.4	46.8	45.8
60 – 64	43.2	43.4	43.3
65+	39.6	44.2	41.9
Posición en el hogar			
Jefe	46.4	49.4	48.0
Cónyuge	38.3	42.4	40.7
Hijo	40.2	43.8	42.0
Familiares de migrantes			
Sí	41.6	44.2	43.3
No	42.8	46.4	44.7
Remesas			
Sí	40.8	41.8	41.6
No	42.7	46.4	44.6
Educación			
Ninguna	40.6	43.1	41.4
Alfabetización	44.2	45.4	44.8
Primaria	43.0	47.5	44.9
Secundaria	43.3	46.7	45.4
Superior	41.8	44.3	44.0

Hijos en hogar			
Sin hijos	41.5	45.4	44.1
Uno o más	43.3	47.2	45.0
Etnicidad			
Indígena	43.9	46.3	44.7
Mestizo	43.2	46.6	45.1
Estado Civil			
Casado	45.0	47.1	46.2
Soltero	42.0	45.4	43.9
TOTAL	42.8	46.2	44.6

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas de hogares ENEMDUR - EMEDINHO, 2000. Edad de trabajar: 10 años en adelante.

La comparación de horas trabajadas entre diferentes grupos de población evidencia tendencias interesantes. En línea con lo observado en el análisis de las tasas de participación, los individuos pobres trabajan en promedio menos horas por semana que los no pobres (42.8 frente a 46.2). Y la tendencia es la misma para casi todas las categorías especificadas.

En términos de migración internacional, las estimaciones sugieren que aquellos individuos con algún miembro del hogar laborando en el exterior trabajan semanalmente un menor número de horas (43.3) que aquellos que no tienen ningún familiar en el extranjero (44.7). La diferencia en horas es más notoria entre los no pobres que entre los pobres (2.2 frente a 1.2).

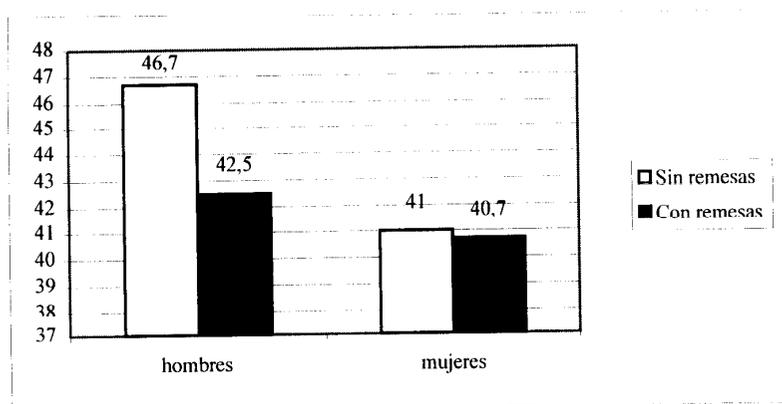
La tendencia es observada en ambas categorías de género, aunque la diferencia en el esfuerzo laboral es un poco más alta entre las mujeres. Los resultados del anexo 1 muestran que los hombres en edad de trabajar que tienen un familiar migrante trabajan en promedio una hora menos a la semana que aquellos sin ningún pariente en el extranjero (45.6 frente a 46.6). Para las mujeres, las estimaciones indican que quienes tienen algún pariente trabajando en un país extranjero laboran 1.2 horas menos que aquellas sin migrantes (40.2 frente a 41.4).

Controlando por la recepción de remesas, los estimados indican que aquellos que reciben esta clase de transferencias privadas desde el exterior trabajan en promedio 3 horas menos a la semana que aquellos que no reciben ninguna. Como se dijo anteriormente este diferencial es mayor entre los individuos no pobres (4.6 horas).

El siguiente gráfico muestra que esta tendencia se mantiene para hombres y mujeres, aunque entre los primeros la diferencia es mucho más notoria.

Gráfico No. 5

Número total de horas trabajadas semanalmente



FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de ENEMDUR-EMEDINHO, 2000

Los hombres en edad de trabajar que reciben remesas trabajan en promedio 4.2 horas menos durante una semana normal que aquellos que no reciben ninguna. Entre las mujeres la diferencia en el esfuerzo laboral es mucho más pequeña, en promedio 0.3 horas. Esto probablemente responde al hecho de que los hombres trabajan en promedio más horas que las mujeres en el mercado laboral, entonces ellos tienen mayor espacio para reducir el esfuerzo laboral y aún trabajar una jornada 'normal' de alrededor de 40 horas.

Como en el caso de las tasas de participación, la diferencia en el número de horas validaría el argumento de la investigación. Además, es interesante anotar que el tamaño de los diferenciales del esfuerzo laboral es más pequeño que el de las tasas de participación, debido al hecho de que estas dos dimensiones de trabajo son ciertamente diferentes.

En áreas urbanas, la gente trabaja en promedio casi 3 horas más que aquellos que viven en zonas rurales, esta tendencia es más notoria entre la población pobre. En un contexto regional, los resultados de la tabla 3 muestran que la gente de la Costa y la Sierra tienen un comportamiento similar, mientras que los que viven en la Amazonía trabajan 3 horas más, esta tendencia se observa claramente entre los individuos no pobres.

Los resultados por categoría de edad revelan que la gente de mediana edad (30 – 49 años) son los que más trabajan, esto es cierto para los individuos pobres y los no

Pobres. En términos de educación, se observa que los que más horas trabajan son la población activa que ha completado el nivel secundario (45.4 por semana). Mientras que aquellos con el menor número de horas se encuentra entre los pobres sin ninguna educación (40.6).

En términos de etnicidad, se puede observar que la población mestiza trabaja un poco más que los grupos indígenas. Sin embargo este comportamiento no se mantiene para ambas categorías económicas. Entre los pobres, son los indígenas quienes más trabajan durante una semana normal (43.9 frente a 43.2).

Como se esperaba, los individuos que están casados trabajan más horas en el mercado laboral que los solteros (46.2 frente a 43.9), esto es más evidente entre los pobres. Nuevamente, esto probablemente refleja que los hombres conducen la tendencia.

Adicionalmente, la tabla 3 refleja que como en el caso de la participación, los jefes de hogar trabajan más horas durante la semana que la esposa y los hijos (48, 40.7 y 42, respectivamente). En las tres categorías, los pobres trabajan menos que los no pobres.

Finalmente, es importante anotar que aquellos individuos con niños en el hogar trabajan más horas que aquellos que vienen de hogares sin hijos (45 frente a 44.1). Como se esperaba, esto es cierto para la población pobre y la no pobre. Esta tendencia podría cuestionarse entre las mujeres que no son jefas de hogar, quienes usualmente se encargan del cuidado de los hijos, especialmente en un contexto tradicional como es el de Ecuador.

5. Efectos de la migración internacional en la oferta laboral

5.1. Estrategia de estimación

Los anteriores resultados descriptivos de las encuestas de hogares utilizadas en el presente estudio sugieren que es importante establecer modelos separados según la categoría de género. De hecho después de chequear por la estabilidad estructural¹⁵, la hipótesis nula de coeficientes iguales de las variables explicativas es rechazada para las sub-muestras de hombres y mujeres. Por lo tanto, dos ecuaciones por categoría de género son consideradas al modelizar la participación y las horas trabajadas. Adicionalmente, para evaluar si algunas características del miembro del

¹⁵ El Chow test aplicado a la ecuación de horas: Valor F obtenido (9.12) superior al valor crítico F ($\alpha, 24$)=1.38

hogar que salió del país pudiesen afectar los resultados obtenidos, los mismos modelos fueron aplicados únicamente a la sub-muestra de parientes de migrantes.

Para tener una muestra representativa a la cual aplicar los modelos empíricos, varios criterios de selección fueron definidos. El primer criterio de exclusión se basó en la edad, las observaciones son elegibles para aquellas personas que están en el rango de 10 a 65 años, con el fin de considerar la población que realmente puede ser parte de la fuerza laboral. Un segundo criterio de exclusión fue tener un ingreso familiar per-cápita mayor a cero y la eliminación de *outliers* en las variables de ingreso de la actividad primaria. Finalmente, los casos fueron seleccionados solo si el número de horas trabajadas se encontraba en el rango de 1 a 100 horas por semana. Además, se realizaron sumas instrumentales de los ingresos familiares para definir los ingresos laborales y no laborales per-cápita para todas las observaciones.

Con el objetivo de obtener estimaciones correctas, se consideró el diseño de la muestra en las estimaciones mediante los pesos ponderados y las agrupaciones. Como Deaton (1997:15) sugiere, cuando una muestra es usada para calcular estimaciones acerca de la población, es necesario ponderar la información de la muestra para asegurar que cada grupo de hogares se encuentre adecuadamente representado. De ahí que incluir las ponderaciones en el análisis da como resultado estimaciones que aproximadamente no son sesgadas para cualquier cosa que se esté intentando estimar en la población total. Si las ponderaciones son omitidas, las estimaciones pueden ser muy sesgadas.

De igual forma, como en las encuestas de hogares las observaciones de un mismo grupo no son independientes, no es conveniente usar estimados que asuman independencia, porque los errores estándar obtenidos pueden ser erróneamente muy pequeños. Por ello es importante usar las ponderaciones muestrales para conseguir las estimaciones puntuales correctas, así como considerar la agrupación del diseño de la muestra para obtener los errores estándar correctos.

5.2. Resultados de la estimación

5.2.1. Modelo de participación para la población en edad de trabajar

Del tamaño original de la muestra (62.469 observaciones), un número de 42.468 sobrevivió a las primeras dos restricciones impuestas. Este es el tamaño de la muestra sobre la cual se modelizará las decisiones de participación como se definió en la ecuación (1).

El modelo empírico usado en esta investigación incluye 25 variables explicativas: tres continuas y 22 de naturaleza discreta. Como muchos modelos de capital humano, en las ecuaciones se incluye variables continuas como: edad, edad al cuadrado e ingreso total que es evaluado a nivel de hogar pero en términos per cápita. Por ello todos los miembros de un determinado hogar reciben el mismo valor de ingreso en esta categoría.

Para analizar la pregunta de investigación, una variable dummy es creada para controlar por la recepción de remesas. En el mismo sentido, la presencia de otros ingresos no laborales son también definidos como dummies, entre ellos: la renta del capital, pensiones de retiro y subsidios sociales en efectivo. Finalmente, se define una variable para controlar por la característica de tener un familiar trabajando en el exterior. Esto se realizó para evaluar las diferencias en las decisiones de participación debido a la presencia de migrantes en el hogar así como la recepción de remesas.

Adicionalmente, se generaron otras variables categóricas para definir las características individuales, del hogar y del mercado laboral. Las dummies geográficas consideradas controlan las diferencias entre asentamientos urbanos y rurales. La categorización por regiones es también tomada en cuenta y tres dummies son definidas para la Sierra, Costa y Región Amazónica.

La etnicidad se mide a través de dos categorías: indígenas y no indígenas. Mientras que el nivel educativo es medido en cuatro categorías: ninguna, primaria, secundaria y superior. Las relaciones con el jefe de hogar se codifican como jefe, esposa, hijos, otros parientes y otros no parientes. Finalmente una variable para el estado civil y cinco categorías del tamaño del hogar son consideradas en las decisiones de participación.

Para facilitar la interpretación, un modelo alternativo 'dprobit' fue realmente utilizado para obtener directamente el cambio marginal en la probabilidad de participar en la fuerza laboral, relacionada a un cambio infinitesimal en las variables independientes continuas y un cambio discreto en los regresores dummy. Los estimadores probit equivalentes con el término constante, así como el panorama completo de resultados se muestran en el anexo 3.

Tabla No. 4

Resultados del modelo dprobit de participación laboral para la población en edad de trabajar

Variables	HOMBRES			MUJERES		
	Coefficiente	Robust S. E.	Valor z	Coefficiente	Robust S. E.	Valor z
Edad	.0643804	.0020045	43.25	.0711191	.0034431	20.85
Edad Cuadrado	-.0008155	.0000251	-41.15	-.0008876	.000046	-19.39
Hijos	.0170109	.0089703	*1.90	.023159	.0099058	2.33
Rural	.0871077	.010562	7.69	-.0206286	.0186002	-1.11
Pobre	-.0191392	.0107651	*-1.77	-.0516458	.021739	-2.40
Indígena	.0644761	.0109713	4.65	.2642314	.0278043	8.83
Casado	.0934813	.0144973	6.35	-.1120439	.0185726	-6.09
Educación Primaria	.0792189	.0229844	3.50	.0047344	.0219733	0.22
Educación Secundaria	-.0229251	.0263848	-0.88	-.013519	.0250323	-0.54
Educación Terciaria	-.0737935	.0298667	-2.74	.133558	.0260723	5.11
Esposa/o	-.4739685	.0913803	-5.93	-.2063409	.0190034	-10.23
Hijo/a	-.0462725	.0165144	-2.84	-.0887996	.0194015	-4.50
Otros parientes	-.0587429	.0210341	-3.09	-.1540842	.0176549	-7.93
Otros no parientes	-.0448553	.0246157	-2.00	.1570707	.0412042	3.75
Parientes migrantes	.0296765	.020945	1.31	.0466818	.0270868	*1.73
Tamaño del hogar (3-5)	-.048287	.0174436	-2.77	-.0583065	.0209626	-2.79
Tamaño del hogar (6-7)	-.0374207	.0189449	-2.07	-.0695607	.0198499	-3.49
Tamaño del hogar (8-10)	-.0460381	.0198216	-2.51	-.0302355	.023706	-1.27
Tamaño del hogar (11+)	-.0090809	.0275086	-0.41	-.0135738	.0415525	-0.33
Sierra	-.0457226	.0099316	-4.56	.0689764	.0249193	2.75
Amazonia	-.0984034	.0348816	-3.35	.0741167	.038561	*1.93
Remesas	-.1550175	.0589943	-3.25	-.1645815	.0398733	-3.65
Ingresos de capital	-.0798731	.0199629	-4.49	-.0873706	.0196598	-4.21
Otros ingresos no laborales	-.0146012	.0079501	*-1.89	-.0059387	.0143562	-0.41
En ingreso total del hogar per-cap	.0146462	.0069004	2.13	.0332831	.0109281	3.02

FUENTE: Estimaciones propias a partir de ENEMDUR-EMEDINHO, 2000

ECUACION DE HOMBRES: Número de observaciones: 20833; Pseudo R2: 46.23%
ECUACION DE MUJERES: Número de observaciones: 21635; Pseudo R2: 15.85%

* Significancia estadística al 90% de confianza, el resto con un valor z mayor a 2 son significantes al 95% de confianza
Categorías omitidas: Hogar sin niños, urbano, no-pobre, no-indígena, sin instrucción, no casado, jefe de hogar, región costera, ingreso laboral, pertenecer a un hogar de 1 a 2 miembros.

Enfocándose en la significancia estadística, la tabla 4 revela que los determinantes de la decisión de participar laboralmente varían según las categorías de género, pero en general están relacionados principalmente a las características individuales como edad, etnicidad, estatus económico y estado civil, así como a las características geográficas.

En el contexto de la especificación del modelo, la variable dummy que controla por la característica de tener un miembro del hogar trabajando en el exterior no es estadísticamente significativo para la sub-muestra de hombres. Esto sugiere que tener un familiar trabajando en otro país no juega un papel determinante en las decisiones de participación de los hombres en edad de trabajar.

Sin embargo, entre las mujeres la variable dummy es estadísticamente significativa¹⁶. El valor marginal del coeficiente predice que tener un miembro del hogar trabajando en el exterior podría incrementar la probabilidad de participar en la fuerza laboral por 4.7% entre las mujeres. Al parecer tener un familiar en el exterior es más relevante para las decisiones de participación de las mujeres que la de los hombres. Esto es comprensible ya que los migrantes son básicamente hombres, implicando menos miembros productivos en el hogar, situación que puede traer restricciones presupuestarias para la familia inicialmente, cuando el miembro que salió del país no es capaz todavía de enviar remesas a casa, incentivando a que los restantes miembros participen en la fuerza laboral.

En línea con la teoría, la recepción de rentas de capital, remesas y otros tipos de ingresos no laborales (pensiones jubilares y subsidios) tienen un efecto negativo en las decisiones de participación para hombres y mujeres. Es importante señalar que en esta especificación lo que importa únicamente es si las remesas están presentes en el presupuesto per-cápita o no, sin considerar el monto de las remesas.

La variable dummy que controla por la recepción de remesas es estadísticamente significativa para ambas sub-muestras y el nivel de su impacto es el más alto entre los ingresos no laborales. El valor marginal del coeficiente implica que recibir remesas de los parientes que trabajan en el exterior reduciría la probabilidad de participar en el mercado laboral en 15.5% en el caso de los hombres en edad de trabajar y en 16.5% para las mujeres. Como uno puede observar el efecto negativo en las decisiones de participación están en líneas con la evidencia empírica mostrada en el capítulo anterior.

Los resultados obtenidos indican que la población en edad de trabajar que recibe transferencias privadas del exterior es menos probable que participe en la fuerza laboral, lo cual apoya la hipótesis del presente trabajo de investigación.

Adicionalmente, la tabla 4 muestra otros resultados importantes acerca de los determinantes de la decisión de participar para la población en edad de trabajar. El área de residencia parece ser importante solo para los hombres, ya que en la ecuación de mujeres esta variable no es estadísticamente significativa. El modelo

¹⁶ Al 90% de confianza.

predice que entre los hombres que viven en zonas rurales, la probabilidad de participar aumenta en 8.7% en relación de los que viven en zonas urbanas.

En un contexto regional, es interesante anotar que las variables que controlan por las diferencias regionales son significantes para ambos sub-grupos de género, a pesar de que los efectos van en direcciones opuestas. Las estimaciones sugieren que ser un hombre que vive en la Amazonía reduciría la probabilidad de participar por 9.8% con relación a los que viven en otras regiones. Mientras que las mujeres que viven en esa región son más propensas a participar, el modelo predice que ser una mujer que vive en la Amazonía aumentaría la probabilidad de participar en el mercado laboral por 7.4% comparado con aquellas que viven en otras regiones.

Al parecer, la menor proporción de habitantes en esta región puede tener alguna influencia en estos resultados. Probablemente eso responda a un proceso de migración interna donde usualmente los hombres en edad de trabajar van a laborar en otras regiones del país, mientras que las mujeres tienden a permanecer ahí y trabajar principalmente en actividades informales.

Las estimaciones realizadas también indican que la etnicidad juega un papel importante en las decisiones de participación de la población en edad de trabajar, especialmente entre las mujeres para quienes la significancia estadística así como la dimensión del impacto es mucho mayor que entre los hombres. El valor de coeficientes sugieren que ser indígena aumentaría la probabilidad de participar por 6.4% y 26.4% para hombres y mujeres, respectivamente. Esto debería ser entendido en el contexto de que solo una pequeña parte de la población en edad de trabajar es indígena y que son altamente activos, pero en el sector informal. Esto es natural en un país como Ecuador donde las mujeres indígenas trabajan usualmente en los mercados de comida o en otras áreas del sector informal.

La dummy que hace referencia al estatus económico muestra que ser pobre tiene un impacto negativo en la participación laboral. En ambas categorías de género la variable es estadísticamente significativa. El valor marginal de los coeficientes predice que ser pobre reduce en 1.9% la probabilidad de formar parte de la fuerza laboral entre los hombres. Mientras que entre las mujeres en edad de trabajar, el impacto es negativo y mayor (5.2%).

El estado civil es una variable muy importante en las decisiones de participación. En ambas ecuaciones (hombres y mujeres), la dummy que controla por la característica de estar casado es estadísticamente significativa y el tamaño del coeficiente es considerable. Como uno esperaría, ser casado afecta de manera diferente a hombres y mujeres. En términos cuantitativos, ser un hombre casado aumentaría la probabilidad de participar en 9.3% mientras que en el caso de una

mujer la probabilidad de participar se reduciría en 11.2%. Las actividades del hogar, relacionadas a la división del trabajo dentro de un hogar tradicional, podrían explicar esta tendencia.

En el mismo sentido, quienes son esposa/os del jefe de hogar tienen la probabilidad más baja de participar en la fuerza laboral. Es común que sea uno de los dos miembros de una pareja quien sea el responsable de ser el jefe del hogar y por ello tienda más a participar ya que él /ella asume tomar la responsabilidad económica por el resto de la familia. Los resultados muestran que ser esposo del jefe del hogar reduce en 47.4% la probabilidad de participar entre los hombres. Mientras que las mujeres en edad de trabajar que tienen esta característica, se reduce en 20.6% la probabilidad de participar en el mercado laboral.

La relevancia de la educación en la participación es diferente para ambas categorías de género. Entre los hombres, la educación primaria es estadísticamente significativa y conduce a los mayores niveles de participación. El haber completado los niveles de educación básica aumentaría la probabilidad de participar en 7.9%. Esta probabilidad responde al hecho de que aquellos con niveles más altos de educación están todavía estudiando y no toman parte activa en el mercado laboral.

Contrario al caso de los hombres, el probit de mujeres evidencia que los niveles de educación más altos conducen a las probabilidades más altas de participación, esto es normal en un mercado dominado por hombres, donde las mujeres trabajadoras tienen que ser muy calificadas para competir. La dummy que controla por educación superior es estadísticamente significativa y muestra que tener este nivel de educación aumenta la probabilidad de participar en el mercado laboral por 13.4% entre las mujeres.

Tener niños en el hogar (menos de 10 años) aumenta la probabilidad de participación, esto es especialmente cierto para las mujeres para quienes la extensión del impacto de esta variable dummy es un poco más alta que en el caso de los hombres. El coeficiente sugiere que tener hijos en los hogares aumenta la probabilidad de participar en el mercado laboral por 2.3% mientras que entre los hombres este valor es de 1.7%.

Finalmente, es importante señalar que como es común, la variable de edad representa una curva U invertida con el esfuerzo laboral, lo cual es coherente con la tendencia del ciclo de vida.

5.2.2. Modelo de horas trabajadas para la población activa en edad de trabajar

Después de aplicar las tres restricciones explicadas en la primera sección de este capítulo, un total de 23.303 observaciones sobrevivieron a los criterios de selección. Por lo tanto el modelo especificado en la ecuación (2) es aplicado a esta submuestra.

Como la forma logarítmica del salario por hora es incluida explícitamente en la especificación del modelo de horas trabajadas, es importante considerar que las encuestas de hogares típicamente presentan problemas de errores de selección, endogeneidad y errores de medición en las variables de salario. De hecho, un intento anterior para estimar la ecuación (2) sin corregir por errores de selección y endogeneidad dio como resultado diferentes estimaciones a las que se muestran a continuación, pero ellas fueron sesgadas e inconsistentes.

Estos sesgos son usualmente corregidos usando la técnica¹⁷ de Heckman (1976, 1979) y variables instrumentales. Por ello, como una manera de enfrentar este problema, la ecuación de horas trabajadas es finalmente modelada a través de una estimación de mínimos cuadrados corregida por errores muestrales de selección, incluyendo los salarios corregidos por el procedimiento de Heckman, así como los ratios de Mill construidos a partir de la mencionada técnica (ver anexo 4).

La ecuación de horas trabajadas incluye casi todas las variables explicativas del modelo anterior, aunque en este caso la especificación ha cambiado ligeramente. Primero que nada, se añaden tres variables discretas: el logaritmo natural de salarios predecido, los ratios Mills obtenidos del procedimiento de Heckman y el número de empleos.

También incluye algunas variables categóricas que controlan por el estatus laboral (permanente o no), la calificación de los trabajadores (calificados o no) y la categoría de trabajo (por cuenta propia), así como la actividad económica (agricultura o no). Estas variables son incluidas porque aparentemente tener estas características puede afectar los patrones de trabajo de la gente en términos de número de horas trabajadas.

¹⁷ Ver Berndt (1991:623-9) y Stata 7 Vol. 2H-P (2001:15-30)

Tabla No. 5

Modelo MCO de horas trabajadas corregido por errores muestrales de selección para la población en edad de trabajar.

Variable	HOMBRES			MUJERES		
	Coefficiente	Robust S. E.	Valor z	Coefficiente	Robust S. E.	Valor z
Edad	.0375342	.0025526	14.70	.0325553	.0045844	7.10
Indígena	.0429628	.014934	2.88	.143678	.0338697	4.24
Edad al cuadrado	-.0004454	.000029	-15.35	-.0003857	.0000552	-6.99
Hijos	.0212848	.0114759	*1.85	.009146	.0167775	0.55
Casado	.0246144	.0154679	1.59	-.0318135	.0369206	-0.86
Esposa	-.0137613	.0511382	-0.27	-.0976121	.0320827	-3.04
Hijo	-.0469616	.0265267	*-1.77	-.0148635	.0299137	-0.50
Otros parientes	-.0286179	.025067	-1.14	-.0571229	.0281195	-2.03
Otros no parientes	-.0708165	.0640647	-1.11	.0373036	.0856861	0.44
Parientes Migrantes	.0298105	.0199768	1.49	.0075112	.0290514	0.26
Tamaño del hogar	.0182402	.0062043	2.94	.0052082	.0100503	0.52
Mills ratio	.0054314	.0038082	1.43	-.0016956	.0126691	-0.13
Ln del salario por hora	-.1256187	.0225199	-5.58	-.0936616	.0238096	-3.93
Remesas	-.1160283	.0360723	-3.22	-.0767317	.0619738	-1.24
Ingresos de capital	-.0328324	.0171165	*-1.92	-.0803395	.0265348	-3.03
Otros ingresos no laborales	-.0282262	.0153665	*-1.84	-.0837496	.0188632	-4.44
Número de trabajos	.2099699	.0206897	10.15	.3161042	.0402263	7.86
Pobre	-.086694	.013668	-6.34	-.1109431	.0182248	-6.09
Empleo por cuenta propia	-.1000896	.0261039	-3.83	-.1945262	.0784254	-2.48
Rural	-.0338389	.0171411	*-1.97	-.0613544	.0379064	-1.62
Empleo Permanente	.0967234	.0104358	9.27	.1287201	.0358675	3.59
Agricultura, ganadería, etc.	-.0266386	.0140544	*-1.90	-.0757451	.038906	*-1.95
No calificado	-.0222734	.0125844	*-1.77	-.1022561	.0215128	-4.75
Constante	2.337	.0830801	28.13	2.124	.1473315	14.42

FUENTE: Estimaciones propias a partir de ENEMDUR-EMEDINHO, 2000

ECUACION DE HOMBRES: Número de observaciones: 14728; R2: 9.77

ECUACION DE MUJERES: Número de observaciones: 8575; R2: 8.78

- * Significancia estadística al 90% de confianza, el resto con un valor z mayor a 2 son significantes al 95% de confianza
Categorías omitidas: Hogar sin niños, urbano, no-pobre, no-indígena, sin instrucción, no casado, jefe de hogar, región costera, ingreso laboral.

La tabla 5 muestra que los factores que más influyen en el número de horas trabajadas semanalmente están relacionados a la edad, estatus económico, estado civil, número de trabajos, categoría de trabajo, así como ingresos laborales y no laborales.

En las regresiones semilogarítmicas es común aplicar la estrategia¹⁸ de obtener el antilogaritmo de la estimación y substraerlo de 1, para interpretar los efectos marginales de la variable dummy. En esta investigación se sigue esa tradición.

Repitiendo la misma tendencia que el modelo de participación, la dummy que controla por la característica de tener un miembro del hogar trabajando en el exterior parece no tener ningún efecto en el esfuerzo laboral de la población activa en edad de trabajar. En ambas categorías de género la variable es estadísticamente insignificante.

En general, los ingresos no laborales tienen un impacto negativo en el número de horas trabajadas durante la semana. Como la tabla 5 indica, recibir remesas del exterior efectivamente tiende a reducir el esfuerzo laboral. Sin embargo, en el marco de la especificación del modelo, ésta es solo significativa en la ecuación de hombres. Probablemente los hombres de los hogares de migrantes usan esos ingresos para consumir más ocio. El tamaño del coeficiente sugiere que recibir las remesas de los parientes que laboran en el exterior reduce el número de horas trabajadas de aquellos hombres en edad de trabajar en el país por 10.9%.

Entre las mujeres se observa el mismo impacto negativo en el esfuerzo laboral, pero éste no es estadísticamente significativo. Esto podría sugerir que ellas no tienden a cambiar los patrones de trabajo hacia actividades que no estén relacionadas con el mercado laboral, probablemente debido al ya bajo número de horas que trabajan con relación a los hombres o a la rigidez de la jornada laboral del país.

En términos de otros ingresos no laborales, la recepción de rentas de capital, transferencias sociales y pensiones son significativas para ambos grupos de las submuestras, pero especialmente para las mujeres. En el caso de los hombres, el efecto negativo del esfuerzo laboral en la renta de capital y en otros ingresos no laborales alcanza niveles de 3.2% y 2.8% respectivamente. Mientras que entre las mujeres, el número de horas trabajadas en una semana podría reducirse en 7.7% y 8% correspondientemente.

Como se dijo anteriormente, el estatus laboral es un determinante importante del número de horas trabajadas en una semana, esto es cierto para ambos hombres y mujeres. El efecto es un poco mayor entre éstas últimas.

¹⁸ Halvorsen y Palmquist, citado en Gujarati (1995:525)

Tener un empleo permanente puede aumentar en 10.2% el número de horas de trabajo entre los parientes de migrantes en la semana, mientras que entre las mujeres este efecto alcanza un nivel de 13.7%.

El número de trabajos también tiene un efecto significativamente alto y positivo. Entre los hombres tener un trabajo más incrementaría el número de horas en 21%, mientras que entre las mujeres este nivel alcanza el 31.6%.

El estatus económico juega un papel significativo en el número de horas que una persona trabaja semanalmente para ambas categorías de género. El modelo predice que entre los hombres ser pobre disminuye en 8.3% el esfuerzo laboral, mientras que entre las mujeres la dimensión de este efecto es mayor, el número de horas de trabajo disminuiría en 10.4%.

Otros resultados interesantes del modelo de horas sugieren que ser trabajador por cuenta propia tiene un impacto negativo en el esfuerzo laboral. Esta variable categórica es significativa para hombres y mujeres y el efecto es mucho más alto entre éstas últimas. Entre los hombres la reducción del esfuerzo laboral alcanza un nivel de 9.5% mientras que entre las mujeres el efecto es de 17.7%. Al parecer, la gente que trabaja por cuenta propia disfruta de mayor flexibilidad en su jornada de trabajo.

Además, el coeficiente del modelo sugiere que no estar calificado afecta negativamente al esfuerzo laboral de la población en edad de trabajar. Entre los hombres parientes del migrante ser no calificado implica trabajar 2.2% menos que si lo fuera, lo cual es coherente considerando que el trabajador no calificado tiene un horario de trabajo más flexible. Entre las mujeres este efecto alcanza el 9.7%.

La forma funcional de la variable dependiente y la del salario por hora es logarítmica, por lo tanto en la tabla de resultados se muestra la elasticidad del salario por hora en el número de horas trabajadas durante la semana.

Para la ecuación de hombres, 1% de incremento en el salario por hora reduciría en 0.13% el número de horas. Por lo tanto, si el salario aumenta, ellos podrían realmente reducir el número de horas trabajadas, dentro de las limitaciones de un mercado laboral rígido, por supuesto este patrón puede ser seguido por aquellos que tienen más de un trabajo. En el caso de la sub-muestra femenina, el efecto es más bajo (0.09%), evidenciando que las mujeres son menos sensibles a las variaciones salariales. En otras palabras existe un efecto significativo en el salario por hora, pero es pequeño para ambas sub-muestras de género.

El tamaño del hogar es estadísticamente significativo solo en el caso de los hombres, a mayor número de miembros del hogar mayor es el número de horas trabajadas durante la semana. Tener un miembro más dentro de la familia incrementaría en 2% el número de horas trabajadas por los parientes masculinos del migrante. Este podría ser el caso, ya que con más miembros en la familia, más son las necesidades que se deben satisfacer.

5.2.3. Ecuación de participación para la sub-muestra de parientes de migrantes

La sub-muestra de parientes de migrantes tiene un tamaño de 3.257 observaciones. La especificación del modelo presentado para el total de la población en edad de trabajar fue ligeramente cambiada para incluir otras variables que podrían afectar las decisiones de participación, especialmente la de aquellos parientes que permanecen en el país.

Para la sub-muestra de familiares de migrantes se definieron cinco dummies adicionales para verificar si alguna característica de los miembros que salieron del país pudiese afectar las decisiones de participación. La posición que este miembro tuvo en la familia es definida en tres categorías (codificada como jefe, esposo/a, hijo). El género también es considerado (1 si es hombre, 0 mujer) y finalmente una dummy más para evaluar si el migrante dejó hijos menores de 18 años o no.

Los estimados equivalentes probit con el término constante, así como el completo despliegue de los resultados se muestran en el anexo 5.

Tabla No. 6

Resultados del modelo dprobit de participación laboral para la sub-muestra de parientes de migrantes

Variables	HOMBRES			MUJERES		
	Coefficiente	Robust S. E.	Valor z	Coefficiente	Robust S. E.	Valor z
Edad	.0936373	.0074389	11.95	.0637488	.0062977	10.06
Edad al cuadrado	-.0011765	.0000889	-11.75	-.0007743	.0000789	-9.74
Hijos	.0877204	.0480789	*1.79	.1308974	.0444443	2.91
Rural	.0555855	.0319204	*1.69	.0586722	.0450971	1.30
Pobre	-.050008	.079785	-0.63	-.0293562	.0379444	-0.77
Indígena	.0899977	.058888	1.33	.2677582	.0993513	2.42
Casado	.09989	.0655589	1.48	-.0836071	.0550903	-1.51
Educación Primaria	-.0585325	.207841	-0.28	-.0136542	.0909266	-0.15
Educación Secundaria	-.1959125	.1948142	-0.98	-.0108916	.0955083	-0.11
Educación Terciaria	-.2976704	.2787715	-1.14	.2072139	.1130123	*1.76
Esposa	-.578187	.1494632	-3.03	-.0823203	.0839481	-0.97
Hijo	-.1059751	.076281	-1.35	.0510519	.1239158	0.41
Tamaño del hogar (3-5)	-.0651731	.0604352	-1.08	-.0960742	.079134	-1.21
Tamaño del hogar (6-7)	-.0551153	.0601452	-0.94	-.0993601	.0893409	-1.10
Tamaño del hogar (8-10)	-.2673511	.1078653	-2.64	-.148774	.085073	*-1.66
Tamaño del hogar (11+)	-.1976548	.1496867	-1.46	-.2117507	.1104451	*-1.66
Otros parientes	-.2003507	.0973614	-2.17	-.0430439	.0858492	-0.50
Otros no parientes	.0252623	.129011	0.19	.3614402	.1136661	2.44
Sierra	-.0734206	.0242609	-3.07	.0886506	.0359208	2.44
Amazonía	-.0813311	.0872302	-1.00	-.0086011	.0715729	-0.12
Ln ingreso total del hogar per-cap.	-.0257544	.0317964	-0.80	.0611029	.0250728	2.44
Remesas	-.1611377	.0579993	-2.79	-.162817	.0348144	-4.53
Ingreso de Capital	.0236302	.0767174	0.30	-.1254943	.044531	-2.71
Otros ingresos no laborales	-.0964757	.0549147	*-1.89	-.02953	.0515535	-0.57
Migrante jefe de hogar	.0738237	.0932184	0.69	-.0011723	.096026	-0.01
Migrante esposo del jefe de hogar	-.208153	.0995975	-2.30	-.1668681	.0786445	*-1.96
Migrante hijo de hogar	-.0980191	.0613782	*-1.67	-.1025859	.0618812	-1.62
Migrante masculino	-.0141455	.0494008	-0.29	.0269069	.0744472	0.36
Hijo/os dejados por migrante	-.032962	.0420136	-0.80	.0967838	.0409504	2.36

FUENTE: Estimaciones propias a partir de ENEMDUR EMEDINHO, 2000

ECUACION DE HOMBRES: Número de observaciones: 1481; Pseudo R2: 39.63%
 ECUACION DE MUJERES: Número de observaciones: 1776; Pseudo R2: 18.10%

* Significancia estadística al 90% de confianza, el resto con un valor z mayor a 2 son significantes al 95% de confianza
 Categorías omitidas: Hogar sin niños, urbano, no-pobre, no-indígena, sin instrucción, no casado, jefe de hogar, región costera, ingreso laboral, pertenecer a hogar de 1 a 2 miembros, migrante como otro pariente, migrante como mujer, migrante sin hijos.

La tabla anterior revela algunas diferencias con las tendencias encontradas entre la población total. De acuerdo al modelo, en términos de tamaño y significancia estadística, los principales factores que influyen la decisión de participar están relacionados a la edad, locación, posición en la familia, así como los ingresos laborales y no laborales, entre otros.

Como se vio anteriormente, las variables dummy que controlan por la recepción de remesas y otros ingresos no laborales, como las transferencias sociales y las pensiones de retiro, muestran un efecto negativo en las decisiones de participación de los parientes de migrantes en edad de trabajar. La dummy para las remesas es estadísticamente significativa y el tamaño del coeficiente marginal es mayor que otros ingresos no laborales para ambas ecuaciones de género, sugiriendo que es realmente un factor importante en las decisiones de participación.

Para la especificación del modelo, el tamaño del efecto de la dummy que controla por la característica de recibir remesas es similar entre los hombres y mujeres. El valor del coeficiente marginal predeciría que recibir remesas de los parientes del exterior reduce en 16.1% la probabilidad de participar en el mercado laboral, manteniendo el resto constante. Mientras tanto entre las mujeres está probabilidad se reduce en 16.3%. Esto está en línea con la principal hipótesis de la investigación.

La recepción de rentas de capital es significativa solo entre las mujeres. El tamaño del efecto negativo en las decisiones de participación es más bajo que aquel ejercido por las remesas (12.5%). De otra parte, la recepción de otros ingresos no laborales es significativa únicamente para la sub-muestra de hombres, para los cuales el efecto negativo alcanza un nivel de 9.6%.

La tabla 6 también muestra importantes tendencias acerca de otros factores que determinan la participación en la fuerza laboral. Como se ha visto anteriormente, aquellos que viven en áreas rurales son más propensos a participar en el mercado laboral. Sin embargo esta variable es estadísticamente significativa solo entre hombres para quienes vivir en áreas rurales aumenta en 5.6% la probabilidad de participar en el mercado laboral.

En la perspectiva regional, solo la variable categórica que controla por la característica de vivir en la Sierra es estadísticamente significativa, pero afecta a los sub-grupos de género de manera diferente. Entre los parientes masculinos de los migrantes, vivir en esta región reduce en 7.3% la probabilidad de participar en la fuerza laboral en relación con el hecho de vivir en otras áreas. Mientras que entre las mujeres el efecto en la participación es positivo. Vivir en la región serrana aumentaría esta probabilidad en 8.9%.

Ser esposa/o del jefe de hogar tiene un efecto negativo en las decisiones de participación, pero es significativo solo entre los hombres, disminuyendo la probabilidad de participar en el mercado laboral en 57.8%

Adicionalmente, los resultados sugieren que el tamaño del hogar es un factor importante en la decisión de participación. Los parientes de migrantes que vienen de hogares grandes (más de 7 miembros) son menos probables a participar que aquellos de familias pequeñas.

Los coeficientes estimados proponen que venir de familias grandes (8 a 10 miembros) reduce la probabilidad de participación en 26.7% entre los hombres y 14.9% entre las mujeres.

Como se esperaba por la evidencia empírica mostrada en el punto 4, el modelo predice que los individuos con hijos en casa son más propensos a participar que la gente que no los tiene. Entre los hombres, la probabilidad aumenta en 8.8% mientras que entre las mujeres esta probabilidad se incrementa en 13.1%. Esto es un tipo de estrategia para enfrentar los altos costos de vida en el país, lo cual demanda la participación activa de mujeres especialmente cuando hay miembros improductivos en la familia a quien atender.

La misma tendencia es mostrada entre los parientes de migrantes casados. Aunque el estado marital no es estadísticamente significativo, ciertamente este comportamiento encaja en la realidad ecuatoriana.

La etnicidad no es importante entre los hombres, pero juega un papel importante en la decisión de participar de las mujeres. Ser indígena aumenta la probabilidad de participar por 26.8%. Aparentemente, las restricciones económicas que típicamente enfrentan este grupo de mujeres no les permiten concentrarse únicamente en las actividades del hogar.

En términos de educación, los coeficientes sugieren que el nivel primario conduce a los niveles más altos de participación entre los hombres, pero lo contrario es cierto para las mujeres, entre quienes tener educación terciaria aumenta su participación. Esto es consistente con el hecho de que una parte considerable de los parientes de migrantes solo han terminado el nivel primario. Sin embargo, ninguna de las variables de educación parece tener algún efecto estadísticamente significativo.

Entre las características de los miembros que han viajado para trabajar en el exterior, la posición en la familia tiene un efecto importante en las decisiones de participación de los parientes de migrantes que permanecen en el hogar. Tener un

miembro migrante como esposa/o del jefe de hogar, tiene un impacto negativo significativo en las decisiones de participación de ambas sub-muestras.

Para la ecuación de hombres, el modelo predice una reducción en la probabilidad de participar del 20.8%, mientras que entre las mujeres es del 16.7%. Que el hijo de una familia sea el migrante tiene un efecto negativo más bajo en las decisiones de participación, y es solamente significativo entre los hombres, quienes podrían reducir la probabilidad de participar en 9.8%.

Además, los coeficientes sugieren que si el miembro que ha salido al exterior para trabajar ha dejado hijos o no, es especialmente importante para las decisiones de participación de las mujeres. Además de ser estadísticamente significativo para este sub-grupo de género, el tamaño del coeficiente es considerable, sugiriendo que la probabilidad de tomar parte en el mercado laboral se incrementa en un 9.7%. Probablemente estos hijos se vuelven responsabilidad del miembro femenino que permanece en el hogar, especialmente cuando en ausencia del jefe del hogar ellas asumen responsabilidades mayores.

Es interesante anotar que ser pobre parece no tener ninguna influencia en las decisiones de participación de los parientes de migrantes en edad de trabajar, al menos desde un punto de vista estadístico. Este comportamiento puede ser relacionado con los resultados del punto 3, donde es claro que las familias de migrantes no son precisamente la gente más pobre del país, entre ellos la incidencia de pobreza es mucho más pequeña comparada con la población total.

5.2.4. Modelo de horas trabajadas para la sub-muestra de parientes de migrantes

El tamaño de la muestra en este caso tiene un total de 1.650 observaciones. La especificación presentada para el anterior modelo de horas trabajadas ha cambiado ligeramente para incluir las variables detalladas en la sección anterior. Además dos variables adicionales se definieron para evaluar la característica de trabajar en actividades comerciales y de servicios. Estas variables son incluidas, ya que una importante proporción de parientes de migrantes está involucrada en esas áreas, sugiriendo que trabajar en estos sectores podría tener alguna influencia en el esfuerzo laboral.

Tabla No. 7

Modelo MCO de horas trabajadas corregido por errores muestrales de selección para la sub-muestra de parientes de migrantes.

Variable	HOMBRES			MUJERES		
	Coefficiente	Robust S. E.	Valor z	Coefficiente	Robust S. E.	Valor z
Edad	.0493916	.0117643	4.20	.0605461	.018653	3.25
Edad al cuadrado	-.0005714	.000141	-4.05	-.0007049	.0002376	-2.97
Hijos	-.035031	.0585478	-0.60	.1030357	.0870856	1.18
Casados	.0451799	.0354086	1.28	-.17756	.0813222	-2.18
Esposa	-.0490281	.2347022	-0.21	.0362826	.0991277	0.37
Hijo	.0057159	.0779181	0.07	-.0325027	.0701434	-0.46
Otros parientes	.0797579	.0762573	1.05	.0304622	.1113868	0.27
Otros no parientes	-.3385435	.1665134	-2.03	.4247928	.2030018	2.09
Tamaño del hogar	.0359672	.0214509	*1.68	-.0304661	.0472234	-0.65
Mills ratio	-.0069342	.0146793	-0.47	-.0073077	.0200218	-0.36
Ln del salario por hora	-.200997	.0615581	-3.27	-.1721292	.0518335	-3.32
Remesas	-.103056	.0442157	-2.33	-.0223538	.0526667	-0.42
Ingresos de Capital	-.1606021	.0856365	*-1.88	-.0823764	.0772865	-1.07
Otros ingresos no laborales	-.0850803	.0490476	*-1.73	.0694206	.0646859	1.07
Sierra	-.015984	.0322255	-0.50	.0541883	.0564126	0.96
Amazonía	.1301197	.0695414	*1.87	.1156042	.0846514	1.37
Número de trabajos	.268321	.0724822	3.70	.2700313	.1356053	*1.99
Pobre	-.0871737	.0394823	-2.21	-.0597589	.0517229	-1.16
Rural	-.0225915	.0418108	-0.54	-.0078354	.0783318	-0.10
Servicios	-.1032187	.0907475	-1.14	.0216031	.0977466	0.22
No calificado	.0241746	.0366416	0.66	-.1085283	.0490235	-2.21
Empleo por cuenta propia	.0379686	.1003812	0.38	-.0251517	.1516445	-0.17
Comercio	.0764833	.0424286	*1.80	.0926011	.0784452	1.18
Permanente	.1112141	.0469372	2.37	.2102042	.0661242	3.18
Migrante jefe de hogar	.1093784	.1619024	0.68	-.1012379	.1578807	-0.64
Migrante esposo del jefe de hogar	-.0035977	.0724423	-0.05	.0889581	.1173463	0.76
Migrante hijo del jefe de hogar	.0063248	.0415346	0.15	-.1070044	.0690242	-1.55
Migrante masculino	.0271928	.0444119	0.61	-.0229662	.0598225	-0.38
Hijo/os dejados por migrante	-.020518	.0445003	-0.46	-.1870343	.0599565	-3.12
Constante	1.833	.3437348	5.34	1.562	.338864	4.61

FUENTE: Estimaciones propias a partir de ENEMDUR-EMEDINHO, 2000

ECUACION DE HOMBRES: Número de observaciones: 896; R²: 15.48%

ECUACION DE MUJERES: Número de observaciones: 754; R²: 14.96%

- * Significancia estadística al 90% de confianza, el resto con un valor z mayor a 2 son significantes al 95% de confianza. Categorías omitidas: Hogar sin niños, urbano, no-pobre, no-indígena, sin instrucción, no casado, jefe de hogar, región costera, ingreso laboral, pertenecer a hogar de 1 a 2 miembros, migrante como otro pariente, migrante como mujer, migrante sin hijos.

Como se esperaba, los ingresos no laborales tienen un efecto negativo en el esfuerzo laboral de los parientes del migrante que permanecen en el país. Sin embargo, las dummies que controlan por la recepción de este tipo de ingresos son estadísticamente significativas solo en el caso de los hombres para quienes recibir las remesas de los parientes que trabajan en el exterior reduciría el número de horas trabajadas durante la semana en 9.8%. Aunque el modelo predeciría el signo negativo correcto en el efecto de recibir ingresos económicos extra, los valores *t* de los coeficientes sugiere que ellos no son determinantes importantes entre las mujeres.

Aparentemente los hombres de los hogares de migrantes son más propensos a usar esos ingresos para consumir más ocio. Esto puede revelar que una vez que la mujer participa en el mercado laboral, ellas no cambian su cronograma de trabajo tan fácilmente, ellas no tienden a consumir más ocio como los hombres lo hacen.

Siguiendo la tendencia de la muestra total, las anteriores estimaciones revelan que el número de trabajos tiene un efecto positivo y altamente significativo en el número de horas que trabajan los parientes de los migrantes. El tamaño del efecto positivo es similar para ambas categorías de género, donde tener un trabajo más aumentaría en 26.8% las horas trabajadas. En el mismo contexto, tener un empleo permanente aumentaría el número de horas que la gente trabaja. Esta variable es estadísticamente significativa para ambos sub-grupos de hombres y mujeres, aunque el efecto es mayor para el último, 11.8% y 23.4% correspondientemente.

La forma funcional de la variable dependiente y el salario por hora es logarítmica, por lo tanto la tabla anterior muestra la elasticidad del salario por hora en el número de horas trabajadas durante una semana. Para la ecuación de hombres, un 1% de incremento en el salario por hora reduciría en 0.20% el número de horas. Mientras que entre las mujeres este efecto alcanza el 0.17%. Esto es coherente si uno considera el status económico de los parientes de migrantes, la mayoría de ellos no son pobres. Por ello, si el salario aumenta, ellos realmente podrían decidir reducir el número de horas trabajadas, dentro de los límites de un mercado laboral rígido. Por supuesto esta tendencia podría ser seguida ciertamente por aquellos que tienen más de un trabajo o están relacionados a actividades informales.

De acuerdo a los resultados, ser no calificado es solo relevante para las mujeres. Para ellas tener esta característica reduciría el número de horas trabajadas en 10.3%, lo cual es coherente considerando que los trabajadores no calificados tienen horarios de trabajo más flexibles.

En términos de estado marital, es interesante anotar que esta dummy es solo estadísticamente significativa entre las mujeres. Como se esperaba estar casada tiene un efecto negativo en el esfuerzo laboral, el modelo predice una reducción del

16.3%. Como en el caso anterior esto puede ser el resultado de falta de flexibilidad en las jornadas de trabajo en el mercado laboral ecuatoriano.

Finalmente, los resultados de la tabla revelan que las características del miembro del hogar que salió del país no tienen ningún impacto en ambas sub-muestras de género. Solo entre las mujeres, la variable que indica si el miembro migrante ha dejado niños o no es estadísticamente significativa. El impacto negativo ejercido alcanza un nivel de 17.1%.

6. Principales resultados y conclusiones

El presente estudio intentó realizar un primer acercamiento en la evaluación de los efectos que la migración internacional podría tener en las decisiones de participación y el esfuerzo laboral de los miembros del hogar que permanecen en el Ecuador y reciben remesas de sus parientes desde el exterior.

Como se pudo observar en el punto 3, la migración internacional no está relacionada con los grupos más pobres del país, seguramente porque ellos no pueden afrontar el costo de enviar a un familiar al exterior o quizá carecen de las redes sociales que les facilitaría encontrar oportunidades en otros países. De hecho, las estimaciones realizadas revelan que el fenómeno de la migración internacional está concentrado entre las familias mestizas de tamaño mediano (3 a 5 miembros) que viven en zonas urbanas, especialmente de la Sierra. Este perfil podría identificar a gente de clase media cuyas condiciones de vida se deterioraron tras los *shocks* macroeconómicos, particularmente las tendencias de inflación y de salarios reales de los últimos años.

Casi el 50% de aquellos que migraron dejaron niños en el país con sus parientes más cercanos. Esto implicaría que ciertamente se esperan flujos de remesas para sus familias. El asunto crítico y la principal pregunta de esta investigación fue si la recepción de este tipo de ingresos no laborales redujese o no el esfuerzo laboral de los miembros del hogar que permanecen en el país. La hipótesis propuesta aquí es que las remesas sí tienen un efecto negativo en las decisiones de participación y en las horas trabajadas, ya que con ingresos extra la gente podría decidir dedicar más tiempo a actividades no laborales como ocio, actividades del hogar o invertir en su propio capital humano (educación).

Las estimaciones descriptivas de la base de micro datos utilizada en este trabajo mostraron en el punto 4 que la tasa de participación de aquellos individuos que reciben remesas de parientes que trabajan en el exterior es más baja que la de aquellos que no reciben ninguna (41,2% frente a 58%). En términos de esfuerzo

laboral, quienes perciben esta clase de ingresos no laborales trabajan en promedio 3 horas menos por semana que la gente que no recibe remesas (41.6 frente a 44.6)

Estos resultados sugieren que la hipótesis de la investigación podría tener un soporte empírico. Sin embargo, para específicamente evaluar los cambios en la oferta laboral, debido a la recepción de remesas y el fenómeno de la migración internacional, se implementaron modelos econométricos de participación laboral y número de horas trabajadas, como se vio en el numeral 5.

Los resultados de modelizar la participación reflejaron que para los hombres en edad de trabajar, tener un miembro de su hogar trabajando en el exterior no juega un papel significativo en sus respuestas de oferta laboral. Sin embargo entre las mujeres el efecto es estadísticamente significativo (al 90% de confianza) implicando que aquellas mujeres con esta característica tienen una mayor probabilidad de participar en el mercado laboral. Esto es comprensible ya que los migrantes son primordialmente hombres, implicando menos miembros productivos en el hogar, situación que puede generar restricciones presupuestarias para la familia inicialmente, cuando el miembro que dejó el país no es capaz todavía de enviar remesas a su casa. Aparentemente esto es lo que habría pasado en el Ecuador si se considera que la migración es un fenómeno reciente en el Ecuador.

Las estimaciones de los modelos de participación sugieren fuertemente que lo que importa en determinar los cambios en la oferta laboral es si los parientes de migrantes que permanecen en el país reciben remesas del exterior o no. Los modelos predicen un efecto significativo y negativo en la decisión de tomar parte en la oferta laboral para las sub-muestras de hombres y mujeres (15.55 y 16.5%, respectivamente). Esta tendencia es confirmada analizando la sub-muestra específica de parientes de migrantes para quienes el impacto negativo de la recepción de remesas es también estadísticamente significativo. En este caso el efecto alcanza un nivel de 16.1% para hombres y 16.3% para mujeres.

Las ecuaciones de horas trabajadas también predicen que tener un pariente migrante trabajando en el exterior es irrelevante para ambas categorías de género activas en el mercado laboral. Mientras tanto el efecto negativo y estadísticamente significativo de la dummy que controla por la recepción de remesas es predicida como tal solamente para los hombres, para quienes el efecto alcanza un nivel de 10.9%. Esta tendencia es confirmada en las estimaciones de la sub-muestra de parientes de migrantes donde la recepción de esta clase de ingresos no laborales no es importante para cambiar los patrones de trabajo entre las mujeres. Como antes, esta variable dummy es solo estadísticamente significativa para la población activa masculina, para quienes recibir remesas reduciría el esfuerzo laboral en 9.8%. Estos resultados sugieren fuertemente que con ingresos extra los hombres son más

propensos que las mujeres a consumir más ocio o dedicar tiempo a otras actividades no laborales.

Por lo tanto, la hipótesis del efecto negativo de las remesas en la decisión de participar en la fuerza laboral es *aceptada* para *ambas* categorías de género. Mientras que en el contexto de horas trabajadas esta proposición es *solo aceptada para hombres* en edad de trabajar.

Esta conclusión confirma el diferente comportamiento en el mercado laboral de hombres y mujeres, pero también puede proveer evidencia de que las mismas variables pueden no tener el mismo efecto en estas dos dimensiones del trabajo, como lo sugiere Killingsworth (1983). Además es importante anotar que los efectos en la participación son más altos y más visibles que los cambios en las horas trabajadas durante la semana, probablemente debido a la rigidez de la jornada laboral en el Ecuador.

Adicionalmente es necesario resaltar que la recepción de remesas no es el factor más relevante en explicar los cambios de la oferta laboral. Características como edad, etnicidad, estado marital y de empleo, relación con el jefe del hogar, así como ingresos laborales aparecen como importantes en determinar las decisiones de participación y esfuerzo laboral en términos de tamaño y significancia estadística.

Sin embargo, es claro que los estimados en sí mismos no son suficientes para concluir sobre la relevancia de las remesas en las decisiones sobre la oferta laboral. Por esta razón, mayor investigación, complementada con información más detallada en referencia a los niveles, periodicidad y tipos de transferencias de migrantes se necesitan para poder evaluar sobre la significancia de los ingresos no laborales y la relevancia de los modelos propuestos.

Ciertamente, existe la necesidad de adecuar las encuestas de hogares para analizar mejor las remesas y evaluar al mismo tiempo variables importantes como el consumo. Esto permitiría a los investigadores evaluar diferentes supuestos acerca del comportamiento de los hogares y conseguir conclusiones más definitivas.

Bibliografía

- Augustyniak, Christine (1988), *Determinants of labor force migration*. Michigan: University Microfilms International UMI.
- BANCO CENTRAL DEL ECUADOR (2001) *Boletín Estadístico Mensual #1793*. Quito: BCE.
- BANCO CENTRAL DEL ECUADOR (2001). Dirección de Estadística Económica-Balanza de Pagos (Estimación de Remesas familiares 1990-2000), Quito.
- Berndt, Ernst (1991) *The practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Massachusetts: Addison-Wesley Publishing Company.
- Blundell, Richard & Ian Walker (1986) *Unemployment, search and labour supply*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Blundel and Macurdy (1999) 'Labour Supply: a review of alternative approaches' in: Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook in Labor economics*, Volume 3. Amsterdam, North Holland.
- Brown, Lawrence (1991) *Place, migration and development in the third world*. London: Routledge.
- Butler J.S. & Andrew Horowitz (2000) 'Labour supply and wages among nuclear and extended Households: The Surinamese experiment', *Journal of Development Studies*, 36 (5): 1-29.
- Cuesta, Jose (2001) 'Social transfers, work effort and Intrahousehold allocation test in Chile', Oxford University, Oxford, March.
- Chiapori, Pierre-Andre (1997). 'Collective models of household behavior: the sharing rule approach', in: Haddad L., Hoddinot J., Alderman H (eds), *Intrahousehold resource allocation in developing countries: Models, Methods and Policy*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- Deaton, Angus (1997) *The analysis of Household Surveys. A microeconomic approach to development policy*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- El Comercio (2001) 'Migrantes, un mercado para la banca abierta', Quito, El Comercio, 23rd. March.

- Fortin, Bernard & Guy Lacroix (1997) 'A test of unitary and collective models of household labour supply', *The Economic Journal*, 107(July):933-955.
- Gunatilleke Godfrey (ed.) (1992), *The impact of labour migration on households. A comparative study in seven Asian countries*. Japan: United Nations University Press.
- Gujarati, Damodar (1995) *Basic Econometrics (3rd. Edition)*. New York: Mc Graw-Hill International Editions
- INEC (2001) *Encuesta de empleo, desempleo y subempleo en el área urbana del Ecuador ENEMDU – 2000, Sinopsis de los resultados*. Departamento de Estadísticas de hogares / Dirección de estadísticas sociodemográficas, Quito.
- INEC (2001) *Encuesta desempleo, desempleo y subempleo en el área rural del Ecuador ENEMDUR – 2000, Sinopsis de los resultados*. Departamento de Estadísticas de hogares / Dirección de estadísticas sociodemográficas, Quito.
- Killingworth, Mark (1983) *Labour Supply*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nakamura, Jiro (1996) 'International migration and the labor market in the sending Countries: Case of Thailand', Discussion paper # 94, Economic Research Center – School of Economics, Nagoya University, Nagoya.
- Mukherjee Chandan, Howard White & Marc Wuyts (1998) *Econometrics and Data Analysis for Developing Countries*. London: Routledge.
- Oberai A. & Manmohan Singh. (1981) *Urban immigration and remittances: A case study Ludhiana in the Indian Punjab*. Geneve: World employment programme research – ILO
- Rosenzweig, Mark (1988) 'Labor markets in low - income countries', in: H.B.Chenery and T.N. Srinivasan (eds), *Handbook of development economics*, Volume I. Amsterdam: North Holland.
- Schultz, Paul (1982) 'Notes on the estimation of migration decision functions', in: Richard Sabot (ed.), *Migration and the labor market in developing countries*. Colorado: Westview Press.
- SHISE (2001) 'La migración internacional reciente: algunos interrogantes', Technical Notes, Quito, May.

- Stark, O. & Lucas, E. (1985) *Labour mobility and intrafamilial income transfers: Theory and evidence from Botswana*. Development Research Department - World Bank.
- Stark, Oded (1991) *The migration of Labor*. Massachusetts: Basil Blackwell, Inc.
- Stark, Oded (1995) *Altruism and Beyond: An economic analysis of transfers and exchanges within families and groups*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Stata Corporation (ed.) (2001) *Stata Reference Manual, Release 7, Vol. 2 H - P*. Texas: Stata Press.
- Taylor, Edward (1996), 'International migration and economic development: A microeconomy - wide analysis', in: Edward Taylor (ed.), *Development Strategy, employment and migration, Insights from models*. Paris: OECD (Organisation for economic co-operation and development).
- UNITED NATIONS (1987) *International Labour migration and remittances between the developing ESAP countries and the middle east: trends issues and policies* (Development papers #6). Bangkok: UN-Economic and social commission for Asia and the Pacific..
- UNITED NATIONS (2000) *World Economic and Social Survey: Trends and policies in the world economy*. New York: UN-Department of economic and social affairs.
- Vos, Rob and others (2000) *Ecuador 1999, Crisis económica y protección social*. Quito: Abya-Yala.
- Vos, Rob (2001) *Employment distribution and poverty*, Lectures notes, opt.310, The Hague: ISS.
- WORLD BANK (2001), *Economic survey of Latin America and the Caribbean (1999-2000)*. WB-Economic Commission for Latin America and the Caribbean.

Anexo No. 1

Principales descriptivos ENEMDUR-EMEDINHO 2000

CATEGORIA	Mujeres		Hombres	
	Jefe hogar	No jefe hogar	Jefe hogar	No jefe hogar
Características Individuales				
Proporción (%)	10.5	89.5	47.3	52.7
Nivel de Educación	3.1	3.5	3.4	3.5
Edad	51.3	31.3	46.6	21.3
Casado (%)	14.8	50.7	88.8	11.7
Urbano (%)	69.3	65.5	64.9	64.4
Características Laborales				
Tasas de Participación	62.0	40.5	91.1	56.1
Total horas trabajadas por semana	43.3	40.9	48.7	43.2

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas de hogares ENEMDUR –EMEDINHO, 2000.
Edad de trabajar: 10 años en adelante.

CATEGORIA	Mujeres		Hombres	
	Parientes de mig.	No parientes	Parientes de mig.	No parientes
Características Individuales				
Proporción (%)	7.6	92.4	6.9	93.1
Nivel de Educación	3.5	3.4	3.6	3.4
Edad	34,8	33,3	34	33,2
Casado (%)	39.6	47.6	41.7	48.7
Urbano (%)	70.9	65.5	71.1	64.1
Características Laborales				
Tasas de Participación	43.5	42.7	65.9	73.2
Total horas trabajadas por semana	40.2	41.4	45.6	46.6
Pobreza				
Incidencia	38,6	53,8	36,4	51,7
Características del hogar				
Tamaño		5,44		5,46
Número de hijos		1,1		1,04

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas de hogares ENEMDUR – EMEDINHO, 2000.
Edad de trabajar: 10 años en adelante.

Anexo No. 2

Población en edad de trabajar según categoría de trabajo, grupo ocupacional actividad económica

CATEGORIA	PARIENTES DE MIGRANTES		POBLACION TOTAL	
	Porcentaje Población	Incidencia de Pobreza	Porcentaje Población	Incidencia de Pobreza
Categoría de trabajo				
Sector Público	11.3	18.1	8.34	21.4
Sector Privado	25.1	26.9	26.44	34.8
Trabajador	3.8	47.5	4.3	59.4
Empleador	3.5	10.4	2.92	21.2
Cuenta propia	25.6	29.6	23.3	44.0
Trabajador familiar no remunerado	5.2	32.1	4.4	41.6
Trabajador agropecuario a sueldo	1.4	60.9	2.3	52.4
Jornalero/Peon agropecuario	2.6	53.4	8.3	70.2
Patrón finca	0.9	13.2	1.2	38.9
Trab. agropecuario cuenta propia	10.8	59.9		63.6
Trab. Fam. Agropecuario no rem.	8.0	69.0	7.1	78.9
Servicio Doméstico	2.0	29.8	3.1	53.8
Grupo Ocupacional				
Gerente	2.4	11.2	2.7	14.3
Científico	7.2	8.6	6.4	14.6
Técnico	1.2	30.8	1.3	29.4
Asistente de oficina	7.2	19.7	5.4	23.1
Servicios	21.9	30.3	19.1	39.6
Agricultor	13.8	51.9	13.1	62.9
Trabajador industrial	16.9	36.6	16.3	49.2
Maquinista	6.5	22.6	6.3	36.7
No calificado	23.1	47.2	29.5	63.5
Actividad Económica				
Agricultura	24.6	58.4	27.9	67.1
Minería	0.1	0	0.6	40.2
Manufactura	16.9	32.0	13.2	42.3
Energía	1.0	10.1	0.5	25.5
Construcción	4.9	38.5	6.3	49.8
Comercio, hotelería, etc.	24.1	32.2	23.4	39.6
Transporte	6.5	12.7	4.8	35.9
Sector Financiero	1.0	7.9	1.0	17.1
Bienes raíces	3.3	7.0	3.0	28.1
Administración Pública	3.5	21.8	3.3	26.5
Educación	5.1	22.5	5.0	21.2
Social	6.8	16.9	6.6	41.0
Privada	2.4	38.7	4.5	58.4

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas de hogares ENEMDUR – EMEDINHO, 2000.
Edad DE trabajar: 10 años en adelante.

Anexo No. 3

Estimaciones Probit de las ecuaciones de participación para la población en edad de trabajar

HOMBRES

(sum of wgrts = 4.2583e+06)
 Iteración 0: log likelihood = -11872.667
 Iteración 1: log likelihood = -6937.496
 Iteración 2: log likelihood = -6337.6892
 Iteración 3: log likelihood = -6385.844
 Iteración 4: log likelihood = -6384.417
 Iteración 5: log likelihood = -6384.4097

(sum of wgrts = 4.3931e+06)
 Iteración 0: log likelihood = -14853.646
 Iteración 1: log likelihood = -12347.861
 Iteración 2: log likelihood = -12499.579
 Iteración 3: log likelihood = -12499.579

Numero de obs = 21635
 Wald chi2(25) = 2555.36
 Prob > chi2 = 0.0000
 Pseudo R2 = 0.1583
 Log likelihood = -12499.579

(standard errors adjusted for clustering on cluster)

(standard errors adjusted for clustering on cluster)

Participación	Coeffi- ciente	Robust Std. Err.	Valor z	P> z	[95% Intervalo conf.]	Coeffi- ciente	Robust Std. Err.	Valor z	P> z	[95% Intervalo conf.]	
Edad	.3179884	0.0735119	43.25	0.000	.3035789	.3323978	0.0868009	20.85	0.000	.1640207	.1980492
Edad al cuadrado	-0.040279	-0.000979	-41.15	0.000	-0.042198	-0.033836	-0.001165	-19.39	0.000	-0.024879	-0.020231
Con hijos	.0833371	.043962	1.90	0.058	.0028263	.1695009	.0590314	2.33	0.020	.0093796	.1086832
Rural	.4650904	.0604537	7.69	0.000	.3466033	.5835776	.0253333	-1.11	0.263	-.4336601	.0404968
Pobre	-.0945573	.0534949	-1.77	0.077	-.1994053	.0102907	-.1314878	2.40	0.010	-.3304773	.9311958
Indígena	.8972205	.0548888	4.95	0.000	.3239635	.3647429	.0548957	6.05	0.000	.3787573	.1943102
Castorra	.4957472	.1758459	9.50	0.000	.1724509	.6175935	.0470598	8.05	0.000	-.0975673	.1711637
Educación Primaria	-.1112318	.1762329	-0.88	0.379	.3585283	.1362806	.0344427	0.22	0.829	-.0973924	.0906378
Educación Secundaria	-.1180656	.1160773	-2.74	0.006	-.5455133	.3669792	.0639049	-5.11	0.000	.2015226	.4658684
Educación Terciaria	-.1413644	.2183629	-2.84	0.004	-.1880827	.9464616	.0524916	-10.23	0.000	.6394916	.4341285
Hijo/a	-.2327269	.0792714	-2.84	0.004	-.3803595	.0694579	.0505118	-4.50	0.000	.3263707	.1284336
Otros parientes	-.2579883	.0833667	-3.09	0.002	.4213839	-.0945926	.0519126	-7.93	0.000	.5132473	.3097536
Parientes de Migrant	.1988353	.0593596	2.00	0.045	.3935765	-.004094	.0633942	3.75	0.000	.1898989	.6036264
Tarabajo del hogar (3-5)	.1591418	.1214949	1.31	0.190	.0789838	.3972675	.1180051	1.73	0.084	-.016051	.2520611
Tarabajo del hogar (6-7)	-.2383605	.0859922	-2.77	0.006	-.406902	.0698189	.0532261	-2.79	0.005	.2529165	.0441406
Tarabajo del hogar (8-10)	-.1761473	.0830942	-2.07	0.038	.3429288	-.0093658	.1787729	-3.49	0.000	.2791646	.0783312
Tarabajo del hogar (1+)	-.2087161	.0830942	-2.51	0.012	-.3715728	-.0458594	.0773975	-0.68	0.203	.1968836	.0418886
Sierra	-.2438264	.1663267	-1.41	0.156	-.2522229	.1645701	.0635526	-1.27	0.203	.2431021	.1737526
Amazonia	-.2222894	.0872714	-4.56	0.000	.3177815	.1267972	.1756264	2.75	0.006	.0506059	.3006469
Regenesas	-.4000128	.1194235	-3.35	0.001	-.6340785	.1659471	.1868028	1.93	0.054	.0033044	.7166401
Ingresos de Capital	-.5776613	.1774888	-3.25	0.001	-.9262434	.2288886	.0479307	-3.65	0.000	.6857384	.2071249
Otros ingresos no laborales	-.3347465	.0445398	-4.49	0.000	-.4808418	.1886511	.2280564	-4.21	0.000	-.3843861	.1218149
Ing. Total per-capita del hogar	-.3707502	.0735318	-1.89	0.059	-.1483102	.0021808	-.0315277	-0.68	0.493	.0992708	.1397245
Constante	-.4107633	.1966763	-2.89	0.000	-4.493112	-.3722134	-.2892668	-13.56	0.000	.3238753	-.2421658

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas de hogares ENEMDUR - EMEDINHO, 2000.

Edad de trabajar: 10 años en adelante.

Anexo No. 4
Salarios Corregidos por el Método Heckman

HOMBRES

(Método Heckman de selección — two-step estimates
(Modelo de regresión con selección muestral))

Número de obs = 20833
Censured obs = 13035
Uncensored obs = 17798
Wald chi2(8) = 0.65708
Prob > chi2 = 0.0000

MUJERES

(Método Heckman de selección — two-step estimates
(Modelo de regresión con selección muestral))

Número de obs = 21635
Censured obs = 15005
Uncensored obs = 9629
Wald chi2(8) = 3044.56
Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficiente	Robust Std. Err.	Valor z	P> z	[95% Intervalo conf.]	Coefficiente	Robust Std. Err.	Valor z	P> z	[95% Intervalo conf.]
Ln salario por hora	0.484422	.034055	11.97	0.000	.405131 .563712	.0584537	.0062718	9.32	0.000	.0461631 .0707482
Edad	2825317	.0394226	29.98	0.000	.2640637 .3009996	.4487469	.0143612	30.82	0.000	.4202075 .4772663
Nivel de educación	-0.004588	.0300538	-8.53	0.000	-.0005562 -.0035333	-.000543	.0000879	-6.18	0.000	-.0007153 -.0003598
Edad al cuadrado	2.109009	.0178191	12.96	0.000	.1959762 .2658257	.1795819	.0327635	5.48	0.000	.1153666 .2437573
Urbano	-3.1105829	.0769121	-40.38	0.000	-.3.256574 -.2955084	-4.169341	.1147891	-36.32	0.000	-4.394323 .3944359
Constante	1.803	.0048651	37.06	0.000	.1707645 .1898355	.1465332	.0056249	26.05	0.000	.1354086 .1575778
Edad	0.207636	.0157254	1.32	0.187	-.0100538 .0315899	.1569336	.0752749	15.97	0.000	.2271377 .2908167
Nivel de educación	-0.022661	.0090951	-34.78	0.000	-.0023238 -.0346314	-.0087706	.0009078	-22.77	0.000	-.0019073 -.0016182
Edad al cuadrado	-1.4802688	.0537742	-2.59	0.010	-.6895071 .1883392	-.2080467	.0573678	-3.64	0.000	.0966079 .3714434
Indígena	1.259466	.0318684	3.94	0.000	.6850541 .1883392	.725991	.0327656	6.94	0.000	.1621439 .289338
Urbano	0.545895	.0318684	1.73	0.088	.4089971 .5457405	-.4882828	.0312744	-18.81	0.000	-.6495795 -.5269162
Casado	0.245894	.0288315	2.11	0.035	.0038872 .1052947	-.0124468	.0275531	-0.45	0.651	-.0664499 .0415163
Con hijos	1.255281	.053556	28.00	0.000	.1446786 .1664577	.2.217645	.0611139	36.29	0.000	.2.097864 .2.337426
Permanente	8.192131	.0571707	24.45	0.000	.1.285873 .1.509978	.7.376354	.1.472275	11.39	0.000	.1.38795 .1.965971
Trabajador	1.397925	.0571707	24.45	0.000	.1.285873 .1.509978	.7.376354	.1.472275	11.39	0.000	.1.38795 .1.965971
Auto-empleo	8.232015	.0571707	24.45	0.000	.1.285873 .1.509978	.7.376354	.1.472275	11.39	0.000	.1.38795 .1.965971
Agricultura	7.559253	.0360672	20.96	0.000	.6852348 .8266158	.6769369	.0503344	13.40	0.000	.5778912 .7759126
Minería	4.76534	.1569586	3.04	0.002	.1688219 .7842401	.6668621	.5245272	1.27	0.204	-.3611923 .1.694917
Manufactura	9.578817	.0500248	19.15	0.000	.859855 .1.055928	.8929202	.0570247	15.66	0.000	.7811356 .1.004468
Oficina	6.275571	.0936238	6.70	0.000	.4440578 .8110564	1.066618	.0602193	17.71	0.000	.9485903 .1.184445
Servicios	5.209586	.0486749	10.70	0.000	.4255575 .6163597	.783277	.0482556	18.28	0.000	.6952809 .8672132
Agricultor	-1.75018	.0432766	-40.44	0.000	-.1.835001 .-1.665336	-.8433926	.0767052	-7.62	0.000	-.7347321 .-4.340138
Constante	-3.650458	.0869293	-41.99	0.000	-.3.820856 .-3.480008	-4.601745	.0997657	-46.13	0.000	-.4.757282 .-4.406308
Mills										
lambda	-.106717	.020369	-5.19	0.000	-.1470315 .-0.664025	-.0289553	.020597	-1.41	0.160	-.0653246 .011114
rho	-0.15521									
sigma	.6875591									
lambda	-.10671704	.020369								

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas de hogares ENEMDUR - EMEDINHO, 2000.
Edad de trabajar: 10 años en adelante.

Anexo No.5

Estimaciones Probit de las ecuaciones de participación para la sub-muestra de parientes de migrantes

HOMBRES

(sum of wgt is: 2.8200e+05)
 Iteración 0: log likelihood = 918.49255
 Iteración 1: log likelihood = 567.87053
 Iteración 2: log likelihood = 562.51263
 Iteración 3: log likelihood = 560.51867
 Iteración 4: log likelihood = 560.49461
 Iteración 5: log likelihood = 560.49461
 Número de obs = 1481
 Wald chi2(29) = 0.00029
 Prob > chi2 = 0.3963
 Pseudo R2 = -0.3963
 Log likelihood = -560.49461

(standard errors adjusted for clustering on cluster)

Participación	Coefficiente	Robust Std. Err.	Valor z	P> z	[95% Intervalo conf.]	Coefficiente	Robust Std. Err.	Valor z	P> z	[95% Intervalo conf.]
Edad	31.55978	0.26507	11.95	0.000	2.621474	3.650482	0.159911	10.06	0.000	1.295829
Edad al cuadrado	-0.039403	0.003353	-11.75	0.000	-0.0045975	-0.0032831	0.002249	-9.74	0.000	-0.0023478
Con hijos	2.97458	1.23596	1.69	0.094	-0.283017	0.0886894	0.0019545	2.01	0.045	-0.0015613
Rural	1.644464	2.61841	0.63	0.530	0.6718265	3.485038	-0.7421047	-0.30	0.760	3.098177
Indígena	4.49207	2.60263	1.33	0.184	1.641853	8.560273	0.9602721	0.40	0.440	2.631725
Casta/ra	3.463009	2.340312	1.48	0.139	-1.1213913	8.049916	2.880921	2.42	0.015	1.337095
Educación Primaria	-1.925661	6.790049	-0.28	0.776	-1.521233	1.361013	-0.344814	-0.15	0.132	0.637159
Educación Secundaria	-6.490125	6.628199	-0.98	0.327	-1.948115	6.509096	-0.275036	-0.11	0.909	-5.003961
Educación Terciana	-8.458024	7.441233	-1.14	0.256	-2.304257	6.126525	2.217361	1.76	0.078	-0.05928
Esposo/a	-6.07411	5.298791	-3.03	0.002	-2.645955	-5.688672	1.209701	-0.97	0.332	-6.335632
Hijo/a	-3.541687	2.627196	-1.35	0.178	-8.690895	1.607523	-1.287972	0.41	0.680	-4.84835
Tarabajo del hogar (3-5)	-2.182124	2.627231	-1.08	0.282	-6.155423	1.791175	-2.431668	-1.21	0.227	-6.379475
Tarabajo del hogar (6-7)	-1.794524	1.609767	-0.94	0.347	-5.575599	1.948551	-2.553394	-1.10	0.273	-7.072977
Tarabajo del hogar (8-10)	-7.676145	2.960466	-2.64	0.008	-1.337271	-1.979577	-3.878483	-1.66	0.096	-8.447597
Otros parientes	-3.651691	3.86198	-1.46	0.143	-1.322103	1.917615	-1.851749	-0.50	0.618	-2.659779
Otros no parientes	-3.829976	2.72451	-2.17	0.030	6.233583	-0.864069	-1.095013	-0.50	0.618	-3.948668
Acronimia	3.982924	0.614148	3.07	0.002	8.093343	0.902322	2.017624	4.44	0.015	1.041532
Inv. Total	-5.572034	2.570833	-1.00	0.316	-7.467767	2.413718	-2.717381	-0.13	0.904	-3.767002
Ingresos del hogar	-0.825251	1.684735	-0.80	0.437	-2.988651	1.263588	-1.542458	-0.24	0.015	0.301318
Ressas	-3.043102	1.807247	-2.79	0.005	-8.585242	4.180694	0.633246	4.53	0.000	-5.983892
Ingresos de Capital	0.811602	2.190629	0.30	0.765	-4.517675	6.140879	-3.258415	-2.71	0.007	0.651759
Otros ingresos no laborales	-3.031335	1.60369	-1.89	0.059	-6.173293	1.106233	-0.74777	-0.57	0.568	-3.315479
Migrante jefe de hogar	2.760102	4.020144	0.69	0.492	-5.119233	0.106544	-0.029599	-0.01	0.990	-4.782165
Migrante esposa/a jefe hogar	-5.947164	1.839017	-2.30	0.021	-1.102979	-0.879741	-4.441462	-1.96	0.050	-8.895927
Migrante hijo/a del jefe hogar	-3.07799	1.639015	-1.67	0.094	-6.682397	0.526418	-2.637444	-1.62	0.106	-5.834688
Migrante masculino	-0.469156	1.61913	-0.29	0.772	-3.642599	2.704282	0.677832	0.36	0.717	-2.992184
Hijos dejados por el migrante	-1.078646	1.342031	-0.80	0.422	-3.708978	1.551685	-2.33775	-0.18	0.410	0.411761
Constante	-1.524767	1.163978	-2.17	0.030	-4.806121	-2.434122	-3.152635	-4.394858	0.000	-4.014011

MUJERES

(sum of wgt is: 3.2245e+05)
 Iteración 0: log likelihood = 1275.6352
 Iteración 1: log likelihood = 1069.4758
 Iteración 2: log likelihood = 1003.8222
 Iteración 3: log likelihood = 1003.8049
 Iteración 4: log likelihood = 1003.8049
 Número de obs = 1776
 Wald chi2(29) = 64.04
 Prob > chi2 = 0.0000
 Pseudo R2 = 0.1810
 Log likelihood = -1003.8049

(standard errors adjusted for clustering on cluster)

FUENTE: Estimaciones de la autora a partir de las encuestas ENEMDUR - EMEDINHO, 2000

Edad de trabajar: 10 años en adelante.

Lista de Abreviaciones

BCE	Banco Central del Ecuador
ENEMDUR	Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo del área urbana y rural del Ecuador, 2000.
EMEDINHO	Encuesta de Medición de Indicadores de la Niñez y los Hogares del Ecuador, 2000.
INEC	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos del Ecuador
SIISE	Sistema de Indicadores Sociales del Ecuador (Agencia Gubernamental)

