



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

La elasticidad de oferta laboral de Frisch en economías con alta movilidad laboral

Nikita Céspedes* Silvio Rendón**

* Banco Central de Reserva del Perú

** Economics Department at Stony Brook University

DT. N° 2012-017
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Octubre 2012

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

La elasticidad de oferta laboral de Frisch en economías con alta movilidad laboral *

Nikita Céspedes Reynaga **

Silvio Rendón ***

9 de octubre de 2012

Resumen

*En este documento estimamos la elasticidad de oferta laboral de Frisch en un mercado laboral con significativa movilidad laboral. Lo hacemos usando el estimador de efectos fijos de *MaCurdy* (1981) con corrección por sesgo de selección a-la-Heckman. La pendiente de oferta laboral queda identificada utilizando variables instrumentales relacionadas con los cambios a lo largo del tiempo de los rendimientos a la educación y con la experiencia, y considerando al tamaño de la empresa como una variable cercana a la demanda de trabajo. Utilizando datos del módulo panel de la Encuesta Permanente de Empleo en Lima Metropolitana hallamos que la elasticidad de Frisch es aproximadamente 0.38, valor que se relaciona con un mercado laboral donde los salarios son relativamente flexibles. Asimismo, esta elasticidad resulta creciente durante la década del 2000.*

Palabras Clave: Oferta laboral, Elasticidad Frisch, Horas de trabajo, movilidad laboral.
Clasificación JEL: E24, J22, J24, J41, J60, J63.

1. Introducción

En el presente trabajo estimamos la elasticidad de Frisch, es decir, la elasticidad de sustitución intertemporal constante, en un entorno de alta informalidad y alta movilidad laboral de la población ocupada, como es el mercado laboral peruano. Se trata de un mercado laboral de alta movilidad en la región latinoamericana, donde 58 %

*Se agradece los valiosos comentarios de Alan Sánchez y la colaboración de Vanessa Belapatíño y Ana Paola Gutiérrez. Las opiniones expresadas en este documento así como los errores subsistentes son de exclusiva responsabilidad de los autores.

**Banco Central de Reserva del Perú. Email: nikita.cespedes@bcrp.gob.pe

***Economics Department at Stony Brook University. Email: srendon@ms.cc.stonybrook.edu

de los empleos son informales¹ y aproximadamente el 19% de la población ocupada cambia de empleo cada trimestre. Más aún, la proporción de empleos formales de larga duración (de más de 5 años) llega solo al 18% de la población ocupada.² En este contexto, hallamos una elasticidad de Frisch relativamente baja, heterogénea, y con tendencia decreciente a lo largo del tiempo, lo cual revela que el mercado laboral peruano se ha venido flexibilizando entre el 2002 y 2011 en términos de salarios.

La elasticidad de Frisch de la oferta laboral mide la reasignación intertemporal de las horas trabajadas que surge frente a una variación de los salarios, manteniendo la utilidad marginal de la riqueza constante. Esta elasticidad es muy importante en el análisis macroeconómico pues nos explica la reacción de horas trabajadas a variaciones de salarios condicionadas al efecto riqueza, cuya dinámica depende de variables agregadas como son la tasa de interés o factores de descuento, como sugieren [Blundell y MaCurdy \(1999\)](#). Con esta elasticidad podemos analizar la reasignación dinámica del tiempo dentro del hogar entre ocio y horas trabajadas³ como respuesta de los hogares ante intervenciones de política fiscal, tributaria o de transferencias. Igualmente, la elasticidad de Frisch permite entender, además de los efectos ya mencionados, los efectos distributivos de las políticas de intervención gubernamental y los efectos de los ciclos económicos.

Diversos estudios han estimado esta elasticidad, principalmente para la economía estadounidense y europea, disponiendo de abundante información necesaria para el tratamiento econométrico de la oferta laboral. Entre los primeros estudios destacan el de [Lucas y Rapping \(1969\)](#), [Altonji \(1986\)](#), [MaCurdy \(1981\)](#), [Heckman y MaCurdy \(1982\)](#), entre otros. El estudio más cercano a la metodología que se utiliza en este estudio es el de MaCurdy, el cual se describe con detalle más adelante.

¹Se considera como empleos formales si los trabajadores están afiliados a algún sistema de seguro de salud, sea este público o privado. Esta definición se usa más adelante en las estimaciones.

²Estos datos son para Lima Metropolitana según la Encuesta Permanente de Empleo.

³La elasticidad de Frisch difiere de las dos elasticidades comúnmente estudiadas: la Marshalliana y la Hicksiana.

Blundell y MaCurdy (1999) hacen una revisión tanto empírica como teórica de las diversas elasticidades de la oferta laboral sugeridas por la literatura, incluyendo la elasticidad de Frisch. Los diversos métodos abarcan desde la estimación utilizando datos agregados, como los estudios de Lucas y Rapping (1969), Hall (1980), Cho y Cooley (1994), y de corte transversal y datos panel, como los estudios de MaCurdy (1981), Altonji (1986), Pencavel (1986), Blundell y MaCurdy (1999). Los estudios más recientes usan formulaciones más sofisticadas de esta elasticidad, contemplando el caso de restricciones crediticias, Domeij y Floden (2006), capital humano, Imai y Keane (2004), o de decisiones de participación intensiva y extensiva tomada no individualmente, sino a nivel de hogares. Otra rama de la literatura ha estudiado la discrepancia entre los estimados de esta elasticidad usando datos microeconómicos con estimados utilizando datos agregados, Chang y Kim (2006). Esta última rama ilustra que las discrepancias se deben básicamente a problemas de agregación, siendo el modelo de agente representativo suficientemente bueno para estudiar las regularidades de la economía, en particular, los ciclos económicos. Sobre los efectos de la agregación de datos micro sobre de la elasticidad Frisch en economías en desarrollo no se han encontrado estudios publicados. La existencia de fricciones en las economías en desarrollo, como la informalidad, son una potencial fuente de este sesgo de agregación.

La alta movilidad laboral afecta los rendimientos del capital humano: parte del capital humano específico que se acumuló en un empleo se pierde. La experiencia y la especialización en el empleo hacen que el capital acumulado no sea totalmente móvil entre diferentes empleos. Jovanovic (1979) vincula teóricamente la acumulación de capital humano específico a las empresas con la rotación laboral.⁴ Solamente en el caso de que la movilidad sea entre empleos idénticos y el capital humano sea absolutamente transportable se puede sostener que los rendimientos del capital humano

⁴Kambourov y Manovskii (2009a) y Kambourov y Manovskii (2009b) son ejemplos que formalizan el rol de la acumulación de capital humano específico en las empresas.

son relativamente constantes. En el contexto que analizamos la alta volatilidad del mercado laboral y la poca movilidad del capital humano hacen que el rendimiento se vea severamente afectado por la movilidad laboral. Al respecto, [Chacaltana \(2002\)](#) documenta la alta rotación laboral en el Perú, y más aún, [Chacaltana y García \(2001\)](#) muestran que la mayor rotación laboral genera desincentivos a la capacitación laboral e induce hacia menores niveles de productividad, con el efecto directo sobre una menor acumulación de capital humano. Estos mismos autores muestran que en el Perú se reporta una dinámica importante de variación frecuente de tamaño en las empresas.

Adicionalmente, no se han encontrado documentos publicados que ilustren la estimación de la elasticidad de Frisch para el Perú.^{5,6} Esta es una carencia que resalta en la literatura local dado el uso cada vez más frecuente que se viene dando a este parámetro, especialmente en modelos formales que representan la economía peruana.

Los estudios que estiman la curva de oferta de trabajo ponen énfasis en la identificación de la pendiente de esta curva y su estimación insesgada. En este documento, la identificación de la pendiente de la oferta laboral proviene de variables que están cercanamente relacionadas con la demanda de trabajo, desplazadores de la demanda (*demand shifters*). Usamos el tamaño de empresa como variable representativa de la productividad de las empresas, bajo la consideración que las empresas grandes son más productivas y se labora más horas de trabajo.⁷ El tradicional problema de endogeneidad de los salarios por hora se enfrenta utilizando los determinantes del salario por hora a la Mincer. Es decir, la educación, así como el tamaño de empresa y otras variables demográficas identifican el salario por hora. Permitimos asimismo que los rendimientos

⁵Se han reportado estimados de esta elasticidad para algunos países latinoamericanos -Argentina, Brazil, Paraguay y Uruguay- [González y Sala \(2011\)](#). Los estimados utilizan datos agregados y consideran una metodología alternativa, con lo cual los resultados no son directamente comparables con el presente documento.

⁶La oferta laboral en Perú ha sido estudiada por [Yamada \(2008\)](#) y [Céspedes \(2011\)](#), sin que la estimación de la elasticidad en cuestión sea parte del análisis de estos estudios.

⁷Existe una brecha positiva en los salarios debido al tamaño de empresa según la literatura internacional (*Firm Size Wage Gap*), entre los estudios que documentan esta regularidad destacan: [Oi y Todd \(1999\)](#), [Kremer y Maskin \(1996\)](#), [Troske \(1999\)](#), entre otros.

a la educación, experiencia y demás rendimientos de la ecuación de Mincer cambien en el tiempo debido a la importante rotación laboral existente en el mercado laboral peruano como a la alta variabilidad en horas de trabajo e ingresos. Las transiciones entre diversos tipos de empleo determinan una gran variación en los rendimientos al capital humano y, por ende, en los ingresos a lo largo del tiempo.

El resto del presente documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 exponemos la derivación formal de la curva de oferta laboral; en la sección 3 explicamos las fuentes de información y las estadísticas descriptivas relevantes para el estudio. En la sección 4 presentamos el procedimiento econométrico seguido para estimar la elasticidad de Frisch; en la sección 5 comentamos los resultados, y finalmente la sección 6 presentamos las principales conclusiones del estudio.

2. El Modelo

La curva de oferta laboral relaciona las horas trabajadas a la semana con el ingreso por hora. Esta ecuación se deriva formalmente del modelo neo-clásico de equilibrio parcial. En este modelo, en su versión simple, los hogares deciden la senda óptima de consumo, ahorro y horas trabajadas como resultado de la maximización del valor presente del flujo instantáneo de utilidades de los hogares. Formalmente, el problema de estos hogares en un momento específico se representa mediante la siguiente representación recursiva,

$$V(a) = \max_{\{c,a,h\}} \left\{ \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - B \frac{h^{1+\frac{1}{\psi}}}{1+\frac{1}{\psi}} + \beta EV(a') \right\}, \quad (1)$$

sujeto a:

$$\begin{aligned}c + a' &\leq wh + (1 + r)a, \\a' &\geq 0, \\c &\geq 0,\end{aligned}$$

donde a' denota la riqueza del hogar en el periodo siguiente, c denota consumo y h son las horas de trabajo. El salario por hora de trabajo es w y la tasa de interés es r . La función de valor es $V(a)$ y depende de la riqueza del hogar, que es la variable de estado relevante en cada periodo. El parámetro de aversión al riesgo es σ , mientras ψ es la elasticidad de Frisch de la oferta laboral, B es un parámetro que mide la desutilidad del trabajo, y β es el factor de descuento subjetivo de los trabajadores.

Las ecuaciones que permiten encontrar la solución para las variables endógenas del problema anterior se derivan como condiciones de primer orden (CPO) de la siguiente función objetivo:

$$L = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} - B \frac{h^{1+\frac{1}{\psi}}}{1+\frac{1}{\psi}} + \beta V(a') + \lambda[wh + (1+r)a - c - a']. \quad (2)$$

Así, las CPO son:

$$\begin{aligned}c &: c^{-\sigma} = \lambda, \\a' &: \beta EV'(a') = \lambda, \\h &: Bh^{1/\psi} = \lambda w.\end{aligned}$$

Usando el teorema de la envolvente obtenemos la ecuación $V'(a) = \lambda(1+r)$, que permite apreciar que el multiplicador de Lagrange es la utilidad marginal de la riqueza. La ecuación $Bh^{1/\psi} = \lambda w$ resume la ecuación de oferta laboral que relaciona las horas

trabajadas con el salario por hora y con otros parámetros y variables relevantes del modelo. Luego de algunas simplificaciones se tiene una representación log-lineal de esta ecuación:

$$\ln(h) = \psi \ln(w) + \psi \ln(\lambda) - \psi \ln(B). \quad (3)$$

Notemos que esta no es una forma explícita de la oferta de trabajo dado que las horas de trabajo afectan además al multiplicador de Lagrange λ , de modo tal que no es posible relacionar directamente el total de las horas trabajadas con el salario por hora. Sin embargo, esta ecuación se puede usar para derivar las elasticidades de la oferta laboral de Hicks, de Marshall y de Frisch, que surgen de medir cambios en las horas trabajadas producidos por cambios en los salarios dejando constante la utilidad y el ingreso, respectivamente.

Existe, sin embargo, un tercer efecto que puede inducir el cambio en el salario por hora. Los trabajadores pueden no solamente modificar las horas trabajadas en el periodo actual, sino también pueden activarse mecanismos de sustitución intertemporal del ocio y trabajo inducidos por cambios en el salario. Estos fenómenos de cambios en las horas de trabajo que mantiene el efecto riqueza constante (λ) es la denominada elasticidad de Frisch, que captura básicamente el efecto sustitución intertemporal y es el parámetro relevante para la evaluación de los ciclos económicos.

En términos del modelo que usamos, la elasticidad de oferta laboral de Frisch se calcula de la ecuación 3 como el cambio porcentual de las horas trabajadas ante un cambio porcentual del salario por hora manteniendo constante el efecto riqueza, $\lambda = \bar{\lambda}$, formalmente:

$$\left. \frac{\partial \ln(h)}{\partial \ln(w)} \right|_{\lambda=\bar{\lambda}} = \psi. \quad (4)$$

La elasticidad Frisch se calcula finalmente luego de estimar la ecuación 3. La sección 4 explica el procedimiento econométrico que se implementa en este documento, el cual se basa en la disponibilidad de información que se explica con detalle en la sección 3.

Para estimar la oferta laboral requerimos hacer algunas transformaciones de la ecuación 3 como proponen [Blundell y MaCurdy \(1999\)](#). Este procedimiento sugiere que la ecuación 3 no puede ser estimada directamente al contener componentes no observados por el investigador como el multiplicador de Lagrange. Luego de algunas transformaciones se obtiene una forma reducida que relaciona horas trabajadas y el salario por hora que es fácilmente estimable al contener variables observadas como la variación de los salarios y de las horas trabajadas. La forma reducida se muestra en la siguiente ecuación:

$$\Delta \ln h = \bar{h} + \psi \Delta \ln w + e \quad (5)$$

La derivación de esta ecuación se muestra en [Blundell y MaCurdy \(1999\)](#) y se detalla en el apéndice.

3. Datos

Los datos provienen de la Encuesta Permanente de Empleo (EPE) que realiza mensualmente el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). La EPE es una encuesta especializada que permite medir las principales variables del mercado laboral a nivel de trabajadores con un nivel de inferencia a nivel de Lima Metropolitana. El universo cubre en total 43 distritos en la Provincia de Lima y 6 distritos de la Provincia Constitucional del Callao. La principal característica de la EPE es que tiene un diseño panel de corta duración; es decir, cada mes se re-entrevista a una fracción de la muestra entre los que se incluyen aquellos que fueron entrevistados tres meses antes. La muestra panel rota parcialmente cada trimestre de modo tal que los individuos de la muestra panel son entrevistados dos veces en dos trimestres consecutivos. En este estudio construimos una muestra panel trimestral no balanceada, o de corta duración, desde el primer trimestre del 2002 hasta fines del 2011. La muestra panel completa

construido de este modo consta de un total de 376 mil observaciones.

El tamaño de muestra trimestral de la muestra completa en la EPE en el año 2011 es de 4800 viviendas, siendo en el 2001 de aproximadamente 1500 viviendas. El nivel de inferencia de la muestra panel es confiable, dado que aproximadamente el 30 por ciento de la muestra trimestral es panel, de este modo en el 2011 la muestra total por trimestre es de aproximadamente 18500 personas. Adicionalmente, el tamaño de muestra trimestral de la EPE se ha venido incrementando a lo largo del tiempo, tanto en la muestra total como en la muestra panel, con lo cual la confiabilidad de los estimados reportados por la EPE son cada vez más precisos.

3.1. Estadísticas descriptivas

El Cuadro 1 muestra las estadísticas descriptivas de cada una de las series que se utilizan en la estimación de la oferta de trabajo. En términos generales, las características de la muestra panel durante la década bajo estudio no difieren significativamente de la muestra completa, razón por la cual la representatividad estadística de la muestra es confiable.

La muestra panel que se usa en el proceso de estimación consta de aproximadamente 188 mil personas, con una tasa de participación de aproximadamente 70 % y una tasa de desempleo de 11.9 %. La población masculina es de aproximadamente 49 %, y la proporción de empleo formal es de aproximadamente 42 %.⁸

El ingreso promedio es de 1065 soles mensuales, o equivalentemente 6.4 soles por hora.⁹ En promedio se trabaja 49 horas a la semana. Las estadísticas muestran que existe una considerable dispersión en las horas trabajadas y en los diversos conceptos del ingreso de los trabajadores. Sin embargo, esta característica de la muestra no tiene un efecto importante en los parámetros relevantes de la oferta laboral como se

⁸El empleo formal se define como aquel trabajador que tienen acceso a algún tipo de seguro de salud, sea público o privado.

⁹En este estudio el salario por hora y el ingreso por horas son usados como términos similares.

mostrará más adelante cuando se estime la oferta laboral para diversos rangos tanto de ingresos como de horas trabajadas. Como las encuestas de hogares no reportan directamente el ingreso por hora, en el presente documento calculamos el ingreso por hora dividiendo el ingreso mensual entre las horas trabajadas.¹⁰

La movilidad laboral¹¹ trimestral promedio se estima en 19,3%. Es decir aproximadamente el 19% de la población ocupada cambia de empleo entre dos trimestres consecutivos. En este grupo se incluyen a los trabajadores que transitan por periodos breves de desempleo o inactividad o aquellos que cambian directamente de empleo sin necesidad de pasar por el desempleo o inactividad. Este indicador ha mostrado una tendencia estable durante la década donde se dispone de información comparable.

4. Estimación

4.1. Identificando la pendiente de la oferta de trabajo

La Figura 1 ilustra la idea de la identificación de la pendiente positiva de la curva de oferta de trabajo. El equilibrio inicial se da en el punto A cuando la oferta (O) y la demanda (D_1) se cruzan, en esta situación se considera que la demanda de trabajo solo considera empresas de tamaño T. La demanda de trabajo en empresas de mayor

¹⁰No se ha encontrado documentación que pruebe que el ingreso por hora estimado de este modo según la EPE contenga sesgos cuantitativamente importantes. Si suponemos, como es usual, que existen errores de medición tanto en el estimador de las horas trabajadas como en el ingreso mensual, entonces el ratio entre estos dos indicadores podría amplificar o quizá eliminar el error de medición de los salarios por hora. Todo depende de la correlación entre los errores de medición del ingreso mensual y de las horas trabajadas. Así por ejemplo, con una correlación positiva entre los dos tipos de errores de medición se podrían cancelar mutuamente ambos efectos.

¹¹La movilidad laboral se define como la proporción de trabajadores que cambian de empleo entre dos trimestres consecutivos. Utilizamos dos criterios para identificar si el trabajador mantuvo el mismo empleo entre dos periodos consecutivos, así consideramos que el empleo es el mismo si el trabajador estuvo empleado en ambos trimestres y si la duración del empleo en el segundo trimestre es mayor a tres meses. Se consideró, además, un criterio más restringido para definir si el trabajador se mantenía en el mismo empleo, de este modo se considera que el trabajador mantuvo su empleo si se mantiene en el mismo sector económico y si mantiene la misma categoría ocupacional en dos trimestres consecutivos. Incorporando estos criterios adicionales, los resultados cambian solo marginalmente de modo tal que los resultados no parecen ser muy sensibles al criterio para definir movilidad laboral.

Cuadro 1: Estadísticas Descriptivas: muestra panel 2002 - 2011 en Lima Metropolitana

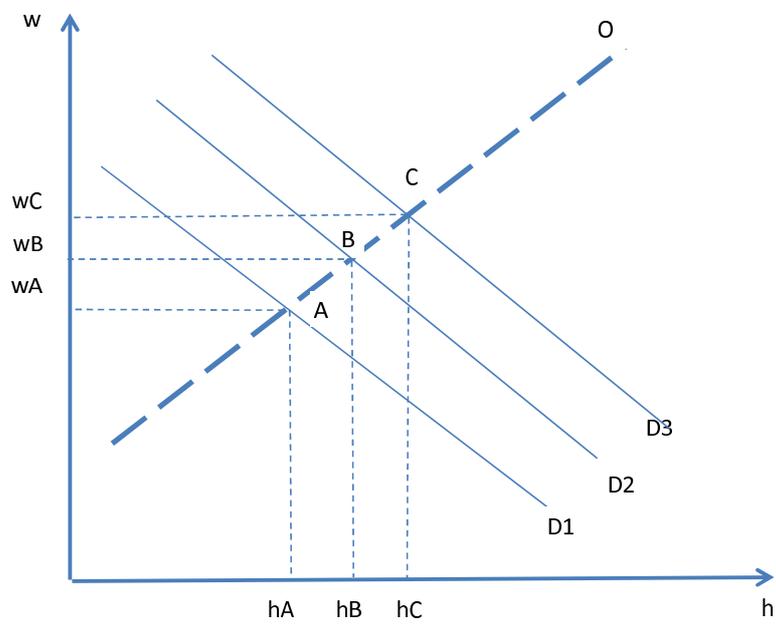
	Promedio	Mediana	Error estándar	Mínimo	Máximo	Número de obs.
Ingreso principal mensual	1065.2	781.3	8.8	1.2	77525.3	203073
Ingreso total mensual	1106.1	794.2	9.3	1.2	77525.3	226213
Ingreso principal por hora	6.3	4.0	0.055	0.0	1647.4	200269
Ingreso total por hora	6.5	4.1	0.058	0.0	1695.9	223046
Horas trabajadas a la semana	47.5	48	0.078	1.0	133.0	241780
Años de educación	11.7	12	0.024	0.0	19.0	353614
Experiencia	20.8	17	0.046	0.0	92.0	326987
Salario mínimo	568.2			511.3	665.9	
Tamaño de empresa						
10 o menos	65.3 %					
<10 - 50]	9.6 %					
<10 - 50]	1.7 %					
< 100 o más	23.4 %					
Proporción de hombres	52 %					
Proporción de empleo formal	42 %					
Proporción de asalariados	53 %					
Tasa de desempleo	11.90 %					
Movilidad laboral trimestral(%PET)						
Siempre desempleado en trimestre	2.4 %					
Siempre ocupado en trimestre	54.6 %					
Movilidad Empleo - Nuevo empleo en trimestre (% de Ocupados)	19.3 %					
Movilidad Empleo - Nuevo empleo en trimestre (% de PET)	12.1 %					

Fuente: INEI - Encuesta Permanente de Empleo.

Nota: Las variables monetarias se expresan en soles constantes de 2011.

tamaño se representan mediante desplazamientos hacia la derecha, siendo las curvas D_2 y D_3 demandas de trabajo para empresas de mayor tamaño. Asumiendo que la oferta de trabajo no cambia en sus fundamentos, el equilibrio para cada tipo de demanda se da los puntos B y C , respectivamente. Al unir los puntos A , B y C se tiene la curva de oferta de trabajo con pendiente positiva, la cual esta exclusivamente identificada por la mayor productividad de trabajadores en empresas de mayor tamaño.

Figura 1: Identificación de la curva de Oferta de Trabajo



Nota: La curva O denota la oferta de trabajo y las curvas D_1 , D_2 y D_3 representan curvas de demanda de trabajo para diferentes tamaños de empresa.

4.2. Estimación de la oferta laboral

El objetivo es estimar la ecuación 5. Como ha sido documentado por la literatura sobre oferta laboral, existen consideraciones técnicas que deben ser adecuadamente atendidas de modo tal de tener un estimador estadísticamente confiable.

Un primer asunto se refiere al tradicional problema de endogeneidad del crecimiento de los salarios en la ecuación 5, esto sucede debido a que los salarios no son totalmente independientes de e . Este problema se soluciona utilizando el enfoque tradicional de variables instrumentales (VI). En MaCurdy (1981), y en la literatura posterior que usa esta sugerencia, se utiliza los retardos del crecimiento de salarios como instrumentos adecuados, estos retardos al observarse en periodos pasados son independientes de los errores corrientes, y al existir persistencia en los ingresos son instrumentos no débiles en la mayoría de aplicaciones. Sin embargo, esta estrategia no es de utilidad en este caso debido a que nuestra base de datos solo permite observar la tasa de crecimiento de los salarios y no sus retardos. El método de Blundell y MaCurdy (1999) requiere la disponibilidad de paneles largos de modo tal que sea posible hacer seguimiento a la variación del ingreso por varios periodos.

La estrategia que se usa en este estudio reside en instrumentalizar el ingreso por hora en lugar de su tasa de crecimiento. Este procedimiento consiste en estimar la ecuación de ingresos utilizando como instrumentos a las variables que se incluyen en la tradicional ecuación de Mincer, sean estos educación, experiencia, entre otros. Permitimos además que los parámetros de la ecuación de Mincer cambien en el tiempo, supuesto que permitirá estimar la ecuación 5 por el método de efectos fijos.¹² El argumento que sugerimos está detrás de la variabilidad de los parámetros de la ecuación de Mincer se relaciona con la alta movilidad laboral. La eliminación constante de empleos

¹²Recordemos que el método de efectos fijos elimina por definición las características de los individuos invariantes en el tiempo (como son género, educación, etc.); en nuestro caso los rendimientos de estas variables cambian en el tiempo, por lo que pueden explicar la variación en los salarios.

destruye la acumulación de capital humano específico a cada empleo, de modo tal una alta movilidad en la economía influye en la dinámica de los salarios. Existe literatura internacional que sugiere que la movilidad laboral conlleva la destrucción de capital humano específico (Jovanovic (1979), Kambourov y Manovskii (2009a), Kambourov y Manovskii (2009b)).

La ecuación 6 muestra la representación formal de la ecuación de salarios. Notar que esta ecuación considera una variable artificial multiplicativa para distinguir entre trabajadores que mantienen sus empleos y aquellos que han experimentado movilidad laboral. Se considera asimismo que los rendimientos a la educación y experiencia cambian en el tiempo según la movilidad laboral.

$$\begin{aligned}
\log(w_t) = & \beta_0 + \sum_{j=2003}^{2011} \beta_{s,j} D_j S_{it} + \sum_{j=2003}^{2011} \beta_{s,R,j} D_j D_{R,i,t} S_{it} + \sum_{j=2003}^{2011} \beta_{e,j} D_j X_{it} + \\
& + \sum_{j=2003}^{2011} \beta_{e,R,j} D_j D_{R,i,t} X_{it} + \beta_{e2} X_{it}^2 + \beta_{rmv} \bar{w}t + \sum_{k=1}^4 \beta_{T,k} D_{T,i,k,t} \\
& + \beta_{sex} sex_i + \mu_{it}
\end{aligned} \tag{6}$$

donde S denota años de educación, X denota experiencia potencial, D_j son las variables artificiales para cada año de la muestra, D_T son las variables binarias para distintos tamaños de empresa, \bar{w} denota el salario mínimo y sex denota el género masculino de los trabajadores. Asimismo, D_R denota rotación laboral y se considera $D_R = 1$ si el trabajador no mantiene el mismo empleo en dos trimestres consecutivos. La movilidad laboral en esta representación se considera exógena, pues en el mercado laboral peruano las decisiones de perder el empleo se dan fundamentalmente por el lado de la demanda de trabajo, ámbito sobre el cual los trabajadores tienen poca influencia. La sobreoferta laboral que caracteriza a la economía peruana durante la década en consideración permite sustentar que son las empresas las que en última instancia

deciden si mantienen o despiden a los trabajadores. Al respecto, y consistentemente con la consideración anterior, la rotación laboral por el lado de las empresas en el Perú es alta como lo sugiere [Chacaltana y García \(2001\)](#).

Una consideración aparte, y no menos importante, consiste en la identificación de la pendiente de la oferta de trabajo. Se utilizan variables relacionadas con la demanda de trabajo para este propósito. La principal variable es el tamaño de empresa, el argumento que se sugiere es que empresas con mayor número de trabajadores son más productivas, y al mismo tiempo las horas de trabajo en estos establecimientos son también superiores a los correspondientes valores de empresas de menor tamaño (los datos para el Perú son consistentes con este argumento). Utilizamos asimismo al salario mínimo como un determinante importante de la tendencia de la productividad laboral; según diversos estudios el salario mínimo en Perú es un determinante importante de la dinámica del ingreso de los trabajadores en el periodo de estudio y por lo tanto debe ser un componente de la ecuación de salarios ([Céspedes y Sánchez , 2012](#)).

Las variables consideradas por el lado de la demanda son importantes en nuestro análisis. Al excluir este tipo de variables del proceso de estimación de la oferta laboral, es posible que los estimadores no identifiquen adecuadamente la oferta de trabajo. Se ensayó un ejercicio para ver la importancia de las variables de demanda como identificadores de las variables de oferta. De este modo, al excluir el tamaño de empresa como instrumento de la ecuación de salario por hora la pendiente de la oferta laboral (elasticidad de Frisch en nuestro caso) es negativo o cercano a cero y/o con poca significancia estadística.

Se implementa, asimismo, el procedimiento de Heckman que permite solucionar el potencial problema de selección en este caso, al utilizar solamente datos observados de horas trabajadas y del salario por hora. Al implementar el proceso de dos etapas de Heckman se encuentra que la muestra es sesgada y por lo tanto se realiza la corrección respectiva. Las variables de selección consideradas y la significancia del problema de

selección se muestran en el Cuadro 4.

5. Resultados

La elasticidad de Frisch en el Perú se encuentra en alrededor de 0.38 (ver Cuadro 4). Este parámetro se estimó siguiendo la metodología descrita anteriormente, es decir, el estimador de efectos fijos de la ecuación 5 con variables instrumentales y con corrección por sesgo de selección de la ecuación 6.¹³

El método de estimación permite identificar los sesgos que podría incurrirse de utilizarse metodologías alternativas que no consideran las características propias de la estimación de la oferta de trabajo. Se implementó el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) directamente a la ecuación 5 utilizando la variación del ingreso por hora como variable explicativa; el resultado de este procedimiento es que la ecuación de oferta laboral tiene pendiente negativa, esto se debe probablemente, o en mayor medida a que esta curva no está identificada.

Se realizó, asimismo, una estimación de variables instrumentales (VI) sin corrección por sesgo de selección. Como se muestra en el Cuadro 4, el sesgo de selección si bien es significativo, no tiene un efecto mayor en el estimador de la elasticidad de Frisch. En promedio este parámetro es superior en aproximadamente 15 % respecto al estimador preferido (VI-Heckman).

Adicionalmente, la estimación consideró distintos conceptos de salario por hora. La discriminación es pertinente debido a que la EPE no permite estimar directamente el salario por hora; en su lugar se reporta solamente el ingreso total mensual y el ingreso mensual por trabajo principal. Asimismo se reporta el total de horas trabajadas

¹³Para evaluar la relevancia del método de efectos fijos se realizó la prueba de Hausman. El resultado de esta prueba sugiere que existe correlación significativa entre los efectos fijos y los residuos correspondientes de la ecuación 5. Con lo cual el estimador de efectos fijos es preferido al estimador de efectos aleatorios. Asimismo, los estimadores de efectos aleatorios son consistentemente inferiores a los correspondientes estimadores de efectos fijos.

durante la semana de referencia. Utilizando estos dos indicadores se construye por una simple división el ingreso por hora, tanto el ingreso total como el correspondiente al trabajo principal. Se considera por supuesto que el trabajador laboró continuamente durante las cuatro semanas en el mes que se hace referencia en la encuesta. Estos dos indicadores son los que se usan como estimadores del salario por hora. Al estimar la ecuación de horas con cada uno de los dos indicadores no se encuentra mayor diferencia en términos del valor estimado de la elasticidad de Frisch, siendo pues la estimación robusta a la definición de estos dos tipos de salario por hora, el Cuadro **2** y **3** muestra la comparación de los resultados con ambos conceptos de salario por hora.

5.1. Rol de la movilidad laboral en la dinámica del salario por hora

Se prueba la hipótesis de que la dinámica de los salarios se ve influenciado por la movilidad laboral. Esta hipótesis se representa mediante la ecuación 7, la cual evalúa la significancia estadística de la dinámica de los rendimientos a la educación y experiencia, distinguiendo entre aquellos empleos fijos y aquellos sujetos a movilidad laboral.

$$H_0 : \beta_{0,j} = \beta_{s,R,j} = \beta_{e,R,j} = 0 \quad (7)$$

para todo $j=2003,\dots,2011$. La prueba se realiza considerando los dos indicadores de salario por hora, los resultados son similares. En el caso del salario por hora en el trabajo principal la prueba reporta un *p-value* de 0.0007 ($F = 2,54$), lo cual sustenta la significancia estadística de la movilidad laboral como determinante de la dinámica del salario por hora.

Cuadro 2: Estimado de la elasticidad de Frisch según categorías (Ingreso total por hora como indicador de salario)

	Elasticidad Frisch	Error estándar	t-stat	Interv. de conf.	
				LIC	LSC
Promedio	0.383	0.02	19.1	0.34	0.42
Rangos de ingreso					
I	0.40	0.03	15.5	0.35	0.46
II	0.33	0.02	14.7	0.28	0.37
III	0.29	0.02	13.3	0.24	0.33
IV	0.24	0.02	11.1	0.20	0.29
V	0.30	0.03	9.4	0.23	0.36
Rangos de horas					
<0 - 30]	0.29	0.02	18.3	0.26	0.32
<30 - 45]	0.13	0.01	11.1	0.11	0.16
<45 - 60]	0.08	0.01	6.8	0.06	0.10
<60 - a más	0.07	0.01	6.5	0.05	0.10
Género					
Hombre	0.41	0.04	11.5	0.34	0.48
Mujer	0.37	0.02	15.6	0.32	0.41
Tipo de empleo					
Formal	0.39	0.02	17.5	0.35	0.44
Informal	0.37	0.02	16.7	0.33	0.41
Categ. ocupacional					
Independiente	0.30	0.03	9.9	0.24	0.35
Asalariados	0.25	0.02	12.2	0.21	0.29
Otros	0.25	0.04	5.9	0.17	0.34
Periodo					
2002-2004	0.45	0.03	16.9	0.39	0.51
2005-2007	0.40	0.02	13.5	0.36	0.45
2008-2009	0.36	0.03	13.3	0.31	0.41
2010-2011	0.29	0.03	9.9	0.23	0.35

Fuente: Elaboración propia en base a la EPE.

Cuadro 3: Estimado de la elasticidad Frisch según categorías (Ingreso principal por hora como indicador de salario)

	Elasticidad Frisch	Error estándar	t-stat	Interv. de conf.	
				LIC	LSC
Promedio	0.380	0.02	19.0	0.34	0.42
Rangos de Ingreso					
I	0.41	0.03	15.6	0.36	0.46
II	0.33	0.02	14.7	0.28	0.37
III	0.29	0.02	13.4	0.25	0.33
IV	0.24	0.02	11.1	0.20	0.29
V	0.30	0.03	9.3	0.23	0.36
Rangos de horas					
<0 - 30]	0.29	0.02	18.4	0.26	0.33
<30 - 45]	0.13	0.01	10.9	0.11	0.15
<45 - 60]	0.07	0.01	6.5	0.05	0.10
<60 - a más	0.07	0.01	6.3	0.05	0.09
Género					
Hombre	0.40	0.04	11.3	0.33	0.48
Mujer	0.37	0.02	15.6	0.32	0.41
Tipo de empleo					
Formal	0.39	0.02	17.4	0.35	0.43
Informal	0.36	0.02	16.5	0.31	0.41
Categ. ocupacional					
Independiente	0.30	0.03	10.1	0.24	0.36
Asalariados	0.24	0.02	12.0	0.20	0.28
Otros	0.25	0.04	5.8	0.16	0.33
Periodo					
2002-2004	0.43	0.03	14.4	0.37	0.49
2005-2007	0.40	0.02	16.7	0.35	0.44
2008-2009	0.36	0.03	13.4	0.31	0.41
2010-2011	0.29	0.03	9.9	0.24	0.35

Fuente: Elaboración propia en base a la EPE.

5.2. Caracterización de la elasticidad (heterogeneidad)

Las evidencias sugieren que la elasticidad de Frisch es heterogénea según diversas categorías de los trabajadores. Se encuentra asimismo que este parámetro muestra una tendencia decreciente durante la década en consideración. El Cuadro 3 ilustra los resultados.

Según rangos de horas trabajadas.

Según horas trabajadas, se encuentra que los trabajadores que trabajan más horas tienen una menor elasticidad de sustitución intertemporal. Se puede usar el argumento de la valoración del ocio según la intensidad del trabajo para racionalizar este resultado. Mientras se trabaja más horas la valoración del ocio es mayor, ante un cambio en los salarios los trabajadores de mayor ingreso tienden a ser reacios a trabajar más, mientras que los trabajadores que laboran pocas horas, al valorar menos el ocio, tienden a trabajar más horas y aprovecha los mayores salarios.

Según percentiles de ingreso

Los trabajadores de altos ingresos tienden a reaccionar menos, o dejar de trabajar menos horas, ante cambios proporcionales del salario por hora. El argumento nuevamente se debería a la valoración relativa del ocio de los trabajadores de altos ingresos respecto a los de bajos ingresos, siendo más difícil inducir una sustitución trabajo por ocio mediante los salarios entre trabajadores de altos ingresos.

Según categoría ocupacional

Los independientes muestran una mayor elasticidad respecto a los trabajadores asalariados. Los trabajadores independientes laboran menos horas a la semana y por lo tanto tienen una valoración del ocio menor; de este modo, al cambiar el salario en este grupo de trabajadores, estos no reaccionan mucho respecto a las horas que trabajan.

Tendencias

Cuadro 4: Estimación de oferta laboral: Variable dependiente es horas de trabajo semanal (en logs)

	MCO		VI		VI-Heckman		Controlando por Movilidad			
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	VI		VI-Heckman	
							Coef.	t	Coef.	t
Estimador de e. fijos										
Δ Log(salario por hora)	-0.470	-177.6	0.422	21.0	0.427	21.0	0.390	20.2	0.397	20.2
Constante	2.890	598.0	4.490	122.6	4.463	126.1	4.499	130.1	4.478	133.8
Primera etapa (instrumentos)										
Movilidad laboral (D=1)							0.421	17.9	0.421	19.2
Educación			0.092	15.5	0.092	170.3	0.099	143.8	0.098	160.2
Educación*D							-0.036	-21.4	-0.036	-23.9
Experiencia			0.015	40.1	0.009	16.1	0.014	35.8	0.009	13.3
Experiencia*D							-0.001	-3.7	-0.002	-4.1
Experiencia ²			-0.1e-3	-16.5	-0.1e-4	-1.3	-0.1e-3	-14.2	5.2e-6	0.4
Sexo (1=hombre)			0.186	55.8	0.139	25.5	0.169	47.9	0.118	20.4
Tamaño empresa										
<10 - 50]			0.245	46.3	0.244	42.7	0.251	44.8	0.250	41.7
<51 - 100]			0.393	34.5	0.393	31.5	0.394	32.9	0.393	30.8
< 101 - a más			0.402	101.6	0.402	96.9	0.400	95.9	0.399	92.7
Salario mínimo			1.019	32.5	0.878	25.8	0.999	30.3	0.843	23.4
Dummy trimestre										
Q2			0.029	5.9	0.031	6.5	0.014	2.8	0.017	3.3
Q3			0.029	6.0	0.032	6.7	0.014	2.8	0.017	3.4
Q4			0.021	4.1	0.020	4.1	0.015	2.9	0.015	2.9
Constante			-5.160	-93.4	-4.769	-72.0	-5.182	-89.0	-4.6750	-67.4
Ecuación de selección										
# niños < 0 - 3] en hogar					-0.020	-4.1			-0.027	-4.1
# niños <3 - 6] en hogar					0.022	3.9			0.017	4.3
# niños <6 -16> en hogar					-0.009	-3.5			-0.016	-4.7
Experiencia					0.049	106.3			0.055	108.9
Experiencia ²					-0.001	-149.3			-0.001	-149.2
Sexo (1=hombre)					0.453	84.4			0.484	80.7
Jefe (1=jefe hogar)					0.477	73.6			0.525	80.3
Años (Dummy)										
Constante					-0.215	-15.6			-0.395	-27.1
Ratio de Mills (lambda)					-0.140	-11.0			-0.144	-11.9
Número de obs.	200269		209155		209155		176003		176003	
Prob > F	0		0		0		0		0	
R-sq: overall	0.0673		0.0101		0.0073		0.0007		0.0002	

Nota: La variable instrumentada es el ingreso por trabajo principal por hora.

Fuente: INEI: EPE 2002-2011.

Para capturar la dinámica de la elasticidad en cuestión durante la década, se procedió a dividir la muestra en intervalos de dos años aproximadamente y se incluyó variables artificiales para cada uno de estos periodos. Como se muestra en el Cuadro 3, los resultados sugieren que este parámetro ha mostrado consistentemente una tendencia decreciente durante el periodo de estudio. La elasticidad en cuestión pasó de 0.45 a

0.29 en una década. Esta evidencia podría explicar la dinámica de los salario durante la década en cuestión en la cual la economía peruana registró altas ganancias de productividad. Se debe recordar que una elasticidad Frisch muy alta implica una alta rigidez de salarios, mientras una elasticidad cada vez menor sugiere que el mercado laboral peruano ha venido adquiriendo una mayor flexibilidad. La Figura 2 ilustra la relación de los dinámica del salario y de las horas trabajadas utilizando un diagrama de oferta y demanda de trabajo.¹⁴

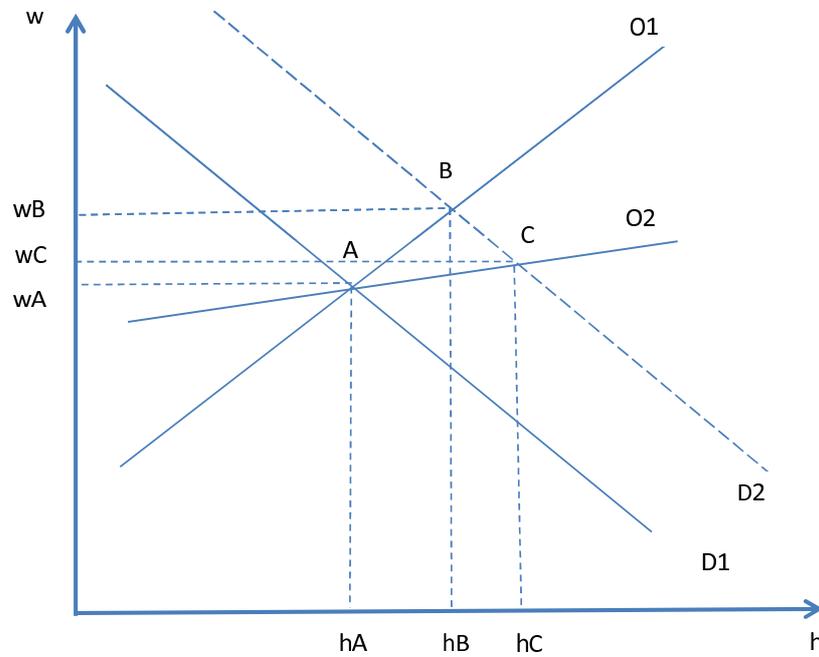
Al respecto, las estadísticas disponibles sugieren que durante los periodos finales de la década del 2000 el ingreso promedio en Lima Metropolitana se incrementó a tasas mayores en comparación con inicios de la década, en que el ingreso promedio creció solo marginalmente. Es a finales de la década donde el crecimiento económico repercutió en mayores ingresos promedio de los trabajadores y, más interesante aún, los ingresos muestran un mayor dinámica en periodos recientes respecto a inicios de la década del 2000. Una implicación interesante de la tendencia de la elasticidad de oferta laboral estimada es que la economía habría registrado una mayor dinamización de los salarios debido a los cambios intrínsecos de la oferta de trabajo.

6. Conclusiones

En el presente documento estudiamos la elasticidad de Frisch de oferta laboral en una economía con alta movilidad laboral, aplicando el estimador de efectos fijos de [Blundell y MaCurdy \(1999\)](#). Corregimos además por un posible sesgo de selección y usamos variables instrumentales que determinan la demanda de trabajo, con las cuales identi-

¹⁴La Figura 2 muestra una situación de equilibrio inicial en el mercado de trabajo en el punto A , intersección de la oferta (O_1) y la demanda (D_1). Al producirse un choque de productividad que se manifiesta mediante un desplazamiento de la demanda de trabajo de D_1 a D_2 , el mercado de trabajo se desplaza hacia un nuevo equilibrio como el punto B , con un incremento de las horas trabajadas y del salario por hora. Con una curva de oferta de trabajo más elástica (como la curva O_2 por ejemplo) la mayor productividad se habría manifestado en un incremento más que proporcional en las horas trabajadas y un incremento menos que proporcional en el salario por horas, esto respecto a la curva de oferta de trabajo inicial.

Figura 2: Propagación de choque de productividad y elasticidad de oferta de trabajo



ficamos la pendiente de la curva de oferta de trabajo. Al provenir la movilidad laboral básicamente de la separación de empleos, adoptamos el supuesto de una movilidad laboral exógena al trabajador. La variación de los salarios se instrumentaliza considerando que los rendimientos a la educación y experiencia, a-la-Mincer, cambian a lo largo del tiempo. Nuestro hallazgo es que la elasticidad de Frisch es aproximadamente 0.38, lo cual sugiere un mercado laboral de salarios relativamente flexibles. Esta elasticidad es heterogénea según horas trabajadas, percentiles de ingreso y categoría ocupacional, y muestra una tendencia decreciente durante la década en estudio. Este último resultado es sugerente ya que podría explicar la mayor flexibilidad, o menor rigidez, de los salarios por hora durante la década.

Referencias

- Altonji, G. (1986), “Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data”, *Journal of Political Economy*, vol. 94(3), pages S176-S215, June.
- Blundell, R. y MaCurdy, T. (1999), “Labor supply: A review of alternative approaches”, in: O. Ashenfelter and D. Card (ed.), *Handbook of Labor Economics*, edition 1, vol 3, chapter 27, pages 1559-1695 Elsevier.
- Céspedes, N. (2011), “Tendencia de las horas de trabajo en el mercado laboral peruano”, *Revista Moneda*, Banco Central de Reserva del Perú, N. 149, páginas 13-17.
- Céspedes, N. y Sánchez, A. (2012), “Minimum wage and job mobility in Perú”, mimeo Banco Central de Reserva del Perú.
- Chacaltana, J. y Garcia, N. (2001), “Reforma laboral, capacitación y productividad. La experiencia peruana ”, *Documento de trabajo*, OIT/ETM Países Andinos.
- Chacaltana, J. (2002), “Indicadores Dinámicos de Empleo”, Red de Políticas de Empleo. Lima: CIES.
- Chang, Y. y Kim, S. (2006), “From Individual To Aggregate Labor Supply: A Quantitative Analysis Based On A Heterogeneous Agent Macroeconomy”, *International Economic Review*, vol. 47(1), pages 1-27, 02.
- Cho, J., y Cooley, T. (1994), “Employment and hours over the business cycle”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 411-32.
- Domeij, D. y Floden, M. (2006), “The Labor-Supply Elasticity and Borrowing Constraints: Why Estimates are Biased”, *Review of Economic Dynamics*, vol. 9(2), pages 242-262, April

- González, R. y Sala, H. (2011), “The Frisch Elasticity in the Mercosur Countries: A Pseudo-Panel Approach”, *IZA Discussion Papers* 5993, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Hall, R. (1980), “Labor supply and aggregate fluctuations”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, vol. 12(1), pages 7-33, January.
- Heckman, J. y MaCurdy, T. (1982), “Corrigendum on a Life Cycle Model of Female Labour Supply”, *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 49(4), pages 659-60, October.
- Imai, S. y Keane, M. (2004), “Intertemporal Labor Supply and Human Capital Accumulation”, *International Economic Review*, vol. 45(2), pages 601-641, 05.
- Jovanovic, B. (1979), “Firm-specific Capital and Turnover”, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 87(6), pages 1246-60, December.
- Kambourov, G. y Manovskii, I. (2009a), “Occupational Mobility and Wage Inequality”, *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 76(2), pages 731-759, 04.
- Kambourov, G. y Manovskii, I. (2009b), “Occupational Specificity Of Human Capital”, *International Economic Review*, vol. 50(1), pages 63-115, 02.
- Kremer, M. y Maskin, E. (1996), “Wage Inequality and Segregation by Skill”, *NBER Working Papers* 5718, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Lucas, R. y Rapping, A. (1969), “Real Wages, Employment, and Inflation”, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 77(5), pages 721-54, Sept./Oct.
- MaCurdy, T. (1981), “An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting”, *Journal of Political Economy*, vol. 89(6), pages 1059-85, December.
- Oi, W. y Todd, I. (1999), “Firm size and wages”, *Handbook of Labor Economics*, in: O. Ashenfelter and D. Card (ed.), *Handbook of Labor Economics*, edition 1, volume 3, chapter 33, pages 2165-2214 Elsevier.

Troske, K. (1999), "Evidence On The Employer Size-Wage Premium From Worker-Establishment Matched Data", *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 81(1), pages 15-26, February.

Yamada, G. (2008), "A Downward-Sloping Labor Supply Curve: The Case of Peru", *Review of Development Economics*, Wiley Blackwell, vol. 12(4), pages 737-750, November.

Anexos

A. Forma reducida de la oferta laboral

Se describe formalmente la derivación de la ecuación de oferta de trabajo. Se trata de la derivación de ecuación de [MaCurdy \(1981\)](#), la cual se deriva en detalle en [Blundell y MaCurdy \(1999\)](#). Se parte de la condiciones de primer orden, eq2 2-4, las cuales se expresan por comodidad como

$$-\sigma \log(c) = \log \lambda, \quad (8)$$

$$\log B + \frac{1}{\psi} \log h = \log \lambda + \log w, \quad (9)$$

$$E\lambda' = \lambda\beta(1+r), \quad (10)$$

Definimos el error de predicción del multiplicador de Lagrange (en logs)

$$\epsilon_i = \log(\lambda_i) - E_{-1} \log(\lambda_i), \quad (11)$$

con lo cual se tiene una expresión para λ

$$\lambda = \exp\{E_{-1} \log(\lambda)\} \exp\{\epsilon\}, \quad (12)$$

$$E_{-1} \lambda = \exp\{E_{-1} \log(\lambda)\} E_{-1} \exp\{\epsilon\} \quad (13)$$

Usando [12](#) y [13](#)

$$\lambda = \frac{E_{-1} \lambda}{E_{-1} \exp(\epsilon)} \exp\{\epsilon\}. \quad (14)$$

Al reemplazar $E_{-1} \lambda = \frac{\lambda_{-1}}{\beta(1+r)}$, que resulta de la ecuación [10](#)

$$\lambda = \frac{\lambda_{-1}/(\beta(1+r))}{E_{-1} \exp(\epsilon)} \exp\{\epsilon\}. \quad (15)$$

De (15) se deduce que $\log \lambda$ sigue el siguiente proceso estocástico

$$\log \lambda = \log \lambda_{-1} + \epsilon - \log [E_{-1} \exp(\epsilon)] - \log \beta(1 + r), \quad (16)$$

$$\log \lambda = \log \lambda_{-1} + v. \quad (17)$$

donde $v = \epsilon - \log [E_{-1} \exp(\epsilon)] - \log \beta(1 + r)$.

La ecuación de oferta de trabajo se deduce de la ecuación 9

$$\log(h) = \psi \log(w) + \psi \log(\lambda) + \psi \log(B), \quad (18)$$

que en primeras diferencias toma la forma

$$\Delta \log h = \psi \Delta \log w + \psi \Delta \log \lambda. \quad (19)$$

Al remplazar $\Delta \log \lambda$ de (17)

$$\Delta \log h = \bar{h} + \psi \Delta \log w + \psi v. \quad (20)$$

Finalmente, se llega a la forma reducida de la oferta de trabajo

$$\Delta \log h = \bar{h} + \psi \Delta \log w + e, \quad (21)$$

luego de denotar por $e = \psi v$, donde $e = \psi v$, \bar{h} denota una constante que depende de los parámetros de preferencias (β y r).