

EL EFECTO DEL TRABAJADOR ADICIONAL. EVIDENCIA PARA ARGENTINA (2003-2007)*

JORGE A. PAZ
CONICET
Universidad Nacional de Salta

This paper examines the Additional Worker Effect in Argentina. We conclude that such effect exists, that it is large and that it is highly persistent even when using a wide array of controls in the regressions. It is also observed that spouses of working heads who become unemployed return to formal or informal employment with more intensity. We do not find evidence that impacts on spouse is unemployment.

JEL: J22, J60, O12

Keywords: Efecto del trabajador adicional, Oferta laboral, Desempleo, Estrategia de los Hogares, Argentina

1. INTRODUCCIÓN

En su acepción tradicional y más conocida, el efecto del trabajador adicional (ETA) alude a la salida de las mujeres casadas al mercado laboral como respuesta al desempleo de sus esposos. Se supone que este comportamiento estratégico tiene como objetivo principal suavizar el consumo compensando, al menos en parte, la presunta reducción de los ingresos familiares provocada por la pérdida del empleo del principal aportante (también denominado “cabeza de familia” o simplemente “jefe”). Si bien el ETA tiene una razón de ser sólidamente fundada en la teoría de

* Esta investigación fue parcialmente financiada por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) a través del PIP 5058, por la Agencia Nacional de Investigación Científica y Tecnológica, a través del Fondo Nacional de Ciencias y Tecnología (PICT 32604) y por el Consejo de Investigación de la Universidad Nacional de Salta (UNSa). Las afirmaciones y las opiniones pertenecen al autor y no comprometen a las instituciones que financiaron este estudio. El autor agradece a Mariana Conte Grand, Leonardo Gasparini, Laura Golovanesky, Eugenio Martínez, Luisa Montuschi y Corina Paz Terán por los comentarios realizados a versiones previas de este trabajo. La presente versión incluye las observaciones de los árbitros anónimos de la revista que llevaron a modificar el contenido original del artículo. Los errores y las omisiones que permanecen son responsabilidad del autor.
Email:pazjor@gmail.com

la oferta de trabajo, la evidencia empírica disponible no resulta concluyente, no pudiéndose juzgar de manera contundente el resultado final o impacto del desempleo del jefe de hogar sobre la oferta de trabajo de su cónyuge. Este artículo tiene dos objetivos principales. Se propone, por un lado, estimar el ETA usando datos de Argentina para el período de la recuperación económica reciente (2003-2007); por otro, persigue evaluar la manera en que este efecto se manifiesta.

Los primeros estudios que se ocuparon de este tema (Humprey, 1940; Woytinsky, 1940) tenían por objetivo dimensionar la verdadera magnitud del desempleo en una coyuntura económica dada y entender algunas paradojas que ocurren en el mercado de trabajo en épocas de crisis. Por ejemplo, si los cónyuges de los jefes desempleados salen al mercado laboral en busca de trabajo y no lo encuentran, la tasa de desocupación general puede aumentar; y aún en los casos en que logran insertarse en un empleo, puede ocurrir que coexistan altos niveles de desempleo con aumentos en la tasa de empleo de la economía.

Pero un motivo muy importante para estudiar este efecto, surge al ampliar la visión a sus consecuencias de largo plazo. Si los trabajadores que responden al desempleo del jefe son jóvenes, puede darse que deban interrumpir su escolaridad o disminuir su rendimiento académico por la necesidad de combinar estudio y trabajo. Aun no siendo los jóvenes los directamente implicados en los procesos descritos, es probable que ellos deban hacerse cargo de las tareas domésticas, intensivas en tiempo, con consecuencias sobre la escolaridad análogas a la provocada por el trabajo remunerado¹.

Hay en la literatura económica un gran debate acerca de este tema. Prácticamente todos los estudios existentes referidos principalmente a los países más desarrollados encuentran que el efecto no existe y en los casos en los que aparece, es muy tenue y cercano a cero (Cullen y Gruber, 2000; Heckman y MaCurdy, 1980; Lundberg, 1985; Maloney, 1987 y 1991; Spletzer, 1997)². Los más escasos estudios para los países menos desarrollados encuentran evidencias mixtas, pero por lo general, el efecto parece más claro e intenso que el de los primeros (Fernandes y Felício, 2005; Parker y Skoufias, 2004; Paz, 2001 y 2007).

Para comprender las razones de las diferencias entre países más y menos desarrollados es necesario aclarar que en términos teóricos el ETA puede manifestarse por el predominio del efecto ingreso que sobre la oferta de trabajo familiar ejerce el desempleo del principal aportante de ingresos. Para Heckman y MaCurdy (1980) la reducción transitoria de los ingresos del hogar tiene una incidencia prácticamente nula en la oferta laboral actual. Estos autores suponen mercados

¹ Además existen indicios de que estos ajustes familiares tienen una clara dimensión de género. Son las niñas/jóvenes (mujeres) las que, por lo general, asumen las funciones domésticas (preparación de comidas, limpieza, lavado de ropa, cuidado de hermanos más pequeños, etc.). Los niños/jóvenes (varones) son más propensos a actuar como trabajadores adicionales en el sentido tradicional, es decir, ofreciendo su fuerza de trabajo al mercado (Paz, 2008). La idea de incluir las tareas domésticas en el examen del ETA está brillantemente planteada en el artículo de Moehling (1998).

² También hay estudios realizados en los países más desarrollados en los que la evidencia sugiere la existencia de ETA (Kohara, 2008; Prieto Rodríguez, y Rodríguez Gutiérrez, 2002; Tano, 1993), o en los que se esgrimen razones de por qué en realidad puede parecer bajo siendo verdaderamente alto (Basu *et al.*, 1998).

de capitales perfectos, perfecta previsibilidad de los hechos futuros, y que las decisiones de los miembros del hogar se basan en el valor presente de la riqueza familiar y no en el valor de los ingresos corrientes. Por ese motivo una pérdida de ingresos hogareños debidamente anticipada no tiene por qué generar efecto en el valor presente de la riqueza familiar y, por consiguiente, el ETA pierde entidad.

La violación de algunos de los supuestos anteriores pueden provocar la existencia del ETA y contribuir a explicar por qué es más común hallar el efecto en los países menos desarrollados. Si el acceso al crédito para financiar consumo está limitado, si los sistemas de protección al desempleo no están lo suficientemente desarrollados o sus niveles de generosidad no son demasiado amplios; si existe incertidumbre respecto a la duración de los episodios de desempleo del jefe, o si dichos episodios no pueden ser debidamente anticipados, y hay —además— importantes restricciones de liquidez, es altamente probable que la salida de trabajadores secundarios quede como una de las pocas (sino la única) estrategias de las que dispone el hogar para suavizar consumo. Estas características están claramente presentes en los países menos desarrollados en general y en Argentina en particular.

Pero, a pesar de haber detectado la presencia de ETA en algunos países menos desarrollados, quedan en la literatura algunas importantes preguntas sin responder que tienen que ver con la forma en que se manifiesta este efecto.

Ya Lundberg (1985) había advertido que a los tradicionales tránsitos de la inactividad a la actividad debían agregársele otros no menos importantes: los cónyuges de jefes desempleados dejan menos sus empleos por renuncia, se ocupan más rápidamente y permanecen menos en la desocupación, contribuyendo todo ello a generar en esos cónyuges tasas de actividad más elevadas. De estas consideraciones surgen al menos un par de lecciones importantes y algunas preguntas que se tratarán de responder en este estudio: para ser observado correctamente, el ETA requiere del análisis dinámico basado en el enfoque de transiciones entre estados; además, es necesario profundizar en la manera en que se manifiesta, porque de ello dependerá la conclusión de política pública relevante para cada caso. Entonces, ¿los trabajadores adicionales que podrían denominarse tradicionales (los que transitan de la inactividad a la actividad) terminan ocupándose o permanecen desempleados al igual que los jefes? Si es que se ocupan ¿en qué tipo de empleo lo hacen? Serneels (2002) menciona la posibilidad de alternancia del cónyuge entre un sector bueno y uno malo del mercado laboral y plantea la posibilidad de que las esposas de jefes desempleados terminen ocupándose en el segmento malo, con inestabilidad y bajos ingresos.

Estos temas son examinados en el presente artículo, usando datos de Argentina, donde el mercado laboral se caracteriza por un nivel comparativamente muy elevado de informalidad y con un sistema de protección al desempleo de difícil acceso geográfico.

Además, a pesar de la fuerte recuperación económica que se ha registrado en los últimos años y de la reducción de los niveles de desempleo luego de la crisis de 2001/2002, la tasa de informalidad laboral ha sido muy refractaria al cambio (Golovanesky y Paz, 2007) y permanece en niveles muy elevados todavía. Esta desocupación y la informalidad tienen una incidencia mayor en los cónyuges y otros componentes del hogar que pueden ser clasificados como adicionales o secundarios.

El artículo ha sido organizado según el siguiente plan. En la próxima sección se describen los datos usados y en la sección 3 la metodología. En la sección 4 se discuten los resultados encontrados y en la sección 5 se presentan las principales conclusiones del estudio.

2. DATOS

En este estudio se usaron datos de la Encuesta Permanente de Hogares, modalidad Continua (EPHC) realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) con la colaboración de las direcciones de estadística de cada una de las provincias de Argentina. Esta encuesta forma parte de un programa nacional de producción permanente de indicadores sociales cuyo objetivo es conocer las características socioeconómicas de la población de los principales centros urbanos del país y sobre cuya base se proporcionan regularmente las tasas de empleo, desocupación, subocupación y pobreza, entre otras.

El período cubierto comienza en el tercer trimestre de 2003 y culmina en el primer trimestre de 2007³. Conforman la población de interés los hogares nucleares constituidos por jefes entre 25 y 59 años de edad, casados o unidos, y que fueron encuestados cuatro veces a lo largo del período bajo análisis.

Por la metodología de recolección de datos de la EPHC, las viviendas de un área que ingresan a la muestra son entrevistadas dos trimestres consecutivos en el mes y en la semana asignados a esa área, luego se retiran por dos trimestres también consecutivos y vuelven a la muestra para ser re-encuestadas. Es por ello que el esquema de rotación de la EPHC se denomina 2-2-2, argumentándose que así se minimiza la tasa de no respuesta y facilita el *matching* entre períodos interanuales. En suma, el esquema 2-2-2 permite seguir la trayectoria laboral y socioeconómica de un hogar a lo largo de un año y medio.

Usando información del tercero y cuarto trimestre de los años 2003 a 2006 en el Cuadro 1 se muestra el comportamiento de algunos indicadores del mercado laboral para dos grupos de cónyuges: aquellos cuyo jefe está ocupado y los que conviven con jefes desempleados. Puede verse que la tasa de actividad de los segundos es significativamente más elevada que la de los primeros, aunque se encuentran diferencias menores y con signo cambiado para la oferta de esfuerzo, medida en este caso por el número de horas semanales dedicadas a la actividad productiva. Los cónyuges con jefes desempleados registran también mayores tasas de desocupación, y para los que tienen un empleo, niveles más elevados de informalidad laboral y de subocupación horaria⁴. Lo anterior sugiere que el impacto del desempleo del jefe se produce vía aumento en la participación de

³ Durante el año 2007, el INDEC fue intervenido por el gobierno de la presidente Cristina Fernández y, como puede constatarse visitando el sitio web del organismo (URL:<http://www.indec.gov.ar>), desde entonces y hasta la fecha de redacción de este artículo, dejó de proveer los microdatos de la EPHC. El límite inferior del período (2003:3) es el primero luego de la implementación de la EPHC. Para detalles puede verse INDEC (2007).

⁴ La informalidad laboral está medida como el porcentaje de trabajadores asalariados a los que no se les realizan los aportes a la seguridad social, mientras que la subocupación horaria considera aquellos casos de trabajadores que dedican menos de 35 horas al trabajo remunerado, pero querrían trabajar más horas.

los cónyuges, más que por un aumento en la oferta de esfuerzo, medido por las horas semanales dedicadas a la actividad productiva.

CUADRO 1
CÓNYUGES SEGÚN CONDICIÓN DE OCUPACIÓN DEL JEFE DE HOGAR
(25-59 años de edad)

Indicador	Jefe ocupado				Jefe desocupado			
	2003	2004	2005	2006	2003	2004	2005	2006
Tasa de actividad	59,1	59,7	59,8	60,0	73,7	66,9	68,8	67,6
Tasa de desocupación	13,9	11,7	9,2	8,8	15,6	13,2	21,4	13,1
Tasa de empleo	51,2	53,1	54,8	54,8	62,3	58,5	54,3	58,7
Tasa de no registro	48,5	49,2	46,2	40,1	53,5	54,9	46,9	53,9
Horas trabajadas	34,2	34,5	35,4	35,8	36,3	33,2	34,3	33,4

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, EPHC, 3° y 4° trimestre de cada año.

Los mismos indicadores pero referidos a los jefes de hogar se muestran en el Cuadro 2. Como puede apreciarse claramente allí, las tasas de actividad superan el 90% en todas las fechas consideradas y las tasas de desocupación marcadamente más bajas que la de los cónyuges. Los ocupados trabajan un número mayor de horas, y la incidencia tanto de la subocupación horaria como del no registro es mucho más baja que la correspondiente a cónyuges.

CUADRO 2
JEFES DE HOGAR
(25-59 años de edad)

Indicador	2003	2004	2005	2006
Tasa de actividad	93,4	93,2	92,8	92,1
Tasa de desocupación	7,7	6,2	5,3	4,4
Tasa de empleo	86,3	87,5	88,1	88,1
Tasa de no registro	40,9	39,0	38,1	34,2
Horas trabajadas	45,2	46,1	46,6	46,6

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC, EPHC, 3° y 4° trimestre de cada año.

En el Cuadro 2 puede verse también que las condiciones del mercado laboral han mejorado durante el período examinado. Con una tasa de actividad que ha permanecido casi sin cambios entre puntas, se aprecia una reducción marcada de la desocupación y de la tasa de no registro. Durante el período, la economía se ha recuperado de la gran retracción económica ocurrida entre 2001 y 2002, y desde el principio y hasta el último año cubierto por este estudio, las tasas de crecimiento del producto han sido persistentemente elevadas.

3. METODOLOGÍA

Los 4075 hogares nucleares finalmente incluidos provienen de una muestra de 10 paneles, y están constituidos por cónyuges inactivos casados (o unidos) con jefes ocupados en un momento inicial debidamente localizado. El interés consiste en examinar la respuesta de estos cónyuges cuando sus parejas (jefes) transitan de una ocupación al desempleo (0→D). Para capturar la existencia del efecto y su magnitud, este tránsito debe ser entendido como un tratamiento aplicado a un grupo experimental. En la primera parte del estudio, la respuesta de los cónyuges se analiza a través de la probabilidad de transitar de la inactividad a la actividad (I→A), con lo cual el ETA puede ser definido como la diferencia de esa probabilidad entre dos grupos de jefes: los que transitaron al desempleo y los que permanecieron ocupados. Para alcanzar el segundo objetivo, apreciar la manera en que el ETA se manifiesta, se analizaron otros flujos de cónyuges usando siempre como estado inicial la inactividad: (a) de la inactividad al empleo u ocupación (I→O); (b) de la inactividad al desempleo (I→D); y (c) de la inactividad al empleo no registrado (I→NR)⁵.

La implementación empírica de la prueba del ETA hizo necesario condicionar los datos disponibles a fin de eliminar el efecto de las variables que pudieran estar perturbando la comparación entre los grupos de jefes de hogar considerados. Si se acepta que los determinantes de las decisiones de transición de los cónyuges pueden reunirse en una matriz X compuesta por k variables observadas y una columna de unos, las probabilidades de transición pueden ser representadas por la siguiente función:

$$(1) \quad (I_c \rightarrow A_c)_i = \beta (O_j \rightarrow D_j)_i + X_i \Omega + \mu_i$$

Donde I_c, A_c, O_j, D_j representan los estados inactivo, activo de los cónyuges (subíndice c); ocupado y desempleado de los jefes (subíndice j), respectivamente; ambos miembros de la i -ésima pareja. Por su parte, el vector Ω representa los parámetros a estimar, μ_i el término de error y β la magnitud del ETA. La variable $(O_j \rightarrow D_j)_i$ es una *dummy* que toma valor uno si el jefe transitó desde la ocupación al desempleo y cero en el caso de haber permanecido ocupado. La variable dependiente, $(I_c \rightarrow A_c)_i$, es también dicotómica y toma valor uno si el cónyuge transitó de la inactividad a la actividad y cero en caso contrario.

Conociendo los coeficientes del modelo *probit* obtenidos por la ecuación (1) se pueden computar para cada cónyuge de la muestra dos estimaciones de probabilidades de transición de la inactividad a la actividad: una, cuando el jefe transita del empleo al desempleo; otra cuando permanece ocupado, *ceteris paribus*. Dado que lo que se busca es conocer el efecto del tratamiento sobre el grupo experimental, la medida del ETA está basada solamente en dicho grupo.

La posibilidad de identificación del efecto depende de la capacidad de las variables de control incluidas en X para captar el conjunto de determinantes de la transición de los cónyuges, y de la relación entre la variable independiente clave para

⁵ Se entiende por empleo no registrado al que no se practicaron aportes a la seguridad social.

la detección del efecto (el tránsito del jefe) y la dependiente. En este estudio se han usado como variables de control las tradicionalmente incluidas en las ecuaciones de participación: edad y su cuadrado, género del cónyuge, nivel educativo, tipo de unión (legal o de hecho), cantidad de menores clasificados por la edad de asistencia a niveles del sistema educativo, *dummies* de región, año y trimestre de la encuesta.

A pesar de todos estos recaudos metodológicos persiste la posibilidad de que factores inobservables estén provocando sesgos de selección; factores que hacen a los cónyuges más o menos propensos a participar, y a los jefes más o menos propensos a estar desempleados. Para controlarlos se apela a la historia laboral de cónyuges y jefes y se incluyen *dummies* que operan como *proxies* de efectos fijos inobservables: si en períodos anteriores los cónyuges estuvieron activos y los jefes desempleados.

Esta manera de proceder limita el análisis debido a que obliga a centrar el estudio en las transiciones ocurridas durante los últimos dos trimestres para poder observar el estado de cónyuges y jefes en alguno de los dos trimestres previos a la re-entrevista.

El otro problema consiste en la sospecha de endogeneidad del regresor principal: la transición del jefe. Dado que las parejas deciden conjuntamente sus estados en el mercado de trabajo es probable que las decisiones de participar/no participar, emplearse/permanecer desempleados, se tomen simultáneamente, en cuyo caso y debido a la potencial endogeneidad de la variable de interés, es probable que la estimación arroje resultados sesgados y complique la identificación del efecto⁶. Para comprobar la existencia de exogeneidad se ha computado para cada regresión, la prueba para modelos *probit* propuesta por Smith y Blundell (1986), la que plantea como hipótesis nula la correcta especificación del modelo, siendo exógenas todas las variables incluidas en él⁷. Como se verá más abajo, la aplicación de esta prueba requiere definir al menos un instrumento, habiéndose elegido a tal efecto una *dummy* que toma valor uno si los jefes que pasaron de la ocupación al desempleo, perdieron en empleo por despido o cierre de fábrica.

Una posibilidad para tratar el problema de exogeneidad hubiese sido usar directamente como regresor el tránsito de la ocupación a desempleo de aquellos jefes de hogar que fueron desplazados de sus empleos⁸. Ocurre sin embargo que el obrar de esta manera reduce drásticamente el número de observaciones, problema que no aparece al emplearla como un instrumento para la aplicación de la prueba

⁶ Como bien lo plantea uno de los árbitros anónimos: "No hay acá un experimento aleatorio, algún shock que esté alterando el *path* de empleo de los jefes."

⁷ La prueba de Smith-Blundell es equivalente a la realización de un test de Hausman (1978). Se optó por esta prueba dado que existe una polémica en la literatura acerca de la posibilidad de aplicar la prueba de Hausman cuando se trata de modelos no lineales, y cuando la variable sospechada de endogeneidad es continua o dicotómica (Wooldridge, 2002: Secciones 15.7.2 y 15.7.3). En estos casos, Cameron y Triverdi (2005, Sección 8.3) proponen realizar la prueba de Hausman estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios un Modelo de Probabilidad Lineal, pero se consideró aquí que la prueba de Smith-Blundell resultaba más adecuada por el contexto específico del estudio. El comando del *test* en STATA es "probexog".

⁸ Como lo hace Stephen (2001), por ejemplo.

de Smith-Blundell. La limitación en el número de casos surge también por haber tenido que restringir el análisis de las transiciones al último período de la rotación de la EPHC, la que está sometida, como se explicó ya, al esquema 2-2-2. Esta era la única manera de poder hacer los resultados comparables con otros en la literatura.

4. RESULTADOS

Los datos descriptivos, que se resumen en el Cuadro 3, permiten apreciar fuertes diferenciales entre tránsitos desde la inactividad de cónyuges, clasificados por movilidad o permanencia en el empleo del jefe de hogar con el que conviven. El ETA tradicional asciende en este caso a 15 puntos porcentuales (pp), es decir, un nivel intermedio entre las dos estimaciones de Parker y Skoufias (2004) para México (17% y 9%), 3 pp más que el de Fernandes y Felício (2005) para Brasil (12%) y el doble del reportado por Spletzer (1997) para los Estados Unidos (7,6%).

CUADRO 3
MEDIAS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR DE CADA VARIABLE

Variables	Jefe transitó de la ocupación al desempleo (O→D)		Jefe permaneció en el empleo (O→O)	
	Media	Desvío estándar	Media	Desvío estándar
Transición cónyuges (I→A)	0,328	0,470	0,175	0,380
Transición cónyuges (I→O)	0,270	0,444	0,122	0,327
Transición cónyuges (I→D)	0,058	0,234	0,053	0,224
Transición cónyuges (I→NR)	0,187	0,390	0,067	0,251
Edad cónyuge	40,407	9,584	39,335	9,124
Años de educación	9,493	3,653	10,709	4,133
Género (Varón=1)	0,053	0,225	0,041	0,198
Estado civil (Unido=1)	0,349	0,477	0,245	0,430
Hijos entre 0 y 4 años de edad	0,307	0,575	0,299	0,538
Hijos entre 5 y 12 años	1,020	1,039	0,787	0,957
Hijos entre 13 y 18 años	0,626	0,829	0,576	0,822
Adultos mayores de 59 años	0,052	0,221	0,054	0,240
Jefe ocupado no registrado	0,420	0,494	0,255	0,436
Cónyuge activo	0,743	0,437	0,661	0,473
Jefe desocupado	0,381	0,486	0,054	0,226

Fuente: Construcción propia con microdatos de EPHC.

En cuanto a la manera en que el ETA se manifiesta, pueden constatarbrechas ostensibles entre los tránsitos de la inactividad al empleo (I→O) y de la inactividad al empleo no registrado (I→NR). No se observan, en cambio, disparidades entre

tránsitos desde la inactividad al desempleo (I→D). Queda clara la necesidad del análisis multivariado, dado que como se desprende del Cuadro 3, los cónyuges de jefes desempleados tienen un nivel educativo más bajo, una proporción mayor de unidos de hecho, son más propensos a estar en el mercado laboral y sus esposos (jefes) a estar desempleados y a trabajar en la economía informal.

Los resultados obtenidos tras estimar el modelo *probit* se muestran en el Cuadro 4. El Modelo (1) no incluye ninguna variable de control, mientras que el Modelo (2) incorpora características personales y familiares, como así también *dummies* correspondientes a los años, trimestres y región de residencia del hogar. Finalmente, el Modelo (3) agrega al anterior aspectos relacionados con la historia laboral de jefes y cónyuges. Este esquema de estimación responde al usado en otros estudios similares (Bunel, 2003 para Francia; Spletzer, 1997 para los Estados Unidos; Fernandes y Felício, 2000 para Brasil y Parker y Skoufias, 2004 para México), de manera que los resultados del Cuadro 4 pueden ser comparados con los obtenidos por ellos.

El ETA se manifiesta claramente en el Modelo (1) por β positivo y estadísticamente significativo. Esto no agrega nada a lo visto en el repaso descriptivo que se hizo al comentar el Cuadro 3. El efecto disminuye al incorporar al modelo las características personales, familiares, temporales y residenciales de los cónyuges (Modelo 2)⁹. Se puede ver también que el género y la presencia de hijos en el hogar son las dos variables que presentan significación estadística a los niveles usuales en la regresión estimada. Los signos sugieren que la probabilidad de un cónyuge de transitar de la inactividad a la actividad es mayor entre los hombres y que disminuye conforme aumenta el número de hijos en edad preescolar (0 a 4 años) presentes en el hogar.

La magnitud del ETA cae todavía más al incluir *proxies* de los factores fijos inobservables que estarían impactando en la probabilidad de tránsito de los cónyuges (Modelo 3). De las variables incorporadas, sólo la actividad previa del propio cónyuge aparece con el signo esperado y es significativamente distinta de cero, indicando que un cónyuge que ha sido activo durante el año anterior tiene una probabilidad más elevada de transitar de la inactividad a la actividad. No se encontró evidencia de la influencia de episodios de desempleo previos del jefe de hogar en la transición del cónyuge, con lo que no puede desecharse la independencia de gustos por el ocio entre ambos cónyuges. Pero a pesar del menor impacto de la transición del jefe, al incorporar inobservables el coeficiente β tiene signo positivo y sigue siendo estadísticamente significativo. De la prueba de Smith y Blundell (1986) de exogeneidad aplicado a todas las regresiones, puede concluirse que los modelos están correctamente especificados y que no existen razones para temer endogeneidad.

En los cuadros A.1 a A.3 del Apéndice se muestran los resultados de las tres regresiones que se corren con el fin de estudiar la manera en que se manifiesta el ETA en el mercado laboral Argentino. Estas regresiones tienen una estructura idéntica a la del Cuadro 4, ya discutido, pero se diferencian de aquél por la variable dependiente considerada.

⁹ Sin embargo se contrastó la significancia de la diferencia entre los β de los dos modelos ($\Delta\beta$) y no se pudo rechazar la hipótesis de igualdad a cero de la misma.

CUADRO 4
TRANSICIÓN DE LOS CÓNYUGES
DE LA INACTIVIDAD A LA ACTIVIDAD (I→A)
(Coeficientes de la estimación *probit*)

Variables	Modelo		
	(1)	(2)	(3)
Transición del jefe O→D	0,490** (0,205)	0,484** (0,208)	0,447* (0,231)
Edad		0,058* (0,035)	0,056 (0,038)
Cuadrado de la edad		-0,001** (0,000)	-0,001* (0,000)
Educación		0,009 (0,010)	0,004 (0,011)
Género		1,172*** (0,286)	1,013*** (0,292)
Estado de la unión		0,122 (0,092)	-0,003 (0,097)
Hijos de 0 a 4 años		-0,184** (0,074)	-0,157** (0,080)
Hijos de 5 a 12 años		0,007 (0,039)	0,032 (0,040)
Hijos de 13 a 18 años		-0,004 (0,040)	-0,013 (0,044)
Adultos mayores (59 y más)		-0,076 (0,128)	-0,072 (0,130)
Jefe asalariado no registrado el año anterior			0,139 (0,085)
Cónyuge activo durante el año anterior			0,800*** (0,074)
Jefe desempleado durante el año anterior			-0,056 (0,161)
<i>Dummies</i> por año		Si	Si
<i>Dummies</i> por trimestre		Si	Si
<i>Dummies</i> por región		Si	Si
Constante	-0,935*** (0,037)	-1,681** (0,719)	-1,969** (0,810)
Número de observaciones	4.075	4.075	4.075
Pseudo R ²	0,003	0,031	0,104
Test de Smith-Blundell (χ^2)	1,072 (0,094)	0,924 (0,337)	0,080 (0,778)

Fuente: Construcción propia con microdatos de EPHC.

Nota: Errores Estándar Robustos entre paréntesis. Significativos al: *, **, *** indica coeficientes significativamente distintos de cero al 10%, 5% y 1% respectivamente, excepto para la prueba de Smith-Blundell, donde los valores entre paréntesis indican el *p-value*. La ausencia de asterisco indica no significancia a los niveles usuales.

El efecto estaría operando de la siguiente manera: aumentando la probabilidad de los cónyuges de transitar hacia un empleo, en términos muy generales (Cuadro A.1), y aumentando la probabilidad de transitar a un empleo no registrado, de manera más específica (Cuadro A.3). La evidencia sugiere que no existe relación entre el tránsito del jefe de la ocupación al empleo y el tránsito de los cónyuges de la inactividad al desempleo (Cuadro A.2). Todavía más, en aquellos casos en los que los coeficientes β son significativamente diferentes de cero (cuadros A.1 y A.3) opera la reducción de la magnitud del ETA, conforme se agregan al modelo una mayor cantidad de controles, desde el más ingenuo a la versión que intenta capturar inobservables.

Un resultado interesante que emerge del Cuadro A.3 se refiere a los signos y significancia estadística de dos variables que en el Cuadro 4 parecían no tener demasiada importancia: hijos de 5 a 12 años, y adultos mayores (59 y más años de edad) en el hogar. La primera variable aparece con signo positivo lo que estaría indicando que el mayor número de niños de estas edades estaría aumentando la probabilidad de un cónyuge de ocuparse. Un efecto inverso se obtendría para los cónyuges con adultos mayores en el hogar. El primer hecho puede tener que ver con la posibilidad de los cónyuges de delegar las tareas domésticas y de cuidado, a los niños de la familia. Esto estaría provocando trabajo doméstico infantil, como se ha discutido en extenso en Paz (2008). El segundo hecho es curioso pero compatible con la posibilidad de que los adultos mayores aporten ingresos provenientes de fuentes no laborales, tales como jubilaciones y pensiones. Estos ingresos harían menos necesario para el hogar el trabajo del cónyuge. Nótese que estas variables vuelven a perder significancia cuando las variables dependientes son tanto el tránsito del cónyuge de la inactividad al desempleo, como el de la inactividad al empleo no registrado.

Con los coeficientes estimados y las medias muestrales es posible calcular los efectos marginales de la transición del jefe del empleo al desempleo, como se muestra en el Cuadro 5. En el modelo sin controles la diferencia atribuible al ETA es de 15,3 pp, mientras que en el Modelo (3) el ETA se retrae a 12,9 pp, aunque sigue siendo alto y estadísticamente significativo.

CUADRO 5
EFECTOS MARGINALES
(Resumen)

Variabes	(1)	(2)	(3)
I→A	0,153** (0,074)	0,149** (0,073)	0,129* (0,077)
I→O	0,148** (0,071)	0,145** (0,072)	0,130* (0,077)
I→NR	0,119* (0,063)	0,095* (0,057)	0,081* (0,058)

Fuente: Construcción propia en base a cuadros 5 a 7 y a algunas medias muestrales.

Nota: Errores Estándar Robustos entre paréntesis. *, ** indican significancia estadística al 10% y 5%, respectivamente.

En el Cuadro 5 puede apreciarse esta diferencia como así también los efectos marginales (ETA) para las dimensiones exploradas con el fin de encontrar la manera en que el efecto opera en Argentina. El ETA encontrado según el Modelo (1) es del doble del hallado por Spletzer (1997) para los Estados Unidos (Cuadro 5 de este trabajo versus Tabla IV del trabajo de Spletzer) y de más de 6 veces para el Modelo (3). Las diferencias son mucho menores al comparar con Brasil (Fernandes y Felício, 2005): 1,3 veces mayor en Argentina para el Modelo (1), y 1,8 veces para el Modelo (3), al respecto véase el Cuadro 5 de este artículo versus la Tabla 6 de Fernandes y Felício. Esto muestra mayores similitudes entre las dos economías latinoamericanas que entre cualquiera de éstas y la economía norteamericana, en cuanto a la magnitud del ETA.

5. CONCLUSIONES

Surge de esta investigación que el efecto del trabajador adicional en Argentina existe y que es relativamente intenso, aún en el período 2003-2007 que muestra una franca recuperación económica. Para llegar a esta conclusión se trabajó con un panel balanceado construido con datos de la Encuesta Permanente de Hogares modalidad Continua, con el cual se siguió la proporción de cónyuges que transitaron de la inactividad a la actividad y se correlacionó ese tránsito con el de los jefes del empleo al desempleo.

La conclusión más general es que uno de cada tres cónyuges inactivos que conviven con jefes que transitaron del empleo al desempleo, se activaron; mientras que entre los que conviven con jefes que permanecieron ocupados, sólo se activó uno de cada siete. No se hallaron diferencias entre cónyuges con jefes desempleados u ocupados, para las horas trabajadas semanalmente.

Se investigó la posibilidad de que esta diferencia de tránsitos entre la inactividad y la actividad, estuviera afectada por determinantes observables y no observables, como así también se evaluó la posible endogeneidad de la variable explicativa central en los modelos estimados. El resultado de las regresiones con todos los controles muestra que el efecto disminuye pero que no desaparece mientras que el test aplicado para probar endogeneidad sugiere que el modelo está correctamente especificado.

Se estudió también de qué manera opera el efecto en Argentina. A este respecto se puede decir que el desempleo de los jefes de hogar impacta positivamente en la probabilidad de los cónyuges de ocuparse y de hacerlo en puestos informales o no registrados. No se encontraron evidencias que sugieran aumentos de flujos al desempleo. Para probar la robustez de estas conclusiones, los modelos estimados fueron sometidos también a pruebas de endogeneidad de la variable explicativa principal constatándose una correcta especificación.

Se observó también una relación entre la probabilidad de transitar al empleo y la presencia de niños entre 5 y 12 años en el hogar, lo que sugiere que la presencia de ayuda potencial para la realización de tareas domésticas podría facilitar la concreción del ETA. Se estaría verificando en este caso un problema

para los niños/jóvenes que deben asumir responsabilidades en la producción doméstica y que pueden desembocar en problemas con su escolaridad, como se estudió en Paz (2008).

Los resultados obtenidos en este estudio van en la dirección a los encontrados por Fernandes y Felício (2005) para Brasil y por Parker y Skoufias (2004) para México. Pero de estas experiencias surge que en Argentina el efecto es más intenso que en esos países, especialmente que en Brasil, un hecho curioso por tratarse de una etapa de recuperación económica. Si bien es cierto que existe alguna evidencia de *assortative mating* como el que encuentran Lundberg (1985) y Spletzer (1997) este no parece sofocar el ETA, probablemente por las fuertes restricciones de liquidez de los trabajadores argentinos. No debe descuidarse tampoco la elevada duración del paro en este país provocada no por la extensión de los episodios, sino por la inestabilidad de los empleos (Galiani y Hopenhayn, 2003) que conducen a fuertes intermitencias en la participación económica, en el empleo y la desocupación.

REFERENCIAS

- Basu, K., G. Genicot y J. Stiglitz (1998), "Household Labor Supply, Unemployment and Minimum Wage Legislation". World Bank Working Paper. Washington D.C.
- Bunel, M. (2003), "Added worker effect revisited through French working time reduction experiment", Paper submitted to European Society for Population Economics.
- Cameron, C. y P. Triverdi (2005), *Microeconometrics. Methods and Applications*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Cullen, J. y J. Gruber (2000), "Does Unemployment Insurance Crowd out Spousal Labor Supply?", *Journal of Labor Economics*, 18(3):546-571.
- Fernandes, R. y F. Felício (2005), "The Entry of the Wife into the Labor Force in Response to the Husband's Unemployment: A Study of the Added Worker Effect in Brazilian Metropolitan Areas", *Economic Development and Cultural Change*, 4:887-911.
- Galiani, S. y H. Hopenhayn (2003), "Duration and Risk of Unemployment in Argentina". *Journal of Development Economics*, 71:199-212.
- Golovanesky, L. y J. Paz (2007), "Recuperación económica y precariedad laboral. Una mirada regional", *Revista de Estudios Regionales y Mercados de Trabajo*, 3:3-32.
- Hausman, J. (1978), "Specification Test in Econometrics", *Econometrica* 46:1251-1271.
- Heckman, J. y T. MaCurdy (1980), "A Life Cycle Model of Female Labour Supply", *Review of Economic Studies*, XLVII:47-74.
- Humprey, D. (1940), "Alleged 'Additional Workers' in the Measurement of Unemployment", *Journal of Political Economy*, 48(3):412-419.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2007), "Encuesta Permanente de Hogares Continua. Diseño de Registro y Estructura de las Bases Preliminares Hogar y Personas". Primer trimestre 2007. INDEC, Dirección Encuesta Permanente de Hogares, Buenos Aires. Disponible en URL: <http://www.mecon.indec.gov.ar>

- Kohara, M. (2008), "The Response of Wives' Labor Supply to Husband's Job Loss". OSIPP Discussion Paper, DP-2008-E007, Osaka.
- Lundberg, S. (1985), "The Added Worker Effect", *Journal of Labor Economics*, 3(1):11-37.
- Maloney, T. (1987), "Employment Constraints and the Labor Supply of Married Woman: a Re-examination of the Added Worker Effect", *Journal of Human Resource*, 22(1): 51-61.
- Maloney, T. (1991), "Unobserved Variables and the Elusive Added Worker Effect", *Economica*, 58:173-187.
- Moehling, C. (1998), "The Added Worker Effect in the Household", mimeo, The Ohio State University, Ohio.
- Parker, S. y E. Skoufias (2004), "The added worker effect over the business cycle: evidence from urban Mexico", *Applied Economics Letters*, 11:625-630.
- Paz, J. (2001), "El efecto del Trabajador Adicional. Evidencias para la Argentina", CEMA, Documento de Trabajo N° 201, Buenos Aires.
- Paz, J. (2007), "Nueva Visita al Efecto del Trabajador Adicional en la Argentina", CEMA, Documento de Trabajo N° 331, Buenos Aires.
- Paz, J. (2008), "Cambios en el Ingreso del Hogar y sus Efectos sobre la Escolaridad de Menores. Argentina (1995-2003)", IELDE, Documento de Trabajo N° 2, Salta.
- Prieto-Rodríguez, J. y C. Rodríguez-Gutiérrez (2002), "Participation of Married Women in the Labour Market and the 'Added Worker Effect' in Europa". Iriss Working Paper N° 2000-12.
- Serneels, P. (2002), "The Added Worker Effect and Intrahousehold Aspects of Unemployment", CSAE Working Paper Series, 2002-14.
- Smith, R. y R. Blundell (1986), "An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply" *Econometrica*, 54(3):679-685.
- Spletzer, J. (1997), "Reexamining the Added Worker Effect", *Economic Inquiry*, 35(2):417-427.
- Stephen, M. (2001), "Worker Displacement and the Added Worker Effect". National Bureau of Economic Research, Working Paper 8260.
- Tano, D. (1993), "The Added Worker Effect. A causality test", *Economic Letters*, 43(1):111-117.
- Wooldridge, J. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Woytinsky, (1940), "Additional workers on the labor market in depressions: A reply to Mr. Humphrey", *Journal of Political Economy*, 48(5):735-739.

APÉNDICE

CUADRO A.1
TRANSICIÓN DE LOS CÓNYUGES DE LA INACTIVIDAD AL EMPLEO (I→O)
(Coeficientes *probit*)

Variables	Modelo		
	(1)	(2)	(3)
Transición del jefe O→D	0,552** (0,217)	0,556** (0,225)	0,542** (0,256)
Edad		0,038 (0,036)	0,033 (0,039)
Cuadrado de la edad		-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Educación		0,008 (0,011)	0,001 (0,012)
Género		1,105*** (0,311)	0,963*** (0,328)
Estado de la unión		0,122 (0,100)	0,018 (0,104)
Hijos de 0 a 4 años		-0,202** (0,081)	-0,163* (0,088)
Hijos de 5 a 12 años		0,052 (0,043)	0,084* (0,044)
Hijos de 13 a 18 años		-0,010 (0,041)	-0,023 (0,045)
Adultos mayores (59 y más)		-0,261* (0,147)	-0,284* (0,146)
Jefe asalariado no registrado el año anterior			0,015 (0,091)
Cónyuge activo durante el año anterior			0,772*** (0,081)
Jefe desempleado durante el año anterior			-0,129 (0,161)
<i>Dummies</i> por año		Si	Si
<i>Dummies</i> por trimestre		Si	Si
<i>Dummies</i> por región		Si	Si
Constante	-1,164*** (0,042)	-1,582** (0,783)	-1,754** (0,889)
Número de observaciones	4.075	4.075	4.075
Pseudo R ²	0,005	0,037	0,105
Test de Smith-Blundell (χ^2)	0,452 (0,501)	0,241 (0,624)	0,011 (0,918)

Fuente: Construcción propia en base a los microdatos de la EPHC de INDEC.

Nota: Errores Estándar Robustos entre paréntesis. *, **, *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente, excepto para la prueba de Smith-Blundell, donde los valores entre paréntesis indican el *p-value*. La ausencia de asterisco indica no significancia a los niveles usuales.

CUADRO A.2
TRANSICIÓN DE LOS CÓNYUGES
DE LA INACTIVIDAD AL DESEMPLEO (I→D)
(Coeficientes *probit*)

Variables	Modelo		
	(1)	(2)	(3)
Transición del jefe O→D	0,048 (0,287)	0,040 (0,296)	-0,020 (0,299)
Edad		0,062 (0,055)	0,065 (0,057)
Cuadrado de la edad		-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Educación		0,009 (0,014)	0,009 (0,014)
Género		0,466 (0,380)	0,321 (0,396)
Estado de la unión		0,081 (0,127)	-0,021 (0,132)
Hijos de 0 a 4 años		-0,071 (0,102)	-0,068 (0,106)
Hijos de 5 a 12 años		-0,096* (0,054)	-0,098* (0,055)
Hijos de 13 a 18 años		0,014 (0,063)	0,019 (0,064)
Adultos mayores (59 y más)		0,200 (0,160)	0,214 (0,163)
Jefe asalariado no registrado el año anterior			0,288** (0,114)
Cónyuge activo durante el año anterior			0,478*** (0,101)
Jefe desempleado durante el año anterior			0,086 (0,220)
<i>Dummies</i> por año		Si	Si
<i>Dummies</i> por trimestre		Si	Si
<i>Dummies</i> por región		Si	Si
Constante	-1,618*** (0,048)	-2,703*** (1,019)	-3,040*** (1,048)
Número de observaciones	4.075	4.075	4.075
Pseudo R ²	0,000	0,058	0,095
Test de Smith-Blundell (χ^2)	1,254 (0,263)	1,300 (0,254)	0,655 (0,418)

Fuente: Construcción propia en base a los microdatos de la EPHC de INDEC.

Nota: Errores Estándar Robustos entre paréntesis. *, **, *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente, excepto para la prueba de Smith-Blundell, donde los valores entre paréntesis indican el *p-value*. La ausencia de asterisco indica no significancia a los niveles usuales.

CUADRO A.3
TRANSICIÓN DE LOS CÓNYUGES DE LA INACTIVIDAD
AL EMPLEO NO REGISTRADO (I→NR)
(Coeficientes *probit*)

Variables	Modelo		
	(1)	(2)	(3)
Transición del jefe O→D	0,605** (0,239)	0,539** (0,242)	0,518* (0,272)
Edad		0,044 (0,040)	0,049 (0,040)
Cuadrado de la edad		-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Educación		-0,031*** (0,012)	-0,034*** (0,013)
Género		1,044*** (0,401)	0,857** (0,380)
Estado de la unión		0,135 (0,101)	0,031 (0,108)
Hijos de 0 a 4 años		-0,148** (0,074)	-0,120 (0,078)
Hijos de 5 a 12 años		0,013 (0,046)	0,027 (0,046)
Hijos de 13 a 18 años		0,001 (0,046)	-0,000 (0,050)
Adultos mayores (59 y más)		-0,334* (0,200)	-0,379* (0,201)
Jefe asalariado no registrado el año anterior			0,232** (0,095)
Cónyuge activo durante el año anterior			0,630*** (0,090)
Jefe desempleado durante el año anterior			0,071 (0,173)
<i>Dummies</i> por año		Si	Si
<i>Dummies</i> por trimestre		Si	Si
<i>Dummies</i> por región		Si	Si
Constante	-1,495*** (0,044)	-2,011*** (0,771)	-2,425*** (0,781)
Número de observaciones	4.075	4.075	4.075
Pseudo R ²	0,007	0,051	0,105
Test de Smith-Blundell (χ^2)	0,086 (0,769)	0,172 (0,678)	0,722 (0,396)

Fuente: Ídem Cuadro A.1.

Nota: Errores Estándar Robustos entre paréntesis. Significativos al: *, **, *** indican significancia estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente, excepto para la prueba de Smith-Blundell, donde los valores entre paréntesis indican el p-value. La ausencia de asterisco indica no significancia a los niveles usuales.