
Gustavo Yamada

**HORAS DE TRABAJO: DETERMINANTES Y DINÁMICA
EN EL PERÚ URBANO**



UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO
CENTRO DE INVESTIGACIÓN



consorcio de investigación
económica y social

© Universidad del Pacífico
Centro de Investigación
Avenida Salaverry 2020
Lima 11, Perú

© Consorcio de Investigación Económica y Social
Antero Aspíllaga 584, El Olivar
Lima 27, Perú

Horas de trabajo: determinantes y dinámica en el Perú urbano

Gustavo Yamada

1a. edición: julio 2005

Diseño: Ícono Comunicadores

I.S.B.N.: 9972-57-076-2

Hecho el depósito legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2005-4265

Este documento corresponde al N° 18 de la serie Diagnóstico y Propuesta del Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).

BU P-CENDI

Yamada, Gustavo

Horas de trabajo: determinantes y dinámica en el Perú urbano. – Lima : Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico : Consorcio de Investigación Económica y Social, 2005. -- (Documento de Trabajo ; 71).

/Horas de trabajo / Ordenamiento del tiempo de trabajo / Períodos de descanso / Salarios / Mercado laboral / Calidad de vida / Bienestar de la familia / Ocio / Pobreza / Perú/

331.811 (CDU)

Miembro de la Asociación Peruana de Editoriales Universitarias y de Escuelas Superiores (Apesu) y miembro de la Asociación de Editoriales Universitarias de América Latina y el Caribe (Eulac).

Este documento es resultado del proyecto «Horas de trabajo: determinantes y dinámica en el Perú urbano», desarrollado en el marco del sistema de concursos del CIES, con el auspicio de ACDI-IDRC.

El Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico y el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES) no se solidarizan necesariamente con el contenido de los trabajos que publican. Prohibida la reproducción total o parcial de este documento por cualquier medio sin permiso de la Universidad del Pacífico y el CIES.

Derechos reservados conforme a Ley.



Índice

1. Introducción	9
2. Resultados de un análisis descriptivo del problema	17
2.1. ¿Quiénes son los trabajadores con jornadas excesivas de trabajo?	17
2.2. ¿Quiénes explican el incremento en las horas trabajadas en la década pasada?	24
2.3. Algunas pistas sobre las consecuencias negativas en el bienestar de las jornadas excesivas de trabajo	29
3. Marco teórico y conceptual	35
4. Metodología por grupos laborales y resultados	41
4.1. La evidencia temporal en el nivel de grupos laborales ...	41
4.2. Resultados	45
5. La estimación de la oferta de horas trabajadas	47
5.1. Los resultados de corte transversal para el 2002	48
5.2. La metodología de cuantiles	56
5.3. Los resultados de <i>pool</i> de datos	57
6. Conclusiones, discusión y recomendaciones	65
Bibliografía	71
Anexos	77



Índice de cuadros

Cuadro 1.1: Número total promedio de horas trabajadas a la semana en Lima metropolitana, 1991-2002.....	15
Cuadro 2.1: Perú urbano 2002: características socioeconómicas promedio de los trabajadores (de acuerdo con las horas semanales trabajadas)	18
Cuadro 2.2: Variación de las horas trabajadas semanales en 1991-2002 por características socioeconómicas, Lima metropolitana	25
Cuadro 2.3: Variación de las horas trabajadas semanales en 1991-2002 por características socioeconómicas, resto urbano	28
Cuadro 2.4: Asistencia a centros de capacitación laboral de acuerdo con las horas trabajadas a la semana (en porcentajes)	30
Cuadro 2.5: Prácticas de salud de acuerdo con las horas trabajadas a la semana (en porcentajes)	31
Cuadro 2.6: Participación en actividades comunitarias de acuerdo con las horas trabajadas por el jefe de hogar a la semana (en porcentajes)	33
Cuadro 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)	34
Cuadro 4.1: Número de escalares negativos	46
Cuadro 5.1: Estimación de la oferta de horas trabajadas, Perú urbano (modelo Tobit, ENAHO 2002)	49
Cuadro 5.2: Regresiones Tobit de horas trabajadas por rangos del ingreso no laboral (coeficiente y elasticidad de la remuneración por hora predicha)	55
Cuadro 5.3: Regresiones por cuantiles (ecuación de horas)	57
Cuadro 5.4: Ecuación Tobit de horas de trabajo, Perú urbano (<i>pool data</i> , ENNIV 1985-2000)	59
Cuadro 6.1: Incidencia de la pobreza urbana con y sin jornadas máximas de trabajo (48 horas semanales y en porcentajes)	69



Índice de gráficos

Gráfico 1.1: Horas promedio trabajadas a la semana en el Perú urbano, 1985-2000	11
Gráfico 1.2: Horas promedio trabajadas a la semana en Lima Metropolitana, 1985-2000	12
Gráfico 1.3: Horas promedio trabajadas a la semana en el resto urbano, 1985-2000	12
Gráfico 1.4: Remuneraciones reales por hora promedio en el Perú urbano, 1985-2000	13
Gráfico 1.5: Remuneraciones reales por hora promedio en Lima Metropolitana, 1985-2000	14
Gráfico 1.6: Remuneraciones reales por hora promedio en el resto urbano, 1985-2000	14



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 Iguñiz (2000) solo hacía una mención somera al análisis de condiciones de trabajo en la industria peruana realizado por Galín (1982)¹. Los trabajos de los últimos años de García (2004), Chacaltana (2002), Garavito, Vattuone y Solorio (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 trabajadas². 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 tendencia³. 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 estadísti-

* Agradezco la magnífica asistencia de José Gallegos en el desarrollo de este proyecto y los valiosos comentarios a versiones anteriores de este informe por 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 responsabilidad exclusiva del autor.

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

2. Véanse discusiones actualizadas de investigaciones sobre empleo y economía laboral en Barrantes e Iguñiz (2004) y Yamada (2004).

3. Sin embargo, un reciente e interesante trabajo explora el impacto de la titulación de la propiedad en las horas destinadas a las actividades de ocio y trabajo en el mercado (Field 2003). 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 (2003a y 2003b) para el caso de Brasil.



cas 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 variable importante pero ausente en el análisis ha sido el número total de horas trabajadas (otras dimensiones ausentes, que no forman parte de este estudio pero que también resultan importantes, son la inseguridad laboral y la brecha entre la expectativa y realidad de los ingresos y la 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 solo 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 constante⁴. Dicho comportamiento podría ser exitoso en términos de sostener un consumo real mínimo (por ejemplo, por encima del umbral de la pobreza absoluta), pero afectaría 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, menos horas dedicadas a la crianza de los hijos y su inversión en capital humano, mayores riesgos de problemas sociales infantiles y juveniles, etc.

El gráfico 1.1 muestra la tendencia más comparable⁵ del promedio de horas trabajadas para todo el Perú urbano entre 1985 y el 2000, tanto para el

4. 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.

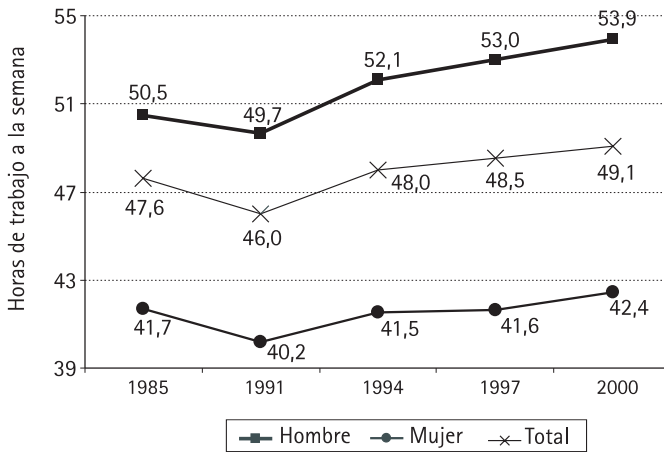
5. Se trata de estadísticas calculadas con similares encuestas nacionales de niveles de vida (ENNIV) aplicadas en 1985, 1991, 1994, 1997 y 2000.



caso del total de trabajadores como para los hombres y las mujeres⁶. 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 en el 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 1.1

Horas promedio trabajadas a la semana en el Perú urbano, 1985-2000



Fuente: ENNIV 1985-2000 (Instituto Cuánto S. A.).

Elaboración: CIUP.

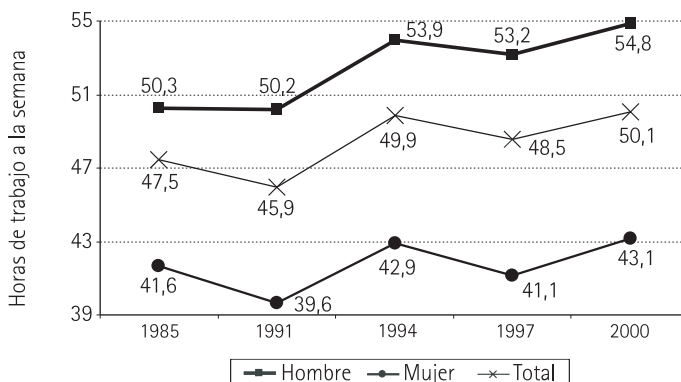
Nota: la muestra incluye a los trabajadores remunerados no agrícolas de 14 a 65 años de edad.

6. En todos los cálculos efectuados en este estudio se trata de la variable «horas trabajadas efectivamente la semana anterior a la encuesta».



Gráfico 1.2

Horas promedio trabajadas a la semana en Lima Metropolitana, 1985-2000



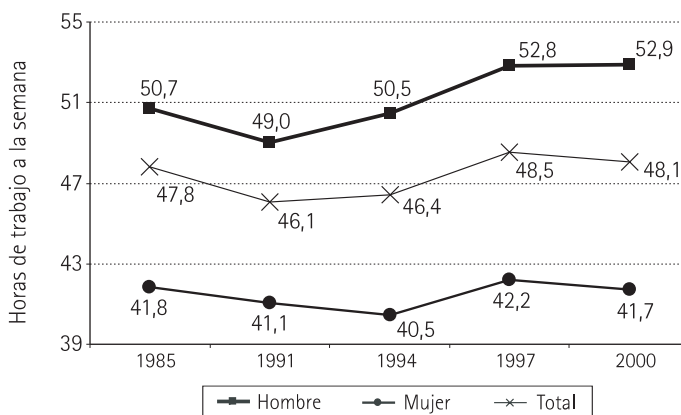
Fuente: ENNIV 1985-2000 (Instituto Cuánto S. A.).

Elaboración: CIUP.

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

Gráfico 1.3

Horas promedio trabajadas a la semana en el resto urbano, 1985-2000



Fuente: ENNIV 1985-2000 (Instituto Cuánto S. A.).

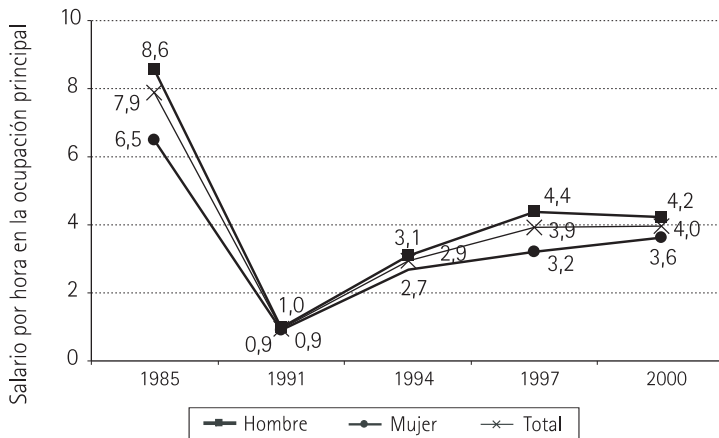
Elaboración: CIUP.

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



Los gráficos 1.4 a 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 Metropolitana 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 1980 como producto de la hiperinflación, para luego dar paso a una recuperación y relativa estabilidad durante la década de 1990, pero en niveles reales que resultaron ser alrededor de la mitad de los niveles de mediados de la de 1980. 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 1.4
Remuneraciones reales por hora promedio en el Perú urbano, 1985-2000



Fuente: ENNIV 1985-2000 (Instituto Cuánto S. A.).

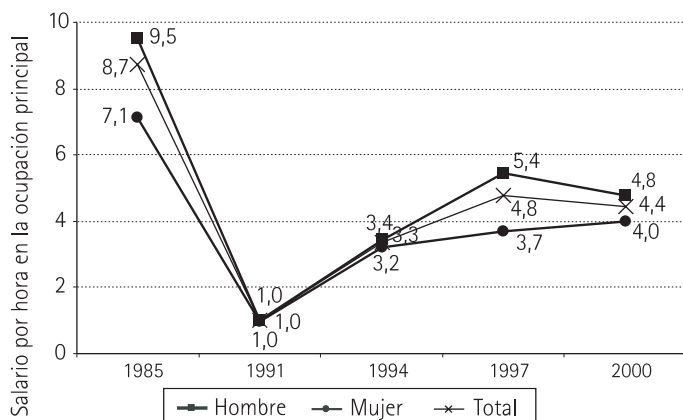
Elaboración: CIUP.

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



Gráfico 1.5

Remuneraciones reales por hora promedio en Lima Metropolitana, 1985-2000



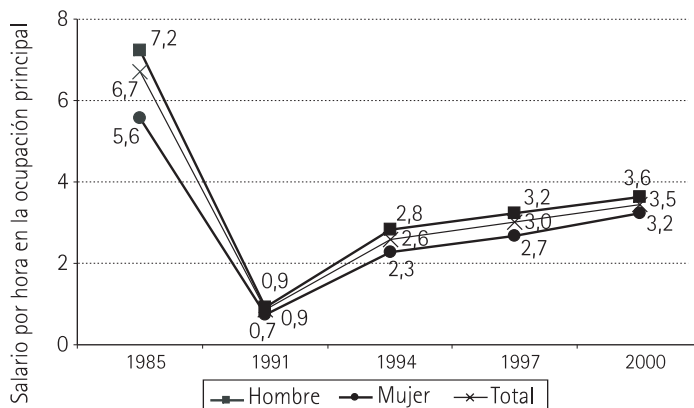
Fuente: ENNIV 1985-2000 (Instituto Cuánto S. A.).

Elaboración: CIUP.

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

Gráfico 1.6

Remuneraciones reales por hora promedio en el resto urbano, 1985-2000



Fuente: 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 promedios de horas trabajadas por características socioeconómicas básicas, utilizamos las estadísticas calculadas con las encuestas de hogares de 1991 y del 2002 (ver cuadro 1.1) con el 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 a A.4 en el anexo A muestran los desplazamientos entre 1991 y el 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 los 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 principal⁷.

7. 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.



Cuadro 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: ENAHO 2002 (INEI) y 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.



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 respectivamente¹.

El cuadro 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 con los trabajadores

1. 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 generalmente se mantienen.



que laboran menos de 60 horas (63,7 contra 52,2% en LM y 56,1 contra 54,3% en el RU). Asimismo, un porcentaje mayor cumple el papel de jefe de hogar (46,3 contra 35,8% en LM y 46,5 contra 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 frente a 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 que el resto de trabajadores (35,5 contra 36,1 años), en el caso del RU los trabajadores con más de 60 horas son ligeramente mayores (36,3 contra 35,5 años). Por otro lado, los trabajadores con jornadas superiores a las 60 horas semanales son en promedio menos educados (10,1 contra 10,9 años de educación promedio en LM y 9,0 contra 10,3 años en el RU).

Cuadro 2.1

Perú urbano 2002: características socioeconómicas promedio de los trabajadores (de acuerdo con las horas semanales trabajadas)²

	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 (% verticales)				
Hombre	52,2	63,7	54,3	56,1
Mujer	47,8	36,3	45,7	43,9
Jefe de hogar (% 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
Nro. de personas promedio no receptoras 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

(continúa)

2. 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.



(continuación)

	Lima Metropolitana		Resto urbano	
	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas
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 ley (%)				
Sí	48,6	42,8	27,9	26,9
No	51,4	57,2	72,1	73,1

(continúa)



(continuación)

	Lima Metropolitana		Resto urbano	
	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	Más de 60 horas trabajadas
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
En la ocupación principal, trabaja para (% verticales)				
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 (<i>services</i>)	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 (% verticales)				
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 comunitarios, 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: ENAHO 2002 (INEI).

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 con el fin de no alejarse de un nivel de ingreso y consumo total mínimo requerido. Por supuesto, todavía falta 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 contra 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 contra 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 proviene de familias en condiciones de pobreza comparada con el resto de trabajadores (30,8 contra 26,7%). En el interior de la pobreza, sin embargo, una proporción menor de trabajadores de más de 60 horas es pobre extremo (1,2 contra 1,9%). En el caso del RU, por el contrario, una proporción menor de trabajadores de más de 60 horas es pobre (36,8 contra 37,9%) y la tendencia es más marcada aun en el caso de la pobreza extrema (7,5 contra 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 les ayudan a 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, el 9,5% de los trabajadores con más de 60 horas tiene 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, el 35,5% de los trabajadores con más de 60 horas se desempeña como independiente, 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, sobre todo para el caso de Lima metropolitana. Un 62,4% de dichos trabajadores labora 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 labora 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 el 85,2% de dichos trabajadores labora 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 contra 2,4% en LM y 4,4 contra 2,0% en el RU. Lo mismo sucede con el caso de las Fuerzas Armadas y Policiales con porcentajes de 4,9 frente a 2,9 para LM y de 4,7 frente a 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 solo 5,2% de ellos labora en este sector comparado con 15,6% del resto de trabajadores para el caso de LM. En el RU, los porcentajes correspondientes son 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 contra 0,9%) como en el RU (0,8 contra 1,5%).

En quinto lugar, destacan algunos sectores económicos específicos como el comercio y el transporte en donde se concentran las jornadas excesivas de trabajo. En LM, el 31,4% de los trabajadores de más de 60 horas labora 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, el 14,2% de los trabajadores de más de 60 horas labora 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 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, el 15,0% de los trabajadores de más de 60 horas labora 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 9,3 y 14,0. En LM, el 4,0% de los trabajadores de más de 60 horas labora en el sector construcción, mientras que dicho porcentaje asciende a 7,3 para el resto de trabajadores. En el RU, los porcentajes respectivos son 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 y 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 encon-



trar este tipo de ajuste hacia arriba de las horas trabajadas³. Sin embargo, 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 sociodemográficas 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 2.2). Como señalamos anteriormente, la jornada promedio semanal en LM se incrementó entre 1991 y el 2002 en 8% (3,5 horas) pasando de 45,9 a 49,4 horas respectivamente⁴.

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%). En el caso de las mujeres, esta tendencia 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).

3. 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.

4. Se ha realizado también un ejercicio de descomposición equivalente considerándose los años 1991 y 2000 (ENNIV en ambos casos) y se encontraron similares tendencias.



Cuadro 2.2
Variación de las horas trabajadas semanales en 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)*	
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%	
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%		

* Excluye la contribución de los cambios en la participación de las categorías.

Fuente: ENAHO 2002 (INEI) y 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 ENAHO 2002.



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 más en promedio con una jornada de 51,4 horas semanales (en 1991, 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%) y podemos afirmar que solo la educación superior habría protegido de alguna manera la expansión de la jornada (los trabajadores con educación superior aumentaron su jornada en solo 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 explican por el aumento de 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 ha 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 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 aun 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 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 2.3
Variación de las horas trabajadas semanales en 1991 – 2002 por características socioeconómicas, resto urbano

	2002			1991			Contribución horas		
	Horas trabajadas promedio	Participación laboral	Horas trabajadas Promedio	Participación laboral	Variación absoluta horas	Variación porcentual horas	Variación absoluta	Variación porcentual	Variación porcentual (neta)*
Resto urbano	47,25	-	46,02	-	1,24	3%			
Sexo	Hombre	50,0	0,56	49,1	0,63	2%	0,56	45%	34%
	Mujer	43,8	0,44	40,8	0,37	7%	1,10	89%	66%
Condición laboral en la ocupación principal	Dependiente	47,2	0,57	45,8	0,52	3%	0,71	58%	56%
	Independiente	47,4	0,43	46,2	0,48	2%	0,55	44%	44%
Rango de edades	De 14 a 24 años	44,4	0,21	42,1	0,17	5%	0,39	32%	28%
	De 25 a 44	47,6	0,54	46,1	0,56	3%	0,88	71%	63%
	De 45 a 65	48,9	0,24	48,4	0,27	1%	0,13	11%	10%
Nivel educativo	Ninguno	49,3	0,12	52,2	0,02	-6%	-0,06	-5%	21%
	Primaria	45,9	0,27	47,8	0,37	-4%	-0,72	-58%	254%
	Secundaria	47,3	0,38	45,7	0,40	4%	0,66	53%	-232%
	Superior	41,8	0,23	42,6	0,21	-2%	-0,16	-13%	56%
Tipo de empleador en la ocupación principal como trabajador dependiente	Público	42,2	0,3	42,3	0,4	0%	-0,03	-3%	-8%
	Privado	49,3	0,7	48,5	0,6	2%	0,46	35%	108%

* Excluye la contribución de los cambios en la participación de las categorías.

Fuente: ENAHO 2002 (INEI) y 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 ENAHO 2002.



2.3. Algunas pistas sobre las 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 el 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 del 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 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 65 años fueron 1,7 y 5,2.



Cuadro 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: ENAHO 2002 (INEI).

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 2.5). En LM, un 2,0% de trabajadores con jornadas de 60 o más horas semanales afirmó 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 efectuó 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 tuvo prácticas de prevención, comparado con un 3,7% del resto de trabajadoras.

**Cuadro 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: ENAHO 2002 (INEI).

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 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 habría 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 habría realizado



prácticas saludables de prevención, comparado con un 4,3% del resto de trabajadores. Las diferencias más marcadas ocurren en el caso de hombres en LM. Un 4,0% de trabajadores con jornadas excesivas habría 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 y Murrugarra 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 que la incidencia autorreportada de enfermedades en las encuestas, sobre todo 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 poco tiempo dedicado a las actividades deportivas, culturales y de participación ciudadana (cuadro 2.6). En Lima metropolitana, un 6,2% de jefes de hogar con jornadas de 60 o más horas semanales pertenece o participa 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 6,6 y 8,1 respectivamente. Asimismo, en LM, un 1,0% de trabajadores con jornadas excesivas pertenece o participa en clubes culturales, comparado con un 1,9% del resto de trabajadores. Los porcentajes equivalentes para el caso del RU son 1,7 y 2,7 respectivamente. En este mismo sentido, un 1,4% de trabajadores con jornadas excesivas pertenece o participa en asociaciones vecinales, comparado con un 2,6% del resto de trabajadores. Los porcentajes equivalentes para el caso del RU son 5,3 y 5,2 respectivamente, siendo el único caso contrario a la tendencia señalada.



Cuadro 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 trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más 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: ENAHO 2002 (INEI).

Elaboración: CIUP.

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

Por último, en el módulo de opinión de la encuesta, encontramos que una proporción menor de jefes de hogar que trabajan 60 o más horas a la semana satisfacen sus necesidades mínimas de vacaciones (cuadro 2.7). En LM, un 16,4% de los trabajadores con jornadas excesivas a la semana afirma que satisface bastante sus necesidades de vacaciones, comparado con un 19,8% del resto de trabajadores. Los porcentajes equivalentes para el caso del RU son 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 solo entre las jornadas excesivas semanales y el tiempo dedicado al descanso diario o semanal, sino también con el tiempo dedicado al necesario descanso anual⁵.

5. 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.

**Cuadro 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 trabajadas	Menos de 60 horas trabajadas	60 horas o más trabajadas
Hombre	Bastante	22,0	16,8	13,4	12,3
	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: ENAHO 2002 (INEI).

Elaboración: CIUP.

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

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. Sin embargo, sí 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 a 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 y 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, sobre todo en estratos bajos de ingresos¹.

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 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:

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

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

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

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

1. Existe una corriente de la literatura sobre las economías de países en desarrollo que postula que la oferta de trabajo es infinitamente elástica en un nivel de salario real de subsistencia, basado en Lewis (1954). Si interpretamos esta curva de Lewis como una curva de oferta de número de trabajadores, podemos deducir que esta 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 más horas trabajadas). 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).



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 α, β 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 $\alpha + \beta = 1$, entonces:

$$L^* = \alpha T$$

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 implica niveles mínimos imprescindibles de consumo de bienes y servicios, y ocio en la función de utilidad Cobb-Douglas. La función de utilidad por maximizar es ahora:

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

sujeta a la restricción: $X = wO + C$. Definimos k como el nivel de subsistencia del bien agregado de consumo, m 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 autopercibido 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 en 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)². Estas cruciales comparaciones entre el ingreso no laboral disponi-

2. Sin embargo, esta función todavía no permite cambios de pendiente en la curva de oferta (las inclinaciones de adelanto 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 ρ 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.



ble y los niveles de consumo de subsistencia serán retomadas en el próximo trabajo econométrico³.

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, como los de Booth y Schiantarelli (1987), Brunello (1989), Calmfors y Hoel (1989), Hart y Sharot (1978), Hunt y Katz (1998), y Pencavel y Holmlund (1988).

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 frente a 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 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

3. 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).



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 más eficiente en el corto plazo 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 el 2002. Un grupo de ellas tomó el nombre de Encuestas Nacionales de Niveles de Vida (ENNIV) y fueron realizadas por el Instituto Cuánto para los años 1985, 1991, 1994, 1997 y 2000. El segundo grupo corresponde a la serie anual de Encuestas Nacionales de Hogares (ENAH) que realiza el INEI desde 1997, de las cuales tomamos la serie 1998-2002. 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, habría problemas de comparabilidad de los datos en el 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 en el 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 con 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 en 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 en 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 en el 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 y de 45 a 65) 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 pertenecientes 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 producimos 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 todos los comovimientos de estas dos variables en el nivel de grupos de manera intertemporal¹ y con información sustantiva para ir descartando o validando la consistencia de nuestros posibles escenarios.

Si la gran mayoría de los 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 principalmente 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 han 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 en 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.

1. 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 contra 2001, 2002 contra 2000, 2002 contra 1999, 2002 contra 1998, 2001 contra 2000, 2001 contra 1999, 2001 contra 1998, 2000 contra 1999, 2000 contra 1998 y 1999 contra 1998. En el caso de las ENNIV, las comparaciones realizadas son 2000 contra 1997, 2000 contra 1994, 2000 contra 1991, 2000 contra 1985, 1997 contra 1994, 1997 contra 1991, 1997 contra 1985, 1994 contra 1991, 1994 contra 1985 y 1991 contra 1985.



4.2. Resultados

Los cuadros E.1 y 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 con las ENAHO y las ENNIV. Con ellos se construyen las diferencias $(H_{i,t+1} - H_{i,t})$ y $(W_{i,t+1} - W_{i,t})$ estimadas². Por ejemplo, en el caso de la 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 a 3,9 soles constantes del 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 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 período a otro). En el caso de los años comparables con las ENNIV, un promedio de 53% de los comovimientos de todas las cohortes arrojó signos negativos. Más aun, 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 las cohortes tuvo signo negativo. Asimismo, 9 de un total de 10 posibles escalares resumen fueron negativos³.

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 escena-

2. Las estimaciones detalladas no se presentan en este documento, pero están disponibles a solicitud.

3. 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 1998-2000, el promedio de comovimientos con signo negativo es de 56% y nuevamente 9 de un total de 10 posibles escalares resumen resultan negativos.



rio 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 4.1
Número de escalares negativos

	Nro. de escalares negativos	Negativos / Total	Suma (escalares)
2000-1997	27	75%	-265,06
2000-1994	21	58%	-294,97
2000-1991	13	36%	133,19
2000-1985	24	67%	-1.299,59
1997-1994	19	53%	-37,67
1997-1991	14	39%	97,43
1997-1985	22	61%	-176,31
1994-1991	10	28%	-43,36
1994-1985	21	58%	30,68
1991-1985	18	50%	-168,67
	Promedio	53%	
	Total de sumas negativas		7 de 10
2002-2001	22	61%	-31,30
2002-2000	16	44%	-63,58
2002-1999	24	67%	-123,76
2002-1998	24	67%	-552,63
2001-2000	17	47%	-102,63
2001-1999	20	56%	188,05
2001-1998	19	53%	-208,25
2000-1999	25	69%	-218,33
2000-1998	18	50%	-178,99
1999-1998	22	61%	-42,77
	Promedio	58%	
	Total de sumas negativas		9 de 10

Fuente: ENAHO 1998, 1999, 2000, 2001 y 2002 (INEI); y 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 esta, 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 con el 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 considerados son hombres y mujeres, asalariados e independientes, residentes en Lima y en el resto urbano. Asimismo, se evaluarán cómo cambian los resultados para grupos con diferentes niveles de ingreso no laboral per cápita 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 estima-



ciones a la ENAHO del 2002 por ser la última disponible, pero también se consideran las ENNIV de 1985, 1991, 1994, 1997 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 socioeconómicas 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 cápita y número de hijos en el hogar) como en las remuneraciones del individuo (género, experiencia laboral, nivel educativo y condiciones laborales). El cuadro 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 con el fin de poder identificar la curva de oferta de trabajo.

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 positivamente¹. En cambio, y de acuerdo con nuestra discusión teórica, el nivel de ingreso no laboral per cápita en el hogar influye negativamente en la oferta de horas, aunque su impacto cuantitativo resulta relativamente pequeño.

1. En corridas complementarias a las presentadas, se incluyó la variable tasa de dependencia en vez del número de hijos en el hogar y resultó igualmente significativa, pero sin alterar considerablemente la significancia y el valor numérico de los otros coeficientes.



Cuadro 5.1
Estimación de la oferta de horas trabajadas, Perú urbano
 (modelo Tobit, ENAHO 2002)

	Agregado 1	Agregado 2	Hombres	Mujeres
Características del individuo				
Edad	1,251 (12,05)***	1,213 (11,95)***	1,558 (12,09)***	1,003 (6,00)***
Edad al cuadrado	-0,016 (12,30)***	-0,015 (11,81)***	-0,019 (12,09)***	-0,012 (5,53)***
Sexo masculino	5,612 (11,51)***	4,17 (9,14)***	-	-
Casado o conviviente	1,808 (4,21)***	2,121 (5,11)***	4,26 (6,85)***	-0,441 (0,6)
Jefe de hogar	6,439 (14,84)***	4,906 (10,30)***	2,536 (3,62)***	3,258 (3,55)***
Características del hogar				
Número de hijos del hogar	0,590 (4,59)***	0,58 (4,65)***	0,352 (2,16)**	0,53 (2,67)***
Ingresos no laborales per cápita	-0,001 (1,87)*	-0,001 (3,12)***	-0,001 (3,63)***	0,0001 -0,17
Características laborales				
Remuneración por hora predicha^{1/}	-1,871 -(12,47)***	-1,009 (5,89)***	-0,914 (4,53)***	-2,658 (6,99)***
Sector laboral				
Pesca	-	4,041 (2,27)**	2,762 (1,57)	5,347 (0,67)
Minería	-	5,915 (3,99)***	5,212 (3,54)***	10,213 (1,43)
Manufactura	-	1,067 (1,78)*	1,309 (1,74)*	-0,271 (0,27)
Energía	-	1,003 (0,41)	-0,932 (0,38)	12,333 (1,54)
Construcción	-	-2,127 (2,60)***	-3,197 (3,76)***	-5,961 (0,95)
Comercio	-	9,637 (19,89)***	5,704 (8,25)***	13,584 (19,48)***
Intermediación financiera	-	3,68 (1,64)	3,982 (1,45)	3,337 (0,91)
Transporte	-	13,017 (19,08)***	12,011 (16,18)***	5,014 (1,96)*

(continúa)



(continuación)

	Agregado 1	Agregado 2	Hombres	Mujeres
Es trabajador independiente en la ocupación principal	-	-5,018 (10,39)***	-3,494 (6,19)***	-8,247 (9,52)***
Tiene trabajo secundario	-	7,201 (11,84)***	6,05 (7,53)***	8,904 (9,66)***
Trabaja para empresa pública o administración pública	-	-3,904 (5,36)***	-4,78 (5,18)***	0,496 -0,37
Empresa donde trabaja individuo lleva libros de ley	-	2,219 (4,39)***	1,683 (2,84)***	4,458 (4,76)***
Zona de residencia				
Reside en Lima metropolitana	-	-0,654 (1,12)	0,688 (0,94)	-2,948 (3,10)***
Reside en la costa norte	-	-3,888 (6,55)***	-2,113 (2,86)***	-6,705 (6,97)***
Reside en la costa centro	-	-0,061 (0,08)	0,638 (0,71)	-1,202 (1,03)
Reside en la costa sur	-	-1,526 (2,09)**	-1,539 (1,68)*	-1,573 (1,35)
Reside en la sierra norte	-	-2,091 (1,75)*	-2,036 (1,31)	-2,559 (1,4)
Reside en la sierra centro	-	-3,505 (5,32)***	-3,91 (4,68)***	-3,543 (3,40)***
Reside en la sierra sur	-	-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	15.802	15.793	8.983	6.810
LR chi2(27)	820,95	1.978,2	1.132,58	763,28
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R2	0,0058	0,0139	0,0141	0,0123
Log likelihood	-70.951,46	-70.333,47	-39.489,99	-30.673,15

(continúa)

Valor absoluto del estadístico t en paréntesis

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

^{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.

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENAHO 2002 (INEI).



(continuación)

	Dependientes ocupación principal	Independientes ocupación principal	Lima Metropolitana	Resto urbano
Características del individuo				
Edad	0,791 (6,64)***	1,941 (11,36)***	1,318 (6,26)***	1,16 (10,12)***
Edad al cuadrado	-0,011 (6,95)***	-0,022 (10,82)***	-0,017 (6,67)***	-0,014 (9,80)***
Sexo masculino	3,693 (7,27)***	6,502 (5,79)***	6,41 (7,30)***	3,47 (6,56)***
Casado o conviviente	1,816 (3,52)***	2,822 (4,07)***	0,728 (0,89)	2,559 (5,33)***
Jefe de hogar	5,012 (8,59)***	3,673 (4,73)***	4,268 (4,52)***	5,181 (9,45)***
Características del hogar				
Número de hijos del hogar	0,727 (4,89)***	0,048 -0,22	0,588 (2,46)**	0,588 (4,06)***
Ingresos no laborales per cápita	0,0001 -(0,29)	-0,001 (2,75)***	-0,001 (3,49)***	-0,0004 -1,04
Características laborales				
Remuneración por hora predicha	-0,720 (4,56)***	-2,486 (3,79)***	-1,179 (3,75)***	-0,928 (4,64)***
Sector laboral				
Pesca	4,882 (2,42)**	1,984 (0,61)	19,557 (2,79)***	3,3 (1,76)*
Minería	5,495 (3,77)***	2,814 (0,57)	20,852 (2,78)***	5,099 (3,27)***
Manufactura	1,430 (2,01)**	0,355 (0,34)	3,305 (3,03)***	0,18 (0,25)
Energía	0,511 (0,22)	-0,926 (0,1)	1,541 (0,26)	0,806 (0,3)
Construcción	-3,373 (3,78)***	0,06 (0,04)	-2,324 (1,52)	-2,032 (2,12)**
Comercio	4,330 (6,51)***	14,22 (19,28)***	8,4 (8,82)***	9,949 (17,77)***
Intermediación financiera	2,400 -(1,12)	1,073 (0,12)	4,311 (1,22)	3,453 (1,23)
Transporte	6,377 (7,36)***	21,198 (19,27)***	10,689 (8,13)***	13,681 (17,26)***

(continúa)



(continuación)

	Dependientes ocupación principal	Independientes ocupación principal	Lima Metropolitana	Resto urbano
Es trabajador independiente en la ocupación principal	-	-	-4,799 (5,03)***	-5,043 (9,10)***
Tiene trabajo secundario	7,265 (9,93)***	7,73 (7,58)***	8,197 (6,02)***	6,997 (10,28)***
Trabaja para empresa pública o administración pública	-5,377 (7,61)***	-	-3,751 (2,44)**	-4,057 (4,82)***
Empresa donde trabaja individuo lleva libros de ley	1,330 (2,58)***	13,766 (5,75)***	0,936 (0,99)	2,491 (4,21)***
Zona de residencia				
Reside en Lima metropolitana	0,689 (0,98)	-2,14 (2,15)**	-	-
Reside en la costa norte	-1,846 (2,51)**	-5,979 (6,22)***	-	-3,873 (6,40)***
Reside en la costa centro	0,207 (0,3)	-0,294 (0,25)	-	-0,066 (0,09)
Reside en la costa sur	-0,657 (0,76)	-2,075 (1,66)*	-	-1,608 (2,16)**
Reside en la sierra norte	-0,194 (0,14)	-4,362 (2,04)**	-	-2,066 (1,70)*
Reside en la sierra centro	-2,676 (3,32)***	-4,489 (4,17)***	-	-3,509 (5,23)***
Reside en la sierra sur	-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	9,323	6,470	3,366	12,427
LR chi2(27)	997,57	1,223,34	430,12	1,580,23
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R2	0,0121	0,0203	0,0144	0,014
Log likelihood	-40.574,57	-29.459,54	-14.721,12	-55.558,80

Valor absoluto del estadístico *t* en paréntesis

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

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENAHO 2002 (INEI).



El coeficiente de interés central es aquel 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 una reducción de 1% en el número de horas de trabajo ofertadas². 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 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

2. 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.



columna del cuadro 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 contra -0,91). De hecho, las mujeres tienen una elasticidad promedio que supera en más de una vez la elasticidad promedio de los hombres (-0,13 contra -0,06 respectivamente). La literatura empírica de países desarrollados (Killingsworth 1988) 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. Sin embargo, encontramos que la pendiente es tres veces mayor para el caso de los independientes que para los asalariados (-2,49 contra -0,72). En el caso de las elasticidades, los independientes tienen una elasticidad que es prácticamente el doble de la de los asalariados (-0,10 contra -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).

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 con nuestra discusión teórica, mientras menor sea el ingreso no laboral en relación con el 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 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 los 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 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: ENAHO 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 largas³.

El cuadro 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%.

Sería bueno comprobar esta pendiente negativa para el caso de otros cortes transversales distintos del corte 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 en la siguiente sección.

3. 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.



Cuadro 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: ENAHO 2002 (INEI).

Elaboración: CIUP.

5.3. Los resultados de *pool* de datos

Para efectos de mayor homogeneidad, se toman todos los cortes transversales en el 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 socioeconómicas 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 predis-



posición a trabajar. Puede haber factores generacionales o institucionales entre cohortes que podrían influir en su oferta de horas trabajadas (Gonzaga, Machado y Machado 2003a). 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 que, quizás por ello y por la competencia que se generó en el mercado laboral, se vieran obligadas a trabajar más horas⁴.

La metodología de *pool* de datos permite identificar el efecto cohorte al reconocer en varios periodos 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 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 cohorte⁵.

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.

4. 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%.

5. 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 (2003a) enfrentan este problema utilizando el ingreso per cápita 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 cápita como medida directa del efecto período para un estudio sobre el comportamiento de los ahorros y arreglos intrafamiliares por cohortes.



El cuadro 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 con el fin de poder identificar la curva de oferta de trabajo.

Cuadro 5.4

Ecuación Tobit de horas de trabajo, Perú urbano

(*pool* data, ENNIV 1985-2000)

	Agregado 1	Agregado 2
Características del individuo		
Edad	2,057 (14,96)***	1,971 (14,26)***
Edad al cuadrado	-0,023 (12,58)***	-0,023 (12,11)***
Sexo masculino	11,253 (29,44)***	10,509 (26,38)***
Casado o conviviente	0,768 (1,94)*	0,439 (1,12)
Jefe de hogar	6,353 (12,83)***	6,208 (12,02)***
Características del hogar		
Número de hijos del hogar	-0,012 (0,13)	0,005 (0,06)
Ingresos no laborales per cápita	4,09E-07 (1,3)	3,86E-07 (1,25)
Características laborales		
Remuneración por hora predicha 1985	-1,029 (8,44)***	-0,966 (7,29)***
Remuneración por hora predicha 1991	-2,915 (11,69)***	-2,874 (10,31)***
Remuneración por hora predicha 1994	-2,621 (10,29)***	-2,457 (8,57)***
Remuneración por hora predicha 1997	-2,353 (7,93)***	-1,982 (6,18)***
Remuneración por hora predicha 2000	-2,721 (8,05)***	-2,278 (6,22)***

(continúa)



(continuación)

	Agregado 1	Agregado 2
Sector laboral		
Pesca	-	5,765 (3,03)***
Minería	-	5,837 (4,35)***
Manufactura	-	3,437 (6,77)***
Intermediación financiera	-	3,741 (3,51)***
Construcción	-	1,461 (1,84)***
Comercio	-	7,331 (16,72)***
Transporte	-	12,544 (18,33)***
Energía	-	3,430 (1,68)*
Accede a seguro de salud	-	3,230 (7,44)***
Zona de residencia		
Reside en Lima metropolitana	-	1,139 (3,08)***
Reside en la costa urbana	-	-0,237 (0,52)
<i>Dummy</i> por cohorte de año de nacimiento		
1938-1940	2,052 (1,78)*	2,136 (1,87)*
1941-1943	3,026 (2,46)**	3,060 (2,51)**
1944-1946	2,427 (1,85)*	2,473 (1,91)*
1947-1949	2,001 (1,39)	2,104 (1,48)
1950-1952	3,565 (2,24)**	3,310 (2,1)**
1953-1955	4,020 (2,29)**	4,093 (2,35)**

(continúa)



(continuación)

	Agregado 1	Agregado 2
1956-1958	4,390 (2,28)**	4,205 (2,21)**
1959-1961	5,453 (2,63)***	5,202 (2,53)**
1962-1964	6,105 (2,75)***	6,252 (2,85)***
1965-1967	6,752 (2,89)***	6,636 (2,86)***
1968-1971	6,476 (2,64)***	6,238 (2,56)**
Constante	-2,983 (0,81)	-6,714 (1,81)*
Observaciones	11.332	14.578
LR chi2(27)	1.215,12	2.195,95
Prob > chi2	0,0000	0,0000
Pseudo R2	0,012	0,0169
Log likelihood	-49.956,57	-63.946,65

Valor absoluto del estadístico *t* en paréntesis

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

Fuente: ENNIV 1985 - 2000 (Instituto Cuánto S. A.).

Elaboración: CIUP.

Las contribuciones más importantes que hace posible este *pool* de datos son:

- a) Se tienen once 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 1971⁶. Los coeficientes de estas *dummies* reflejan el efecto cohorte y muestran un impacto monótonicamente creciente de las generaciones más recientes sobre las horas trabajadas. Así, una persona nacida en una cohorte intermedia como los años 1953-1955 (cuando ya se había iniciado la explosión demográfica) trabaja dos horas más que una persona de la cohorte inicial nacida entre 1938 y 1940, controlando

6. 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.



todas las demás variables socioeconómicas. Más aun, una persona nacida en la cohorte 1968-1971 (posiblemente en el punto máximo de la explosión demográfica)⁷ trabaja cuatro horas más que las trabajadas por una persona de la generación inicial, debido a que tiene que competir con muchos 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 frente a 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 1991, 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 1994 (remuneraciones reales de 3,3 soles por hora), el

7. Véase al respecto Aramburú y Mendoza 2003.



coeficiente mejora hasta -2,62. En el año de mayor actividad económica de la década de 1990, que fue 1997 (remuneraciones reales de 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.



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 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 horas¹.

1. En cambio, en 1985, solo 18,5% de la fuerza de trabajo en Lima trabajaba más de 60 horas semanales y 10,8% trabajaba más de 70 horas semanales.



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 respetar al menos en el sector más formal de la economía². Es posible que estas situaciones abusivas sucedan sobre todo en la micro y pequeña empresa en donde la capacidad de fiscalización del Estado es casi nula³. Por otro lado, también podría ser cierto que esta extensión en la jornada constituye 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 el estancamiento histórico ocurridos 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 resulta-

2. 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 en 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.

3. 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 declaró trabajar horas extras y 46,4% de ellos manifestó no recibir remuneración adicional por dichas horas extras de trabajo.



do generalizado en todo el mercado laboral, tanto para los trabajadores dependientes como para los autoempleados. En el caso de los autoempleados, es evidente que se trata de una decisión autónoma de cada uno de ellos; esta puede ser 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, sobre todo 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 privadas⁴.

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, lo cual permitiría una radiografía más exacta de las consecuencias negativas en el bienestar de las jornadas excesivas. Estima-

4. 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.



mos que un módulo especial en este sentido, que se agregue cada cierto tiempo a las encuestas de hogares, sería de gran beneficio para el país⁵.

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 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 principales⁶. Este indicador y su seguimiento en el tiempo eventualmente permitirían 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, 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.

5. 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 la captación de la información con los cuestionarios actuales resulta ambigua. 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 (esta 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).

6. Solamente se incluye el análisis del total de horas trabajadas por toda la población ocupada de Lima Metropolitana, el cual es un análisis de corte más macroeconómico.



Una metodología tentativa para estimar niveles de pobreza ajustados por horas sería la siguiente: primero se dividen 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/ingreso⁷ con el fin de encontrar el consumo total ajustado por jornadas laborales máximas. Finalmente, se comparan estos consumos ajustados totales o per cápita con las líneas de pobreza total y pobreza extrema respectivas para evaluar si cada familia o individuo es pobre o pobre extremo. El cuadro 6.1 muestra los resultados calculados para el año 2002 tomando como jornada máxima 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 aun, 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.

Cuadro 6.1

Incidencia de la pobreza urbana con y sin jornadas máximas de trabajo

(48 horas semanales y 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
Pobre extremo	7,4	14,7
Pobre no extremo	27,2	27,5
No pobre	65,4	57,8

Fuente: ENAHO 2002 (INEI).

Elaboración: CIUP.

7. Este factor se calculó como la relación consumo total sobre ingreso total por hogar (sin ajuste por horas).



Otro resultado importante de la investigación es el aumento estimado de las horas trabajadas como producto de la competencia en las cohortes. Se han encontrado efectos de hasta cuatro horas adicionales de trabajo por pertenecer a cohortes tan numerosas como las de reciente ingreso en el mercado de trabajo. El estudio demuestra 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. Si 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)⁸.

Por tanto, el camino más sostenible para reducir las horas de trabajo es a través de aumentos en la demanda laboral que ocurren fundamentalmente con el incremento 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.⁹. Por otro lado, pretender reducir la duración de las jornadas laborales a través de incrementos artificiales en la remuneración horaria real o «por decreto» solo lograría desincentivar la contratación del factor trabajo.

8. Consúltese el estudio de Aramburú y Mendoza (2003).

9. Al respecto, véanse los recientes trabajos de Chacaltana (2004) y García (2004).



Bibliografía

Aramburú, Carlos Eduardo y María Isabel Mendoza (2003). «La población peruana: perspectivas y retos», en: *Economía y Sociedad*. No. 50, CIES, noviembre, pp. 45-54.

Arias, Omar; Gustavo Yamada; y Luis Tejerina (2004). «Education, Family Background and Racial Earnings Inequality in Brazil», en: *International Journal of Manpower* (en prensa).

Barrantes, Roxana y Javier Iguíñiz (2004). «Balance y agenda de la investigación económica y social del Perú». CIES, Serie Diagnóstico y Propuesta, No. 15.

Booth, Alison y Fabio Schiantarelli (1987). «The Employment Effects of a Shorter Working Week», en: *Economica*. New Series, Vol. 54, No. 214.

Brunello, Giorgio (1989). «The Employment Effects of Shorter Working Hours: An Application to Japanese Data», en: *Economica*. New Series, Vol. 56, No. 224.

Calmfors, Lars y Michael Hoel (1989). «Work Sharing, Employment and Shiftwork», en: *Oxford Economic Papers*. Vol. 41, No. 4, octubre.

Chacaltana, Juan (2002). «Desafíos de las políticas de empleo», en: *Economía y Sociedad*. No. 48, Boletín del CIES.

— (2004). «Productividad del trabajo en el Perú: una mirada desde la economía laboral». Informe final para la OIT.

Chacaltana, Juan y Jaime Saavedra (1999). *Los jóvenes pobres y la capacitación ocupacional en el Perú*. Grupo de Análisis para el Desarrollo.



Clark, Andrew y Andrew Oswald (1994). «Unhappiness and Unemployment», en: *The Economic Journal*. Vol. 104, No. 424, 648-59.

Cortez, Rafael (1999). «Salud y productividad en el Perú: un análisis empírico por género y región». Documento de trabajo R-363, Banco Interamericano de Desarrollo.

Dagsvik, John y Rolf Aaberge (1990). «Household Production, Time Allocation, and Welfare in Peru». Population and Human Resources Department. Banco Mundial. WPS 503.

Escobal, Javier y Javier Iguíñiz (2000). *Balance de la investigación económica en el Perú*. Lima: CIES.

Field, Erica (2003). *Property Rights and Household Time Allocation in Urban Squatter Communities: Evidence from Peru*. New Jersey: Princeton University Press.

Galín, Pedro (1982). *Condiciones de trabajo por turnos en la industria peruana*. Lima: CIAT.

— (1986). *Las horas extraordinarias en el Perú*. Lima: CIAT.

Gamero, Julio (2004). «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.

Garavito, Cecilia; María Elena Vattuone; y Fortunata Solorio (1997). «La investigación de género en el Perú». Serie Investigaciones Breves, No. 6. Lima: CIES.

García, Norberto (ed.) (2004). *Políticas de empleo en Perú*. Vols. I y II. Lima: CEDEP, CIES, IEP, PUCP y UNI.

Gonzaga, Gustavo; Ana Flavia Machado; y Danielle Carusi Machado (2003a). «Horas de trábalo: efeitos idade, período e coorte». UFMG/Cedeplar, Texto para discussão No. 190.



— (2003b). «Quem trábala muito e quem trábala pouco no Brasil?». Departamento de Economía, PUC-Río de Janeiro, Texto para discusión No. 471.

Hamermesh, Daniel (1986). «The Demand for Labor in the Long Run», en: Ashenfelter, O y R. Layard (eds). *Handbook of Labor Economics*. Nueva York: North-Holland Press.

Hamermesh, Daniel S. y Stephen J. Trejo (1997). «The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California». Working Paper 5973. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

Hart, Robert y T. Sharot (1978). «The Short-Run Demand for Workers and Hours: A Recursive Model», en: *Review of Economic Studies*. Vol. 45, No. 2.

Heckman, James (1979). «Sample Selection Bias as Specification Error», en: *Econometrica*. Enero.

— (1993). «What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years», en: *American Economic Review*. Mayo.

Hernández Licona, Gonzalo (1997). «Oferta laboral familiar y desempleo en México: los efectos de la pobreza», en: *El Trimestre Económico*. Vol. LXIV, No. 258.

Herrera, Javier y David Rosas (2003). «Labor Market Transitions in Peru». Documento de trabajo No. 14. Unité de Recherche, Développement et Insertion Internationale.

Hunt, Jennifer y Lawrence F. Katz (1998). «Hours Reductions as Work-Sharing», en: *Brookings Papers on Economic Activity*. No. 1.

Hunt, Shane (1997). *El problema del empleo en el Perú*. Confiep y Agencia Internacional para el Desarrollo de los Estados Unidos.

Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). *Informe Mensual de Empleo*. Varios números.



Killingsworth, Mark (1988). «Labor Supply», en: *Cambridge Surveys of Economic Literature*.

Krishnan, Pramila (1990). «The Economics of Moonlighting: A Double Self-Selection Model», en: *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 72, No. 2.

Koenker, Roger y Gilbert Bassett, Jr. (1978). «Regressions Quantiles», en: *Econometrica*. Vol. 46, No. 1, enero, pp. 33-50.

Lewis, Arthur (1954). «Economic Development with Unlimited Supplies of Labor», en: *Manchester School Economic Studies*.

Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo. *Boletín de Economía Laboral*. Varios números.

—. *Informe Estadístico Mensual*. Varios números.

Murphy, Kevin y Finis Welch (1992). «The Structure of Wages», en: *Quarterly Journal of Economics*.

Nicholson, Walter (2002). *Teoría microeconómica. Principios básicos y aplicaciones*. 6ta. ed.

Pencavel, John (1986). «Labor Supply of Men: A Survey», en: *Handbook of Labor Economics*. Nueva York: North-Holland Press.

Pencavel, John y Bertil Holmlund (1988). «The Determination of Wages, Employment, and Work Hours in an Economy with Centralised Wage-Setting: Sweden, 1950-83», en: *The Economic Journal*. Vol. 98, No. 393, diciembre.

Saavedra, Jaime (2000). «La flexibilización del mercado laboral», en: *La reforma incompleta*. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico e Instituto Peruano de Economía.



Saavedra, Jaime y Martín Valdivia (2003). «Estructura del hogar y ahorro durante el ciclo de vida: evidencia de las cohortes peruanas». Documento de trabajo No. 42, Grupo de Análisis para el Desarrollo.

Saavedra, Jaime y Máximo Torero (2003). «Labor Market Reforms and Their Impact over Formal Labor Demand and Job Market Turnover: The Case of Peru». Banco Interamericano de Desarrollo.

Shishko, Robert y Bernard Rostker (1976). «The Economics of Multiple Job Holding», en: *The American Economic Review*. Vol. 66, No. 3.

Trejo, Stephen (1991). «The Effects of Overtime Pay Regulation on Worker Compensation», en: *The American Economic Review*. Vol. 81, No. 4.

Valdivia, Martín y Edmundo Murrugarra (1999). «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.

Verdera, Francisco (1997). *Mercado de trabajo, reforma laboral y creación de empleo: Perú, 1990-1995*. Lima: IEP.

Winkelmann, Liliana y Rainer Winkelmann (1998). «Why are the Unemployed so Unhappy? Evidence from Panel Data», en: *Economica*. New Series, Vol. 65, pp. 1-15.

Yamada, Gustavo (1996). *Caminos entrelazados. La realidad del empleo urbano en el Perú*. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.

— (2004). *Economía laboral en el Perú: avances recientes y agenda pendiente*. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, Documento de Trabajo 63.



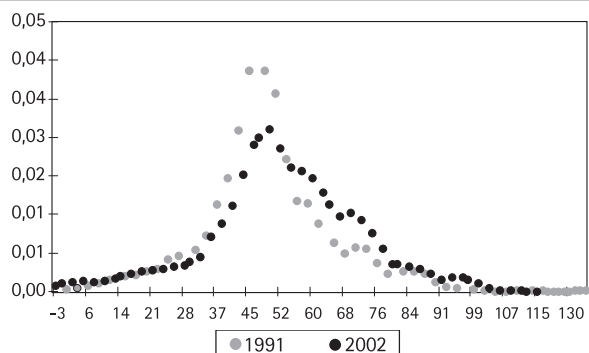
Anexos

Anexo A

Distribuciones Kernel – horas trabajadas

Gráfico A.1

Distribución Kernel de las horas trabajadas totales
(hombres asalariados, Lima Metropolitana)



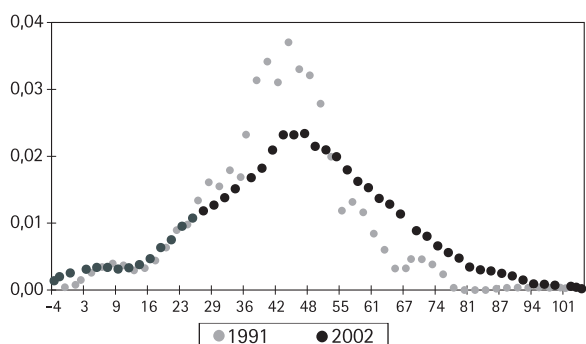
Fuente: ENNIV 1985–2000 (Instituto Cuánto S. A.).

Elaboración: CIUP.

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

Gráfico A.2

Distribución Kernel de las horas trabajadas totales
(mujeres asalariadas, Lima Metropolitana)



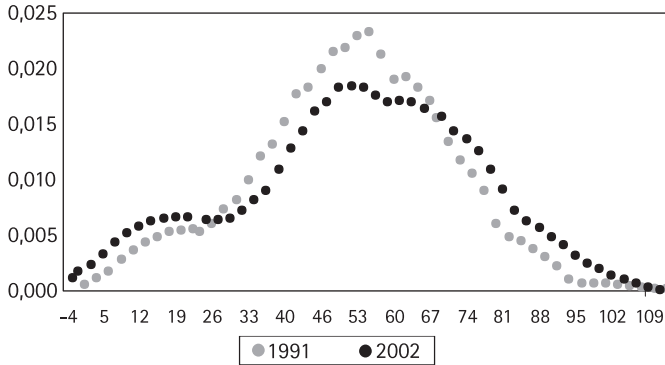
Fuente: ENAHO 2002 (INEI) y ENNIV 1991 (Instituto Cuánto S. A.).

Elaboración: CIUP

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



Gráfico A.3
Distribución Kernel de las horas trabajadas totales
(hombres autoempleados, Lima Metropolitana)

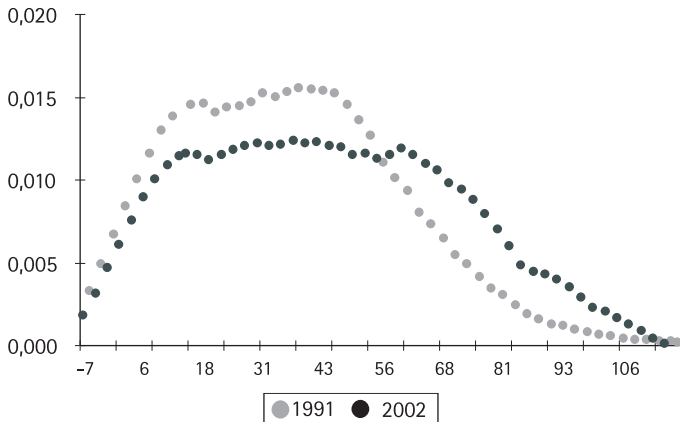


Fuente: ENAHO 2002 (INEI) y ENNIV 1991 (Instituto Cuánto S. A.).

Elaboración: CIUP.

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

Gráfico A.4
Distribución Kernel de las horas trabajadas totales
(mujeres autoempleadas, Lima Metropolitana)



Fuente: ENAHO 2002 (INEI) y 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.



Anexo B

Análisis descriptivo – punto de corte de 48 horas semanales

	Lima Metropolitana		Resto urbano	
	Menos de 48 horas (%)	Más de 48 horas (%)	Menos de 48 horas (%)	Más de 48 horas (%)
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 de 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 (ocupación principal) donde trabaja 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

(continúa)



(continuación)

	Lima Metropolitana		Resto urbano	
	Menos de 48 horas (%)	Más de 48 horas (%)	Menos de 48 horas (%)	Más de 48 horas (%)
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
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 (servicios)	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 manufacturas	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 comunitarios, sociales y personales	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: elaboración propia sobre la base de ENAHO 2002 (INEI).



Anexo C

Análisis descriptivo – detalle de tabulaciones con corte de 60 horas semanales*

Área de residencia	Sexo		Horas trabajadas a la semana		Total
			Menos de 60 horas	60 horas o más	
Lima Metropolitana	Hombre	Observaciones (sin expandir)	1.269	799	2.068
		% por sexo	62,0	38,0	100,0
		% por rango de horas	52,2	63,7	56,0
	Mujer	Observaciones (sin expandir)	1.110	428	1.538
		% por sexo	72,3	27,7	100,0
		% por rango de horas	47,8	36,3	44,0
	Total	Observaciones (sin expandir)	2.379	1.227	3.606
		% por sexo	66,5	33,5	100,0
		% por rango de horas	100,0	100,0	100,0
Resto urbano	Hombre	Observaciones (sin expandir)	4.813	2.425	7.238
		% por sexo	66,4	33,6	100,0
		% por rango de horas	54,3	59,8	56,1
	Mujer	Observaciones (sin expandir)	4.097	1.596	5.693
		% por sexo	71,2	28,8	100,0
		% por rango de horas	45,7	40,2	43,9
	Total	Observaciones (sin expandir)	8.910	4.021	12.931
		% por sexo	68,5	31,5	100,0
		% por rango de horas	100,0	100,0	100,0

(continúa)

* Todos los porcentajes hacen referencia a cifras expandidas. Tanto los promedios como los valores absolutos corresponden a cifras sin expandir.



(continuación)

Área de residencia	Es jefe de hogar		Horas trabajadas a la semana		Total
			Menos de 60 horas	60 horas o más	
Lima Metropolitana	No	Observaciones (sin expandir)	1.523	662	2.185
		% por jefe de hogar	70,4	29,6	100,0
		% por rango de horas	64,2	53,7	60,7
	Sí	Observaciones (sin expandir)	856	565	1.421
		% por jefe de hogar	60,6	39,4	100,0
		% por rango de horas	35,8	46,3	39,3
		Total	Observaciones (sin expandir)	2.379	1.227
		% por jefe de hogar	66,5	33,5	100,0
		% por rango de horas	100,0	100,0	100,0
Resto urbano	No	Observaciones (sin expandir)	5.469	2.102	7.571
		% por jefe de hogar	71,4	28,6	100,0
		% por rango de horas	62,2	54,2	59,7
	Sí	Observaciones (sin expandir)	3.441	1.919	5.360
		% por jefe de hogar	64,2	35,8	100,0
		% por rango de horas	37,8	45,8	40,3
	Total	Observaciones (sin expandir)	8.910	4.021	12.931
		% por jefe de hogar	68,5	31,5	100,0
		% por rango de horas	100,0	100,0	100,0



Perú urbano	Más o menos de 60 horas	Miembros que no perciben ingresos en el hogar	Edad	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

Perú urbano	Más o menos de 60 horas	Horas trabajadas a la semana		
		Ocupación principal	Ocupación secundaria	Total
Lima Metropolitana	Menos de 60 horas	27,9103	11,9722	38,8000
	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	76,0836
	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

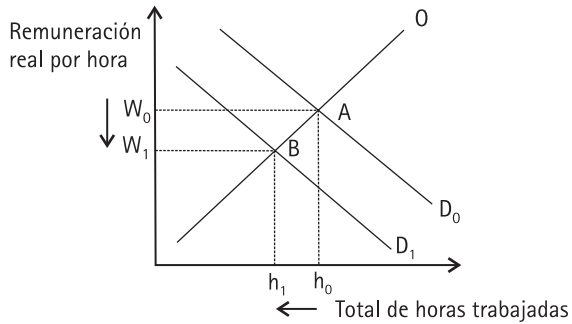
Perú urbano	Más o menos de 60 horas	Remuneración por hora		
		Total	Ocupación principal	Ocupación secundaria
Lima Metropolitana	Menos de 60 horas	16,8883	6,3110	11,3759
	60 horas o más a la semana	16,8174	4,0496	13,1564
	Total	16,8573	5,3188	12,1713
Resto urbano	Menos de 60 horas	12,9538	5,2008	8,1419
	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



Anexo D

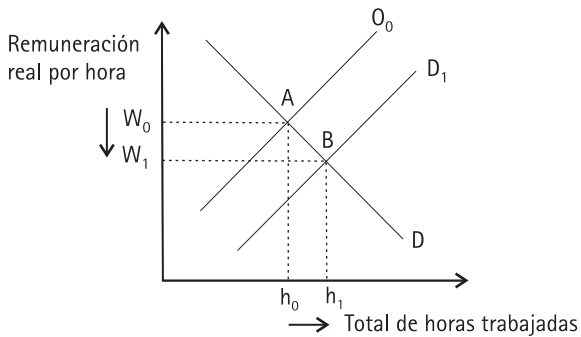
Escenarios de oferta de trabajo

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

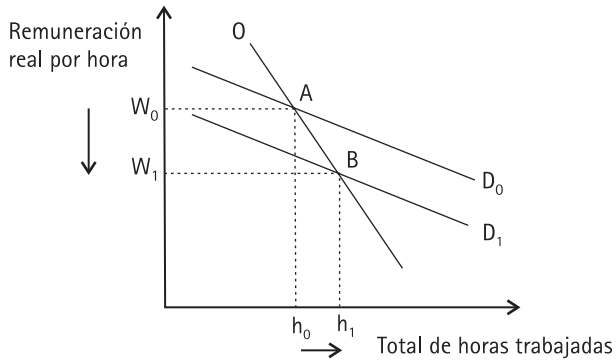
Escenario 2: oferta de horas de trabajo de pendiente positiva y desplazamiento de la oferta de horas de trabajo



Donde: O: oferta de horas de trabajo
D: demanda de horas de trabajo

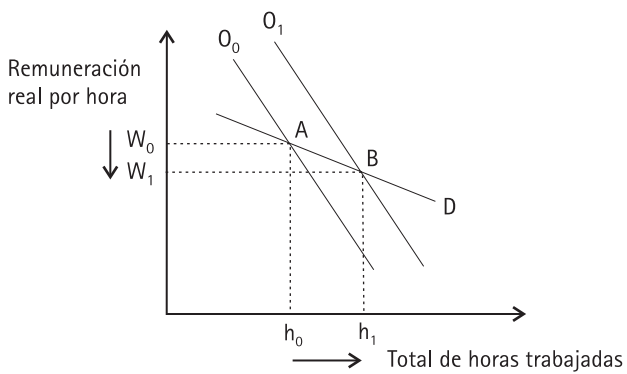


Escenario 3: oferta de horas de trabajo de pendiente negativa y desplazamiento de la demanda de horas de trabajo



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



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

Cuadro 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	
	De 25 a 44	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 45 a 65	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		
De 45 a 65	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		
De 45 a 65	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		

(continúa)



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	Soltera, divorciada, separada o viuda	Hasta primaria	45,1	1,6	44,9	3,1	45,5	9,5	40,7	1,7	44,0	4,3
				45,2	2,9	38,1	3,2	42,1	2,7	42,1	2,1	39,6	4,9
				50,6	3,0	45,6	4,9	39,1	7,1	37,7	2,1	43,8	5,2
	De 25 a 44	Casada o conviviente	Hasta primaria	37,3	2,6	44,8	2,8	46,7	2,1	28,0	1,8	37,4	3,9
				36,4	3,4	34,4	4,9	44,3	4,0	39,3	3,2	36,9	7,7
				58,3	3,3	32,2	3,4	32,2	2,8	32,9	2,0	25,0	11,3
De 45 a 65	Soltera, divorciada, separada o viuda	Hasta primaria	46,6	1,9	41,8	3,5	45,1	3,0	42,6	2,4	47,1	6,3	
			47,3	3,4	40,4	4,3	42,9	4,2	42,4	2,4	40,3	9,9	
			43,9	6,6	42,7	6,4	43,0	8,2	39,9	3,8	39,5	13,1	
Mujer	De 25 a 44	Casada o conviviente	Hasta primaria	40,3	2,3	43,2	3,2	41,3	2,8	40,0	2,7	42,6	6,8
				41,6	4,4	40,9	5,3	39,6	4,5	35,6	4,5	40,2	13,0
				35,6	6,5	37,2	7,5	36,6	6,7	39,5	4,8	35,6	19,6
	De 45 a 65	Soltera, divorciada, separada o viuda	Hasta primaria	42,8	2,9	39,9	3,0	43,6	4,5	43,1	2,4	50,5	7,0
				43,9	3,1	36,7	6,7	39,9	6,3	42,1	14,2	44,5	8,7
				38,4	6,8	26,4	8,3	38,6	7,7	35,3	2,9	33,7	5,0
De 45 a 65	Casada o conviviente	Hasta primaria	41,9	3,2	42,8	3,4	43,0	3,0	41,4	2,6	40,4	5,3	
			41,5	7,0	34,1	8,6	41,2	4,0	37,8	3,5	34,2	29,1	
			38,0	7,1	36,7	11,5	32,0	11,0	32,6	4,6	38,3	13,4	

Fuente: ENMIV 1985, 1991, 1994, 1997 y 2000 (Instituto Cuánto S. A.).

Elaboración: CIUP.

Nota: la muestra incluye a 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.

Cuadro E2
Horas trabajadas a la semana y salario por hora – Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO)

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 años	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 años	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	

(continúa)



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	Soltera, divorciada, separada o viuda	Hasta primaria	48,0	2,5	50,4	2,6	47,5	4,5	50,7	10,2	46,4	3,0
				43,8	3,8	44,3	3,2	46,4	3,5	43,0	3,9	43,0	4,7
				45,6	4,2	39,7	5,2	32,5	5,7	38,3	3,4	43,5	8,3
	De 25 a 44	Casada o conviviente	Hasta primaria	39,5	2,3	44,9	2,8	48,4	3,9	51,7	2,8	39,0	8,2
				46,2	2,8	40,7	6,0	35,1	6,5	44,0	3,6	41,9	6,8
				43,9	3,2	43,5	10,7	50,9	7,2	18,5	4,0	20,1	21,0
	De 45 a 65	Soltera, divorciada, separada o viuda	Hasta primaria	48,0	3,3	49,5	3,8	50,5	6,2	49,8	6,2	49,8	9,1
				47,4	3,7	45,8	3,7	50,6	5,7	45,2	6,5	45,2	6,5
				41,8	6,9	43,3	6,7	50,5	8,9	40,3	8,6	43,4	8,3
	De 45 a 65	Casada o conviviente	Hasta primaria	46,1	3,1	44,4	4,1	47,0	9,3	37,2	11,6	45,0	9,1
				44,9	3,9	43,7	4,6	45,2	6,6	40,4	11,2	39,9	9,3
				38,2	10,8	38,7	11,6	39,7	8,4	36,4	12,9	38,3	12,1
De 45 a 65	Soltera, divorciada, separada o viuda	Hasta primaria	47,8	2,7	47,2	3,1	48,9	7,6	42,7	7,0	45,5	5,3	
			47,8	3,3	40,6	4,7	49,1	6,7	49,4	4,9	45,6	8,1	
			40,3	13,5	40,3	13,0	33,4	15,3	31,5	8,9	36,5	17,6	
De 45 a 65	Casada o conviviente	Hasta primaria	45,3	2,7	44,9	3,8	39,1	5,3	45,8	5,9	41,9	6,6	
			42,4	4,5	41,3	6,0	36,6	9,2	41,5	8,9	43,3	9,3	
			38,5	11,0	36,6	9,2	30,0	7,2	37,3	9,1	40,2	28,9	

Fuente: ENAHO 1998, 1999, 2000, 2001 y 2002 (INEI).

Elaboración: CIUP.

Nota: la muestra incluye a 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 ε 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 (por ejemplo, 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 α^* (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 α^* 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 ε y μ estén correlacionados. Sea $S_{\mu\varepsilon}$ la covarianza entre μ y ε , para estimar los parámetros de interés (β , δ y α) 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:

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

donde $\nu = \delta\mu + \varepsilon$. Podemos estimar esta ecuación de participación usando la muestra completa (ocupados y no ocupados). No hay problema de selección y el estimador γ^* será consistente. Nótese sin embargo, que aún no se pueden recuperar los parámetros estructurales de interés (β , δ y α) 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 μ y ε 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 $\gamma = \varphi(-\gamma Y) / [1 - \varphi(-\gamma Y)]$

Al término λ también se le conoce como «la inversa de la ratio de Mills». La covarianza $S_{\mu v}$ no es cero y tiene que ser estimada.

Etapa II: con la fórmula anterior se procede a estimar una regresión corrigiendo por sesgo de selección. Esto se hace usando el estimador de γ para computar λ según la fórmula indicada líneas arriba. Luego se corre una regresión de remuneraciones contra el vector Z y la variable λ^* 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 α^* en la ecuación de remuneraciones.

Etapa III: con este estimado de α^* 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 β y el coefi-



ciente de W^* será un estimador consistente de δ en la ecuación de oferta de horas trabajadas.

Este estimador consistente de δ indicará el signo y el valor numérico de la pendiente de la curva de oferta de horas trabajadas, lo que, de acuerdo con 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 (ENAHO 2002)

	Agregado 1	Agregado 2	Hombres	Mujeres
Ecuación de participación				
Características del individuo				
Edad	0,167 (27,64)***	0,167 (27,65)***	0,164 (18,35)***	0,177 (20,82)***
Edad al cuadrado	-0,002 (25,89)***	-0,002 (25,90)***	-0,002 (17,60)***	-0,002 (18,97)***
Jefe de hogar	0,575 (15,58)***	0,575 (15,57)***	0,128 (1,85)*	0,777 (8,95)***
Casado	-0,140 (4,09)***	0,139 (-4,08)***	0,101 (1,67)*	-0,106 (2,19)**
Características del hogar				
Ingreso no laboral per cápita	-3,33E-05 (1,82)*	-3,33E-05 (1,82)*	-6,02E-05 (3,02)***	2,48E-05 (0,79)
Número de hijos en el hogar	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)***

(continúa)



(continuación)

	Agregado 1	Agregado 2	Hombres	Mujeres
Ecuación de salarios				
Capital humano y características del individuo				
Sexo masculino	0,314 (17,08)***	0,309 (17,07)***	-	-
Experiencia	0,008 (2,36)**	0,003 (0,78)	0,020 (4,93)***	-0,007 (1,19)
Experiencia al cuadrado	-0,0001 (1,26)	0,000000 (0,58)	-0,0003 (3,82)***	0,0001 (0,66)
Culminó educación primaria	0,306 (9,12)***	0,275 (8,35)***	0,249 (6,11)***	0,223 (4,17)***
Culminó educación secundaria	,0 503 (14,34)***	0,381 (10,99)***	0,341 (8,14)***	0,344 (5,87)***
Culminó educación superior	1,121 (28,87)***	0,821 (20,57)***	0,805 (17,10)***	0,702 (10,09)***
Características de la empresa				
Entre 100 y 499 trabajadores	-	0,107 (2,26)**	0,140 (2,97)***	0,114 (1,07)
De 500 a más trabajadores	-	0,336 (10,64)***	0,315 (9,18)***	0,347 (5,93)***
Es trabajador independiente	-0,4212 (22,07)***	-0,482 (14,19)***	-0,281 (7,63)***	-0,769 (12,14)***
Legalidad de la empresa				
Descuento de ley (dependientes)	-	0,369 (12,39)***	0,342 (10,71)***	0,456 (8,08)***
Lleva libros de ley	-	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	17.749	17.742	9.683	8.059
Wald chi2(10)	3.798,98	3.539,48	1.710,2	1.537 05
Prob > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

(continúa)

Valor absoluto del estadístico Z en paréntesis

*Significativo al 100%; ** significativo al 5% *** significativo al 1%

Fuente: elaboración propia sobre la base de ENAHO 2002 (INEI).



(continuación)

	Dependientes ocup. princip.	Independientes ocup. princip.	Lima Metropolitana	Resto urbano
Ecuación de selección				
Características del individuo				
Edad	-0,044 (2,27)**	0,006 (0,29)	0,131 (8,58)***	0,178 (26,70)***
Edad al cuadrado	4,000E-04 (1,81)*	-1,000E-04 (0,56)	-1,600E-03 (7,98)***	-2,100E-03 (25,09)***
Jefe de hogar	0,039 (0,50)	0,064 (0,70)	0,601 (6,96)***	0,581 (14,26)***
Casado	-0,052 (0,66)	-0,032 (0,32)	-0,340 (4,23)***	-0,130 (3,38)***
Características del hogar				
Ingreso no laboral per cápita	-1,27E-04 (3,96)***	-3,57E-05 (1,19)	-2,76E-05 (1,02)	-3,97E-05 (1,45)
Número de hijos en el hogar	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)***
Ecuación de salarios				
Capital humano y características del individuo				
Sexo masculino	0,178 (1,17)	0,566 (11,52)***	0,085 (1,18)	0,323 (15,22)***
Experiencia	0,011 (0,49)	0,021 (3,32)***	0,012 (2,16)**	0,000 (0,10)
Experiencia al cuadrado	4,00E-04 (0,28)	4,00E-04 (3,03)***	2,00E- 04 (1,82)*	0 (0,17)
Culminó educación primaria	0,168 (0,49)	0,258 (3,41)***	0,228 (3,14)***	0,255 (6,82)***
Culminó educación secundaria	0,293 (0,85)	0,390 (4,67)***	0,773 (9,63)***	0,347 (8,75)***
Culminó educación superior	0,748 (2,00)**	0,675 (6,44)***	0,246 (7,15)***	0,756 (16,50)***

(continúa)



(continuación)

Características de la empresa				
Entre 100 y 499 trabajadores	0,153 (0,50)	0,361 (0,28)	0,033 (0,48)	0,126 (1,98)***
De 500 a más trabajadores	0,287 (1,38)	-	0,191 (3,28)***	0,412 (10,83)***
Es trabajador independiente	-	-	-0,338 (5,66)***	-0,463 (11,29)***
Legalidad de la empresa				
Descuento de ley (dependientes)	0,372 (1,90)*	-	0,268 (5,40)***	0,402 (11,03)***
Lleva libros de ley	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	9,326	6,473	3,616	14,123
Wald chi2(10)	37,55	383,44	638,55	2,845,58
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: elaboración propia sobre la base de ENAHO 2002 (INEI).



Documento de Trabajo

- 1 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *Lineamientos para un programa de estabilización de ajuste drástico*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 34 pp.
- 2 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *El programa económico de agosto de 1990: evaluación del primer año*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 42 pp.
- 3 Portocarrero S., Felipe, *Religión, familia, riqueza y muerte en la élite económica. Perú 1900-1950*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 88 pp.
- 4 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *Los problemas del orden y la velocidad de la liberalización de los mercados*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 60 pp.
- 5 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *De la desinflación a la hiperinflación. Perú 1985-1990*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 71 pp.
- 6 Portocarrero S., Felipe y Luis Torrejón, *Las inversiones en valores nacionales de la élite económica. Perú: 1916-1932*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1992, 57 pp.
- 7 Arias Quincot, César, *La Perestroika y el fin de la Unión Soviética*, Lima: CIUP, 1992, 111 pp.
- 8 Schwalb, María Matilde, *Relaciones de negociación entre las empresas multinacionales y los gobiernos anfitriones: el caso peruano*, Lima: CIUP, 1993, 58 pp.
- 9 Revilla, Julio, *Frenesí de préstamos y cese de pagos de la deuda externa: el caso del Perú en el siglo XIX*, Lima: CIUP, 1993, 126 pp.



- 10 Morón, Eduardo, *La experiencia de banca libre en el Perú: 1860-1879*. Lima: CIUP, 1993, 48 pp.
- 11 Cayo, Percy, *Las primeras relaciones internacionales Perú-Ecuador*, Lima: CIUP, 1993, 72 pp.
- 12 Urrunaga, Roberto y Alberto Huarote, *Opciones, futuros y su implementación en la Bolsa de Valores de Lima*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1993, 86 pp.
- 13 Sardón, José Luis, *Estado, política y gobierno*, Lima: CIUP, 1994, 128 pp.
- 14 Gómez, Rosario, *La comercialización del mango fresco en el mercado norteamericano*, Lima: CIUP, 1994, 118 pp.
- 15 Malarín, Héctor y Paul Remy, *La contaminación de aguas superficiales en el Perú: una aproximación económico-jurídica*, Lima: CIUP, 1994, 88 pp.
- 16 Malarín, Héctor y Elsa Galarza, *Lineamientos para el manejo eficiente de los recursos en el sector pesquero industrial peruano*, Lima: CIUP, 1994, 92 pp.
- 17 Yamada, Gustavo, *Estrategias de desarrollo, asistencia financiera oficial e inversión privada directa: la experiencia japonesa*, Lima: CIUP, 1994, 118 pp.
- 18 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *El programa de estabilización peruano: evaluación del período 1991-1993*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1994, 44 pp.
- 19 Portocarrero S., Felipe y María Elena Romero, *Política social en el Perú 1990-1994: una agenda para la investigación*, Lima: CIUP-SASE-CIID, 1994, 136 pp.
- 20 Schuldt, Jürgen, *La enfermedad holandesa y otros virus de la economía peruana*, Lima: CIUP, 1994, 84 pp.
- 21 Gómez, Rosario y Erick Hurtado, *Relaciones contractuales en la agroexportación: el caso del mango fresco*, Lima: CIUP, 1995, 100 pp.
- 22 Seminario, Bruno, *Reformas estructurales y política de estabilización*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1995, 153 pp.
- 23 L. Dóriga, Enrique, *Cuba 1995: vivencias personales*, Lima: CIUP, 1996, 94 pp.



- 24 Parodi, Carlos, *Financiamiento universitario: teoría y propuesta de reforma para el Perú*, Lima: CIUP, 1996, 138 pp.
- 25 Araoz, Mercedes y Roberto Urrunaga, *Finanzas municipales: ineficiencias y excesiva dependencia del gobierno central*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1996, 217 pp.
- 26 Yamada, Gustavo y José Luis Ruiz, *Pobreza y reformas estructurales. Perú 1991-1994*, Lima: CIUP-Consortio de Investigación Económica, 1996, 116 pp.
- 27 Gómez Rosario; Roberto Urrunaga y Roberto Bel, *Evaluación de la estructura tributaria nacional: 1990-1994*, Lima: CIUP, 1997, 140 pp.
- 28 Rivas-Llosa, Roddy, *Los bonos Brady*, Lima: Universidad del Pacífico, 1997, 158 pp.
- 29 Galarza, Elsa (ed.), *Informe anual de la economía peruana: 1996*, Lima: CIUP, 1997, 116 pp.
- 30 Cortez, Rafael y César Calvo, *Nutrición infantil en el Perú: un análisis empírico basado en la Encuesta Nacional de Niveles de Vida 1994*, Lima: CIUP, 1997, 80 pp.
- 31 Yamada, Gustavo y Miguel Jaramillo, *Información en el mercado laboral: teoría y políticas*, Lima: CIUP, 1998, 104 pp.
- 32 Seminario, Bruno y Arlette Beltrán, *Crecimiento económico en el Perú 1896-1995: nuevas evidencias estadísticas*, Lima: CIUP, 1998, 330 pp.
- 33 Cortez, Rafael, *Equidad y calidad de los servicios de salud: el caso de los CLAS*, Lima: CIUP, 1998, 98 pp.
- 34 Cortez, Rafael, *Programas de bienestar e ingresos en los hogares de las madres trabajadoras*, Lima: CIUP, 1999, 78 pp.
- 35 Zegarra, Luis Felipe, *Causas y consecuencias económicas de la corrupción. Un análisis teórico y empírico*, Lima: CIUP, 1999, 71 pp.
- 36 Velarde, Julio y Martha Rodríguez, *Efectos de la crisis financiera internacional en la economía peruana 1997-1998: lecciones e implicancias de política económica*, Lima: CIUP-CIES, 2001, 74 pp.



- 37 Bonifaz, José Luis; Roberto Urrunaga y Jessica Vásquez, *Financiamiento de la infraestructura en el Perú: concesión de carreteras*, Lima: CIUP, 2001, 155 pp.
- 38 Cortez, Rafael, *El gasto social y sus efectos en la nutrición infantil*, Lima: CIUP, 2001, 92 pp.
- 39 Cáceres, Rubén, *Caminos al desarrollo: el modelo de integración transversal*, Lima: CIUP, 2001, 164 pp.
- 40 Espejo, Ricardo, *Teología en la universidad: ¿rezagos arqueológicos? Una propuesta desde la experiencia de la Universidad del Pacífico*, Lima: CIUP, 2001, 162 pp.
- 41 Cortez, Rafael y Gastón Yalonzky, *Fecundidad y estado marital en el Perú. ¿Influyen sobre la calidad de vida del niño?*, Lima: CIUP, 2002, 106 pp.
- 42 Caravedo, Baltazar, *Cambio de sentido: una perspectiva para el desarrollo sostenible*, Lima: CIUP, 2002, 118 pp.
- 43 Zegarra, Luis Felipe, *La economía de la corrupción: hacia una comprensión de las causas de la corrupción y las estrategias para combatirla*, Lima: CIUP, 2002, 108 pp.
- 44 Araoz, Mercedes y Sandra van Ginhoven, *Preparación de los países andinos para integrar las redes de tecnologías de la información: el caso del Perú*, Lima: CIUP, 2002, 112 pp.
- 45 Araoz, Mercedes; Carlos Casas y Silvia Noriega, *Atracción de la inversión extranjera directa en el Perú*, Lima: CIUP, 2002, 108 pp.
- 46 Araoz, Mercedes; Carlos Carrillo y Sandra van Ginhoven, *Indicadores de competi-tividad para los países andinos: el caso del Perú*, Lima: CIUP, 2002, 105 pp.
- 47 Galarza, Elsa; Rosario Gómez y Luis Ángel Gonzales, *Ruta hacia el desarrollo sostenible del Perú*, Lima: CIUP, 2002, 108 pp.
- 48 Bonifaz, José Luis; Roberto Urrunaga y Jennifer Wakeham, *Financiamiento privado e impuestos: el caso de las redes viales en el Perú*, Lima: CIUP, 2002, 95 pp.
- 49 Morón, Eduardo; Carlos Casas y Eliana Carranza, *Indicadores líderes para la economía peruana*, Lima: CIUP, 2002, 68 pp.



- 50 Tarazona, Silvia y Elena Maisch, *El tránsito de la pérdida del empleo a la empleabilidad*, Lima: CIUP, 2002, 66 pp.
- 51 Naranjo, Martín; Emilio Osambela y Melissa Zumaeta, *Provisiones bancarias dinámicas: evaluación de su viabilidad para el caso peruano*, Lima: CIUP, 2002, 60 pp.
- 52 Vásquez, Enrique y Gerardo Injoque, *Competitividad con rostro humano: el caso del ecoturismo en Loreto*, Lima: CIUP, 2003, 94 pp.
- 53 Galarza, Elsa; Rosario Gómez y Luis Angel Gonzales, *Implementación de tecnologías limpias en el Perú: el uso de GLP en taxis*, Lima: CIUP, 2003, 106 pp.
- 54 Morón, Eduardo; Claudia Gonzales del Valle y Tamiko Hasegawa, *Transparencia presupuestaria en el Perú y América Latina: el divorcio entre lo formal y lo percibido*, Lima: CIUP, DFID, 2003, 80 pp.
- 55 Tong, Jesús, *Evaluación de inversiones en mercados emergentes*, Lima: CIUP, 2003, 78 pp.
- 56 Tong, Jesús y Enrique Díaz, *Titulización de activos en el Perú*, Lima: CIUP, 2003, 138 pp.
- 57 Morón, Eduardo y Rudy Loo-Kung, *Sistema de alerta temprana de fragilidad financiera*, Lima: CIUP, 2003, 76 pp.
- 58 Schwalb, María Matilde y Emilio García, *Evolución del compromiso social de las empresas: historia y enfoques*, Lima: CIUP, 2003, 100 pp.
- 59 Pairazamán, Roberto, *El crédito de consumo en el Perú*, Lima: CIUP, 2003, 58 pp.
- 60 Alvarado, Betty; Brenda Rivera, Janet Porras y Allan Vigil, *Transferencias intergubernamentales en las finanzas municipales del Perú*, Lima: CIUP, CIES, USAID, 2003, 154 pp.
- 61 Cortez, Rafael, *Hábitos de vida, salud y productividad: una visión de responsabilidad social corporativa en las empresas peruanas*, Lima: CIUP, USAID, Perú 2021, 2003, 106 pp.
- 62 Mateu, Pedro y Jean Vilca, *Modelo de medición de impacto sobre el bienestar objetivo y subjetivo. Un análisis de caso del Proyecto de Reducción y Alivio a la Pobreza (PRA)*, Lima: CIUP, USAID, 2004, 98 pp.



- 63 Yamada, Gustavo, *Economía laboral en el Perú: avances recientes y agenda pendiente*, Lima: CIUP, 2004, 92 pp.
- 64 Schwalb, María Matilde y Emilio García, *Beneficios de la responsabilidad social empresarial y las inversiones socialmente responsables*, Lima: CIUP, 2004, 70 pp.
- 65 Rodríguez, Martha; Bruno Seminario, Carmen Astorne y Oswaldo Molina, *Efectos macroeconómicos del Acuerdo de Libre Comercio con los Estados Unidos*, Lima: CIUP, 2004, 83 pp.
- 66 Schwalb, María Matilde y Emilio García, *Instrumentos y normas para evaluar y medir la responsabilidad social empresarial*, Lima: CIUP, 2004, 105 pp.
- 67 Portocarrero, Gonzalo y Milagros Saenz, *La mentalidad de los empresarios peruanos: una aproximación a su estudio*, Lima: CIUP, Minga Perú, 2005, 59 pp.
- 68 Galarza, Elsa y Rosario Gómez, *Valorización económica de servicios ambientales: el caso de Pachacamac, Lurín*, Lima: CIUP, 2005, 85 pp.
- 69 Portocarrero S., Felipe; Hanny Cueva y Andrea Portugal, *La Iglesia Católica como proveedora de servicios sociales: mitos y realidades*, Lima: CIUP, 2005, 101 pp.
- 70 Cáceres, Rubén, *Instituciones, derecho y costos de transacción. El análisis económico del derecho en una sociedad no estructurada*, Lima: CIUP, 2005, 171 pp.