

# DOCUMENTO DE DISCUSIÓN

DD/05/05

## Horas de Trabajo: Determinantes y dinámica en el Perú Urbano

*Gustavo Yamada*



UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO  
CENTRO DE INVESTIGACIÓN

# DOCUMENTO DE DISCUSIÓN

DD/05/05

© 2006 Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico

DD/05/05

## Documento de Discusión

### Horas de Trabajo: Determinantes y dinámica en el Perú Urbano \*

Elaborado por Gustavo Yamada

Julio 2005

#### Resumen

El estudio encuentra una oferta de horas de trabajo en el Perú Urbano de pendiente negativa. De esta manera, mientras menor es la remuneración real por hora en el mercado, mayores son las horas de trabajo ofertadas. Este tipo de comportamiento ayudaría a explicar la tendencia creciente de las horas trabajadas en las últimas dos décadas, las que para el caso de los hombres en Lima Metropolitana pasaron de un promedio de 50.3 horas semanales en 1985 a 54.8 horas en el 2000. El estudio también obtiene indicios de que estos aumentos en las horas trabajadas, cuando superan límites razonables (33.4% de trabajadores en Lima Metropolitana tuvieron jornadas semanales mayores a las 60 horas en el 2002), pueden afectar otros aspectos del bienestar de los trabajadores y sus familias. Otro hallazgo de la investigación es el aumento de la oferta individual de horas trabajadas por pertenecer a cohortes de trabajadores tan numerosos como los de reciente ingreso al mercado de trabajo.

Key words: Oferta de trabajo, mercado laboral, Perú.

E-mail de los autores: [yamada\\_ga@up.edu.pe](mailto:yamada_ga@up.edu.pe)

\* Agradezco la magnífica asistencia de José Gallegos en el desarrollo de este proyecto y los valiosos comentarios a versiones anteriores de este informe de parte de Jorge Bernedo, Juan Chacaltana, Hugo Ñopo, Miguel Jaramillo, revisores anónimos y participantes de seminarios del CIES y de la Primera Conferencia de Economía Laboral del Perú. Todos los errores y omisiones son de responsabilidad exclusiva del autor.



UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO  
CENTRO DE INVESTIGACIÓN

## Abstract

El estudio encuentra una oferta de horas de trabajo en el Perú Urbano de pendiente negativa. De esta manera, mientras menor es la remuneración real por hora en el mercado, mayores son las horas de trabajo ofertadas. Este tipo de comportamiento ayudaría a explicar la tendencia creciente de las horas trabajadas en las últimas dos décadas, las que para el caso de los hombres en Lima Metropolitana pasaron de un promedio de 50.3 horas semanales en 1985 a 54.8 horas en el 2000. El estudio también obtiene indicios de que estos aumentos en las horas trabajadas, cuando superan límites razonables (33.4% de trabajadores en Lima Metropolitana tuvieron jornadas semanales mayores a las 60 horas en el 2002), pueden afectar otros aspectos del bienestar de los trabajadores y sus familias. Otro hallazgo de la investigación es el aumento de la oferta individual de horas trabajadas por pertenecer a cohortes de trabajadores tan numerosos como los de reciente ingreso al mercado de trabajo.

## Resumen ejecutivo

Una dimensión poco estudiada en las áreas de empleo, calidad de vida y pobreza en el Perú concierne al número total de horas efectivamente trabajadas. La pregunta central del estudio es si, como resultado de la crisis económica de largo plazo en el país (que ha afectado no sólo la remuneración mensual real sino la remuneración real por hora), los individuos tienen que apelar a incrementar el número de horas trabajadas para tratar de mantener un nivel de ingreso real constante. Dicho comportamiento podría ser exitoso en términos de sostener un consumo real mínimo (por ejemplo, por encima del umbral de la pobreza absoluta) pero afectar, no obstante, los niveles de bienestar del individuo y su familia en términos de mayor fatiga y saturación en el trabajo, menor tiempo disponible para el descanso y esparcimiento, menores horas dedicadas a la crianza de los hijos y su inversión en capital humano, mayores riesgos de problemas sociales infantiles y juveniles, etc.

El estudio encuentra evidencia empírica robusta de que la oferta de horas de trabajo en el Perú urbano es de pendiente negativa. De esta manera, cuando la remuneración real por hora cae (aumenta) se ofrecen más (menos) horas trabajadas. Este resultado aparentemente inusual es contemplado por la teoría económica cuando el efecto sustitución (que señala que una remuneración por hora menos atractiva llevará a ofrecer menos horas de trabajo) es dominado por el efecto ingreso (que indica que la menor remuneración por hora empobrece a los trabajadores que, como consecuencia, disfrutan de menos ocio y ofrecen más trabajo).

Este tipo de comportamiento capturado en modelos de corte transversal ayudaría a explicar el aumento promedio de horas de trabajo registrado en el mediano plazo en el Perú. En efecto, tomando la serie comparable de la ENNIV 1985-2000, se observa que la remuneración promedio por hora para hombres en Lima Metropolitana se ha reducido en 49% en términos reales, mientras que ha ocurrido un incremento de 8.9% en las horas promedio trabajadas, las que pasaron de 50.3 horas a 54.8 horas semanales entre 1985 y el 2000. Este último promedio esconde una proporción importante de trabajadores que se podrían considerar con jornadas excesivas: así, 33.4% de los trabajadores laboraron jornadas de más de 60 horas semanales en el 2002 y 18.5% trabajó jornadas de más de 70 horas.

Una interpretación alternativa extrema a la relación negativa encontrada entre las horas y la remuneración real por hora es que existiría un pago fijo total por semana o por mes para el trabajador y que los empresarios se aprovecharían de la crisis en el

empleo y de su mayor poder de negociación para exigir la extensión de la jornada laboral sin pagar más (cayendo, por tanto, la remuneración por hora). No se puede descartar la existencia de situaciones de abuso como las mencionadas, a pesar de que la legislación laboral establece un pago mayor por las horas extras que se debería estar respetando al menos en el sector más formal de la economía. Pueda ser que estas situaciones abusivas sucedan sobre todo en la micro y pequeña empresa en donde la capacidad de fiscalización del Estado es casi nula. Por otro lado, también podría ser cierto que esta extensión en la jornada se considere un recurso necesario extremo para mantener la competitividad de empresas que enfrentan una intensa y creciente competencia local e internacional.

Sin embargo, la evidencia empírica y nuestros resultados econométricos también son altamente consistentes con la hipótesis de que, ante los fenómenos de caída en la demanda laboral (por la crisis y estancamiento histórico ocurrido en el país) y aumento en la oferta laboral (por la explosión demográfica acontecida) que provocan reducciones en la remuneración por hora, la reacción endógena de los trabajadores haya sido ofertar y trabajar más horas para tratar de mantener su capacidad adquisitiva relativamente constante (es decir, movimientos a lo largo de la curva de oferta de trabajo de pendiente negativa).

Una pista de que este último es el resultado más representativo del mercado laboral peruano es que la pendiente negativa encontrada es un resultado generalizado en todo el mercado laboral, tanto para los trabajadores dependientes como para los autoempleados. Y, en el caso de los autoempleados, es evidente que se trata de una decisión autónoma de cada uno de ellos. Pueda ser que suceda forzada por las circunstancias de crisis, pero es una decisión autónoma al fin y al cabo.

Lo interesante al comparar las pendientes negativas estimadas para la oferta de horas de asalariados e independientes es que ha resultado más elástica para el caso de los independientes, debido a la mayor flexibilidad relativa en el autoempleo. En el caso de los asalariados, sobretodo los formales, elementos condicionantes como los turnos de trabajo, el pago por horas extras, entre otros, hacen que la flexibilidad de las horas sea menor. No obstante ha resultado también bastante significativa.

Una característica del mercado asalariado peruano que posibilita esta pendiente negativa de la oferta de horas de trabajo sería la relativa importancia de mecanismos de pagos a destajo y por comisiones en un amplio espectro de sectores que va desde las microempresas industriales de confecciones, calzado y metal mecánica hasta las grandes tiendas de departamentos y compañías de seguros privadas.

El estudio también ha encontrado indicios de que estos aumentos en las horas trabajadas, cuando superan límites razonables, pueden afectar otros aspectos del bienestar de los trabajadores y sus familias. Se comprueba que con las jornadas excesivas se descuidan aspectos importantes como la capacitación laboral, el cuidado de la salud, la inversión en la cultura, el esparcimiento, y las redes de capital social. Sin embargo, esta parte de la investigación resulta la más débil debido a la ausencia de un módulo detallado del uso del tiempo por parte de los trabajadores en las encuestas de hogares, que permitiría una radiografía más exacta de las consecuencias negativas en el bienestar de las jornadas excesivas. Se considera que un módulo especial en este sentido, que se agregue cada cierto tiempo a las encuestas de hogares, sería de gran beneficio para el país.

También se podría medir mejor la incidencia de la pobreza si se considerara un umbral máximo razonable de horas de trabajo. Así como la base oficial de la medición de la pobreza es una canasta mínima apropiada de consumo de alimentos y otros bienes y servicios, así también, la contabilidad de los ingresos laborales debería considerar un máximo apropiado de horas trabajadas. Esto es, resulta discutible concluir que se supera la pobreza cuando se realizan jornadas de 60, 70 u 80 horas semanales para conseguir un ingreso mínimo suficiente y poder adquirir la canasta básica de consumo.

Una metodología tentativa para estimar niveles de pobreza ajustados por horas se aplica para el año 2002 tomando como jornada máxima a las 48 horas semanales. En este caso la incidencia de la pobreza total urbana se incrementa de su nivel oficial estimado de 34.6% a 42.2%. Más aún, la incidencia de la pobreza extrema urbana prácticamente se duplica, pasando de su nivel oficial estimado de 7.4% hasta 14.7%. Estas cifras revelan por sí mismas la importancia cuantitativa de las jornadas excesivas de trabajo y la potencial subvaluación de la pobreza oficial.

Otro resultado importante de la investigación es el aumento estimado de las horas trabajadas como producto de la competencia al interior de las cohortes. Se han encontrado efectos de hasta 4 horas adicionales de trabajo semanal sencillamente por pertenecer a cohortes tan numerosas como las de reciente ingreso al mercado de trabajo. El estudio demuestra pues que son condiciones de menor demanda laboral y mayor oferta laboral las que han forzado a los trabajadores a extender sus jornadas laborales en las últimas dos décadas.

¿Qué hacer ante esta realidad? La manera más endógena y sostenible de reducir el número de horas trabajadas en el futuro sería con aumentos en la demanda laboral y reducciones en la oferta laboral. Este último camino parece poco realista. Sin bien es cierto que en los próximos años debería empezar a ceder la presión de la explosión demográfica sobre la oferta laboral, se esperan aumentos adicionales en la participación de las mujeres en el mercado de trabajo (tanto en términos de su número como posiblemente de sus horas ofertadas).

Por tanto, el camino más sostenible para reducir las horas de trabajo es a través de aumentos sostenidos en la demanda laboral que ocurren fundamentalmente con el aumento en la productividad laboral por hora trabajada. Este último tema escapa a los términos de referencia del presente estudio pero tiene como fundamentos la inversión en bienes de capital, en tecnología, en investigación y desarrollo, en capacitación laboral, en organización empresarial, etc. Por otro lado, pretender reducir la duración de las jornadas laborales a través de incrementos artificiales en la remuneración horaria real o “por decreto” lo único que haría sería desincentivar la contratación del factor trabajo.

## Tabla de Contenidos

<b>1</b>	<b>Introducción.....</b>	<b>6</b>
<b>2</b>	<b>Resultados de un análisis descriptivo del problema.....</b>	<b>12</b>
2.1	¿Quiénes son los trabajadores con jornadas excesivas de trabajo?.....	12
2.2	¿Quiénes explican el incremento en las horas trabajadas en la década pasada?.....	17
2.3	Algunas pistas sobre consecuencias negativas en el bienestar de las jornadas excesivas de trabajo.....	20
<b>3</b>	<b>Marco teórico y conceptual .....</b>	<b>25</b>
<b>4</b>	<b>Metodología por grupos laborales y resultados.....</b>	<b>29</b>
4.1	La evidencia temporal a nivel de grupos laborales.....	29
4.2	Resultados.....	31
<b>5</b>	<b>La estimación de la oferta de horas trabajadas .....</b>	<b>33</b>
5.1	Los resultados de corte transversal para el 2002.....	33
5.2	La metodología de cuantiles .....	40
5.3	Los resultados de “pool” de datos.....	41
<b>6</b>	<b>Conclusiones, discusión y recomendaciones.....</b>	<b>45</b>
<b>7.</b>	<b>Bibliografía.....</b>	<b>49</b>
<b>ANEXOS</b>	<b>.....</b>	<b>53</b>

## 1 Introducción

Una dimensión poco estudiada en las áreas de empleo, calidad de vida y pobreza en el Perú concierne al número total de horas efectivamente trabajadas. Por ejemplo, la reseña sobre el tema de empleo en el balance de investigación económica en el Perú efectuado por Escobal e Iguíñiz (2000) sólo hacía mención somera al análisis de condiciones de trabajo en la industria peruana realizado por Galín (1982)<sup>2</sup>. Los trabajos de los últimos años de García (2004), Chacaltana (2002), Garavito (1997), Hunt (1997), Saavedra (2000), Verdera (1997) o Yamada (1996) sobre economía laboral y el empleo tampoco han incluido un análisis detallado de las horas trabajadas<sup>3</sup>. Últimamente las estadísticas del Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo y el Instituto Nacional de Estadística e Informática han empezado a reportar los promedios de este indicador pero sin mayor análisis de nivel o tendencia<sup>4</sup>. Esta investigación postula que el análisis del total de horas efectivamente trabajadas es importante para comprender mejor los niveles y evolución del bienestar de los hogares en el Perú y reducir la brecha entre la interpretación del conjunto de estadísticas económicas y sociales que se ofrece a la opinión pública y la percepción de la ciudadanía sobre su calidad de vida y bienestar.

Las estadísticas económicas y sociales y el debate público sobre los niveles de bienestar en el país se han centrado principalmente en la incidencia de la pobreza medida por el ingreso monetario total necesario para adquirir una canasta básica de consumo y las remuneraciones mensuales totales percibidas por la población empleada. Sin embargo, la opinión pública considera que estos indicadores sistemáticamente sobrevalúan los indicadores de bienestar de la población. Una de las variables importantes ausentes en el análisis ha sido el número total de horas trabajadas (otras dimensiones ausentes, que no son parte del este estudio pero que son importantes también, son la inseguridad laboral y la brecha entre la expectativa y realidad de los ingresos y realización laboral).

La pregunta central del estudio es si, como resultado de la crisis económica de largo plazo en el país (que ha afectado no sólo la remuneración mensual real sino la remuneración real por hora), los individuos tienen que apelar a incrementar el número de horas trabajadas para tratar de mantener un nivel de ingreso real constante<sup>5</sup>. Dicho comportamiento podría ser exitoso en términos de sostener un consumo real mínimo (por ejemplo, por encima del umbral de la pobreza absoluta) pero afectar, no obstante, los niveles de bienestar del individuo y su familia en términos de mayor fatiga y saturación en el trabajo, menor tiempo disponible para el descanso y esparcimiento, menores horas dedicadas a la crianza de los hijos y su inversión en capital humano, mayores riesgos de problemas sociales infantiles y juveniles, etc.

---

<sup>2</sup> El trabajo pionero en materia de horas trabajadas desde una perspectiva institucional y descriptiva fue de Galín (1986) en el contexto de varios países de América Latina.

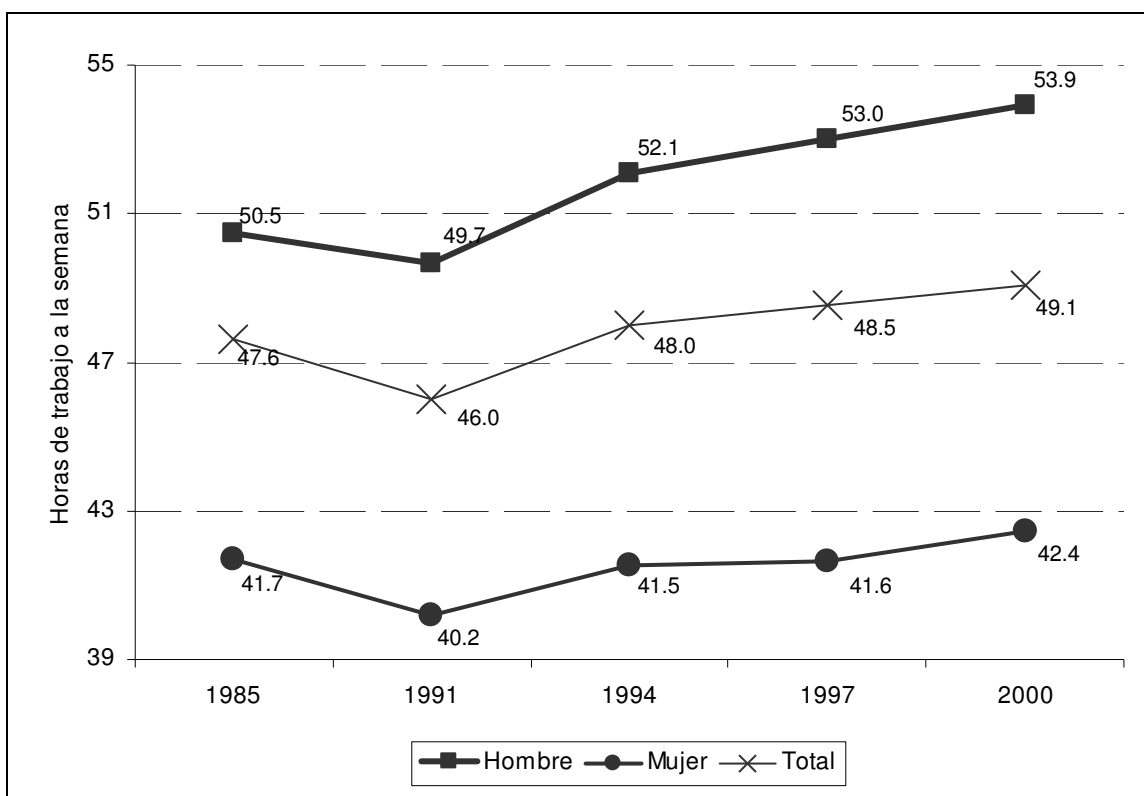
<sup>3</sup> Véase discusiones actualizadas de investigaciones sobre empleo y economía laboral en Barrantes e Iguíñiz (2004) y Yamada (2004)

<sup>4</sup> Sin embargo, un interesante trabajo reciente explora el impacto de la titulación de la propiedad en las horas destinadas a las actividades de ocio y trabajo en el mercado (Field, 2004). Otros trabajos importantes en América Latina en la línea de nuestra investigación son los de Hernández Licona (1997) para el caso de México y de Gonzaga, Machado y Machado (2003) para el caso de Brasil.

<sup>5</sup> Casos representativos de este tipo de comportamiento parecen encontrarse entre diversas ocupaciones tales como taxistas, comerciantes, microempresarios, trabajadores a destajo, etc. De hecho, la inspiración inicial para realizar el presente proyecto provino de una conversación con un taxista que se quejaba de que ahora trabajaba más que antes pero que su ingreso mensual había permanecido inalterado o hasta se había reducido.

El Gráfico 1.1 muestra la tendencia más comparable<sup>6</sup> del promedio de horas trabajadas para todo el Perú Urbano entre 1985 y el 2000, tanto para el caso del total de trabajadores como para los hombres y las mujeres<sup>7</sup>. Observamos que la tendencia creciente en las horas es más marcada en el caso de los hombres (que pasan de un promedio de 50.5 horas en 1985 a 53.9 horas en el 2000) que de las mujeres (que pasan de 41.7 horas a 42.4 horas en el mismo período). Cuando se desagregan estas tendencias entre Lima Metropolitana y el resto de áreas urbanas (Gráficos 1.2 y 1.3), se encuentran tendencias crecientes más marcadas para Lima Metropolitana, aunque en el caso de los hombres, la tendencia creciente es robusta para ambos dominios geográficos (el promedio de horas aumenta de 50.3 en 1985 a 54.8 en el 2000 para el caso de Lima Metropolitana y de 50.7 a 52.9 en similares períodos para el caso del Resto Urbano).

**Gráfico No. 1-1: Horas promedio trabajadas a la semana  
Perú Urbano 1985-2000**



Fuente: Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV) 1985 - 2000, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

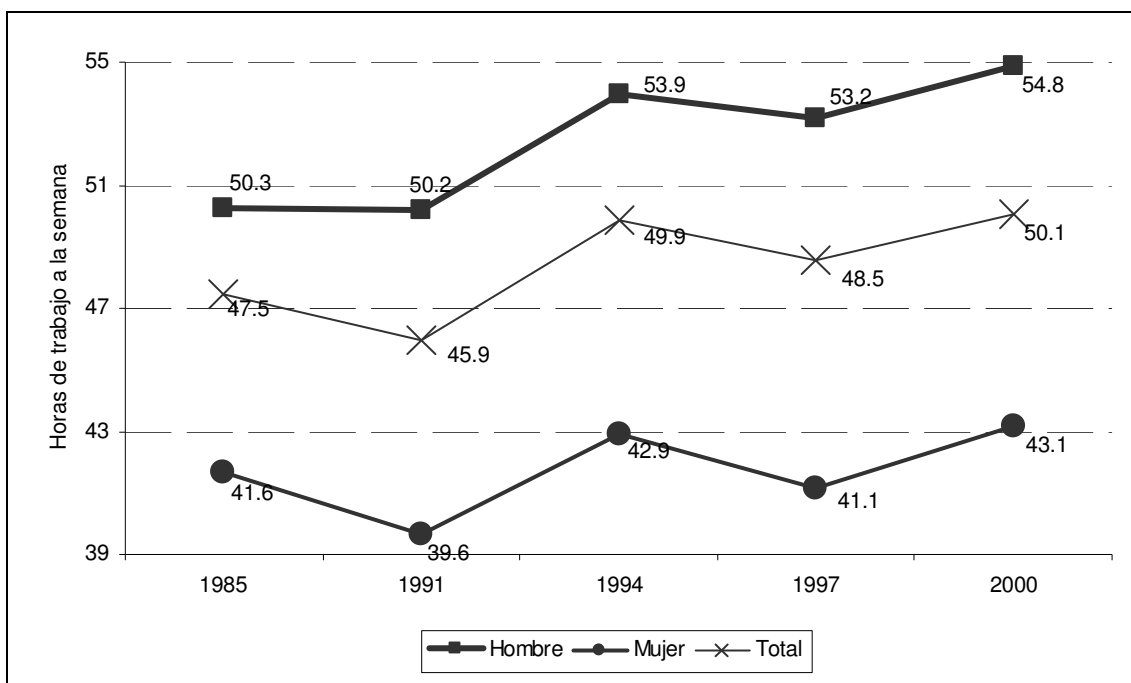
Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

<sup>6</sup> Se trata de estadísticas calculadas con similares Encuestas Nacionales de Niveles de Vida (ENNIV) aplicadas en 1985, 1991, 1994, 1997 y 2000.

<sup>7</sup> En todos los cálculos efectuados en este estudio se trata de la variable "horas trabajadas efectivamente la semana anterior a la encuesta".



**Gráfico No. 1-2: Horas promedio trabajadas a la semana  
Lima Metropolitana 1985-2000**

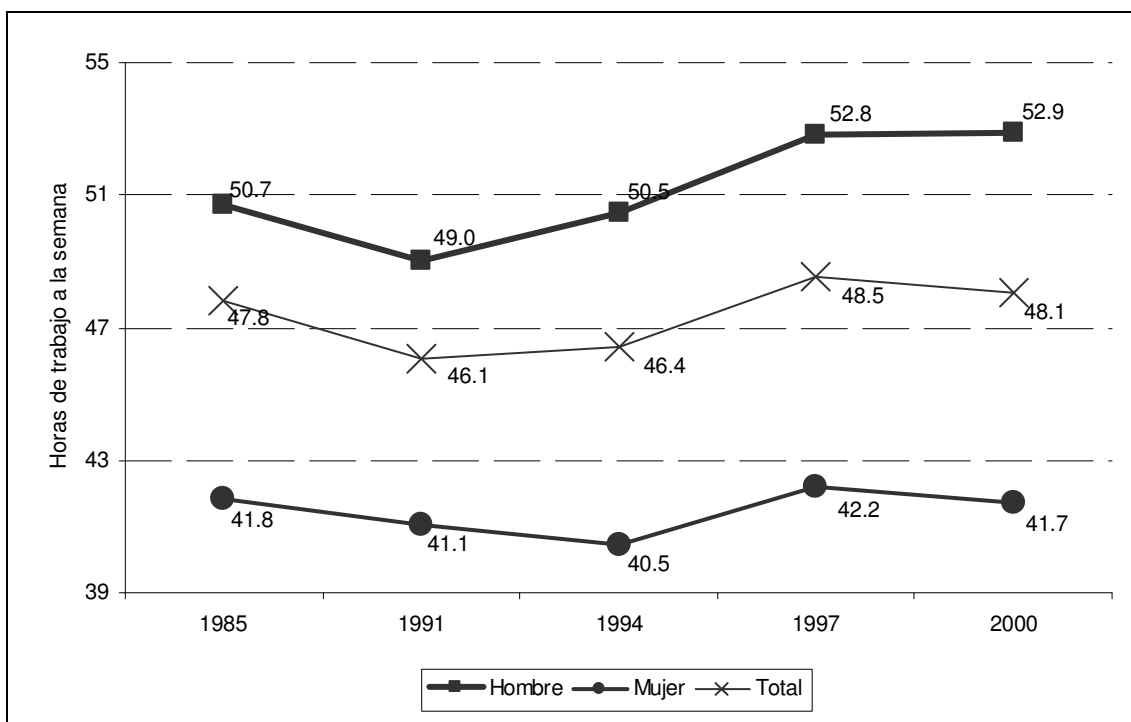


Fuente: Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV) 1985 - 2000, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

**Gráfico No. 1-3: Horas promedio trabajadas a la semana  
Resto Urbano 1985-2000**



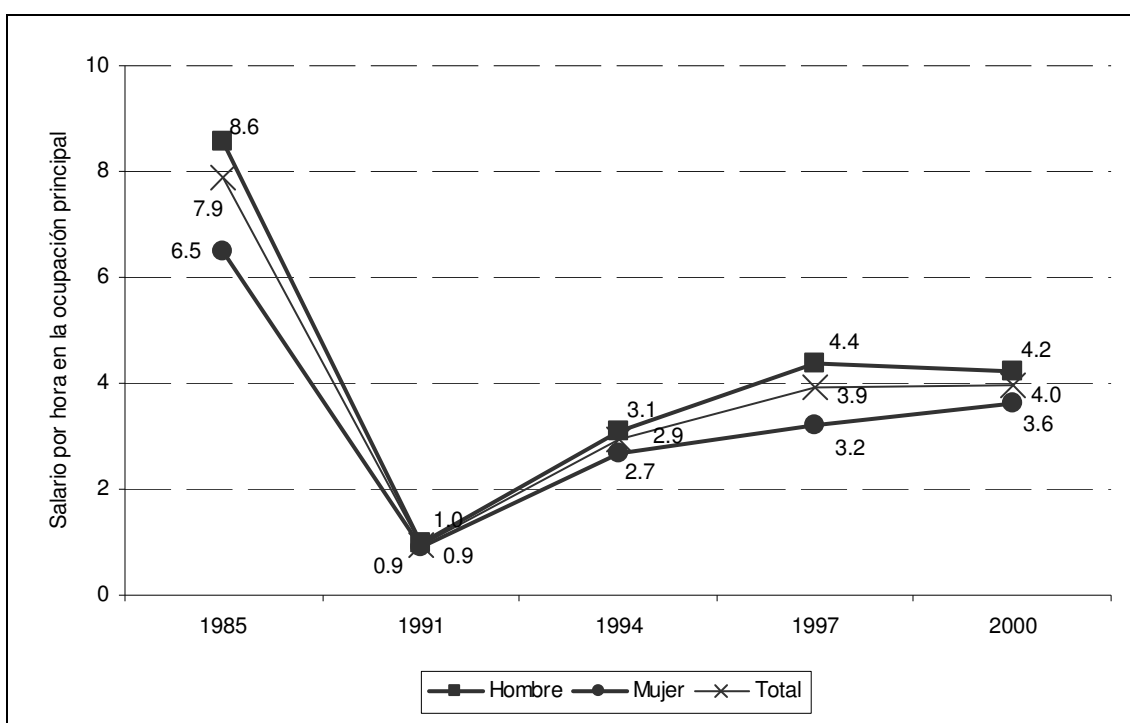
Fuente: Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV) 1985 - 2000, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

Los Gráficos 1.4 al 1.6 muestran las tendencias comparables de los promedios de remuneraciones reales por hora entre 1985 y el 2000 para hombres y mujeres tanto para el agregado del Perú Urbano como para Lima y el Resto Urbano. En todos los casos se observa la caída espectacular (¡de hasta 90%!) ocurrida en la segunda mitad de la década de los 80s como producto de la hiperinflación, para luego dar paso a una recuperación y relativa estabilidad durante los 90s pero en niveles reales que resultaron ser alrededor de la mitad de los niveles de mediados de los 80s. La presente investigación postula que esta caída de cerca de la mitad de la capacidad adquisitiva de la remuneración real horaria debió haber generado una respuesta de mediano plazo en la oferta de horas trabajadas. Sin embargo, nuestra investigación no pretende arrojar todas las luces sobre el comportamiento de la oferta de horas. En particular, ni las hipótesis ni la metodología de corte transversal parecen ser adecuadas para explicar las reacciones de más corto plazo de la oferta de horas.

**Gráfico No. 1-4: Remuneraciones reales por hora promedio Perú Urbano 1985-2000**

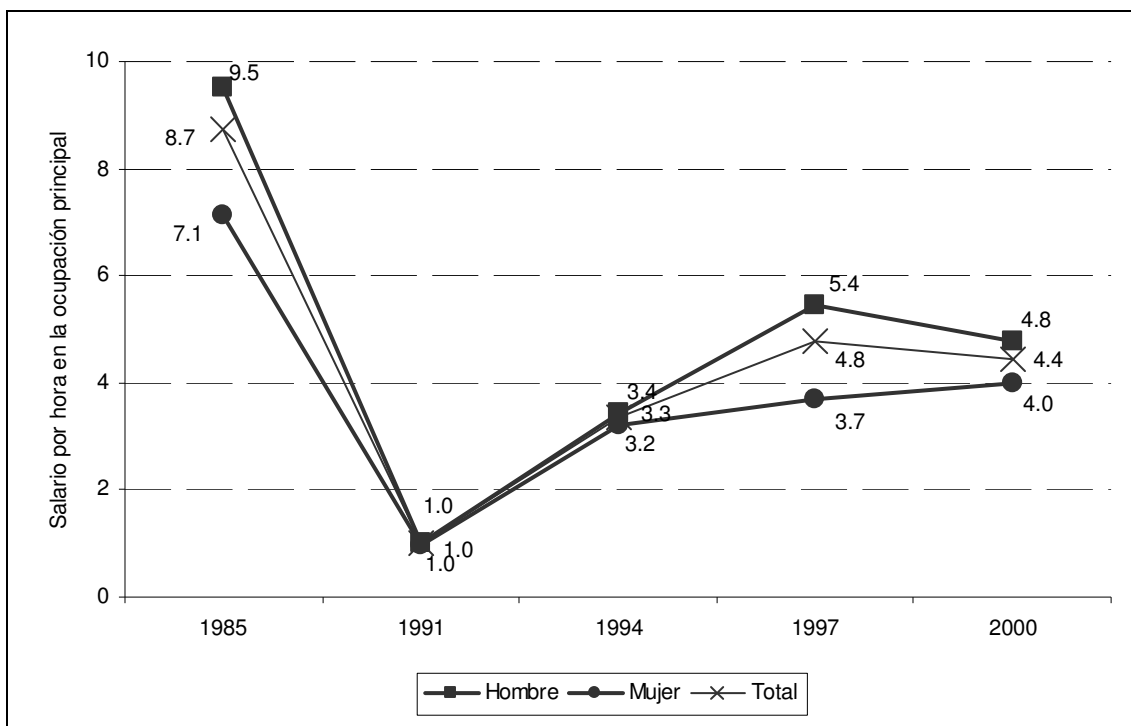


Fuente: Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV) 1985 - 2000, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

**Gráfico No. 1-5: Remuneraciones reales por hora promedio  
Lima Metropolitana 1985-2000**

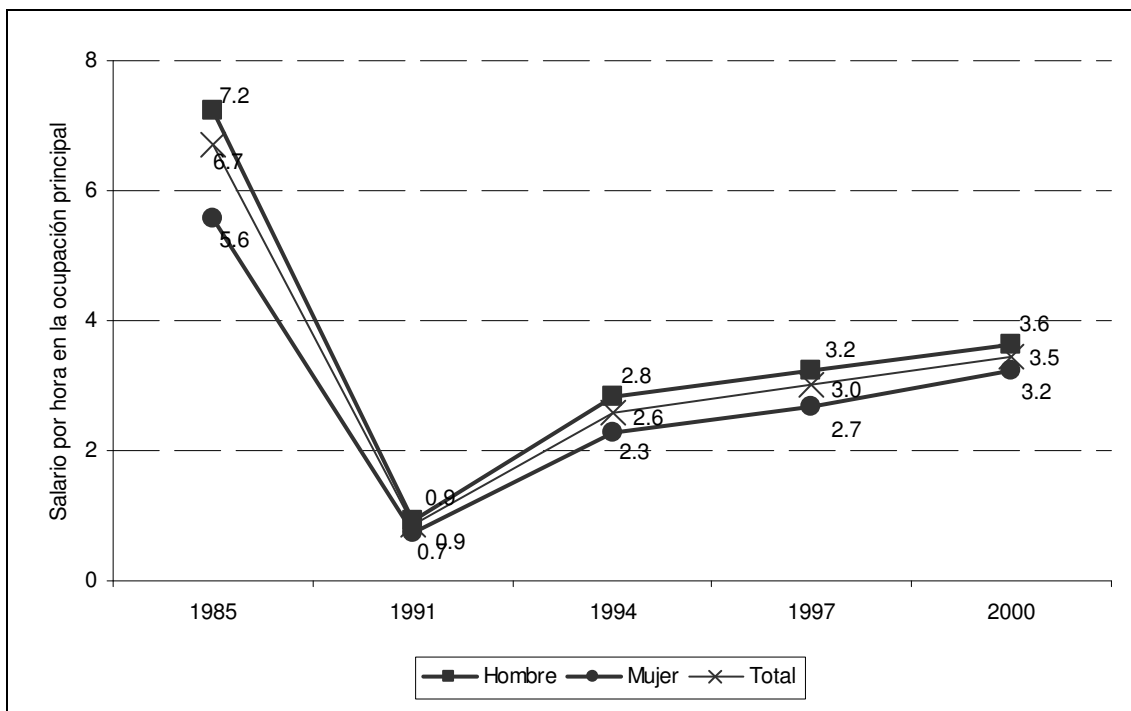


Fuente: Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV) 1985 - 2000, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

**Gráfico No. 1-6: Remuneraciones reales por hora promedio  
Resto Urbano 1985-2000**



Fuente: Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV) 1985 - 2000, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

En cuanto a desagregaciones adicionales de los promedio de horas trabajadas por características socioeconómicas básicas utilizamos las estadísticas calculadas con las encuestas de hogares de 1991 y 2002 (ver Cuadro No. 1.1) a fin de concentrarnos en la comparación entre la década pasada y los datos más recientes disponibles. Estas estadísticas indican que, por ejemplo, para el caso de Lima Metropolitana, el número total de horas trabajadas se ha incrementado de un promedio de 45.9 a 49.4 horas semanales. En el caso de los hombres, este número promedio ha aumentado de 50.1 a 52.9 horas semanales, mientras que para el caso de las mujeres, el mismo promedio se ha incrementado de 39.6 a 45.2 horas semanales. Estos incrementos en las jornadas de trabajo han ocurrido para trabajadores de todas las edades. El promedio para los jóvenes de 14 a 24 años se ha incrementado de 43.2 a 47.4 horas semanales. Por su parte, la jornada promedio para los trabajadores entre 25 y 44 años aumentó de 46.4 a 50.7 horas semanales. Por último, el promedio semanal se incrementó de 47.3 a 48.7 horas para el caso de los trabajadores de 45 a 65 años.

Asimismo, los Gráficos A.1 al A.4 en el Anexo A muestran los desplazamientos entre 1991 y 2002 hacia un mayor número de horas semanales trabajadas en las distribuciones de esta variable para la ocupación principal, tanto para los asalariados como para trabajadores independientes y en el caso de ambos sexos. En todos los casos, se observa un incremento significativo en la frecuencia relativa de trabajadores que laboran jornadas superiores a las 55 horas semanales en su ocupación principal<sup>8</sup>.

**Cuadro No. 1.1: Número total promedio de horas trabajadas a la semana en Lima Metropolitana: 1991 - 2002**

		1991	2002
Total	Promedio	45.9	49.4
	Desviación Estándar	18.1	20.9
Hombres	Promedio	50.1	52.9
	Desviación Estándar	16.9	19.7
Mujeres	Promedio	39.6	45.2
	Desviación Estándar	18.1	21.7
Trabajadores entre 14 y 24 años	Promedio	43.2	47.4
	Desviación Estándar	18.3	20.7
Trabajadores entre 25 y 44 años	Promedio	46.4	50.7
	Desviación Estándar	17.5	20.4
Trabajadores entre 45 y 65 años	Promedio	47.3	48.7
	Desviación Estándar	18.9	21.8

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) 2002, INEI y Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1991, Cuanto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas, entre 14 y 65 años de edad.

<sup>8</sup> Similar patrón se encuentra cuando se comparan los promedios de horas trabajadas en 1991 y el 2000 (tratándose de encuestas nacionales de niveles de vida en ambos casos). Recientemente, Chacaltana (2004) reporta un crecimiento en las horas promedio trabajadas de 40.3 horas semanales en 1990 a 49.0 horas semanales en el 2002 con datos de las encuestas de niveles de empleo de Lima Metropolitana.

## 2 Resultados de un análisis descriptivo del problema

### 2.1 ¿Quiénes son los trabajadores con jornadas excesivas de trabajo?

Una manera útil de aproximarnos a las características sociodemográficas y económicas de los trabajadores que laboran jornadas excesivas es a través de la construcción de un perfil socioeconómico de trabajadores con jornadas mayores a 60 horas semanales y su comparación con aquel de sus contrapartes con jornadas menores a las 60 horas. El umbral de 60 horas semanales como criterio para una jornada excesiva semanal es relativamente arbitrario pero se sustenta en los siguientes hechos: 1) representa un 25% de exceso sobre el número máximo de horas semanales de trabajo establecido por la legislación laboral peruana como jornada normal de trabajo (48 horas semanales), y 2) no implica un fenómeno relativamente minoritario de la fuerza laboral empleada sino todo lo contrario: 33.4% de los trabajadores en Lima Metropolitana (LM) y 31.5% de los trabajadores en el Resto Urbano (RU) se encontraban trabajando más de 60 horas semanales en el 2002 y sus jornadas promedio semanales eran de 71.7 y 74.3 horas respectivamente<sup>9</sup>.

El Cuadro No. 2.1 resume las principales características comparativas. Un porcentaje mayor de trabajadores con jornadas superiores a las 60 horas semanales proviene del sexo masculino comparado a los trabajadores que laboran menos de 60 horas (63.7 versus 52.2% en LM y 56.1 versus 54.3% en el RU). Asimismo, un porcentaje mayor cumple el papel de jefe del hogar (46.3 versus 35.8% en LM y 46.5 versus 39.0% en el RU). La contrapartida de este resultado es que el número promedio de dependientes en las familias de trabajadores de más de 60 horas semanales es mayor (2.5 versus 2.2 dependientes en LM, aunque prácticamente no hay diferencias en el RU). En cuanto a la edad promedio del trabajador, no se encuentran diferencias claras. Mientras que en LM los trabajadores de más de 60 horas semanales son ligeramente menores al resto de trabajadores (35.5 versus 36.1 años), en el caso del RU los trabajadores con más de 60 horas son ligeramente mayores (36.3 versus 35.5 años). Por otro lado, los trabajadores con jornadas superiores a las 60 horas semanales son en promedio menos educados (10,1 versus 10.9 años de educación promedio en LM y 9.0 versus 10.3 años en el RU).

**Cuadro No. 2.1: Perú Urbano 2002– Características socioeconómicas promedio de los trabajadores (de acuerdo con las horas trabajadas semanales)<sup>10</sup>**

	Lima Metropolitana		Resto Urbano	
	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas
Sexo (porcentajes verticales)				
Hombre	52.2	63.7	54.3	56.1
Mujer	47.8	36.3	45.7	43.9
Jefe del hogar (porcentajes verticales)				
No es jefe de hogar	64.2	53.7	61.0	53.5
Es jefe de hogar	35.8	46.3	39.0	46.5

<sup>9</sup> En el Anexo B se presentan estadísticas similares considerando como línea de corte para la jornada excesiva las 48 horas semanales y se comprueba que las características socioeconómicas distintivas para el grupo con jornadas excesivas se mantienen generalmente.

<sup>10</sup> En el Anexo C se presentan las tabulaciones cruzadas completas consignando los porcentajes horizontales y verticales y el número absoluto de casos (sin expandir y expandidos) para cada celda comparativa.

	Lima Metropolitana		Resto Urbano	
	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas
Nro de personas promedio no perceptoras de ingreso en el hogar				
Promedio	2.2	2.5	2.4	2.5
Desviación estándar	1.7	1.7	1.7	1.8
Edad (años)				
Promedio	36.1	35.5	35.5	36.3
Desviación estándar	12.0	11.2	12.2	12.1
Años de educación				
Promedio	10.9	10.1	10.3	9.0
Desviación estándar	4.5	4.1	4.8	4.8
Horas trabajadas a la semana				
Promedio	38.4	71.7	34.9	74.3
Desviación estándar	15.0	10.9	15.8	11.4
Remuneraciones promedio por hora, al mes (soles)				
Promedio	8.1	5.8	4.5	2.4
Desviación estándar	22.2	7.6	8.4	3.8
Quintiles del gasto per cápita (distribución %)				
I	18.9	22.0	16.5	14.6
II	21.1	23.0	20.8	21.9
III	20.3	22.0	21.0	22.9
IV	20.1	18.3	20.7	21.4
V	19.6	14.7	21.0	19.3
Total	100	100	100	100
Niveles de pobreza (% verticales)				
Pobre	26.7	30.8	37.9	36.8
Pobre extremo	1.9	1.2	9.5	7.5
Pobre no extremo	24.8	29.6	28.5	29.4
No pobre	73.3	69.2	62.1	63.2
Trabajo secundario (% verticales)				
Tiene trabajo secundario	6.0	9.5	9.1	11.9
No tiene trabajo secundario	94.0	90.5	90.9	88.1
Condición laboral principal (% verticales)				
Asalariado / dependiente	68.5	64.5	59.4	50.6
Independiente	31.5	35.5	40.6	49.4
Negocio donde trabaja (ocupación principal) se encuentra registrado como persona jurídica (%)				
Sí	44.0	37.6	22.5	21.8
No	56.0	62.4	77.5	78.2
Negocio donde trabaja (ocupación principal) lleva las cuentas en libros exigidos por la ley (%)				
Sí	48.6	42.8	27.9	26.9
No	51.4	57.2	72.1	73.1
Tiene descuentos de ley en la ocupación principal como dependiente (%)				
Sí	59.2	54.8	65.3	64.2
No	40.8	45.2	34.7	35.8

	Lima Metropolitana		Resto Urbano	
	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas
En la ocupación principal trabaja para (% vertical)				
Fuerzas Armadas, Policía Nacional del Perú	2.9	4.9	1.8	4.7
Administración Pública	15.6	5.2	32.2	11.9
Empresa Pública	0.9	0.3	1.5	0.8
Cooperativa de Trabajadores	-	-	0.1	0.4
Empresa de Servicios Especiales (Services)	2.4	4.3	2.0	4.4
Empresa o Patrono Privado	77.9	85.2	62.4	77.6
Otra	0.2	-	0.0	0.1
Sector económico en la ocupación principal (% vertical)				
Pesca	0.2	0.5	0.9	2.6
Explotación de minas y canteras	0.2	0.2	1.9	1.4
Industrias manufactureras	16.3	15.0	14.0	9.3
Suministros de electricidad, gas y agua	0.3	0.2	0.8	0.3
Construcción	7.3	4.0	6.4	3.2
Comercio al por mayor y menor, reparación de vehículos	22.2	31.4	23.7	37.1
Hoteles y restaurantes	7.0	6.6	6.6	8.0
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	6.8	14.2	6.3	16.5
Intermediación financiera	1.4	0.5	0.6	0.3
Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler	8.2	7.1	4.8	4.2
Administración pública y defensa, planes de seguro social	5.6	4.0	6.4	4.9
Enseñanza privada	8.3	1.0	13.3	2.3
Actividades de servicios sociales y de salud	3.7	1.8	3.1	1.6
Otras actividades de servicios comunitarias, sociales y personales	6.5	3.9	6.4	2.7
Hogares privados con servicio doméstico	6.1	9.5	4.7	5.5

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad

En cuanto al ingreso promedio por hora, encontramos una diferencia drástica entre los trabajadores con jornadas mayores a 60 horas semanales y el resto de trabajadores. Mientras que en LM los trabajadores con más de 60 horas perciben un promedio de 5.8 soles por hora, el resto de trabajadores obtiene un promedio de 8.1 soles por hora. En el RU, los trabajadores con más de 60 horas perciben un promedio de 2.4 soles por hora mientras que el resto de trabajadores obtiene un promedio de 4.5 soles por hora. Esta evidencia es un primer indicio de apoyo a nuestra hipótesis de pendiente negativa de la curva de horas trabajadas. A menor remuneración por hora, un grupo significativo de trabajadores optaría por ofertar más horas a fin de no alejarse de un nivel de ingreso y consumo total mínimo requerido. Por supuesto que todavía falta por controlar simultáneamente los múltiples determinantes adicionales de la oferta de trabajo.

Cuando comparamos la extensión de las jornadas de trabajo y los quintiles de gasto per cápita familiar encontramos que en LM una proporción mayor de trabajadores de más de 60 horas pertenece a los tres primeros quintiles de la distribución de gastos en relación con el resto de trabajadores (68.0 versus 60.3%), En el caso del RU, la mayor concentración de trabajadores de más de 60 horas ocurre entre el segundo y el cuarto quintil de gastos per cápita (66.2 versus 62.5%).

Al realizar un cruce entre la extensión de las jornadas de trabajo y la condición de pobreza monetaria familiar observamos que en LM una proporción mayor de trabajadores de más de 60 horas provienen de familias en condiciones de pobreza comparada con el resto de trabajadores (30.8 versus 26.7%). Al interior de la pobreza, sin embargo, una proporción menor de trabajadores de más de 60 horas es pobre extremo (1.2 versus 1.9%). En el caso del RU, por el contrario, una proporción menor de trabajadores de más de 60 horas es pobre (36.8 versus 37.9%) y la tendencia es más marcada aún en el caso de la pobreza extrema (7.5% versus 9.5%). Estos resultados, sobre todo para el caso del RU, serían consistentes con nuestro postulado de que los trabajadores que optan por extender significativamente sus jornadas laborales consiguen ingresos que le permiten superar por lo menos el umbral de la pobreza extrema.

¿Qué características del mercado laboral permiten extender estas jornadas laborales por encima de las 60 horas semanales? En primer lugar destaca la posibilidad de ejercer una ocupación secundaria. En LM, 9.5% de los trabajadores con más de 60 horas tienen un trabajo secundario, mientras dicho porcentaje equivale a 6.0% para el resto de trabajadores. En el RU, los porcentajes respectivos son 11.9% y 9.1%. En segundo lugar, son las ocupaciones independientes las que en promedio significan jornadas más largas de trabajo. En LM, 35.5% de los trabajadores con más de 60 horas se desempeñan como independientes, mientras que dicho porcentaje asciende a 31.5% en el resto de trabajadores. En el RU los porcentajes respectivos son 49.4% y 40.6%.



En tercer lugar, los trabajadores con jornadas semanales mayores a 60 horas predominan más en la informalidad, sobretodo para el caso de Lima Metropolitana. Un 62.4% de dichos trabajadores laboran en empresas que no se encuentran registradas como personas jurídicas comparado con 56.0% en el caso del resto de trabajadores. Un 57.2% de los trabajadores de más de 60 horas laboran en empresas que no llevan libros contables exigidos por ley comparado con 51.4% en el caso del resto de los trabajadores. Por último, los ingresos de un 45.2% de los trabajadores asalariados de más de 60 horas no tienen descuentos de ley comparado con 40.8% en el caso del resto de trabajadores.

En cuarto lugar, los trabajadores de jornadas mayores a las 60 horas semanales se encuentran con más frecuencia en empresas privadas. En efecto, en LM, mientras que 85.2% de dichos trabajadores laboran en el sector privado, el porcentaje correspondiente para el resto de trabajadores es de 77.9%. Para el RU, los porcentajes correspondientes son 77.6 y 62.4%. En el grupo de trabajadores de más de 60 horas semanales también están sobrerrepresentados los trabajadores de empresas de servicios especiales (services) con participaciones de 4.3% versus 2.4% en LM y 4.4 versus 2.0% en el RU. Lo mismo sucede con el caso de las fuerzas armadas y policiales con porcentajes de 4.9 versus 2.9% para LM y de 4.7 versus 1.8% para el caso del RU. Por el contrario, los trabajadores de más de 60 horas semanales están claramente subrepresentados en la administración pública ya que sólo 5.2% de ellos laboran en este sector comparado con 15.6% del resto de trabajadores para el caso de LM. En el RU los porcentajes correspondientes son de 11.9 y 32.2% respectivamente. Lo mismo sucede con las empresas públicas que albergan a menores porcentajes de trabajadores de 60 horas tanto en LM (0.3 versus 0.9%) como en el RU (0.8 versus 1.5%).

En quinto lugar destacan algunos sectores económicos específicos como el comercio y el transporte como aquellos donde se concentran las jornadas excesivas de trabajo. En LM, 31.4% de los trabajadores de más de 60 horas laboran en el sector de comercio al por mayor y menor y servicios de reparación, mientras que dicho porcentaje asciende a 22.2% para el resto de trabajadores. En el RU los porcentajes respectivos son de 37.1 y 23.7%. En LM, 14.2% de los trabajadores de más de 60 horas laboran en el sector de transporte, almacenamiento y comunicaciones, mientras que dicho porcentaje asciende a 6.8% para el resto de trabajadores. En el RU los porcentajes respectivos son de 16.5 y 6.3%.

Sucede lo contrario con los sectores de industria y construcción, donde es relativamente menos frecuente encontrar jornadas superiores a las 60 horas. En LM, 15.0% de los trabajadores de más de 60 horas laboran en el sector de industrias manufactureras, mientras que dicho porcentaje asciende a 16.3% para el resto de trabajadores. En el RU los porcentajes respectivos son de 9.3 y 14.0%. En LM, 4.0% de los trabajadores de más de 60 horas laboran en el sector construcción, mientras que dicho porcentaje asciende a 7.3% para el resto de trabajadores. En el RU los porcentajes respectivos son de 3.2 y 6.4%.

Por tanto, nos encontramos ante un caso representativo promedio de trabajadores de baja productividad que precisamente por ello recurren a extender sus jornadas con el fin de compensar con mayores horas los bajos ingresos horarios a fin de obtener un ingreso total que al menos los saque de una situación de pobreza monetaria extrema o crítica. El comercio y los transportes son sectores en los que es más frecuente encontrar este tipo de ajuste hacia arriba de las horas trabajadas<sup>11</sup>.

Pero esto implica que las estadísticas oficiales de pobreza subvalúan de alguna manera los verdaderos índices de pobreza que deberían medirse con estándares de jornadas máximas razonables de trabajo.

## 2.2 ¿Quiénes explican el incremento en las horas trabajadas en la década pasada?

Para responder a esta pregunta, observamos las variaciones en las jornadas laborales promedio entre 1991 y el año 2002 que corresponden a la población trabajadora no agrícola clasificada por principales características socio demográficas y económicas. Luego, a través de simples ejercicios de descomposición aritmética, calculamos las contribuciones relativas de dichas características a la explicación del incremento general observado en la jornada promedio de trabajo. Veamos primero el caso de Lima Metropolitana (Cuadro No. 2.2). Como señalamos anteriormente la jornada promedio semanal en LM se incrementó entre 1991 y 2002 en 8% (3.5 horas) pasando de 45.9 a 49.4 horas respectivamente<sup>12</sup>.

**Cuadro No. 2.2: Variación de las horas trabajadas semanales 1991 – 2002 por características socioeconómicas, Lima Metropolitana**

		2002		1991		Variación absoluta horas	Variación porcentual horas	Contribución horas		
		Horas trabajadas promedio	Participación laboral	Horas trabajadas promedio	Participación laboral			Variación absoluta	Variación porcentual	Variación porcentual (neta) <sup>13</sup>
Lima Metropolitana		49.4	-	45.9	-	3.5	8%			
Sexo	Hombre	53.0	0.56	50.2	0.60	2.8	6%	1.59	46%	42%
	Mujer	45.2	0.44	39.6	0.40	5.6	14%	2.19	63%	58%
Contribución de cambios en la participación								-0.30	-8%	
Condición laboral en la ocupación principal	Dependiente	49.9	0.67	46.4	0.64	3.5	7%	2.22	64%	64%
	Independiente	48.5	0.33	45.0	0.36	3.4	8%	1.23	35%	36%
Contribución de cambios en la participación								0.04	1%	
Rango de edades	De 14 a 24 años	47.4	0.20	43.2	0.22	4.3	10%	0.93	27%	27%
	De 25 a 44	50.6	0.55	46.4	0.54	4.2	9%	2.24	64%	64%
	De 45 a 65	48.6	0.25	47.3	0.25	1.3	3%	0.32	9%	9%
Contribución de cambios en la participación								0.04	1%	
Nivel educativo	Ninguno	47.8	0.08	47.1	0.02	0.7	2%	0.01	0%	0%

<sup>11</sup> También existen contrastes interesantes entre la caracterización de Lima Metropolitana y el Resto Urbano cuya explicación queda para futuras investigaciones. Esto sucede por ejemplo cuando se realizan tabulaciones cruzadas entre el exceso de horas trabajadas y los niveles de pobreza y el primer quintil de gasto.

<sup>12</sup> Se ha realizado también un ejercicio de descomposición equivalente considerándose los años 1991 y 2000 (ENNIV en ambos casos) encontrándose similares tendencias.

<sup>13</sup> Excluye la contribución de los cambios en la participación de las categorías.

	Primaria	50.5	0.23	46.1	0.34	4.4	10%	1.49	42%	32%
	Secundaria	51.4	0.44	45.4	0.49	6.1	13%	2.98	84%	65%
	Superior	45.6	0.25	44.7	0.15	0.9	2%	0.13	4%	3%
Contribución de cambios en la participación								-0.69	-20%	
Tipo de empleador en la ocupación principal como trabajador dependiente	Público	44.4	0.2	43.4	0.3	1.0	2%	0.25	8%	10%
	Privado	50.5	0.8	47.4	0.7	3.0	6%	2.26	75%	90%
	Contribución de cambios en la participación								0.50	17%

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática; Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1991, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas, entre 14 y 65 años de edad. En el caso de la descomposición por tipo de empleador para trabajadores dependientes, las variaciones no calzan completamente debido a la inclusión de la categoría "otros" en la ENAH 2002.

En cuanto a las características sociodemográficas de los trabajadores, encontramos en primer lugar que las mujeres han experimentado incrementos porcentuales más elevados en sus jornadas laborales promedio. Mientras que la jornada promedio de los hombres se incrementó de 50.2 a 53.0 horas (6%), la jornada promedio de las mujeres pasó de 39.6 a 45,2 horas (un incremento de 14%). Esta tendencia en el caso de las mujeres se adiciona a su creciente participación en la fuerza laboral que se refleja en un mayor grado de feminización de la fuerza laboral (la que pasó de 40 a 44% entre los años de estudio). No obstante, el ejercicio de descomposición muestra que tanto hombres como mujeres contribuyen a explicar de manera importante el incremento experimentado en la jornada laboral total (contribuciones de 42 y 58% respectivamente).

En cuanto a la edad, observamos que los mayores aumentos porcentuales en las jornadas se sucedieron entre los trabajadores jóvenes, de 14 a 24 años, (10%), aunque también se experimentaron fuertes aumentos de jornada en trabajadores más experimentados y con mayor participación en la fuerza laboral total (9% en el caso de trabajadores de 25 a 44 años, y 3% en el caso de trabajadores de 45 a 65 años). Por ello, el grupo de 25 a 44 años contribuye con cerca de dos terceras partes de la explicación del aumento de la jornada total promedio, mientras que los jóvenes contribuyen con casi 30% de la misma tendencia.

Por el lado de la educación, son los trabajadores con educación secundaria los que experimentaron los mayores incrementos en sus jornadas (13%) y son los que ahora trabajan en promedio más con una jornada de 51.4 horas semanales (en el 91 la jornada promedio más larga la ostentaban los trabajadores sin instrucción con 47.1 horas promedio). Los trabajadores con educación primaria también han aumentado apreciablemente sus jornadas (10%) mientras que podemos afirmar que sólo la educación superior habría protegido de alguna manera la expansión de la jornada (los trabajadores con educación superior aumentaron su jornada en sólo 2% manteniéndose todavía como el grupo de menores jornadas laborales). Debido a estas tendencias, la descomposición arroja que casi dos terceras partes de la expansión de la jornada laboral total promedio se explica por el aumento en la jornada en trabajadores con educación secundaria y prácticamente el tercio restante lo explica el incremento de la jornada en trabajadores con primaria.

Los resultados por tipo de relación laboral nos confirman que el aumento en las jornadas promedio han sido un fenómeno generalizado tanto en el sector asalariado como en el sector independiente. En LM, las jornadas laborales promedio de ambos grupos aumentaron en 7 y 8% respectivamente, aunque por razones de peso relativo en la composición total de la población empleada, el sector asalariado contribuye con casi dos terceras partes del aumento total en la jornada laboral promedio.

En cuanto a la división de los mercados laborales asalariados entre público y privado, encontramos que mientras que la jornada promedio se elevó en 2% en el sector público, dicho indicador tuvo un incremento mucho mayor en el caso de trabajadores en el sector privado (6%). De esta forma, el aumento en las horas trabajadas promedio en el sector privado contribuye a explicar el 90% del incremento total promedio en la población total de LM.

Veamos ahora el caso del resto urbano (Cuadro No. 2.3). El incremento en la jornada promedio semanal fue de 3% (1.2 horas) pasando de 46.0 a 47.3 horas. En este caso, las mujeres han tenido incrementos significativos en sus jornadas (crecimiento promedio de 7%), aunque aún así, ahora trabajan menos que sus contrapartes de LM. Los hombres en el RU incrementaron sus jornadas en un promedio de 2%. El segmento de trabajadores jóvenes ha tenido un aumento considerable aunque visiblemente inferior al de sus contrapartes en LM (5%), mientras que los trabajadores de 25 a 44 años muestran aumentos promedio de 3% en la jornada. Por último, los trabajadores a partir de los 45 años tienen en promedio aumentos de 1% en su jornada. En cuanto al nivel educativo, en el RU también se cumple que los trabajadores con secundaria están trabajando más (4% de aumento en la jornada). Mientras tanto, las jornadas promedio se redujeron para los trabajadores sin educación formal y con educación primaria y superior. En cuanto al tipo de relación laboral, los incrementos porcentuales en las jornadas asalariada o independiente fueron de 3 y 2% respectivamente. En el primer caso, las jornadas promedio en el sector público prácticamente se mantuvieron constantes, mientras que las jornadas privadas aumentaron en 2%.

**Cuadro No. 2.3: Variación de las horas trabajadas semanales 1991 – 2002 por características socioeconómicas, Resto Urbano**

		2002		1991		Variación absoluta horas	Variación porcentual horas	Contribución horas		
		Horas trabajadas promedio	Participación laboral	Horas trabajadas promedio	Participación laboral			Variación absoluta	Variación porcentual	Variación porcentual (neta) <sup>14</sup>
Resto Urbano		47.25	-	46.02	-	1.24	3%			
Sexo	Hombre	50.0	0.56	49.1	0.63	0.9	2%	0.56	45%	34%
	Mujer	43.8	0.44	40.8	0.37	2.9	7%	1.10	89%	66%
Contribución de cambios en la participación								-0.40	-33%	
Condición laboral en la ocupación principal	Dependiente	47.2	0.57	45.8	0.52	1.4	3%	0.71	58%	56%
	Independiente	47.4	0.43	46.2	0.48	1.2	2%	0.55	44%	44%
Contribución de cambios en la participación								-0.01	-1%	
Rango de edades	De 14 a 24 años	44.4	0.21	42.1	0.17	2.3	5%	0.39	32%	28%
	De 25 a 44	47.6	0.54	46.1	0.56	1.6	3%	0.88	71%	63%
	De 45 a 66	48.9	0.24	48.4	0.27	0.5	1%	0.13	11%	10%
Contribución de cambios en la participación								-0.17	-13%	
Nivel educativo	Ninguno	49.3	0.12	52.2	0.02	-3.0	-6%	-0.06	-5%	21%
	Primaria	45.9	0.27	47.8	0.37	-2.0	-4%	-0.72	-58%	254%

<sup>14</sup> Excluye la contribución de los cambios en la participación de las categorías.

	Secundaria	47.3	0.38	45.7	0.40	1.6	4%	0.66	53%	-232%
	Superior	41.8	0.23	42.6	0.21	-0.6	-2%	-0.16	-13%	56%
				Contribución de cambios en la participación				0.25	21%	
Tipo de empleador en la ocupación principal como trabajador dependiente	Público	42.2	0.3	42.3	0.4	-0.1	0%	-0.03	-3%	-8%
	Privado	49.3	0.7	48.5	0.6	0.8	2%	0.46	35%	108%
				Contribución de cambios en la participación				0.89	67%	

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática; Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) 1991, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas, entre 14 y 65 años de edad. En el caso de la descomposición por tipo de empleador para trabajadores dependientes, las variaciones no calzan completamente debido a la inclusión de la categoría "otros" en la ENAH 2002.

### 2.3 Algunas pistas sobre consecuencias negativas en el bienestar de las jornadas excesivas de trabajo

Una limitación importante de las Encuestas Nacionales de Hogares utilizadas en este estudio es que no abordan directamente las posibles consecuencias sobre otras dimensiones del bienestar que tendrían jornadas de trabajo excesivamente largas. Se podría llenar este vacío en el futuro implementando un módulo de preguntas en la misma encuesta sobre la utilización del tiempo, tal como ha propuesto el Programa de Mejoramiento de Encuestas de Condiciones de Vida (MECOVI) del BID y Banco Mundial en algunos otros países de América Latina.

Por el momento, hemos encontrado cuatro tipos de cruces de información dentro de la encuesta que arrojan correlaciones sugestivas de efectos negativos. A fin de mantener uniformidad con el resto de tratamiento de esta sección, contrastaremos la situación de los individuos que trabajan más de 60 horas semanales con la del resto de la población trabajadora.

En primer lugar, encontramos evidencia de que las jornadas excesivas de trabajo podrían reducir el tiempo de dedicación a la inversión en capacitación laboral fuera del centro de trabajo (Cuadro No. 2.4). En LM, el 4.3% de trabajadores con jornadas de 60 o más horas semanales tuvo capacitación en institutos, academias o centros de educación ocupacional en el año previo a la encuesta, comparado con un 9.7% del resto de trabajadores. En el RU, el 4.7% de trabajadores con jornadas de 60 o más horas semanales tuvo capacitación, comparado con un 9.4% del resto de trabajadores. Observamos que este contraste negativo se mantiene por grupos de trabajadores de edades distintas. Así por ejemplo en LM, un 8.9% de jóvenes (entre 14 y 24 años) con jornadas de trabajo mayores a las 60 horas semanales habría tenido capacitación laboral en el último año, comparado con un 17.5% del resto de jóvenes trabajadores. Los porcentajes equivalentes para el caso de los adultos trabajadores entre 25 y 44 años fueron de 3.8% y 8.7% respectivamente. Por último, los porcentajes respectivos para el caso de los adultos trabajadores entre 45 y 64 años fueron de 1.7% y 5.2%.

**Cuadro No. 2.4: Asistencia a centros de capacitación laboral de acuerdo con las horas trabajadas a la semana (en porcentajes).**

Rangos de edad	Lima Metropolitana		Resto Urbano	
	Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más trabajadas
De 14 a 24 años	17.5	8.9	15.4	7.9
De 25 a 44 años	8.7	3.8	9.5	4.3
De 45 a 65 años	5.2	1.7	3.8	3.3
Total	9.7	4.3	9.4	4.7

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad

Como sabemos, la capacitación laboral es una forma de inversión en capital humano con elevada rentabilidad (Chacaltana y Saavedra, 1999) que permite aspirar a mayores remuneraciones por hora futuras. En tal sentido, un escaso o nulo tiempo dedicado a la capacitación laboral continua como consecuencia de jornadas excesivas de trabajo podría ser uno de los mecanismos para perpetuar situaciones de sobreempleo y estancamiento de las remuneraciones.

En segundo lugar, existe cierta evidencia sugestiva de que las jornadas excesivas de trabajo podrían reducir el tiempo de dedicación necesaria para las prácticas preventivas de salud (reportadas como consultas por prevención y despistaje en los tres meses previos a la encuesta) (Cuadro No. 2.5). En LM, un 2.0% de trabajadores con jornadas de 60 o más horas semanales afirmaron haber efectuado prácticas de prevención de enfermedades (tales como haber participado en campañas de salud), comparado con un 2.8% del resto de trabajadores. Asimismo, en el RU un 2.3% de trabajadores con jornadas excesivas efectuaron prácticas de prevención de enfermedades, comparado con un 3.3% del resto de trabajadores. Estas diferencias son más claras en el caso de las mujeres trabajadoras. Por ejemplo, en LM, un 2.2% de mujeres trabajadoras con jornadas excesivas tuvieron prácticas de prevención, comparado a un 3.7% del resto de trabajadoras.

**Cuadro No. 2.5: Prácticas de salud, de acuerdo con las horas trabajadas a la semana (en porcentajes)**

	Sexo	Lima Metropolitana		Resto Urbano	
		Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más trabajadas
Prevención de enfermedades	Mujer	3.7	2.2	3.9	2.7
	Hombre	1.9	1.8	2.8	2.0
	Total	2.8	2.0	3.3	2.3
Prácticas saludables	Mujer	4.0	2.6	3.7	2.5
	Hombre	7.4	4.0	4.9	3.1
	Total	5.8	3.5	4.3	2.9
Programa de vacunas	Mujer	5.3	4.9	6.7	4.8
	Hombre	2.0	0.9	2.5	2.4
	Total	3.6	2.4	4.4	3.4

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad

Asimismo, un 2.4% de trabajadores con jornadas excesivas en LM habría seguido con regularidad los programas de vacunas para sus hijos, comparado con un 3.6% del resto de trabajadores. Un 3.4% de trabajadores con jornadas excesivas en el RU habría vacunado regularmente a sus hijos, comparado con un 4.4% del resto de trabajadores. Las tendencias más marcadas aquí son para el caso de las mujeres en el RU. Así, un 4.8% de mujeres con jornadas excesivas habría seguido con regularidad los programas de vacunas para sus hijos, comparado con un 6.7% del resto de mujeres trabajadoras.

Por último, un 3.5% de trabajadores en LM con jornadas excesivas habrían asistido a consultas acerca de prácticas saludables (dieta, higiene, etc.), comparado con un 5.8% del resto de trabajadores. En el caso del RU, un 2.9% de trabajadores con jornadas excesivas habrían realizado prácticas saludables de prevención, comparado con un 4.3% del resto de trabajadores. Las diferencias más marcadas ocurren aquí en el caso de hombres en LM. Un 4.0% de trabajadores con jornadas excesivas habrían asistido a consultas, comparado con un 7.4% del resto de trabajadores.

Una buena salud repercute positivamente en la productividad laboral y las remuneraciones (Cortez, 1999; Valdivia, 1999). Dedicar menos tiempo del necesario a la salud curativa y, sobre todo, preventiva, debido a jornadas excesivas de trabajo, podría tener consecuencias desfavorables en la prevalencia real de enfermedades (que usualmente es mayor a la incidencia autoreportada de enfermedades en las encuestas, sobretodo en el caso de los grupos de menores recursos económicos), la productividad y remuneración horaria, y el número de días efectivamente trabajados en un período dado de tiempo. En otro posible mecanismo de entrapamiento en jornadas excesivas, es posible que sucedan jornadas excesivas de trabajo en semanas y días saludables, que compensen las pérdidas de ingresos asociadas a episodios recurrentes de enfermedades tanto de los propios trabajadores como de sus familiares pequeños a cargo (en el caso de las madres).

También encontramos indicios de menores tiempos dedicados a las actividades deportivas, culturales y de participación ciudadana (Cuadro No. 2.6). En Lima Metropolitana, un 6.2% de jefes de hogar con jornadas de 60 o más horas semanales pertenecen o participan en clubes o asociaciones deportivas, comparado con un 7.6% del resto de jefes de hogar. Los porcentajes equivalentes para el caso del Resto Urbano son de 6.6% y 8.1% respectivamente. Asimismo, en LM un 1.0% de trabajadores con jornadas excesivas pertenecen o participan en clubes culturales, comparado con un 1.9% del resto de trabajadores. Los porcentajes equivalentes para el caso del RU son de 1.7% y 2.7% respectivamente. En este mismo sentido, un 1.4% de trabajadores con jornadas excesivas pertenecen o participan en asociaciones vecinales, comparado con un 2.6% del resto de trabajadores. Los porcentajes equivalentes para el caso del RU son de 5.3% y 5.2% respectivamente, siendo el único caso contrario a la tendencia señalada.

**Cuadro No. 2.6: Participación en actividades comunitarias, de acuerdo con las horas trabajadas por el jefe de hogar a la semana (en porcentajes)**

Actividad comunitaria	Sexo	Lima Metropolitana		Resto Urbano	
		Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más horas trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más horas trabajadas
Clubes o asociaciones deportivas	Hombre	7.1	5.3	9.0	7.3
	Mujer	8.0	7.7	7.2	5.5
	Total	7.6	6.2	8.1	6.6



Clubes culturales	Hombre	1.6	0.9	2.8	1.7
	Mujer	2.4	1.1	2.6	1.7
	Total	1.9	1.0	2.7	1.7
Asociaciones vecinales	Hombre	2.9	1.1	4.9	4.8
	Mujer	2.3	2.1	5.5	5.9
	Total	2.6	1.4	5.2	5.3

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad

Por último, encontramos en el módulo de opinión de la encuesta que una proporción menor de jefes de hogar que trabajan 60 o más horas a la semana satisfacen sus necesidades mínimas de vacaciones (Cuadro No. 2.7). En LM, un 16.4% de los trabajadores con jornadas excesivas a la semana afirman que satisfacen bastante sus necesidades de vacaciones, comparado con 19.8% del resto de trabajadores. Los porcentajes equivalentes para el caso del RU son de 13.1% y 18.7% respectivamente. Estas tendencias se repiten cuando se realizan las comparaciones para trabajadores hombres y mujeres. En este sentido, habría una correlación negativa no sólo entre las jornadas excesivas semanales y el tiempo dedicado al descanso diario o semanal, sino también con el tiempo dedicado al necesario descanso anual<sup>15</sup>.

**Cuadro No. 2.7: Satisfacción de las necesidades mínimas de vacaciones en el hogar, de acuerdo con las horas trabajadas por el jefe de hogar a la semana (en porcentajes).**

Sexo		Lima Metropolitana		Resto Urbano	
		Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más horas trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más horas trabajadas
		Hombre	Bastante	22.0	16.8
	Más o menos	28.5	28.6	34.3	26.2
	Poco	21.7	22.9	24.4	29.8
	Nada	27.4	31.3	27.7	31.5
	No sabe	0.5	0.4	0.3	0.2
	Total	100.0	100.0	100.0	100.0
Mujer	Bastante	17.4	15.7	12.9	9.4
	Más o menos	25.0	36.6	31.9	30.2
	Poco	30.8	20.3	23.8	25.2
	Nada	25.8	25.7	30.9	35.2
	No sabe	1.1	1.6	0.4	0.0
	Total	100.0	100.0	100.0	100.0
Total	Bastante	19.8	16.4	18.7	13.1
	Más o menos	26.7	31.4	28.2	33.1
	Poco	26.0	22.0	24.7	24.1
	Nada	26.8	29.3	27.6	29.3
	No sabe	0.7	0.8	0.8	0.4
	Total	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, INEI. Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad

<sup>15</sup> Si se construye un índice ponderado de satisfacción de necesidades de vacaciones otorgando pesos de 3 (a la opción "bastante"), 2 ("más o menos"), 1 ("poco") y 0 ("nada"), se verifica que los trabajadores con jornadas excesivas tendrían una menor satisfacción tanto en el total de Lima como en el Resto Urbano y para el caso de los hombres en ambos casos. La única excepción es el caso de las mujeres que trabajan en la capital.



No es necesario abundar aquí en las bondades de la práctica del deporte, la recreación, las actividades culturales, el descanso y la participación ciudadana sobre el bienestar de los trabajadores y sus familias. Si cabría resaltar un posible impacto negativo adicional de la limitación, que imponen las jornadas excesivas de trabajo, en la participación de asociaciones, redes y otras formas de capital social, formales e informales, que en muchos casos permiten identificar oportunidades de negocios, movilidad laboral ascendente, mejores ingresos y, eventualmente, jornadas de trabajo menos extensas.

### 3 Marco teórico y conceptual

El enfoque teórico conceptual parte de la teoría microeconómica desarrollada específicamente para el campo de la economía laboral. Por el lado de la oferta de horas trabajadas, la teoría convencional deriva una curva de oferta de trabajo que depende en general positivamente del salario real. Adaptado este esquema a nuestro caso concreto, se trataría de una curva de oferta de horas trabajadas que depende positivamente del salario real por hora. Sin embargo, esta predicción convencional no es lo suficientemente general para nuestro estudio. Por ejemplo, no es consistente con uno de nuestros planteamientos centrales que postula que el número de horas trabajadas podría haber aumentado, como reacción ante la caída de la remuneración real por hora, debido a la aspiración de mantener un ingreso y consumo real total relativamente constante (aspiración que se convierte en una necesidad perentoria si los ingresos no alcanzan a cubrir una canasta mínima de consumo de indigencia y pobreza).

No obstante, existen los fundamentos microeconómicos en la propia teoría convencional para arribar un resultado más general que incluya una diversidad de hipótesis. La oferta de trabajo proviene de la maximización de los niveles de bienestar individual y familiar que dependen positivamente del nivel de consumo alcanzado y el tiempo dedicado al “ocio” (actividades de esparcimiento, cultura, deportes, alimentación, descanso, etc.). Ante un cambio en la remuneración real por hora aparecen dos efectos contrapuestos sobre la oferta de horas trabajadas: el efecto sustitución y el efecto ingreso. Una reducción en la remuneración por hora produce un efecto sustitución que debería reducir el número de horas trabajadas (ya que el ocio se ha abaratado relativamente), y un efecto ingreso que debería aumentarlas (ya que los individuos se han empobrecido), produciendo en términos netos la indeterminación teórica de la pendiente de la curva de oferta de trabajo (Killingsworth, 1988; Pencavel, 1986). Por tanto, el signo de la pendiente de la curva de oferta de horas trabajadas es un asunto empírico que debemos investigar en el proyecto. La curva de oferta de trabajo podría tener una pendiente negativa, sobretodo en estratos bajos de ingresos<sup>1617</sup>.

Cuando formalizamos matemáticamente estos fundamentos microeconómicos, encontramos que no todas las funciones de utilidad convencionales son capaces de producir estas diferentes posibilidades de pendiente de la oferta de horas trabajadas. Por ejemplo, cuando se utiliza la función de utilidad del individuo más conocida y trabajada en la microeconomía, la función Cobb-Douglas, se produce el rígido resultado de una curva de oferta perfectamente inelástica (pendiente nula). Sea la función de utilidad que se maximiza:

$$U = C^\alpha O^\beta$$

---

<sup>16</sup> Existe una corriente de la literatura sobre las economías de países en desarrollo que postula que la oferta de trabajo es infinitamente elástica a un nivel de salario real de subsistencia, basado en Lewis (1954). Si interpretamos a esta curva de Lewis como una curva de oferta de número de trabajadores, podemos deducir que ésta sería consistente con una curva de oferta de horas trabajadas de pendiente negativa (un mismo salario de subsistencia se conseguiría con un mayor salario por hora y menos horas trabajadas o con un menor salario por hora y mayores horas trabajadas).

<sup>17</sup> En los países desarrollados se ha explorado esta posibilidad de inclinación hacia atrás (paso de un segmento positivo a uno negativo) de la curva de oferta de trabajo para el caso de estratos altos de ingresos que valoran crecientemente mayores niveles de ocio (Nicholson, 2002).

sujeta a las restricciones presupuestarias de recursos monetarios y de tiempo:

$$C = wL + N, \text{ y } T = L + O.$$

Además  $\alpha + \beta = 1$ , y,  $C, O, \alpha, \beta \geq 0$ .

Donde  $C$  es una canasta agregada de consumo de bienes y servicios que otorga utilidad,  $O$  es el tiempo dedicado al ocio que también aumenta la utilidad del individuo,  $L$  son las unidades de tiempo trabajadas,  $T$  es el tiempo total del que dispone el individuo,  $w$  es la remuneración por cada unidad de tiempo,  $N$  es el ingreso no laboral del que dispone el individuo, y  $\alpha, \beta$  representan los parámetros de la función de utilidad. Trabajando con las dos restricciones conjuntamente arribamos a:

$$X = wT + N = wO + C$$

donde  $X$  es el ingreso pleno potencial del individuo.

Al maximizar la utilidad del individuo, mediante el proceso de optimización matemática con restricciones, se obtiene la siguiente oferta de trabajo:

$$L^* = \left( \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right) T$$

Dado que  $\alpha + \beta = 1$ ,

$$L^* = \alpha T$$

Así, la curva de oferta de trabajo derivada de una función Cobb-Douglas es completamente inelástica a la variación en las remuneraciones.

Para levantar la limitación recién mencionada, se necesita incorporar el concepto de cuasihomoteticidad, que implican nivel mínimos imprescindibles de consumo de bienes y servicios y ocio, en la función de utilidad Cobb-Douglas. La función de utilidad a maximizar es ahora:

$$U = (C - \kappa)^\alpha (O - \mu)^\beta$$

Sujeta a la restricción:  $X = wO + C$ . Definimos  $\kappa$  como el nivel de subsistencia del bien agregado de consumo,  $\mu$  como el nivel mínimo de ocio necesario, y como antes  $X = wT + N$  es el ingreso total y  $N$  es el ingreso no laboral.

En este caso, la solución matemática final para la función de oferta de horas de trabajo es:

$$L^* = (1 - \beta)(T - \mu) - \left( \frac{\beta}{w} \right) (N - \kappa)$$

Y, la derivada parcial de esta función con respecto a la remuneración por hora es:

$$\frac{\partial L}{\partial w} = \frac{\beta}{w^2} (N - \kappa)$$

Nótese que, en este caso, el signo de la derivada (y por tanto la pendiente de la función de oferta) depende de la diferencia entre el ingreso no laboral y el consumo mínimo auto percibido de subsistencia. Si el ingreso no laboral (rentas provenientes de otras fuentes tales como activos financieros, propiedades, transferencias, etc.) supera al consumo mínimo de subsistencia (situación más probable en familias relativamente pudientes), la derivada sería positiva y el individuo ofrecerá menos horas de trabajo en la medida que se reduzca el salario (curva de oferta de trabajo de pendiente positiva). Por el contrario, si el ingreso no laboral no cubre el consumo de subsistencia (situación más frecuente en familias en pobreza), la derivada sería negativa y el individuo ofrecerá más horas de trabajo a medida que se reduce el salario (curva de oferta de trabajo de pendiente negativa). Por tanto, se ha logrado capturar la posibilidad de una pendiente no nula en la oferta de trabajo (ya sea positiva o negativa)<sup>18</sup>. Estas cruciales comparaciones entre el ingreso no laboral disponible y los niveles de consumo de subsistencia serán retomadas en el próximo trabajo econométrico<sup>19</sup>.

Por el lado de la demanda, la teoría microeconómica convencional nos señala que la demanda del factor trabajo es una demanda derivada de la función de producción del bien final (Hamermesh, 1986). La dimensión adicional que aporta nuestro tema en particular es que la demanda laboral es por un total de horas de servicios laborales, que a su vez se descompone entre un número total de trabajadores multiplicado por el número de horas trabajadas por cada uno de ellos. En este sentido, la empresa tiene la posibilidad de intercambiar, hasta cierto punto, el número de horas por trabajador con un número total mayor o menor de trabajadores, dependiendo de los incentivos económicos relativos que tenga (costos fijos no laborales por trabajador, precios diferenciados de la hora laborada tales como el pago de horas extras, productividad marginal decreciente por horas trabajadas debido a la fatiga, etc.). Al respecto, destacan los trabajos que derivan explícitamente este intercambio óptimo entre horas y número de trabajadores de Booth (1987), Brunello (1989), Calmfors (1989), Hart (1978), Hunt (1998), y Pencavel (1988).

---

<sup>18</sup> Sin embargo, esta función todavía no permite cambios de pendiente en la curva de oferta (las inclinaciones de adelante hacia atrás o viceversa que podrían suceder teóricamente). Para lograr esta posibilidad se debe apelar a una función de utilidad más compleja pero flexible tal como la función CES (elasticidad de sustitución constante) que incorpore también la cuasihomoteticidad. En tal caso:

$$U = [\alpha(C - \kappa)^{-\rho} + \beta(O - \mu)^{-\rho}]^{-1/\rho}$$

Donde  $\rho$  es un parámetro de sustitución entre el consumo y ocio con valores,  $-1 < \rho < \infty$ , y, nuevamente  $\alpha + \beta = 1$ . Véase al respecto Hernández Licona (1997).

<sup>19</sup> Si las ofertas de trabajo individuales son mayoritariamente de pendiente negativa (positiva), es más probable que la oferta agregada de horas de trabajo también tenga una pendiente negativa (positiva).

En cuanto al comportamiento del número de horas a lo largo del ciclo económico, la literatura más cercana se refiere a las hipótesis alternativas de trabajador desalentado versus trabajador adicional, para predecir el comportamiento de la participación laboral en la parte recesiva del ciclo económico (Killingsworth, 1988). La primera hipótesis postula que con la recesión el trabajador se ve desalentado por la falta de oportunidades laborales y sale de la fuerza laboral. La segunda hipótesis indica que con la recesión más bien ingresa al mercado fuerza laboral secundaria para compensar por la caída en los ingresos de los perceptores principales de ingresos del hogar. Nuestro planteamiento central sería semejante a la hipótesis del trabajador adicional pero trasladada al número de horas y nos podríamos referir a ella más específicamente como la hipótesis de las horas adicionales. Por el lado de la demanda de trabajo, la literatura sugiere que la demanda de horas es más sensible que la demanda por número de trabajadores ante cambios en las condiciones de la economía. Dados los costos fijos de contratación y despido, resultará en el corto plazo más eficiente reducir el número de horas durante las fases iniciales de una recesión económica. Si la crisis se hace más significativa y permanente, la empresa también reducirá su número de trabajadores.

Por último, cabe resaltar que el mercado laboral peruano se caracteriza por una gran proporción de fuerza laboral autoempleada o empleada asalariadamente de manera informal. Al respecto, no se ha encontrado literatura internacional sobre horas trabajadas para estos segmentos de la fuerza laboral, por lo que nuestro trabajo arrojará luces importantes en este aspecto.

## 4 Metodología por grupos laborales y resultados

Los microdatos utilizados en este estudio provienen de varias encuestas de hogares llevadas a cabo entre 1985 y 2002. Un grupo de ellas tomaron el nombre de Encuestas Nacionales de Niveles de Vida (ENNIV) y fueron realizadas por el Instituto Cuanto para los años 1985, 1991, 1994, 1997 y 2000. El segundo grupo corresponde a la serie anual de Encuestas Nacionales de Hogares (ENAHO) que realiza el INEI desde 1997, de las cuales tomamos la serie 98-02. Todas estas encuestas tienen una sección rica y bastante comparable de preguntas en la sección de empleo e ingresos sobre las horas efectivamente trabajadas en la ocupación principal y secundaria (y los ingresos percibidos en cada una de ellas) que no ha sido suficientemente explorada en el pasado. En una perspectiva de mediano plazo como la que propone el estudio habrían problemas de comparabilidad de los datos a nivel nacional, principalmente por la diferencia de representatividad de dominios geográficos en algunas de las encuestas, por lo que el trabajo se circunscribe principalmente al caso del Perú Urbano y más específicamente a Lima Metropolitana. La realidad del Perú rural es definitivamente mucho más compleja, al depender de modelos de producción agrícola, por lo que escapa a la metodología de este trabajo.

### 4.1 La evidencia temporal a nivel de grupos laborales

En un primer ejercicio con los datos agregados resulta útil pensar en cuatro grandes escenarios potenciales sobre la evolución de las horas trabajadas a lo largo del tiempo en función de la relativa variabilidad (o estabilidad) de las curvas de demanda y oferta por horas trabajadas y el signo de la pendiente de la curva de oferta de horas trabajadas (positiva o negativa) (ver Escenarios 1 al 4 graficados en el Anexo D). Se asume para todos los casos que la curva de demanda por horas trabajadas es de pendiente negativa.

Escenario 1: La curva de oferta de horas trabajadas es de pendiente positiva y ha sido relativamente estable en el tiempo. Es la curva de demanda de horas trabajadas la que ha experimentado desplazamientos a lo largo del tiempo (por ejemplo de acuerdo a los ciclos de expansión y recesión de la economía peruana). Este escenario predice que un aumento (disminución) de las horas trabajadas en equilibrio debe ir acompañado de aumentos (disminuciones) en las remuneraciones reales por hora.

Escenario 2: La curva de oferta de horas trabajadas es de pendiente positiva pero se ha ido desplazando a lo largo del tiempo (por ejemplo, debido a cambios demográficos o variaciones en el ingreso no laboral de la población). La demanda por horas trabajadas ha sido relativamente estable. Este escenario predice que un aumento de las horas trabajadas de equilibrio va acompañado de una caída en la remuneración real por hora.

Escenario 3: La curva de oferta de horas trabajadas es de pendiente negativa y ha sido relativamente estable en el tiempo. Es la curva de demanda de horas trabajadas la que ha experimentado desplazamientos a lo largo del tiempo. Este escenario predice que un aumento de las horas trabajadas en equilibrio va acompañado de reducciones en las remuneraciones reales por hora.

Escenario 4: La curva de oferta de horas trabajadas es de pendiente negativa pero se ha ido desplazando a lo largo del tiempo. La demanda por horas trabajadas ha sido relativamente estable. Este escenario predice que un aumento de las horas trabajadas de equilibrio va acompañado de una caída en la remuneración real por hora.

Esta parte del trabajo empírico se inspira en el modelo de equilibrio en el mercado laboral de Murphy y Welch (1992) para investigar el signo de los comovimientos (movimientos conjuntos en el tiempo) de las horas trabajadas y las remuneraciones reales por hora al nivel de grupos representativos de la fuerza laboral empleada y para todas las comparaciones intertemporales posibles.

Construimos “*i*” grupos representativos para cada período “*t*” en función del género (masculino, femenino), estado civil (soltero, separado, viudo o divorciado; casado o conviviente), edad (tres grupos con edades de 14 a 24 años, de 25 a 44 años, y de 45 a 65 años) y nivel educativo (hasta educación primaria, secundaria y superior). En total son 36 grupos para cada uno de los 10 años con datos de corte transversal. Luego, construimos el par ordenado:

$$(H_{i,t}, W_{i,t})$$

donde:

$H_{i,t}$  = el número de horas promedio trabajadas por los trabajadores perteneciente al grupo “*i*” en el período “*t*”.

$W_{i,t}$  = la remuneración real promedio por hora de los trabajadores pertenecientes al grupo “*i*” en el período “*t*”.

Luego establecemos las variaciones en cada  $H_{i,t}$  y  $W_{i,t}$  conforme transcurre el tiempo:

$$(H_{i,t+1} - H_{i,t})$$

$$(W_{i,t+1} - W_{i,t})$$

El producto de estas variaciones nos da señales cuantitativas importantes acerca de los comovimientos de horas y remuneraciones por hora. Para vislumbrar esto de manera agregada construimos vectores de dimensión 36 por 1 con estas diferencias y producir escalares “*E*” definidos como:

$$E = (H_{i,t+1} - H_{i,t})(W_{i,t+1} - W_{i,t})$$

En total arribamos a 20 escalares cuyos valores resumen todas los comovimientos de estas dos variables al nivel de grupos de manera intertemporal<sup>20</sup> y con información sustantiva para ir descartando o validando la consistencia de nuestros posibles escenarios.

---

<sup>20</sup> Debido a que se trata de dos grupos de encuestas que no son estrictamente comparables se realizan comparaciones intertemporales dentro de cada grupo de encuestas. En el caso de las ENAHO las comparaciones realizadas son: 2002 versus 2001, 2002 versus 2000, 2002 versus 1999, 2002 versus 1998, 2001 versus 2000, 2001 versus 1999, 2001 versus 1998, 2000 versus 1999, 2000 versus 1998, y 1999 versus 1998. En el caso de las ENNIV, las comparaciones realizadas son: 2000 versus 1997, 2000 versus 1994, 2000 versus 1991, 2000 versus 1985, 1997 versus 1994, 1997 versus 1991, 1997 versus 1985, 1994 versus 1991, 1994 versus 1985, 1991 versus 1985.

Si la gran mayoría de valores de  $E$  fueran positivos, postulamos que el Escenario 1 es el más consistente con la evidencia empírica y nos interesará comprobar en la segunda parte econométrica las elasticidades de las curvas de ofertas trabajadas (de pendiente positiva) para los grupos más representativos de la fuerza laboral.

Si los valores de  $E$  resultan mayormente negativos, se descarta el Escenario 1 pero nos quedamos todavía con tres escenarios posibles. La discriminación entre ellos se realizará con la segunda parte del trabajo econométrico que estimará las curvas de oferta de horas trabajadas y sus pendientes.

Si las pendientes de las curvas de oferta de horas trabajadas resultaran positivas, diremos que la evidencia apoya el Escenario 2 con una curva de demanda de horas trabajadas relativamente estable y curvas de oferta que se ha ido trasladando a lo largo del tiempo.

Pendientes negativas en las curvas de oferta de horas trabajadas serán consistentes con los Escenarios 3 y 4 por lo que se concluirá que ambos efectos podrían haberse reforzado para inducir un aumento en el número de horas trabajadas de equilibrio y una caída en la remuneración real por hora, con las consecuencias negativas en el nivel de bienestar de los trabajadores y sus familias descritas en la primera sección de este informe.

## 4.2 Resultados

Los cuadros E.1 al E.2 en el Anexo E muestran los valores promedio de horas trabajadas  $H_{i,t}$  y remuneraciones reales por hora  $W_{i,t}$  para todos los grupos construidos y para todos los años posibles de acuerdo a las ENAHO y ENNIV. Con ellos se construyen las diferencias  $(H_{i,t+1} - H_{i,t})$  y  $(W_{i,t+1} - W_{i,t})$  estimadas<sup>21</sup>. Por ejemplo, en el caso del cohorte de hombres casados o emparejados entre 25 y 44 años con educación secundaria, la remuneración real promedio por hora cayó 10.6 soles (de 14.5 soles a 3.9 soles constantes de 2002) entre 1985 y el 2000. Por su parte, el promedio de horas semanales trabajadas aumentó en 7.1 horas (de 52.6 a 59.7 horas) en ese mismo lapso de tiempo. Por tanto, el comovimiento fue negativo y su valor absoluto fue de -75.

El Cuadro No. 4.1 resume el conteo del número de veces en que el comovimiento  $(H_{i,t+1} - H_{i,t}) \times (W_{i,t+1} - W_{i,t})$  de un período a otro en cada grupo laboral resultó negativo y el valor de los escalares " $E$ " (que suman algebraicamente el valor de todos los comovimientos por cohorte de un periodo a otro). En el caso de los años comparables con las ENNIV, un promedio de 53% de los comovimientos de todos los cohortes arrojaron signos negativos. Más aún, un total de 7 de los 10 posibles escalares resumen resultaron negativos. Por su parte, en el caso de los años comparables con las ENAHO, un promedio de 58% de los comovimientos de los cohortes tuvieron signo negativo. Asimismo, 9 de un total de 10 posibles escalares resumen fueron negativos<sup>22</sup>.

<sup>21</sup> Las estimaciones detalladas no se presentan en este documento pero están disponibles a solicitud.

<sup>22</sup> Estos resultados son robustos al cambio en el marco muestral efectuado en la ENAHO entre el 2000 y el 2001. Cuando se realizan los cálculos para esos años utilizando el mismo marco muestral que las encuestas ENAHO 98-00, el promedio de comovimientos con signo negativo es de 56% y nuevamente 9 de un total de 10 posibles escalares resumen resultan negativos.



En consecuencia, consideramos que la evidencia empírica descarta el Escenario 1 de oferta relativamente estable de pendiente positiva. Más bien sugiere seguir adelante con la estimación de la pendiente de la oferta de trabajo con los microdatos para concluir si la dinámica del mercado peruano de horas trabajadas se representa mejor con el Escenario 2 (oferta relativamente variable de pendiente positiva) o con una combinación de los Escenarios 3 y 4 (oferta de pendiente negativa relativamente estable o variable).

**Cuadro No. 4.1: Número de escalares negativos**

	Nro. de escalares negativos	Negativos/TOTAL	Suma (Escalares)
2000 - 1997	27	75%	-265.0635
2000 - 1994	21	58%	-294.9761
2000 - 1991	13	36%	133.1963
2000 - 1985	24	67%	-1299.5902
1997 - 1994	19	53%	-37.6762
1997-1991	14	39%	97.4394
1997-1985	22	61%	-176.3122
1994 - 1991	10	28%	-43.3687
1994 - 1985	21	58%	30.6873
1991 - 1985	18	50%	-168.6707
Promedio		53%	
Total de sumas negativas			7 de 10
2002 - 2001	22	61%	-31.3053
2002 - 2000	16	44%	-63.5822
2002 - 1999	24	67%	-123.7650
2002 - 1998	24	67%	-552.6332
2001 - 2000	17	47%	-102.6326
2001 - 1999	20	56%	188.0550
2001 - 1998	19	53%	-208.2521
2000 - 1999	25	69%	-218.3335
2000 - 1998	18	50%	-178.9922
1999 - 1998	22	61%	-42.7720
Promedio		58%	
Total de sumas negativas			9 de 10

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 1998, 1999, 2000, 2001 y 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática; y Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV) 1985, 1991, 1994, 1997 y 2000, Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

## **5 La estimación de la oferta de horas trabajadas**

La estimación de funciones de oferta de horas trabajadas considera un modelo empírico de tres etapas (ver Anexo F para el detalle de la derivación econométrica). En la primera etapa se estiman ecuaciones Probit de participación en la fuerza laboral de los individuos de 14 a 65 años como función de una serie de características sociodemográficas y económicas. Con los coeficientes de estas ecuaciones se construyen las inversas de ratios de Mills que ingresan como regresores en la segunda etapa del modelo. En ésta se calculan las ecuaciones de remuneraciones como función de variables de capital humano y controles sociodemográficos y de carácter económico, con coeficientes insesgados, de acuerdo al procedimiento de Heckman (1979). Con dicha ecuación se predicen las remuneraciones y se estiman, en una tercera etapa, ecuaciones Tobit de horas trabajadas como función de las remuneraciones por hora predichas y una serie de variables sociodemográficas y económicas para diferentes grupos de la población.

Los diferentes grupos a considerarse son hombres y mujeres, asalariados e independientes, residentes en Lima y en el resto urbano. Asimismo, se evalúan como cambian los resultados para grupos con diferentes niveles de ingreso no laboral per capita y con diferentes cuantiles de horas. En todos estos casos, el coeficiente de interés central es el que relaciona a las remuneraciones por hora y la oferta de horas trabajadas. Las estimaciones permitirán una discusión informada sobre el comportamiento de la pendiente de la curva de oferta de trabajo agregada y sus diferencias entre distintos grupos de la población. Se toma como base de datos inicial para las estimaciones a la ENAHO del 2002 por ser la última disponible, pero también se consideran las ENNIVs de 1985, 91, 94, 97 y 2000 para construir un gran agregado “pool” de datos de corte transversal que nos arrojará resultados adicionales de interés.

### **5.1 Los resultados de corte transversal para el 2002**

El Anexo G contiene los resultados para las primeras dos etapas del modelo donde se comprueba que las principales características socio-económicas influyen con el signo esperado y de manera estadísticamente significativa tanto en la participación laboral (edad, posición dentro del hogar, estado civil, ingreso no laboral per capita, y número de hijos en el hogar) como en las remuneraciones del individuo (género, experiencia laboral, nivel educativo, y condiciones laborales). El Cuadro No. 5.1 contiene la ecuación central del estudio que es la función de oferta de horas trabajadas. La primera columna de la izquierda muestra los resultados de una primera especificación para el agregado de individuos en el Perú Urbano. Esta especificación incluye las características del individuo y del hogar. No incluye variables como el sector económico de actividad, el tipo de relación laboral y grado de informalidad ni la zona de residencia puesto que consideramos que estas variables aproximan factores de demanda que no deben ser controlados en una primera instancia, a fin de poder identificar la curva de oferta de trabajo.

**Cuadro No. 5.1: Estimación de la oferta de horas trabajadas, Perú Urbano –  
Modelo Tobit (ENAH0 2002)**

	<b>Agregado 1</b>	<b>Agregado 2</b>	<b>Hombres</b>	<b>Mujeres</b>
<b>Características del individuo</b>				
<i>Edad</i>	1.251 (12.05) ***	1.213 (11.95)***	1.558 (12.09)***	1.003 (6.00)***
<i>Edad al cuadrado</i>	-0.016 (12.30) ***	-0.015 (11.81)***	-0.019 (12.09)***	-0.012 (5.53)***
<i>Sexo masculino</i>	5.612 (11.51) ***	4.17 (9.14)***	-	-
<i>Casado o conviviente</i>	1.808 (4.21) ***	2.121 (5.11)***	4.26 (6.85)***	-0.441 (0.6)
<i>Jefe del hogar</i>	6.439 (14.84) ***	4.906 (10.30)***	2.536 (3.62)***	3.258 (3.55)***
<b>Características del hogar</b>				
<i>Número de hijos del hogar</i>	0.590 (4.59) ***	0.58 (4.65)***	0.352 (2.16)**	0.53 (2.67)***
<i>Ingresos no laborales per cápita</i>	-0.001 (1.87) *	-0.001 (3.12)***	-0.001 (3.63)***	0.0001 -0.17
<b>Características laborales</b>				
<b>Remuneración por hora predicha (1)</b>	<b>-1.871</b> <b>-(12.47) ***</b>	<b>-1.009</b> <b>(5.89)***</b>	<b>-0.914</b> <b>(4.53)***</b>	<b>-2.658</b> <b>(6.99)***</b>
<b>Sector laboral</b>				
<i>Pesca</i>	-	4.041 (2.27)**	2.762 (1.57)	5.347 (0.67)
<i>Minería</i>	-	5.915 (3.99)***	5.212 (3.54)***	10.213 (1.43)
<i>Manufactura</i>	-	1.067 (1.78)*	1.309 (1.74)*	-0.271 (0.27)
<i>Energía</i>	-	1.003 (0.41)	-0.932 (0.38)	12.333 (1.54)
<i>Construcción</i>	-	-2.127 (2.60)***	-3.197 (3.76)***	-5.961 (0.95)
<i>Comercio</i>	-	9.637 (19.89)***	5.704 (8.25)***	13.584 (19.48)***
<i>Intermediación financiera</i>	-	3.68 (1.64)	3.982 (1.45)	3.337 (0.91)
<i>Transporte</i>	-	13.017 (19.08)***	12.011 (16.18)***	5.014 (1.96)*
<i>Es trabajador independiente en la ocupación principal</i>	-	-5.018 (10.39)***	-3.494 (6.19)***	-8.247 (9.52)***
<i>Tiene trabajo secundario</i>	-	7.201	6.05	8.904

	Agregado 1	Agregado 2	Hombres	Mujeres
		(11.84)***	(7.53)***	(9.66)***
<i>Trabaja para empresa pública o administración pública</i>	-	-3.904 (5.36)***	-4.78 (5.18)***	0.496 -0.37
<i>Empresa donde trabaja individuo lleva libros de ley</i>	-	2.219 (4.39)***	1.683 (2.84)***	4.458 (4.76)***
Zona de residencia				
<i>Reside en Lima Metropolitana</i>	-	-0.654 (1.12)	0.688 (0.94)	-2.948 (3.10)***
<i>Reside en la costa norte</i>	-	-3.888 (6.55)***	-2.113 (2.86)***	-6.705 (6.97)***
<i>Reside en la costa centro</i>	-	-0.061 (0.08)	0.638 (0.71)	-1.202 (1.03)
<i>Reside en la costa sur</i>	-	-1.526 (2.09)**	-1.539 (1.68)*	-1.573 (1.35)
<i>Reside en la sierra norte</i>	-	-2.091 (1.75)*	-2.036 (1.31)	-2.559 (1.4)
<i>Reside en la sierra centro</i>	-	-3.505 (5.32)***	-3.91 (4.68)***	-3.543 (3.40)***
<i>Reside en la sierra sur</i>	-	-4.086 (6.22)***	-3.9 (4.67)***	-4.879 (4.71)***
Constante	23.066 (12.90) ***	21.551 (12.02)***	19.859 (8.97)***	29.554 (10.52)***
Observaciones	15802	15793	8983	6810
LR chi2(27)	820.95	1978.2	1132.58	763.28
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0058	0.0139	0.0141	0.0123
Log likelihood	-70951.466	-70333.473	-39489.994	-30673.154
Valor absoluto del estadístico <i>t</i> en paréntesis				

\* Significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, INEI

Elaboración: propia (1) Las remuneraciones predichas utilizadas en este conjunto de regresiones son predicciones condicionales corregidas por el procedimiento de Heckman. También se estimaron regresiones utilizando predicciones incondicionales de los salarios, manteniéndose el signo negativo y su significancia estadística en todos los casos.

	Dependientes Ocup. Principal	Independientes Ocup. Principal	Lima Metropolitana	Resto Urbano
Características del individuo				
<i>Edad</i>	0.791 (6.64)***	1.941 (11.36)***	1.318 (6.26)***	1.16 (10.12)***
<i>Edad al cuadrado</i>	-0.011 (6.95)***	-0.022 (10.82)***	-0.017 (6.67)***	-0.014 (9.80)***
<i>Sexo masculino</i>	3.693 (7.27)***	6.502 (5.79)***	6.41 (7.30)***	3.47 (6.56)***
<i>Casado o conviviente</i>	1.816 (3.52)***	2.822 (4.07)***	0.728 (0.89)	2.559 (5.33)***
<i>Jefe del hogar</i>	5.012 (8.59)***	3.673 (4.73)***	4.268 (4.52)***	5.181 (9.45)***
Características del hogar				
<i>Número de hijos del hogar</i>	0.727 (4.89)***	0.048 -0.22	0.588 (2.46)**	0.588 (4.06)***
<i>Ingresos no laborales per cápita</i>	0.0001 -(0.29)	-0.001 (2.75)***	-0.001 (3.49)***	-0.0004 -1.04
Características laborales				
<b>Remuneración por hora predicha</b>	<b>-0.720</b> <b>(4.56)***</b>	<b>-2.486</b> <b>(3.79)***</b>	<b>-1.179</b> <b>(3.75)***</b>	<b>-0.928</b> <b>(4.64)***</b>
<i>Sector laboral</i>				
<i>Pesca</i>	4.882 (2.42)**	1.984 (0.61)	19.557 (2.79)***	3.3 (1.76)*
<i>Minería</i>	5.495 (3.77)***	2.814 (0.57)	20.852 (2.78)***	5.099 (3.27)***
<i>Manufactura</i>	1.430 (2.01)**	0.355 (0.34)	3.305 (3.03)***	0.18 (0.25)
<i>Energía</i>	0.511 (0.22)	-0.926 (0.1)	1.541 (0.269)	0.806 (0.3)
<i>Construcción</i>	-3.373 (3.78)***	0.06 (0.04)	-2.324 (1.52)	-2.032 (2.12)**
<i>Comercio</i>	4.330 (6.51)***	14.22 (19.28)***	8.4 (8.82)***	9.949 (17.77)***
<i>Intermediación financiera</i>	2.400 -(1.12)	1.073 (0.12)	4.311 (1.22)	3.453 (1.23)
<i>Transporte</i>	6.377 (7.36)***	21.198 (19.27)***	10.689 (8.13)***	13.681 (17.26)***
<i>Es trabajador independiente en la ocupación principal</i>	-	-	-4.799 (5.03)***	-5.043 (9.10)***
<i>Tiene trabajo secundario</i>	7.265	7.73	8.197	6.997

	Dependientes Ocup. Principal	Independientes Ocup. Principal	Lima Metropolitana	Resto Urbano
	(9.93)***	(7.58)***	(6.02)***	(10.28)***
<i>Trabaja para empresa pública o administración pública</i>	-5.377 (7.61)***	-	-3.751 (2.44)**	-4.057 (4.82)***
<i>Empresa donde trabaja individuo lleva libros de ley</i>	1.330 (2.58)***	13.766 (5.75)***	0.936 (0.99)	2.491 (4.21)***
Zona de residencia				
<i>Reside en Lima Metropolitana</i>	0.689 (0.98)	-2.14 (2.15)**	-	-
<i>Reside en la costa norte</i>	-1.846 (2.51)**	-5.979 (6.22)***	-	-3.873 (6.40)***
<i>Reside en la costa centro</i>	0.207 (0.3)	-0.294 (0.25)	-	-0.066 (0.09)
<i>Reside en la costa sur</i>	-0.657 (0.76)	-2.075 (1.66)*	-	-1.608 (2.16)**
<i>Reside en la sierra norte</i>	-0.194 (0.14)	-4.362 (2.04)**	-	-2.066 (1.70)*
<i>Reside en la sierra centro</i>	-2.676 (3.32)***	-4.489 (4.17)***	-	-3.509 (5.23)***
<i>Reside en la sierra sur</i>	-3.651 (4.56)***	-3.78 (3.50)***	-	-4.116 (6.15)***
Constante	30.425 (14.46)***	0.362 (0.11)	22.048 (6.05)***	21.653 (10.70)***
Observaciones	9323	6470	3366	12427
LR chi2(27)	997.57	1223.34	430.12	1580.23
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0121	0.0203	0.0144	0.014
Log likelihood	-40574.574	-29459.54	-14721.125	-55558.805
Valor absoluto del estadístico <i>t</i> en paréntesis				
* Significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%				

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) 2002, INEI  
Elaboración: propia

La edad influye positivamente en el número de horas ofertadas aunque de manera decreciente (debido a que la variable cuadrado de la edad tiene coeficiente negativo). Ser hombre, casado o conviviente y encabezar un hogar influyen positivamente en la oferta de horas trabajadas. El número de hijos en el hogar también afecta positivamente<sup>23</sup>. En cambio, y de acuerdo a nuestra discusión teórica, el nivel de ingreso no laboral per capita en el hogar influye negativamente en la oferta de horas, aunque su impacto cuantitativo resulta relativamente pequeño.

<sup>23</sup> En corridas complementarias a las presentadas se incluyó la variable tasa de dependencia en vez del número de hijos en el hogar resultando igualmente significativa pero sin alterar mayormente la significancia y el valor numérico de los otros coeficientes.

El coeficiente de interés central es aquél de la remuneración por hora predicha pues refleja la pendiente de la curva de oferta de horas trabajadas. Encontramos robusta evidencia estadística de que una mayor remuneración predicha está asociada a una menor oferta de horas trabajadas (coeficiente igual a  $-1.87$  y  $t$  estadístico de  $12.47$ ). De hecho, la elasticidad promedio calculada de  $-0.1$  implica que una reducción en la remuneración por hora de  $10\%$  llevaría a un reducción de  $1\%$  en el número de horas de trabajo ofertadas<sup>24</sup>. Cuando procedemos a incorporar los controles de sector económico, tipo de relación laboral, grado de formalidad y zona de residencia, el signo negativo de la pendiente de la oferta se mantiene en forma robusta ( $-1.009$  y  $t$  estadístico de  $5.89$ ), aunque la elasticidad promedio se reduce a  $-0.06$ , así como también las influencias de las características del individuo y del hogar ya comentadas. Así, por ejemplo, la condición de hombre aumenta la jornada en  $4.2$  horas a la semana, la de casado o conviviente en  $2.1$  horas y la de jefe de hogar en  $4.9$  horas.

Tal como se exploró con las tablas cruzadas, los sectores de transporte y comercio son los que influyen en las jornadas laborales más largas. En comparación con el sector de servicios que se tiene como base en la regresión, un individuo trabaja  $13$  horas más por semana en el sector transporte y  $9.6$  horas más en el sector comercio. Asimismo, la posibilidad de ejercer trabajo secundario aumenta en  $7.2$  horas la jornada semanal mientras que el trabajo para la administración pública reduce la jornada en  $3.9$  horas. Contrariamente a lo que se presumía en las tablas cruzadas, el trabajo independiente en promedio influye en jornadas menores que el trabajo asalariado ( $5$  horas de diferencia) mientras que la relación formal de trabajo influye en una jornada mayor de  $2.2$  horas.

Nuestro siguiente paso es evaluar si la pendiente negativa ocurre solamente para cierto tipo de grupos poblacionales y si existen explicaciones plausibles para diferencias muy significativas. La tercera y cuarta columna del Cuadro No. 5.1 muestran que el fenómeno de oferta de pendiente negativa ocurre tanto para el caso de los hombres como de las mujeres de manera robusta. Sin embargo, las mujeres presentan una pendiente más pronunciada ( $-2.66$  versus  $-0.91$ ). De hecho las mujeres tienen una elasticidad promedio que supera en más de una vez a la elasticidad promedio de los hombres ( $-0.13$  versus  $-0.06$  respectivamente). La literatura empírica de países desarrollados (Killingsworth, 1996) siempre ha señalado que la oferta de trabajo femenina es más elástica que la masculina pero tratándose en ambos casos de pendientes positivas. Aquí encontramos que persiste la mayor elasticidad pero en el contexto de pendientes negativas.

La pendiente negativa también es robusta para el caso de los sectores asalariados dependientes y de los trabajadores independientes. Encontramos sin embargo, que la pendiente es tres veces mayor para el caso de los independientes que para los asalariados ( $-2.49$  versus  $-0.72$ ). En el caso de las elasticidades, los independientes tienen una elasticidad que es prácticamente el doble de las de los asalariados ( $-0.10$  versus  $-0.05$  respectivamente). Pareciera ser que el tipo de actividades en las que se especializan las mujeres y los independientes (por ejemplo, comercio) les permite una mayor respuesta ante variaciones en el ingreso por hora. Asimismo, una posible mayor volatilidad de los ingresos en el caso de los independientes haría reaccionar más su oferta de horas. Por último, encontramos que las pendientes y elasticidades negativas subsisten para el caso de Lima Metropolitana y el Resto Urbano (las primeras ligeramente mayores que la segundas).

---

<sup>24</sup> Se ensayaron términos cuadráticos y cúbicos para explorar si la pendiente cambiaba de signo en determinados tramos de la función, pero los resultados generalmente fueron poco estables y robustos.

Una consideración importante en la parte teórica fue el impacto potencial del nivel de ingreso no laboral en la pendiente de la oferta. De acuerdo a nuestra discusión teórica mientras menor sea el ingreso no laboral en relación al ingreso de subsistencia, más probable será la pendiente negativa. En cambio, cuando el ingreso no laboral supera ampliamente el ingreso de subsistencia se puede esperar una pendiente positiva. El Cuadro No. 5.2 muestra que si usamos el costo de la canasta alimentaria (línea de pobreza extrema) y el costo de la canasta básica total (línea de pobreza crítica) como indicadores aproximativos de estos niveles de consumo de subsistencia, comprobamos que la pendiente es negativa tanto para hombres como para las mujeres en términos estadísticamente significativos hasta el nivel de dos líneas de consumo básicas. A partir de esa línea de corte, la pendiente negativa se pierde, aunque todavía no aparece una pendiente positiva estadísticamente significativa.

**Cuadro No. 5.2: Regresiones tobit de horas trabajadas por rangos del ingreso no laboral – Coeficiente y elasticidad de la remuneración por hora predicha**

	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	Elasticidad promedio	Coeficiente	Elasticidad promedio
Ingreso no laboral < Línea de pobreza extrema	-0.894 (-3.23)***	-0.050	-0.707 (-2.03)**	-0.031
Línea extrema < Ingreso no laboral < Línea Crítica	-1.137 (-2.98)***	-0.079	-2.113 (-4.52)***	-0.112
1 Línea Crítica < Ingreso no laboral < 2 Líneas Críticas	-0.761 (-1.80)*	-0.062	-1.682 (-3.08)***	-0.100
2 Líneas Críticas < Ingreso no laboral < 3 Líneas Críticas	0.127 (0.19)	-	1.180 (1.27)	-
3 Líneas Críticas < Ingreso no laboral	0.402 (0.69)	-	0.456 (0.72)	-

Valor absoluto del estadístico  $t$  en paréntesis

\* Significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, INEI  
Elaboración: CIUP



## 5.2 La metodología de cuantiles

Hemos comprobado la robustez de nuestra pendiente negativa en promedio y de acuerdo con las principales características poblacionales observables. Sin embargo, ¿cuán heterogéneos son nuestros agentes económicos? La técnica de cuantiles (Koenker y Bassett, 1978) nos permite estimar potencialmente diferentes curvas de oferta de horas trabajadas para distintos puntos de la distribución de las mismas, una vez que se han controlado por las características observables de los individuos. En este sentido, se trata de comprobar si la pendiente de la oferta de horas es distinta para los grupos de individuos con necesidades o preferencias por jornadas más cortas que para aquellos con necesidades o preferencias por jornadas más largas<sup>25</sup>.

El Cuadro No. 5.3 muestra que el primer decil de la distribución de horas con las jornadas más cortas tiene una pendiente nula. En su caso, una menor remuneración por hora no provoca ni una mayor ni menor oferta de horas. A partir del segundo decil en adelante, la pendiente es significativamente negativa y cada vez más hasta el séptimo decil. Esto quiere decir que los grupos con jornadas más largas en la distribución tienden a reaccionar con una mayor elasticidad ante caídas en la remuneración por hora. En cuanto al coeficiente de la elasticidad, en el caso más alto que ocurre en el octavo decil, una caída de 10% en la remuneración por hora provoca un aumento en las horas trabajadas de 2.6%.

**Cuadro No. 5.3: Regresiones por cuantiles – Ecuación de horas**

Cuantil	Coefficiente	Elasticidad
10	0.109 (0.36)	0.015
20	-0.734 (3.39)***	-0.073
30	-1.208 (5.56)***	-0.114
40	-1.139 (7.80)***	-0.127
50	-1.445 (10.79)***	-0.179
60	-1.526 (9.71)***	-0.206
70	-1.646 (11.19)***	-0.215
80	-1.467 (7.52)***	-0.258
90	-1.097 (3.38)***	-0.203

Valor absoluto del estadístico t en paréntesis

\* Significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, INEI  
Elaboración: CIUP

<sup>25</sup> Una aplicación de esta técnica de cuantiles para el caso de los diferenciales salariales por raza en el Brasil puede consultarse en Arias, Yamada y Tejerina (2004).

Sería bueno comprobar esta pendiente negativa para el caso de otros cortes transversales distintos al del 2002. Sin embargo, para ganar más conocimiento sobre esta pendiente y diversos efectos, lo más efectivo es probar con una metodología de combinación “pool” de datos que agrega a todos los cortes transversales comparables que se puedan acumular en una gran base de datos, la misma que se discute a continuación.

### 5.3 Los resultados de “pool” de datos

Para efectos de mayor homogeneidad, se toman todos los cortes transversales a nivel nacional urbano que se han registrado con las Encuestas Nacionales de Niveles de Vida (1985, 1991, 1994, 1997 y 2000), y se unen en una sola base de datos que agrega las características socio económicas ya exploradas en el corte transversal del 2002. Esta metodología complementaria permite distinguir el “efecto cohorte” del “efecto edad” sobre la oferta de horas trabajadas. Cuando se trata de medir el efecto de las diferencias de edad sobre la oferta de horas en un corte transversal, realmente se están capturando personas de distintas generaciones o cohortes que no necesariamente tienen la misma predisposición a trabajar. Pueden haber factores generacionales o institucionales entre cohortes que podrían influir en su oferta de horas trabajadas (Gonzaga, Machado y Machado, 2003). En el caso del Perú el elemento fundamental que podemos postular como decisivo en las últimas décadas es la explosión demográfica que produjo cohortes jóvenes mucho más numerosas y, quizás por ello y la competencia que ello generó en el mercado laboral, que éstas se vieran obligadas a trabajar más horas<sup>26</sup>.

La metodología de pool de datos permite identificar el “efecto cohorte” al reconocer en varios períodos de captura de los datos (cortes transversales) el año de nacimiento de las personas (que si bien no son exactamente las mismas de un corte transversal al otro, permiten inferir el efecto del cohorte sobre la oferta de horas trabajadas). De esta manera, también se puede encontrar el verdadero efecto de las diferencias de edad puesto que se habrá “limpiado” el efecto cohorte que se encuentra mezclado en un corte transversal único.

Por otro lado, el pool de datos también permite identificar si el efecto negativo del salario sobre las horas trabajadas es estable a lo largo del tiempo o cambia con el estado del ciclo económico. Esto es lo que en la literatura se llama el “efecto período” que no se puede capturar simplemente con una variable “dummy” puesto que ella estaría perfectamente correlacionada con el “efecto edad” y con el “efecto cohorte”<sup>27</sup>.

Los resultados son muy informativos pues demuestran que el efecto de las diferencias de cohortes sobre la oferta de horas ha sido importante, que el efecto edad subsiste y que el efecto del ciclo económico es significativo. Revisémoslos uno por uno.

---

<sup>26</sup> Un trabajo publicado en el Boletín de Economía Laboral de hace algunos años (MTPE, 1997) demostró que un impacto importante del tamaño de cohorte fue reducir el ingreso real esperado por remuneraciones en más de 10%.

<sup>27</sup> El “efecto edad” es simplemente la resta del año actual (que mide el “efecto período”) menos el año de nacimiento (que mide el “efecto cohorte”). Gonzaga, Machado y Machado (2003) enfrentan este problema utilizando el ingreso per capita familiar (que pretende medir el estado del ciclo económico) como medida directa del “efecto período”. En el caso peruano, Saavedra y Valdivia (2003) han utilizado el logaritmo del PBI *per capita* como medida directa del “efecto período” para un estudio sobre el comportamiento de los ahorros y arreglos intrafamiliares por cohortes.

El Cuadro No. 5.4 muestra los resultados de la estimación Tobit de las horas trabajadas con el pool de datos 1985-2002 siguiendo la misma lógica de tres etapas que se usó para el corte transversal del 2002 y considerando dos especificaciones. Tal como en el caso de las regresiones de corte transversal, la diferencia entre estas dos especificaciones es la inclusión o no de variables que aproximan factores de demanda a fin de poder identificar la curva de oferta de trabajo. Las contribuciones más importantes que hace posible este pool de datos son:

**Cuadro No. 5.4: Ecuación tobit de horas de trabajo, Perú Urbano - Pool Data ENNIV 1985 – 2000**

	Agregado 1	Agregado 2
Características del individuo		
<i>Edad</i>	2.057 (14.96) ***	1.971 (14.26) ***
<i>Edad al cuadrado</i>	-0.023 (12.58) ***	-0.023 (12.11) ***
<i>Sexo masculino</i>	11.253 (29.44) ***	10.509 (26.38) ***
<i>Casado o conviviente</i>	0.768 (1.94) *	0.439 (1.12)
<i>Jefe del hogar</i>	6.353 (12.83) ***	6.208 (12.02) ***
Características del hogar		
<i>Número de hijos del hogar</i>	-0.012 (.13)	0.005 (.06)
<i>Ingresos no laborales per cápita</i>	4.09E-07 (1.3)	3.86E-07 (1.25)
Características laborales		
<i>Remuneración por hora predicha 1985</i>	-1.029 (8.44) ***	-0.966 (7.29) ***
<i>Remuneración por hora predicha 1991</i>	-2.915 (11.69) ***	-2.874 (10.31) ***
<i>Remuneración por hora predicha 1994</i>	-2.621 (10.29) ***	-2.457 (8.57) ***
<i>Remuneración por hora predicha 1997</i>	-2.353 (7.93) ***	-1.982 (6.18) ***
<i>Remuneración por hora predicha 2000</i>	-2.721 (8.05) ***	-2.278 (6.22) ***
<i>Sector laboral</i>		
<i>Pesca</i>	-	5.765 (3.03) ***
<i>Minería</i>	-	5.837 (4.35) ***
<i>Manufactura</i>	-	3.437 (6.77) ***
<i>Intermediación financiera</i>	-	3.741 (3.51) ***
<i>Construcción</i>	-	1.461 (1.84) *

	Agregado 1	Agregado 2
<i>Comercio</i>	-	7.331 (16.72) ***
<i>Transporte</i>	-	12.544 (18.33) ***
<i>Energía</i>	-	3.430 (1.68) *
<i>Accede a seguro de salud</i>	-	3.230 (7.44) ***
Zona de residencia		
<i>Reside en Lima Metropolitana</i>	-	1.139 (3.08) ***
<i>Reside en la costa urbana</i>	-	-0.237 (.52)
Dummy por cohorte de año de nacimiento		
<i>1938 - 1940</i>	2.052 (1.78) *	2.136 (1.87) *
<i>1941 - 1943</i>	3.026 (2.46) **	3.060 (2.51) **
<i>1944 - 1946</i>	2.427 (1.85) *	2.473 (1.91) *
<i>1947 - 1949</i>	2.001 (1.39)	2.104 (1.48)
<i>1950 - 1952</i>	3.565 (2.24) **	3.310 (2.1) **
<i>1953 - 1955</i>	4.020 (2.29) **	4.093 (2.35) **
<i>1956 - 1958</i>	4.390 (2.28) **	4.205 (2.21) **
<i>1959 - 1961</i>	5.453 (2.63) ***	5.202 (2.53) **
<i>1962 - 1964</i>	6.105 (2.75) ***	6.252 (2.85) ***
<i>1965 - 1967</i>	6.752 (2.89) ***	6.636 (2.86) ***
<i>1968 - 1971</i>	6.476 (2.64) ***	6.238 (2.56) **
Constante	-2.983 (0.81)	-6.714 (1.81) *
Observaciones	11332	14578
LR chi2(27)	1215.12	2195.95
Prob > chi2	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.012	0.0169
Log likelihood	-49956.578	-63946.65
Valor absoluto del estadístico <i>t</i> en paréntesis		
* Significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%		

Fuente: Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV) 1985 – 2000,  
Instituto Cuánto S.A.

a) Se tienen 11 variables dummy por cohorte de año de nacimiento trianuales: individuos que nacieron entre 1938-1940, 1941-1943, y así sucesivamente hasta los jóvenes que nacieron entre 1968 y 1971<sup>28</sup>. Los coeficientes de estas dummies reflejan el efecto cohorte y muestran un impacto monotónicamente creciente de las generaciones más recientes sobre las horas trabajadas. Así, una persona nacida en una cohorte intermedia como los años 1953-55 (cuando ya se había iniciado la explosión demográfica) trabaja 2 horas más que una persona de la cohorte inicial nacida entre 1938 y 1940, controlando por todas las demás variables socio-económicas. Más aún, una persona nacida en la cohorte 1968-71 (posiblemente en el punto máximo de la explosión demográfica)<sup>29</sup> trabaja 4 horas más que las trabajadas por una persona de la generación inicial debido a que tiene que competir con mucho más individuos en su cohorte.

b) Se puede reestimar el efecto de la edad sobre las horas trabajadas una vez limpiado el efecto cohorte en el paso 1. Nótese que ahora este efecto pleno de la edad es más alto que en el corte transversal del 2002 (coeficiente de 2.05 por año en la primera especificación del pool de datos versus un coeficiente de 1.25 en el corte transversal del 2002). La razón es que en el corte transversal el efecto cohorte positivo sobre las horas estaba amenguando el verdadero efecto de la edad (trabajadores jóvenes con altas jornadas reducían la verdadera pendiente del efecto edad).

c) Se tiene un coeficiente de impacto de la remuneración por hora predicha sobre las horas ofertadas por cada año de corte transversal disponible desde 1985 hasta el 2000. En todos los casos los coeficientes son altamente negativos y estadísticamente significativos pero, además, las diferencias en los mismos a lo largo de estos últimos quince años son bastante consistentes con el estado de la economía en cada uno de los años capturados. El coeficiente menos negativo de 1985 (-1.03 en la primera especificación del pool) refleja el año relativamente mejor de la serie en términos macroeconómicos y de mercado laboral, a juzgar por las remuneraciones reales promedio de entonces (9.4 soles del 2002 por hora). Entonces, los trabajadores en situaciones de relativa bonanza responden menos elásticamente ante menores remuneraciones. En el año 91 la economía se situó en uno de los peores años de la serie (remuneraciones reales promedio de 3.2 soles por hora) y eso se ve reflejado en el coeficiente más negativo de la pendiente de la oferta de horas (-2.91). Con la ligera mejoría del año 94 (remuneraciones reales en 3.3 soles por hora), el coeficiente mejora hasta -2.62. En el año de mayor actividad económica de la década de los 90s que fue 1997 (remuneraciones reales en 3.5 soles por hora) el coeficiente se reduce hasta -2.35. Luego viene nuevamente otra crisis que en el año 2000 implica una remuneración real promedio de 2.7 soles por hora y un coeficiente de la pendiente negativa que nuevamente aumenta hasta -2.72. Por tanto, hemos encontrado evidencia relativamente robusta de que la pendiente negativa de la oferta de trabajo se hace más pronunciada en años de mayor crisis económica, lo cual es consistente con nuestra hipótesis inicial de reacción de los individuos para tratar de proteger sus niveles de consumo alcanzados.

---

<sup>28</sup> Como base quedan generaciones que no se capturan en todos los años de la encuesta: cohortes nacidas antes de 1938 y cohortes nacidas después de 1971. Los programas computacionales no permiten incluir sus efectos individuales a través de variables dummy separadas debido a insuficiencia de observaciones.

<sup>29</sup> Véase al respecto Aramburu y Mendoza (2003)

## 6 Conclusiones, discusión y recomendaciones

Hemos encontrado evidencia empírica robusta de que la oferta de horas de trabajo en el Perú urbano es de pendiente negativa. De esta manera, cuando la remuneración real por hora cae (aumenta) se ofrecen más (menos) horas trabajadas. Este resultado aparentemente inusual es contemplado por la teoría microeconómica cuando el efecto sustitución (que señala que una remuneración por hora menos atractiva lleva a ofrecer menos horas de trabajo) es dominado por el efecto ingreso (que indica que la menor remuneración por hora empobrece a los trabajadores que, como consecuencia, disfrutan de menos ocio y ofrecen más trabajo).

Este tipo de comportamiento capturado en modelos de corte transversal ayudaría a explicar el aumento promedio de horas de trabajo registrado en el mediano plazo en el Perú. En efecto, tomando la serie comparable de la ENNIV 1985-2000, se observa que la remuneración promedio por hora para hombres en Lima Metropolitana se ha reducido en 49% en términos reales, mientras que ha ocurrido un incremento de 8.9% en las horas promedio trabajadas, las que pasaron de 50.3 horas a 54.8 horas semanales entre 1985 y el 2000. Este último promedio esconde una proporción importante de trabajadores que se podrían considerar con jornadas excesivas: así, 33.4% de los trabajadores tuvo jornadas de más de 60 horas semanales en el 2002 y 18.5% tuvo jornadas de más de 70 horas<sup>30</sup>.

Una interpretación alternativa extrema a la relación negativa encontrada entre las horas y la remuneración real por hora es que existiría un pago fijo total por semana o por mes para el trabajador y que los empresarios se aprovecharían de la crisis en el empleo y de su mayor poder de negociación para exigir la extensión de la jornada laboral sin pagar más (cayendo, por tanto, la remuneración por hora). No se puede descartar la existencia de situaciones de abuso como las mencionadas, a pesar de que la legislación laboral establece un pago mayor por las horas extras que se debería estar respetando al menos en el sector más formal de la economía<sup>31</sup>. Pueda ser que estas situaciones abusivas sucedan sobre todo en la micro y pequeña empresa en donde la capacidad de fiscalización del Estado es casi nula<sup>32</sup>. Por otro lado, también podría ser cierto que esta extensión en la jornada se considere un recurso necesario extremo para mantener la competitividad de empresas que enfrentan una intensa y creciente competencia local e internacional.

Sin embargo, la evidencia empírica y nuestros resultados econométricos también son altamente consistentes con la hipótesis de que, ante los fenómenos de caída en la demanda laboral (por la crisis y estancamiento histórico ocurrido en el país) y aumento en la oferta laboral (por la explosión demográfica acontecida) que provocan reducciones en la remuneración por hora, la reacción endógena de los trabajadores

---

<sup>30</sup> En cambio, en 1985 sólo 18.5% de la fuerza de trabajo en Lima trabajaba más de 60 horas semanales y 10.8% trabajaba más de 70 horas semanales.

<sup>31</sup> El Perú ha seguido tradicionalmente el Convenio OIT No.1 que establece un pago por hora extra de 25% sobre el valor de la hora ordinaria. Las excepciones a la vigencia de esta legislación han sido entre 1992 y 1996 en donde el pago por hora extra se incrementó a 50% y desde el 2002 en donde se estableció un pago de 35% a partir de la tercera hora extra en horario diurno y en todas las horas extras en horario nocturno.

<sup>32</sup> Gamero (2004) estima con datos de la ENAHO 2003 (encuesta que no estuvo disponible durante la realización de la presente investigación) que 13.9% de trabajadores asalariados privados en empresas de 10 y más trabajadores de Lima Metropolitana declararon trabajar horas extras y 46.4% de ellos manifestaron no recibir remuneración adicional por dichas horas extras de trabajo.

haya sido ofertar y trabajar más horas para tratar de mantener su capacidad adquisitiva relativamente constante (es decir, movimientos a lo largo de la curva de oferta de trabajo de pendiente negativa).

Una pista de que este último es el resultado más representativo del mercado laboral peruano es que la pendiente negativa encontrada es un resultado generalizado en todo el mercado laboral, tanto para los trabajadores dependientes como para los autoempleados. Y, en el caso de los autoempleados, es evidente que se trata de una decisión autónoma de cada uno de ellos. Pueda ser que suceda forzada por las circunstancias de crisis, pero es una decisión autónoma al fin y al cabo.

Lo interesante al comparar las pendientes negativas estimadas para la oferta de horas de asalariados e independientes es que ha resultado más elástica para el caso de los independientes, debido a la mayor flexibilidad relativa en el autoempleo. En el caso de los asalariados, sobretodo formales, elementos condicionantes como los turnos de trabajo, el pago por horas extras, entre otros, hacen que la flexibilidad de las horas sea menor. No obstante ha resultado todavía bastante significativa.

Una característica del mercado asalariado peruano que posibilita esta pendiente negativa de la oferta de horas de trabajo sería la relativa importancia de mecanismos de pagos a destajo (por pieza o producto) y por comisiones en un amplio espectro de sectores que va desde las microempresas industriales de confecciones, calzado y metal mecánica hasta las grandes tiendas de departamentos y compañías de seguros privadas<sup>33</sup>.

El estudio también ha encontrado indicios de que estos aumentos en las horas trabajadas, cuando superan límites razonables, pueden afectar otros aspectos del bienestar de los trabajadores y sus familias. Hemos visto que con las jornadas excesivas se descuidan aspectos importantes como la capacitación laboral, el cuidado de la salud, la inversión en la cultura, el esparcimiento, y las redes de capital social. Sin embargo, esta parte de la investigación ha sido la más débil debido a la ausencia de un módulo detallado del uso del tiempo total por parte de los trabajadores en las encuestas de hogares, que permitiría una radiografía más exacta de las consecuencias negativas en el bienestar de las jornadas excesivas. Estimamos que un módulo especial en este sentido, que se agregue cada cierto tiempo a las encuestas de hogares, sería de gran beneficio para el país<sup>34</sup>.

En el terreno de la producción y difusión de estadísticas de horas trabajadas, todavía hay mucho por hacer. Actualmente, las estadísticas laborales de mayor frecuencia en nuestro medio provienen de la Encuesta Permanente de Empleo (EPE) que se realiza

---

<sup>33</sup> Lamentablemente, las encuestas de empleo actuales no permiten identificar claramente la importancia cuantitativa de este tipo de contratos como proporción del mercado asalariado total (Chacaltana, 2004). Los cuestionarios hasta el momento han mezclado en una misma categoría la identificación del tipo de relación laboral o contrato con el tipo de modalidad de pago.

<sup>34</sup> También sería deseable mejorar la captación de la información acerca de la ocupación secundaria en las encuestas de hogares. Por ejemplo, no queda claro si un profesor que reporta su trabajo en la escuela pública como ocupación principal y realiza “cachuelos” de dictado y tutoría de clases en las tardes y noches, reporta estos últimos como parte de sus horas dedicadas a la ocupación principal o como ocupación secundaria. Creemos que la segunda opción reportada sería la más exacta pero resulta ambigua la captación de la información con los cuestionarios actuales. Esta ambigüedad, felizmente, no lleva a mayor distorsión en el número total de horas trabajadas, pero sí en la composición entre la ocupación principal y secundaria (ésta sería una de las razones de la aparente subvaluación de la incidencia de la ocupación secundaria en nuestro país y la imposibilidad de desarrollar este tema en forma independiente todavía).

mensualmente en Lima Metropolitana y que permite estimar las tasas de desempleo y subempleo y la evolución de las remuneraciones promedio de manera mensual. Sin embargo, los Informes Técnicos del INEI titulados “Situación del mercado laboral en Lima Metropolitana” no calculan ni difunden explícitamente el comportamiento mensual de las horas trabajadas, ni para el promedio de la fuerza laboral ni para los grupos socioeconómicos principales<sup>35</sup>. Este indicador y su seguimiento en el tiempo permitiría eventualmente un análisis a profundidad de las reacciones de corto plazo de la oferta de horas trabajadas, tarea que no se ha realizado en el presente estudio.

También se podría medir mejor la incidencia de la pobreza si se considerara un umbral máximo razonable de horas de trabajo. Así como la base de la medición oficial de la pobreza es una canasta mínima apropiada de consumo de alimentos y otros bienes y servicios, así también, la contabilidad de los ingresos laborales debería considerar un máximo apropiado de horas trabajadas. Esto es, resulta discutible concluir que se ha superado la pobreza cuando se realizan jornadas de 60, 70 u 80 horas semanales para conseguir un ingreso mínimo suficiente y poder adquirir la canasta básica de consumo.

Una metodología tentativa para estimar niveles de pobreza ajustados por horas sería la siguiente: se dividiría primero los ingresos totales obtenidos por cada trabajador entre el número total de horas trabajadas, con lo que se estima el ingreso horario. Luego se multiplica este ingreso horario por las horas trabajadas acotadas con un tope máximo de, digamos, 48 horas semanales. Luego se agregan los ingresos laborales y no laborales en cada hogar y se ajusta este agregado por la relación consumo/ingreso<sup>36</sup> a fin de encontrar el consumo total ajustado por jornadas laborales máximas. Finalmente, se comparan estos consumos ajustados totales o per capita con las líneas de pobreza total y pobreza extrema respectivas para evaluar si cada familia o individuo es pobre o pobre extremo. El Cuadro No. 6.1 muestra los resultados calculados para el año 2002 tomando como jornada máxima a las 48 horas semanales: la incidencia de la pobreza total urbana se incrementa de su nivel oficial estimado de 34.6% a 42.2%. Más aún, la incidencia de la pobreza extrema urbana prácticamente se duplica, pasando de su nivel oficial estimado de 7.4% hasta 14.7%. Estas cifras revelan por sí mismas la importancia cuantitativa de las jornadas excesivas de trabajo y la potencial subvaluación de la pobreza oficial.

---

<sup>35</sup> Solamente se incluye el análisis del total de horas trabajadas por toda la población ocupada de Lima Metropolitana, lo cual es un análisis de corte más macroeconómico.

<sup>36</sup> Este factor se calculó como la relación consumo total sobre ingreso total por hogar (sin ajuste por horas).



**Cuadro No. 6.1: Incidencia de la pobreza urbana con y sin jornadas máximas de trabajo (48 horas semanales), en porcentajes**

	Estimaciones INEI (sin considerar jornadas máximas de trabajo)	Estimaciones propias (considerando 48 horas como jornada máxima de trabajo)
Pobreza total	34.6	42.2
<i>Pobre extremo</i>	7.4	14.7
<i>Pobre no extremo</i>	27.2	27.5
No pobre	65.4	57.8

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, INEI  
Elaboración: CIUP

Otro resultado importante de la investigación es el aumento estimado de las horas trabajadas como producto de la competencia al interior de las cohortes. Se han encontrado efectos de hasta 4 horas adicionales de trabajo por pertenecer a cohortes tan numerosos como los de reciente ingreso al mercado de trabajo. El estudio demuestra pues que son condiciones de menor demanda laboral y mayor oferta laboral las que han empujado a los trabajadores a extender sus jornadas laborales en las últimas dos décadas. Es decir, una combinación de los escenarios 3 y 4 planteados en la parte teórica del trabajo.

¿Qué hacer ante esta realidad? La manera más endógena y sostenible de reducir el número de horas trabajadas en el futuro sería con aumentos en la demanda laboral y reducciones en la oferta laboral. Este último camino parece poco realista. Sin bien es cierto que en los próximos años debería empezar a ceder la presión de la explosión demográfica sobre la oferta laboral, se esperan aumentos adicionales en la participación de las mujeres en el mercado de trabajo (tanto en términos de su número como posiblemente de sus horas ofertadas)<sup>37</sup>.

Por tanto, el camino más sostenible para reducir las horas de trabajo es a través de aumentos sostenidos en la demanda laboral que ocurren fundamentalmente con el aumento en la productividad laboral por hora laborada. Este último tema escapa a los términos de referencia del presente estudio pero tiene como fundamentos la inversión en bienes de capital, en tecnología, en investigación y desarrollo, en capacitación laboral, en organización empresarial, etc<sup>38</sup>. Por otro lado, pretender reducir la duración de las jornadas laborales a través de incrementos artificiales en la remuneración horaria real o “por decreto” lo único que haría sería desincentivar la contratación del factor trabajo.

<sup>37</sup> Véase Aramburu y Mendoza (2003).

<sup>38</sup> Véase al respecto los recientes trabajos de Chacaltana (2004) y García (2004).

## 7. Bibliografía

ARAMBURU, Carlos Eduardo y María Isabel Mendoza. "La población peruana: perspectivas y retos" En Economía y Sociedad 50, pp.45-54. CIES, noviembre 2003.

ARIAS, Omar, Gustavo Yamada y Luis Tejerina. "Education, Family Background and Racial Earnings Inequality in Brazil", En International Journal of Manpower (en prensa).

BARRANTES, Roxana y Javier Iguíñiz. "Balance y agenda de la investigación económica y social del Perú" CIES, Serie Diagnóstico y Propuesta 15, 2004

BOOTH, Alison y Fabio Schiantarelli. "The Employment Effects of a Shorter Working Week" Economica, New Series, Vol. 54, No. 214. 1987

BRUNELLO, Giorgio. "The Employment Effects of Shorter Working Hours: An Application to Japanese Data" Economica, New Series, Vol. 56, No. 224. 1989

CALMFORS, Lars y Michael Hoel. "Work Sharing, Employment and Shiftwork". Oxford Economic Papers. Vol. 41, No. 4. Oct 1989

CHACALTANA, Juan. "Productividad del trabajo en el Perú: Una mirada desde la economía laboral" Informe final para OIT, mayo 2004.

CHACALTANA, Juan. "Desafíos de las Políticas de Empleo". Economía y Sociedad 48. Boletín del CIES. Lima. 2002.

CHACALTANA, Juan y Jaime Saavedra. Los jóvenes pobres y la capacitación ocupacional en el Perú. Grupo de Análisis para el Desarrollo. Diciembre 1999.

CLARK, Andrew y Andrew Oswald. "Unhappiness and unemployment". The Economic Journal, Vol. 104, No. 424, 648-659. 1994.

CORTEZ, Rafael. "Salud y productividad en el Perú: Un análisis empírico por género y región". Documento de trabajo R-363, Banco Interamericano de Desarrollo, Mayo 1999.

DAGSVIK, John y Rolf Aaberge. "Household production, time allocation, and welfare in Peru". Population and Human Resources Department. Banco Mundial. WPS 503. 1990

ESCOBAL, Javier y Javier Iguíñiz. Balance de la Investigación Económica en el Perú. Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES). Lima. 2000

FIELD, Erica. "Property Rights and Household Time Allocation in Urban Squatter Communities: Evidence from Peru". Princeton University. 2003

GAMERO, Julio. "Reforma laboral y costos laborales: Por una agenda de eficiencia con equidad" Presentación en el Foro "Derecho laboral y promoción del empleo". MTPE y Proyecto CRECER. Lima. Julio 2004.

GARAVITO, Cecilia, María Elena Vattuone y Fortunata Solorio. "La investigación de género en el Perú". Serie Investigaciones Breves No. 6. CIES. Lima. 1997

- GARCÍA, Norberto (editor), 2004, Políticas de empleo en Perú, Tomos I y II, CIES, CEDEP, IEP, PUCP y UNI.
- GONZAGA, Gustavo, Ana Flavia Machado y Danielle Carusi Machado. “Horas de Trábalo: Efeitos Idade, período e Coorte”. UFMG/Cedeplar, Texto para discusión 190. 2003
- GONZAGA, Gustavo, Ana Flavia Machado y Danielle Carusi Machado. “Quem trábala muito e quem trábala pouco no Brasil?”. Departamento de Economía, PUC – Rio de Janeiro, Texto para discusión 471, 2003.
- HAMERMESH, Daniel S., Stephen J. Trejo. “The Demand for Hours of Labor: Direct evidence from California” Working Paper 5973. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research. 1997
- HAMERMESH, Daniel. “The Demand for Labor in the Long Run” Handbook of Labor Economics, 1986.
- HART, Robert y T. Sharot. “The Short-Run Demand for Workers and Hours: A Recursive Model” Review of Economic Studies 45(2). 1978.
- HECKMAN, James. “What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years”, American Economic Review, May, 1993.
- HECKMAN, James. “Sample Selection Bias as Specification Error”, Econométrica, Enero 1979.
- HERNÁNDEZ LICONA, Gonzalo. “Oferta laboral familiar y desempleo en México: Los efectos de la pobreza” En El Trimestre Económico. Vol. LXIV, número 258, 1997. México.
- HERRERA, Javier y David Rosas. “Labor Market transitions in Peru”. Unidad de Investigación, Développement et insertion internationale. Documento de trabajo 14. 2003
- HUNT, Jennifer y Lawrence F. Katz. “Hours Reductions as Work-Sharing”. Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1998, No. 1. 1998.
- HUNT, Shane. El problema del empleo en el Perú, Confiep y Agencia Internacional para el Desarrollo de los Estados Unidos, 1997.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA E INFORMATICA. “Informe Mensual de Empleo”. Varios números.
- KILLINGSWORTH, Mark, “Labor Supply” Cambridge Surveys of Economic Literature, 1988.
- KRISHNAN, Pramila. “The Economics of Moonlighting: A Double Self-Selection Model”. The Review of Economics and Statistics, Vol. 72, No. 2. 1990
- KOENKER, Roger y Gilbert Bassett, Jr. “Regressions Quantiles”. Econometrica, Vol. 46, No. 1, enero 1978, pp. 33-50.

- LEWIS, Arthur. "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor", Manchester School Economic Studies, 1954.
- MINISTERIO DE TRABAJO Y PROMOCION DEL EMPLEO. Boletín de Economía Laboral. Varios números.
- MINISTERIO DE TRABAJO Y PROMOCION DEL EMPLEO. Informe Estadístico Mensual. Varios números.
- MURPHY, Kevin y Finis Welch, "The Structure of Wages". Quarterly Journal of Economics, February 1992.
- NICHOLSON, Walter. Teoría microeconómica. Principios básicos y aplicaciones. Sexta edición, 2002.
- PENCAVEL, John y Bertil Holmlund. "The Determination of Wages, Employment, and Work Hours in an Economy with Centralised Wage-Setting: Sweden, 1950-83". The Economic Journal, Vol. 98, No. 393. Dic., 1988
- PENCAVEL, John. "Labor Supply of Men: A Survey". Handbook of Labor Economics, 1986.
- SAAVEDRA, Jaime y Martín Valdivia. "Estructura del hogar y ahorro durante el ciclo de vida: Evidencia de las cohortes peruanas". Documento de trabajo 42, Grupo de Análisis para el Desarrollo. 2003
- SAAVEDRA, Jaime y Máximo Torero. "Labor Market Reforms and Their Impact over Formal Labor Demand and Job Market Turnover: The Case of Peru". Banco Interamericano de Desarrollo. 2003
- SAAVEDRA, Jaime. "La Flexibilización del Mercado Laboral". En La Reforma Incompleta. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico- Instituto Peruano de Economía. 2000.
- SHISHKO, Robert y Bernard Rostker. "The Economics of Multiple Job Holding". The American Economic Review, Vol. 66, No. 3. 1976
- TREJO, Stephen, "The Effects of Overtime Pay Regulation on Worker Compensation" The American Economic Review, Vol. 81, No. 4. 1991
- VALDIVIA, Martín y Edmundo Murrugarra. "The Returns to Health for Peruvian Urban Adults: Differentials Across Genders, the Life Cycle and the Wage Distribution. Documento de Trabajo R352- Banco Interamericano de Desarrollo, Marzo 1999.
- VERDERA, Francisco. "Mercado de trabajo, reforma laboral y creación de empleo: Perú 1990-1995". Documento de Trabajo No. 87. IEP. Lima. 1997
- WINKELMANN, Liliana y Rainer Winkelmann. "Why are the Unemployed so unhappy? Evidence from panel data". Economica Vol. 65, 1-15. 1998.

YAMADA, Gustavo. Caminos entrelazados. La realidad del empleo urbano en el Perú. Universidad del Pacífico - CIUP. Lima. 1996.

YAMADA, Gustavo. "Economía laboral en el Perú: Avances recientes y agenda pendiente". Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, Documento de Trabajo 63. 2004.

## ANEXOS

### A. Distribuciones Kernel – horas trabajadas

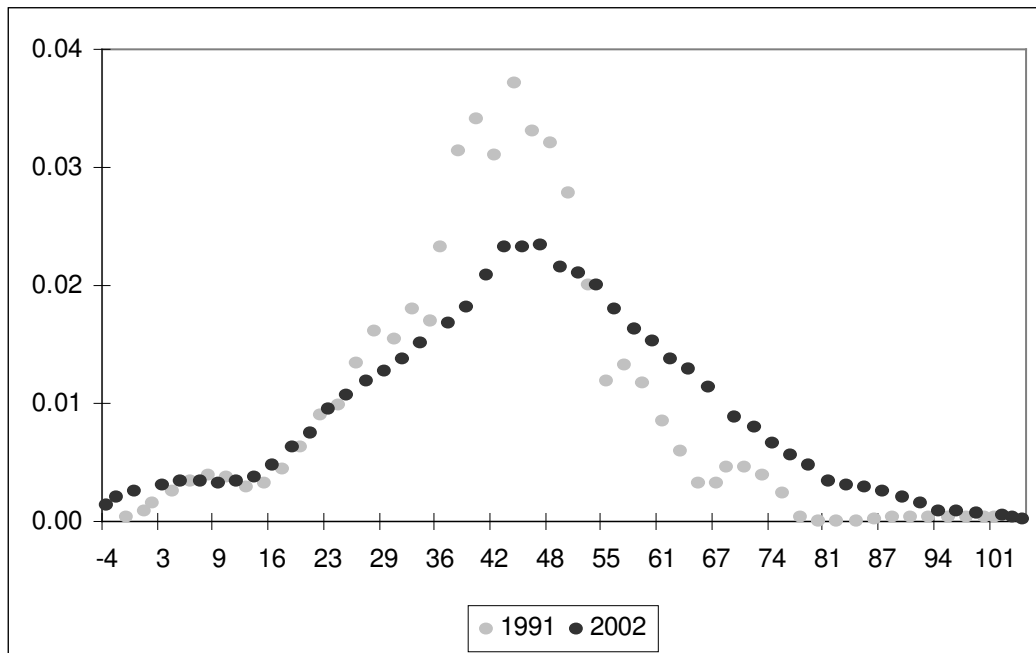
**Gráfico No. 1: Distribución Kernel de las horas trabajadas totales (hombres asalariados - Lima Metropolitana)**



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática; y Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV), 1991, Instituto Cuánto S.A.  
Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

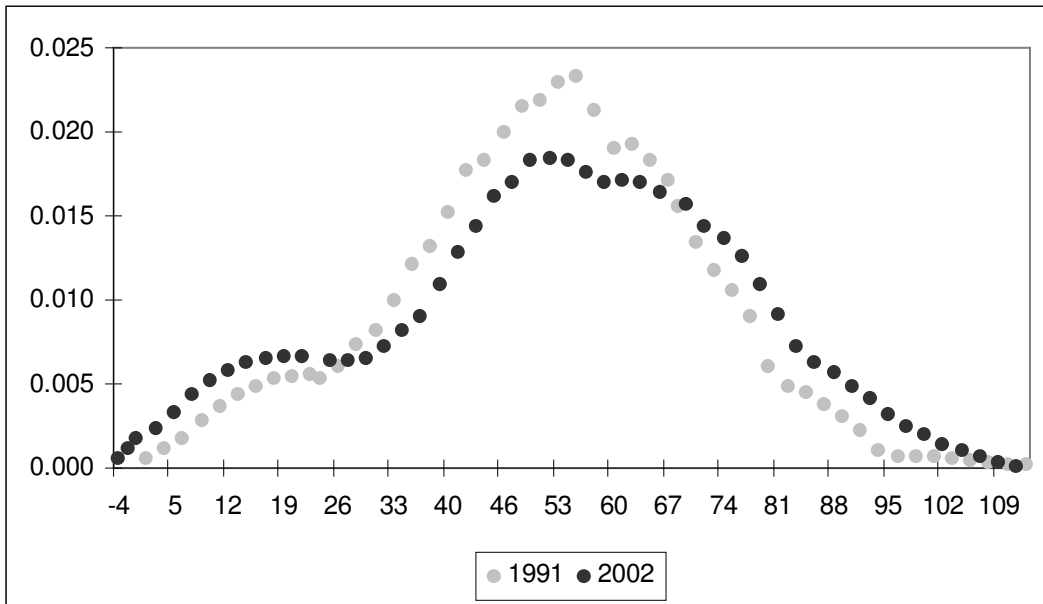
**Gráfico No. 2: Distribución Kernel de las horas trabajadas totales (mujeres asalariadas - Lima Metropolitana)**



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática; y Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV), 1991, Instituto Cuánto S.A.  
Elaboración: CIUP

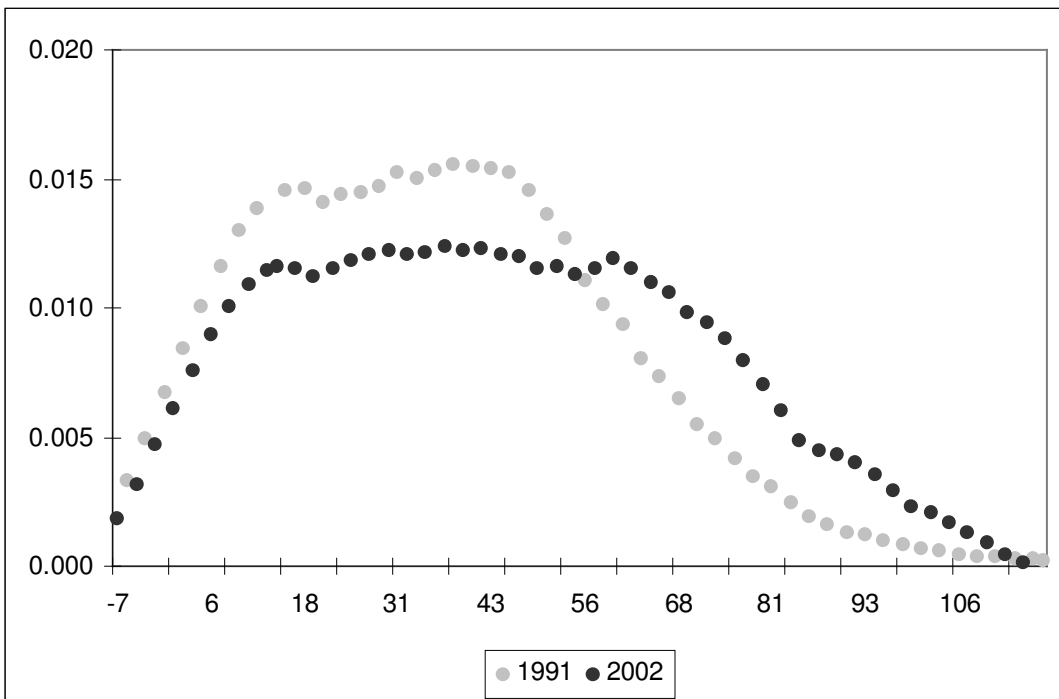
Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

**Gráfico No. 3: Distribución Kernel de las horas trabajadas totales (hombres autoempleados - Lima Metropolitana)**



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática; y Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV), 1991, Instituto Cuánto S.A.  
 Elaboración: CIUP  
 Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

**Gráfico No. 4: Distribución Kernel de las horas trabajadas totales (mujeres autoempleadas - Lima Metropolitana)**



Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, Instituto Nacional de Estadística e Informática; y Encuesta de Niveles de Vida (ENNIV), 1991, Instituto Cuánto S.A.  
 Elaboración: CIUP  
 Nota: La muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

## B. Análisis descriptivo –Punto de corte de 48hrs semanales

	Lima Metropolitana		Resto Urbano	
	Menos de 48 hrs (%)	Más de 48 hrs (%)	Menos de 48 hrs (%)	Más de 48 hrs (%)
Sexo				
Hombre	44.5	63.8	48.1	63.1
Mujer	55.5	36.2	51.9	36.9
Total	100	100	100	100
Jefe del hogar				
No es jefe de hogar	67.2	56.3	67.0	53.2
Es jefe de hogar	32.8	43.7	33.0	46.8
Total	100	100	100	100
Nro de personas no perceptoras de ingreso en el hogar	2.2	2.4	2.3	2.5
Edad	36.7	35.4	35.2	36.2
Años de educación	11.0	10.4	10.3	9.4
Horas totales trabajadas a la semana	32.1	69.4	30.8	68.5
Remuneración total por hora (soles promedio)	18.5	18.9	12.3	10.9
Quintiles del gasto per cápita (distribución)				
I	19.1	20.6	17.5	14.4
II	19.1	23.5	20.4	21.8
III	20.3	21.1	20.7	22.4
IV	21.4	18.3	20.5	21.3
V	20.1	16.5	20.9	20.1
Total	100	100	100	100
Pobreza				
Pobre	26.8	28.9	38.5	36.8
Pobre extremo	2.1	1.4	10.0	7.8
Pobre no extremo	24.7	27.5	28.5	29.0
No pobre	73.2	71.1	61.5	63.2
Total	100	100	100	100
Trabajo secundario				
Tiene trabajo secundario	6.4	7.7	9.3	10.6
No tiene trabajo secundario	93.6	92.3	90.7	89.4
Total	100	100	100	100
Condición laboral ocupación principal				
Asalariado/dependiente	64.6	68.9	56.6	56.6
Independiente	35.4	31.1	43.4	43.4
Total	100	100	100	100
Negocio donde trabaja (ocupación principal) se encuentra registrado como persona jurídica				
Sí	37.7	44.4	17.3	26.1
No	62.3	55.6	82.7	73.9
Total	100	100	100	100
Negocio o empresa (ocupación principal) donde trabaja lleva las cuentas en libros exigidos por la ley				
Sí	41.5	49.9	22.2	31.7
No	58.5	50.1	77.8	68.3
Total	100	100	100	100
Tiene descuentos de ley en la ocupación principal como dependiente				
Sí	62.2	54.7	67.3	63.0
No	37.8	45.3	32.7	37.0



	Lima Metropolitana		Resto Urbano	
	Menos de 48 hrs (%)	Más de 48 hrs (%)	Menos de 48 hrs (%)	Más de 48 hrs (%)
Total	100	100	100	100
En la ocupación principal usted trabaja para				
Fuerzas Armadas, Policía Nacional del Perú (militares)	3.1	3.8	1.5	3.6
Administración Pública	22.9	5.7	39.8	14.8
Empresa Pública	0.9	0.6	1.4	1.2
Cooperativa de Trabajadores	-	-	0.1	0.3
Empresa de Servicios Especiales (Services)	1.9	3.7	1.0	4.2
Empresa o Patrono Privado	70.9	86.2	56.1	76.0
Otra	0.33	0.06	0.04	0.04
Total	100	100	100	100
Sector económico en la ocupación principal				
Pesca	0.0	0.4	1.0	1.9
Explotación de minas y canteras	0.2	0.2	0.8	2.6
Industrias manufactureras	12.6	18.0	12.5	12.5
Suministros de electricidad, gas y agua	0.4	0.2	0.6	0.6
Construcción	5.5	6.7	5.0	5.8
Comercio al por mayor y menor, reparación de vehículos automotores	20.7	28.3	22.7	32.6
Hoteles y restaurantes	8.1	6.1	7.3	6.8
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	6.3	11.3	5.6	12.9
Intermediación financiera	1.4	0.9	0.6	0.5
Actividades inmobiliarias, empresariales y de alquiler	8.2	7.7	4.8	4.4
Administración pública y defensa, planes de seguro social	6.7	4.0	5.8	6.1
Enseñanza privada	12.7	1.3	17.7	2.9
Actividades de servicios sociales y de salud	4.3	2.2	3.3	2.0
Otras actividades de servicios comunitarias, sociales y pers	7.6	4.3	7.7	3.1
Hogares privados con servicio doméstico	5.4	8.4	4.5	5.4
Total	100	100	100	100

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002 – Instituto Nacional de Estadística e Informática  
Elaboración: propia

**C. Análisis descriptivo. Detalle de tabulaciones con corte de 60 hrs. semanales<sup>39</sup>**

Área de residencia	Sexo		Horas trabajadas a la semana		Total
			Menos de 60 hrs.	60 hrs. o más	
Lima Metropolitana	Hombre	Observaciones (sin expandir)	1269	799	2068
		% por sexo	62.0	38.0	100.0
		% por Rango de horas	52.2	63.7	56.0
	Mujer	Observaciones (sin expandir)	1110	428	1538
		% por sexo	72.3	27.7	100.0
		% por Rango de horas	47.8	36.3	44.0
	Total	Observaciones (sin expandir)	2379	1227	3606
		% por sexo	66.5	33.5	100.0
		% por Rango de horas	100.0	100.0	100.0
Resto urbano	Hombre	Observaciones (sin expandir)	4813	2425	7238
		% por sexo	66.4	33.6	100.0
		% por Rango de horas	54.3	59.8	56.1
	Mujer	Observaciones (sin expandir)	4097	1596	5693
		% por sexo	71.2	28.8	100.0
		% por Rango de horas	45.7	40.2	43.9
	Total	Observaciones (sin expandir)	8910	4021	12931
		% por sexo	68.5	31.5	100.0
		% por Rango de horas	100.0	100.0	100.0

Área de residencia	Es jefe del hogar		Horas trabajadas a la semana		Total
			Menos de 60 hrs	60 hrs o más	
Lima Metropolitana	No	Observaciones (sin expandir)	1523	662	2185
		% within Jefe del hogar	70.4	29.6	100.0
		% within Rango de horas	64.2	53.7	60.7
	Sí	Observaciones (sin expandir)	856	565	1421
		% within Jefe del hogar	60.6	39.4	100.0
		% within Rango de horas	35.8	46.3	39.3
	Total	Observaciones (sin expandir)	2379	1227	3606
		% within Jefe del hogar	66.5	33.5	100.0
		% within Rango de horas	100.0	100.0	100.0
Resto urbano	No	Observaciones (sin expandir)	5469	2102	7571
		% within Jefe del hogar	71.4	28.6	100.0
		% within Rango de horas	62.2	54.2	59.7
	Sí	Observaciones (sin expandir)	3441	1919	5360
		% within Jefe del hogar	64.2	35.8	100.0
		% within Rango de horas	37.8	45.8	40.3
	Total	Observaciones (sin expandir)	8910	4021	12931
		% within Jefe del hogar	68.5	31.5	100.0
		% within Rango de horas	100.0	100.0	100.0

<sup>39</sup> Todos los porcentajes hacen referencia a cifras expandidas. Tanto los promedios como los valores absolutos corresponden a cifras sin expandir.

### Report

Mean

Perú urbano	Más o menos de 60 hrs	Miembros q no perciben ingresos en el hogar	¿ Qué edad tiene en años cumplidos ?	Años de educación
Lima Metropolitana	Menos de 60 horas	2.2123	35.99	10.6295
	60 horas o más a la semana	2.5501	35.56	10.0253
	Total	2.3272	35.85	10.4239
Resto Urbano	Menos de 60 horas	2.3749	35.42	10.3115
	60 horas o más a la semana	2.5190	36.42	9.0958
	Total	2.4197	35.73	9.9334
Total	Menos de 60 horas	2.3406	35.54	10.3785
	60 horas o más a la semana	2.5263	36.22	9.3131
	Total	2.3995	35.76	10.0403

### Report

Mean

Perú urbano	Más o menos de 60 hrs	Horas a la semana - ocupación principal	Horas a la semana - ocupación secundaria	Horas a la semana - total
Lima Metropolitana	Menos de 60 horas	27.9103	11.9722	39.8000
	60 horas o más a la semana	54.9643	22.0270	76.7946
	Total	39.7004	16.3490	55.9222
Resto Urbano	Menos de 60 horas	27.0396	11.4127	38.3535
	60 horas o más a la semana	53.1197	23.2117	76.0833
	Total	36.5975	15.7312	52.1809
Total	Menos de 60 horas	27.1719	11.4979	38.5734
	60 horas o más a la semana	53.4759	22.9826	76.2207
	Total	37.1173	15.8349	52.8077

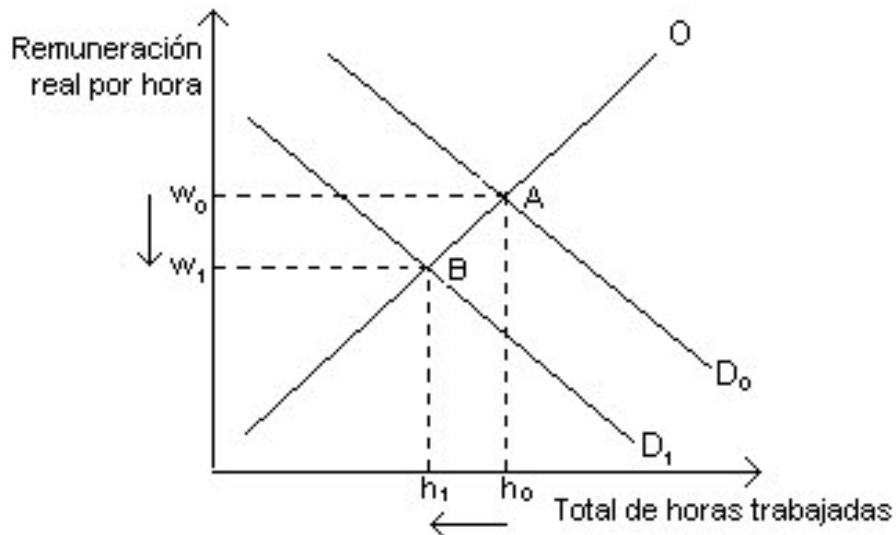
## Report

Mean

	Más o menos de 60 hrs	Remuneración por hora total	Remuneración por hora en la ocupación principal	Remuneración por hora en la ocupación secundaria
Perú urbano				
Lima Metropolitana	Menos de 60 horas	16.8883	6.3110	11.3759
	60 horas o más a la semana	16.8174	4.0496	13.1564
	Total	16.8573	5.3188	12.1713
Resto Urbano				
	Menos de 60 horas	12.9538	5.2008	8.1419
	60 horas o más a la semana	9.7527	3.6291	6.4872
	Total	11.7811	4.6183	7.5438
Total				
	Menos de 60 horas	13.5502	5.3703	8.6195
	60 horas o más a la semana	11.1216	3.7102	7.8089
	Total	12.6315	4.7361	8.3150

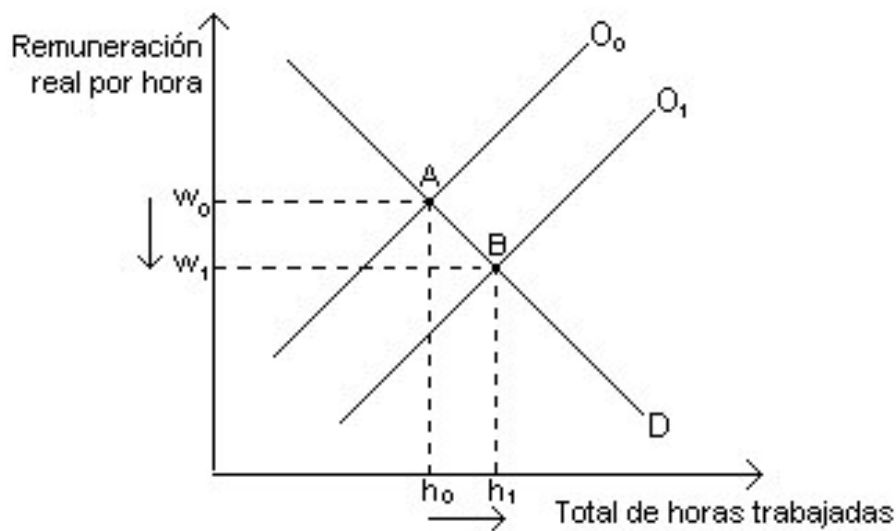
### D. Escenarios de oferta de trabajo

#### Escenario 1: Oferta de Horas de Trabajo de pendiente positiva y desplazamiento de la Demanda de Horas de Trabajo



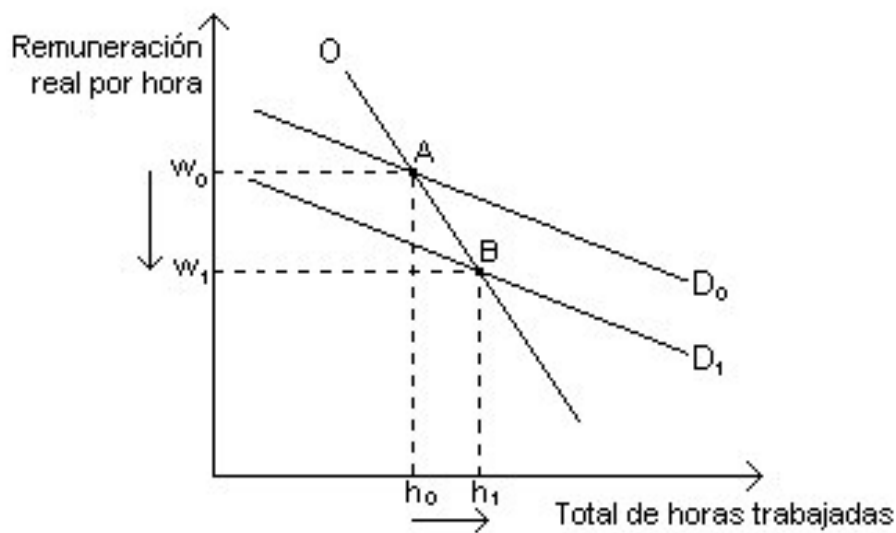
Donde: O : Oferta de Horas de Trabajo  
D : Demanda de Horas de Trabajo

#### Escenario 2: Oferta de Horas de Trabajo de pendiente positiva y desplazamiento de la Oferta de Horas de Trabajo



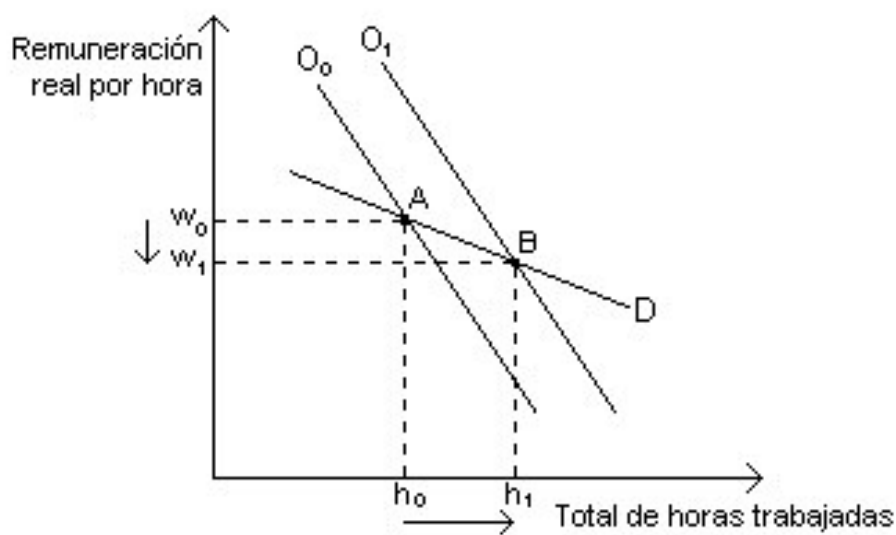
Donde: O : Oferta de Horas de Trabajo  
D : Demanda de Horas de Trabajo

Escenario 3: Oferta de Horas de Trabajo de pendiente negativa y desplazamiento de la Demanda de Horas de Trabajo



Donde: O : Oferta de Horas de Trabajo  
D : Demanda de Horas de Trabajo

Escenario 4: Oferta de Horas de Trabajo de pendiente negativa y desplazamiento de la Oferta de Horas de Trabajo



Donde: O : Oferta de Horas de Trabajo  
D : Demanda de Horas de Trabajo

**E. Construcción de los escalares (a soles constantes del 2002)**

**Anexo E1: Horas trabajadas a la semana y salario por hora - Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV)**

Sexo	Rangos de edad	Estado civil	Nivel educativo alcanzado	2000		1997		1994		1991		1985	
				Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora
Hombre	De 14 a 24	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	43.4	2.1	48.1	3.1	44.1	2.7	43.0	1.5	43.8	4.5
			Secundaria completa	48.4	2.6	37.1	4.5	47.9	3.7	43.7	2.2	45.4	8.0
			Estudios superiores	48.4	2.9	48.1	4.6	41.3	5.3	43.7	2.0	43.6	11.4
		Casado o conviviente	Hasta primaria	52.5	6.2	58.4	2.5	50.0	2.2	51.2	2.0	60.2	5.6
			Secundaria completa	56.8	2.5	49.6	3.7	50.1	3.6	48.3	2.6	53.3	9.1
			Estudios superiores	59.8	2.6	44.6	3.8	38.0	7.6	60.0	1.3	0.0	0.0
	De 25 a 44	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	52.6	2.6	51.8	3.8	53.0	3.4	46.8	2.4	53.5	8.0
			Secundaria completa	50.5	3.9	43.4	6.1	48.4	4.5	46.3	3.1	47.3	10.6
			Estudios superiores	47.4	6.5	48.5	9.2	45.8	7.8	44.6	4.0	45.4	17.2
		Casado o conviviente	Hasta primaria	57.7	3.1	58.5	5.5	58.0	4.7	55.9	3.0	55.4	8.8
			Secundaria completa	59.7	3.9	59.0	6.8	56.0	6.1	52.5	3.9	52.6	14.5
			Estudios superiores	54.3	9.5	51.9	11.3	51.4	9.3	47.8	5.1	47.3	25.8
De 45 a 65	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	54.5	2.8	51.3	3.1	52.6	3.6	57.6	1.9	51.1	6.1	
		Secundaria completa	53.9	2.7	45.6	5.9	37.3	4.5	50.8	3.2	44.8	27.6	
		Estudios superiores	46.0	7.2	43.0	14.6	39.7	5.8	40.3	7.5	34.1	9.4	
	Casado o conviviente	Hasta primaria	57.6	3.7	54.6	5.1	56.8	4.4	52.3	3.2	52.8	12.3	
		Secundaria completa	56.3	5.1	57.9	5.9	55.5	7.2	50.5	5.1	49.7	20.0	
		Estudios superiores	53.4	9.7	50.1	22.5	46.0	18.4	49.0	8.4	46.7	46.2	

Sexo	Rangos de edad	Estado civil	Nivel educativo alcanzado	2000		1997		1994		1991		1985	
				Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora
Mujer	De 14 a 24	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	45.1	1.6	44.9	3.1	45.5	9.5	40.7	1.7	44.0	4.3
			Secundaria completa	45.2	2.9	38.1	3.2	42.1	2.7	42.1	2.1	39.6	4.9
			Estudios superiores	50.6	3.0	45.6	4.9	39.1	7.1	37.7	2.1	43.8	5.2
		Casado o conviviente	Hasta primaria	37.3	2.6	44.8	2.8	46.7	2.1	28.0	1.8	37.4	3.9
			Secundaria completa	36.4	3.4	34.4	4.9	44.3	4.0	39.3	3.2	36.9	7.7
			Estudios superiores	58.3	3.3	32.2	3.4	32.2	2.8	32.9	2.0	25.0	11.3
	De 25 a 44	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	46.6	1.9	41.8	3.5	45.1	3.0	42.6	2.4	47.1	6.3
			Secundaria completa	47.3	3.4	40.4	4.3	42.9	4.2	42.4	2.4	40.3	9.9
			Estudios superiores	43.9	6.6	42.7	6.4	43.0	8.2	39.9	3.8	39.5	13.1
		Casado o conviviente	Hasta primaria	40.3	2.3	43.2	3.2	41.3	2.8	40.0	2.7	42.6	6.8
			Secundaria completa	41.6	4.4	40.9	5.3	39.6	4.5	35.6	4.5	40.2	13.0
			Estudios superiores	35.6	6.5	37.2	7.5	36.6	6.7	39.5	4.8	35.6	19.6
De 45 a 65	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	42.8	2.9	39.9	3.0	43.6	4.5	43.1	2.4	50.5	7.0	
		Secundaria completa	43.9	3.1	36.7	6.7	39.9	6.3	42.1	14.2	44.5	8.7	
		Estudios superiores	38.4	6.8	26.4	8.3	38.6	7.7	35.3	2.9	33.7	5.0	
	Casado o conviviente	Hasta primaria	41.9	3.2	42.8	3.4	43.0	3.0	41.4	2.6	40.4	5.3	
		Secundaria completa	41.5	7.0	34.1	8.6	41.2	4.0	37.8	3.5	34.2	29.1	
		Estudios superiores	38.0	7.1	36.7	11.5	32.0	11.0	32.6	4.6	38.3	13.4	

Fuente: Encuesta De Niveles de Vida (ENNIV) 1985, 1991, 1994, 1997, 2000. Instituto Cuánto S.A.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye trabajadores entre 14 y 65 años de edad, que no desempeñan labores en el sector agrícola, que no son familiares no remunerados y que residen en la zona urbana



**Anexo E2: Horas trabajadas a la semana y salario por hora - Encuesta Nacional de Hogares (ENAH)**

Sexo	Rangos de edad	Estado civil	Nivel educativo alcanzado	2002		2001		2000		1999		1998	
				Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora
Hombre	De 14 a 24 años	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	44.0	2.1	40.3	3.3	36.9	3.5	41.8	3.1	37.5	4.6
			Secundaria completa	45.4	3.9	44.6	4.4	47.6	3.9	40.7	6.0	40.3	8.4
			Estudios superiores	50.2	6.0	41.5	5.9	31.5	3.7	48.5	4.9	44.0	14.8
		Casado o conviviente	Hasta primaria	51.9	2.9	50.4	3.7	54.3	4.1	51.7	4.7	53.6	3.8
			Secundaria completa	56.6	3.0	55.8	3.4	50.1	6.2	55.4	4.2	56.0	4.2
			Estudios superiores	53.3	2.9	57.8	4.4	34.9	13.3	69.1	4.0	46.7	9.2
	De 25 a 44	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	52.7	3.4	48.6	3.1	56.6	5.7	42.8	6.0	48.5	6.4
			Secundaria completa	52.7	4.9	48.6	5.5	48.8	5.1	45.5	11.6	47.6	10.9
			Estudios superiores	46.1	11.6	45.9	9.6	43.9	11.9	49.9	9.7	50.3	14.3
		Casado o conviviente	Hasta primaria	54.6	4.3	53.8	4.1	59.1	6.8	52.8	7.2	54.3	7.4
			Secundaria completa	57.1	5.2	56.6	5.3	55.9	8.1	55.7	8.7	58.1	9.9
			Estudios superiores	49.3	10.7	51.7	13.4	51.9	17.4	49.0	12.1	50.8	23.0
De 45 a 65	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	47.6	3.0	42.7	3.3	52.5	7.0	39.5	8.1	54.0	6.0	
		Secundaria completa	48.9	4.2	47.5	5.5	50.4	7.8	43.0	9.1	43.8	6.7	
		Estudios superiores	43.2	32.7	43.6	16.3	41.1	8.7	50.7	18.2	40.7	12.1	
	Casado o conviviente	Hasta primaria	54.2	4.7	51.8	5.1	51.1	6.7	52.8	6.7	51.7	8.5	
		Secundaria completa	55.2	8.9	54.8	6.8	57.5	10.5	57.1	16.4	54.0	13.3	
		Estudios superiores	46.7	15.1	48.4	19.5	52.1	16.4	52.7	51.3	52.9	21.6	

Sexo	Rangos de edad	Estado civil	Nivel educativo alcanzado	2002		2001		2000		1999		1998	
				Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora	Horas a la semana	Salarios por hora
Mujer	De 14 a 24 años	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	48.0	2.5	50.4	2.6	47.5	4.5	50.7	10.2	46.4	3.0
			Secundaria completa	43.8	3.8	44.3	3.2	46.4	3.5	43.0	3.9	43.0	4.7
			Estudios superiores	45.6	4.2	39.7	5.2	32.5	5.7	38.3	3.4	43.5	8.3
		Casado o conviviente	Hasta primaria	39.5	2.3	44.9	2.8	48.4	3.9	51.7	2.8	39.0	8.2
			Secundaria completa	46.2	2.8	40.7	6.0	35.1	6.5	44.0	3.6	41.9	6.8
			Estudios superiores	43.9	3.2	43.5	10.7	50.9	7.2	18.5	4.0	20.1	21.0
	De 25 a 44	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	48.0	3.3	49.5	3.8	50.5	6.2	49.8	6.2	49.8	9.1
			Secundaria completa	47.4	3.7	45.8	3.7	50.6	5.7	45.2	6.5	45.2	6.5
			Estudios superiores	41.8	6.9	43.3	6.7	50.5	8.9	40.3	8.6	43.4	8.3
		Casado o conviviente	Hasta primaria	46.1	3.1	44.4	4.1	47.0	9.3	37.2	11.6	45.0	9.1
			Secundaria completa	44.9	3.9	43.7	4.6	45.2	6.6	40.4	11.2	39.9	9.3
			Estudios superiores	38.2	10.8	38.7	11.6	39.7	8.4	36.4	12.9	38.3	12.1
	De 45 a 65	Soltero, divorciado, separado o viudo	Hasta primaria	47.8	2.7	47.2	3.1	48.9	7.6	42.7	7.0	45.5	5.3
			Secundaria completa	47.8	3.3	40.6	4.7	49.1	6.7	49.4	4.9	45.6	8.1
			Estudios superiores	40.3	13.5	40.3	13.0	33.4	15.3	31.5	8.9	36.5	17.6
Casado o conviviente		Hasta primaria	45.3	2.7	44.9	3.8	39.1	5.3	45.8	5.9	41.9	6.6	
		Secundaria completa	42.4	4.5	41.3	6.0	36.6	9.2	41.5	8.9	43.3	9.3	
		Estudios superiores	38.5	11.0	36.6	9.2	30.0	7.2	37.3	9.1	40.2	28.9	

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 1998, 1999, 2000, 2001 y 2002. Instituto Nacional de Estadística e Informática.

Elaboración: CIUP

Nota: La muestra incluye trabajadores remunerados no agrícolas entre 14 y 65 años de edad.

## **Anexo F. Derivación de la función de estimación de la oferta de horas trabajadas**

Formalmente, el planteamiento del modelo empírico de estimación es el siguiente:

Sea la ecuación de oferta:

$$H = \beta X + \delta W + \varepsilon$$

Donde  $H$  representa las horas trabajadas,  $X$  es un vector de características personales,  $W$  es la remuneración real por hora del individuo, y  $\varepsilon$  es el término de error. Como se puede inferir rápidamente, hay dos problemas con la estimación directa de esta ecuación: (a)  $H$  no puede ser negativa; y, (2)  $W$  no es observable para aquellos individuos en los que  $H = 0$ . Una solución muy usual es estimar la ecuación de oferta usando solo la muestra de individuos ocupados (i.e., aquellos con  $H > 0$ ). Sin embargo, esta solución no es correcta debido a que el supuesto básico del modelo de regresión clásico no se cumple. En particular, ocurre que  $E[\varepsilon | H > 0] = E[\varepsilon | \varepsilon > -(\beta X + \delta W)]$ . Es decir, el residuo no tiene media igual a cero y además está correlacionado con  $X$  y  $W$ .

Otro método más elaborado es asignar una remuneración estimada a aquellos individuos que no trabajan y luego estimar la ecuación de oferta usando la muestra total de ocupados y no ocupados. Por ejemplo, si la ecuación de remuneraciones es:

$$W = \alpha Z + \mu$$

Se podría encontrar  $\alpha^*$  (un estimador MCO usando la muestra de trabajadores) y luego hacer  $W^* = \alpha^* Z$  para aquellos que no trabajan. Luego se utilizaría  $W^*$  en lugar de  $W$  para estimar la ecuación de oferta. Desafortunadamente, esta solución tampoco es apropiada. La idea es que cuando se estima la ecuación de remuneraciones, se estima usando la muestra de ocupados. Así, aun cuando  $E[\mu | Z] = 0$  en la población,  $E[\mu | Z, H > 0]$  no necesariamente es igual a cero. Aquí hay un problema claro de selección de manera que el estimador de  $\alpha^*$  será sesgado y también  $W^*$ .

La solución que aquí se propone se basa en una estimación en tres etapas.

Sea la ecuación de oferta de horas trabajadas:

$$H^* = \beta X + \delta W + \varepsilon$$

donde  $H = H^*$  si  $H^* > 0$  y  $H = 0$  si  $H^* < 0$ .

Sea la ecuación de remuneraciones reales por hora:

$$W = \alpha Z + \mu$$

Asumamos que los errores se distribuyen normalmente. En general, esperaríamos que  $\varepsilon$  y  $\mu$  estén correlacionados. Sea  $S_{\mu\varepsilon}$  la covarianza entre  $\mu$  y  $\varepsilon$ . Para estimar los parámetros de interés ( $\beta$ ,  $\delta$  y  $\alpha$ ) de este sistema de ecuaciones, procederemos en tres etapas.

Etapa I: En la primera etapa, sustituimos  $W = \alpha Z + \mu$  en la ecuación de oferta y estimamos una ecuación de forma reducida de participación laboral usando un modelo probit. En particular,

$$H^* = \beta X + \delta(\alpha Z + \mu) + \varepsilon$$

Sea  $Y$  la unión de las variables  $X$  y  $Z$ . Podemos escribir la ecuación anterior como

$$H^* = \gamma Y + v$$

Donde  $v = \delta\mu + \varepsilon$ . Podemos estimar esta ecuación de participación usando la muestra completa (ocupados y no ocupados). No hay problema de selección y el estimador  $\gamma^*$  será consistente. Nótese sin embargo, que aun no se pueden recuperar los parámetros estructurales de interés ( $\beta$ ,  $\delta$ , y  $\alpha$ ) debido a que estamos en la ecuación de forma reducida. Si se corre una regresión MCO en la ecuación de remuneraciones para la muestra que participa en el mercado laboral, la esperanza condicional del error es:

$$E[\mu | Z, H^* > 0] = E[\mu | Z, v > -\gamma Y]$$

Dado que  $v = \delta\mu + \varepsilon$ , esta expresión no es igual a cero incluso si  $\mu$  y  $\varepsilon$  no estuvieran correlacionados. Para resolver este problema es necesario normalizar la varianza de  $v$  igual a 1 (esto se hace en el modelo probit por ejemplo). Luego, tenemos:

$$E[\mu | v > -\gamma Y] = S_{\mu v} \lambda$$

Donde  $\lambda = \varphi(-\gamma Y) / [1 - \varphi(-\gamma Y)]$

Al termino " $\lambda$ " también se le conoce como "la inversa del ratio de Mills". La covarianza  $S_{\mu v}$  no es cero y tiene que ser estimada.

Etapa II: Con la formula anterior se procede a estimar una regresión corrigiendo por sesgo de selección. Esto se hace usando el estimador de  $\gamma$  para computar  $\lambda$  según la formula indicada líneas arriba. Luego se corre una regresión de remuneraciones contra el vector  $Z$  y la variable  $\lambda^*$  usando la muestra de ocupados.

$$W = \alpha Z + t\lambda + \mu$$

Aquí  $\mu' = t\lambda + \mu$ . De este modo  $E[\mu' | H^* > 0] = t\lambda + S_{v,\mu}\lambda = 0$ , donde  $t = -S_{v,\mu}$ . Este procedimiento dará un estimador insesgado de  $\alpha^*$  en la ecuación de remuneraciones.

Etapa III: Con este estimado de  $\alpha^*$  se puede construir un predictor insesgado de  $W^* = \alpha^* Z$  para todos los ocupados. Luego, podemos correr una regresión Tobit (con variables truncadas) de  $H$  contra  $X$  y  $W^*$ . El coeficiente asociado con  $Y$  será un estimador consistente del parámetro estructural  $\beta$  y el coeficiente de  $W^*$  será un estimador consistente de  $\delta$  en la ecuación de oferta de horas trabajadas.

Este estimador consistente de  $\delta$  indicará el signo y el valor numérico de la pendiente de la curva de oferta de horas trabajadas, lo que de acuerdo a lo expresado anteriormente, resultará clave para redondear una explicación coherente de la evolución del número de horas trabajadas durante la última década en el Perú.

**Anexo G: Estimación de las ecuaciones de participación laboral y de salarios,  
Perú Urbano – Procedimiento de Heckman (ENAO 2002)**

	Agregado 1	Agregado 2	Hombres	Mujeres
<b>Ecuación de participación</b>				
Características del individuo				
<i>Edad</i>	0.167 (27.64) ***	0.167 (27.65) ***	0.164 (18.35) ***	0.177 (20.82) ***
<i>Edad al cuadrado</i>	-0.002 (25.89) ***	-0.002 (25.90) ***	-0.002 (17.60) ***	-0.002 (18.97) ***
<i>Jefe de hogar</i>	0.575 (15.58) ***	0.575 (15.57) ***	0.128 (1.85) *	0.777 (8.95) ***
<i>Casado</i>	-0.140 (4.09) ***	0.139 (-4.08) ***	0.101 (1.67) *	-0.106 (2.19) **
Características del hogar				
<i>Ingreso no laboral per cápita</i>	-3.33E-05 (1.82) *	-3.33E-05 (1.82) *	-6.02E-05 (3.02) ***	2.48E-05 (0.79)
<i>Número de hijos en el hogar</i>	0.016 (1.73) *	0.016 (1.74) *	-0.012 (0.81)	0.013 (1.05)
Constante	-2.070 (18.98) ***	-1.895 (19.01) ***	-1.564 (10.70) ***	-2.305 (16.46) ***
<b>Ecuación de salarios</b>				
Capital Humano y características del individuo				
<i>Sexo masculino</i>	0.314 (17.08) ***	0.309 (17.07) ***	-	-
<i>Experiencia</i>	0.008 (2.36) **	0.003 (0.78)	0.020 (4.93) ***	-0.007 (1.19)
<i>Experiencia al cuadrado</i>	-0.0001 (1.26)	0.000000 (0.58)	-0.0003 (3.82) ***	0.0001 (0.66)
<i>Culminó educación primaria</i>	0.306 (9.12) ***	0.275 (8.35) ***	0.249 (6.11) ***	0.223 (4.17) ***
<i>Culminó educación secundaria</i>	0.503 (14.34) ***	0.381 (10.99) ***	0.341 (8.14) ***	0.344 (5.87) ***
<i>Culminó educación superior</i>	1.121 (28.87) ***	0.821 (20.57) ***	0.805 (17.10) ***	0.702 (10.09) ***
Características de la empresa				
<i>Entre 100 y 499 trabajadores</i>	-	0.107 (2.26) **	0.140 (2.97) ***	0.114 (1.07)
<i>De 500 a más trabajadores</i>	-	0.336 (10.64) ***	0.315 (9.18) ***	0.347 (5.93) ***
<i>Es trabajador independiente</i>	-0.4212 (22.07) ***	-0.482 (14.19) ***	-0.281 (7.63) ***	-0.769 (12.14) ***
Legalidad de la empresa				
<i>Descuento de ley (dependientes)</i>	-	0.369 (12.39) ***	0.342 (10.71) ***	0.456 (8.08) ***
<i>Lleva libros de ley</i>	-	0.214 (9.56) ***	0.240 (10.44) ***	0.171 (3.73) ***
Ratio de Mills	-1.169 (11.49) ***	-1.001 (10.04) ***	-0.718 (5.03) ***	-0.933 (6.25) ***
Constante	0.491 (7.21) ***	0.329 (4.89) ***	0.337 (4.53) ***	0.615 (5.14) ***

Nro. Observaciones	17749	17742	9683	8059
Wald chi2(10)	3798.98	3539.48	1710.2	1537.05
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Valor absoluto del estadístico Z en paréntesis

\* Significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) 2002, INEI

Elaboración: propia

	Dependientes Ocup. Princip.	Independientes Ocup. Princip.	Lima Metropolitana	Resto Urbano
<b>Ecuación de selección</b>				
Características del individuo				
<i>Edad</i>	-0.044 (2.27) **	0.006 (0.29)	0.131 (8.58) ***	0.178 (26.70) ***
<i>Edad al cuadrado</i>	4.000E-04 (1.81) *	-1.000E-04 (0.56)	-1.600E-03 (7.98) ***	-2.100E-03 (25.09) ***
<i>Jefe de hogar</i>	0.039 (0.50)	0.064 (0.70)	0.601 (6.96) ***	0.581 (14.26) ***
<i>Casado</i>	-0.052 (0.66)	-0.032 (0.32)	-0.340 (4.23) ***	-0.130 (3.38) ***
Características del hogar				
<i>Ingreso no laboral per cápita</i>	-1.27E-04 (3.96) ***	-3.57E-05 (1.19)	-2.76E-05 (1.02)	-3.97E-05 (1.45)
<i>Número de hijos en el hogar</i>	0.052 (2.09) **	-0.013 (0.45)	0.029 (1.34)	0.012 (1.14)
Constante	3.053 (8.71) ***	2.233 (5.28) ***	-1.054 (4.08) ***	-2.223 (19.35) ***
<b>Ecuación de salarios</b>				
Capital Humano y características del individuo				
<i>Sexo masculino</i>	0.178 (1.17)	0.566 (11.52) ***	0.085 (1.18)	0.323 (15.22) ***
<i>Experiencia</i>	0.011 (0.49)	0.021 (3.32) ***	0.012 (2.16) **	0.000 (0.10)
<i>Experiencia al cuadrado</i>	-1.00E-04 (0.28)	-4.00E-04 (3.03) ***	-2.00E-04 (1.82) *	0 (0.17)
<i>Culminó educación primaria</i>	0.168 (0.49)	0.258 (3.41) ***	0.228 (3.14) ***	0.255 (6.82) ***
<i>Culminó educación secundaria</i>	0.293 (0.85)	0.390 (4.67) ***	0.773 (9.63) ***	0.347 (8.75) ***
<i>Culminó educación superior</i>	0.748 (2.00) **	0.675 (6.44) ***	0.246 (7.15) ***	0.756 (16.50) ***
Características de la empresa				
<i>Entre 100 y 499 trabajadores</i>	0.153 (0.50)	0.361 (0.28)	0.033 (0.48)	0.126 (1.98) **
<i>De 500 a más trabajadores</i>	0.287 (1.38)	-	0.191 (3.28) ***	0.412 (10.83) ***
<i>Es trabajador independiente</i>	-	-	-0.338 (5.66) ***	-0.463 (11.29) ***
Legalidad de la empresa				

	<b>Dependientes Ocup. Princip.</b>	<b>Independientes Ocup. Princip.</b>	<b>Lima Metropolitana</b>	<b>Resto Urbano</b>
<i>Descuento de ley (dependientes)</i>	0.372 (1.90) *	-	0.268 (5.40) ***	0.402 (11.03) ***
<i>Lleva libros de ley</i>	0.109 (0.68)	0.824 (8.48) ***	0.187 (4.68) ***	0.224 (8.35) ***
Ratio de Mills	7.168 (1.73) *	-1.942 (0.49)	0.809 (-3.32) ***	-0.990 (9.18) ***
Constante	-0.065 (0.18)	-0.226 (1.49)	0.565 (4.74) ***	0.330 (4.22) ***
Nro. Observaciones	9326	6473	3616	14123
Wald chi2(10)	37.55	383.44	638.55	2845.58
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Valor absoluto del estadístico Z en paréntesis				
* Significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%				

Fuente: Encuesta Nacional de Hogares (ENAH0) 2002, INEI  
Elaboración: propia