

El bienestar de las mujeres y la disolución de uniones en Uruguay¹

Andrea Vigorito²

Resumen

En este trabajo se estudia el impacto de la separación de parejas corresidentes en el bienestar económico de las mujeres uruguayas y de los niños a su cargo, considerando ingresos y acceso a bienes durables. Se utilizó el panel de datos de la Encuesta de Situaciones Familiares. Las estimaciones se realizaron mediante el método de diferencias en diferencias, con base en la comparación entre mujeres unidas en el año base que experimentaron rupturas en el período y un grupo de control de mujeres similares pero que permanecieron unidas. No se encontraron diferencias en términos de acceso a bienes durables, mientras que se encontraron pérdidas en el ingreso de los hogares del orden del 19% en el caso de las mujeres con hijos.

Palabras clave: separaciones, datos de panel, Uruguay, diferencias en diferencias.

Abstract

The well-being of women after the dissolution of marital and consensual unions. The case of Uruguay

The aim of this study is to assess the impact of couple separations on the economic well-being of Uruguayan women and children, in terms of income and access to durable goods. This study is based on a two waves panel *Encuesta de Situaciones Familiares*. Well-being differentials were estimated using the differences in differences estimator, considering a group of women that experienced a separation and a control one that remained married. While no substantial differences in terms of access to durable goods were found, losses in household income of around 19% are observed in the case separated women with children.

Key words: separation, panel data, Uruguay, differences in differences.

-
- 1 Este trabajo fue realizado en el marco del Grupo de Estudios de Familia de la Universidad de la República (Uruguay). La encuesta utilizada en esta investigación fue financiada por el Fondo Clemente Estable (ANII) y el Fondo de Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF). El trabajo fue presentado en el encuentro de ALAP 2010 en La Habana. Agradezco los comentarios de Wanda Cabella y de dos evaluadores anónimos.
 - 2 Instituto de Economía, FCEA-Universidad de la República (Uruguay), andrea@iecon.ccee.edu.uy

Introducción

En este trabajo se busca cuantificar la magnitud de las pérdidas de bienestar que experimentan las mujeres como resultado de la ruptura de relaciones de convivencia en pareja. Para ello se consideran tanto divorcios como uniones consensuales.

La mayor parte de las investigaciones que tratan esta temática se centran en el análisis de los países desarrollados. La disponibilidad en esos países de paneles de larga data permite estimar las pérdidas de bienestar de corto y largo plazo y asociarlo a diversos factores socioeconómicos. Como se verá más adelante, en la mayor parte de los trabajos previos se encuentra que las pérdidas de ingreso que conlleva la ruptura de una unión legal o consensual son mayores para las mujeres, especialmente en los casos en que hay hijos en común.

Si bien en América Latina se dispone de escasos estudios cuantitativos que permitan apreciar la magnitud de este fenómeno, existen diversas investigaciones en las que se comprueban los fuertes cambios que han experimentado las familias en la región, entre los que se destaca el aumento de los hogares monoparentales y el aumento de las tasas de actividad femeninas (Arriagada, 2002).

En este trabajo se aborda esta problemática para Uruguay, país que constituye un caso de particular interés debido a las altas tasas de divorcio y de ruptura de uniones consensuales observadas desde hace más de dos décadas (Cabella, 1998).

Las rupturas de uniones configuran las estructuras familiares en las que los niños nacen y crecen. Si bien las tres cuartas partes de los menores de 22 años en Montevideo y el área metropolitana viven con su madre y padre, esta proporción varía entre el 88% para los menores de 6 años y el 59% para los jóvenes de 19 a 21 años (Bucheli *et al.*, 2010).

A la vez, las investigaciones precedentes para el caso uruguayo sobre transferencias y visitas de padres no corresidentes indican que la frecuencia de contactos entre padres e hijos no corresidentes es escasa (menos del 30% ve a su padre más de una vez por semana) y que la proporción de padres que transfieren dinero para la manutención de sus hijos no supera el 40% (Bucheli, 2003; Bucheli y Cabella, 2005; y Bucheli y Cabella, 2009). Ello hace suponer que la ruptura de uniones seguramente traiga aparejadas consecuencias diferenciales para hombres y mujeres en términos de ingreso y bienestar.

Por otra parte, en Uruguay, al igual que en otros países de la región, se encuentra una fuerte asociación entre los niveles de bienestar de los hogares y su estructura, resaltándose la mayor vulnerabi-

lidad de los hogares integrados por niños y, en particular, en el caso de aquellos que siendo extendidos albergan núcleos monoparentales (Vigorito, 2003).

Sin embargo, los trabajos realizados hasta el presente para el caso uruguayo se han basado en información de corte transversal, por lo cual no se ha podido avanzar en la comprensión de las pérdidas o ganancias en niveles de bienestar que conllevan las transiciones entre hogares.

La realización de la segunda ola 2007-2008 de la Encuesta de Situaciones Familiares permite contestar algunas de las preguntas anteriormente planteadas. En particular, en este trabajo se busca analizar si existen pérdidas de bienestar asociadas a las rupturas de relaciones de convivencia y estimar su magnitud.

Una limitación importante de este trabajo radica en que la base de datos disponible documenta exclusivamente los cambios en los niveles de bienestar experimentados por las mujeres, dado que no nos fue posible estudiar a los hombres. Como se verá más adelante, los estudios realizados para otros países indican que las trayectorias de bienestar de hombres y mujeres luego de una separación son muy distintas.

Los indicadores de bienestar utilizados consisten en un índice compuesto de acceso a bienes durables y los ingresos del hogar en términos reales. La inclusión de estas dos dimensiones permite analizar pérdidas ligadas a la acumulación de activos así como al flujo de medios.

En el siguiente apartado se describe brevemente el marco de análisis del presente utilizado y se hace una revisión de estudios similares realizados para otros países. Luego se detalla la metodología y los datos utilizados, se exponen los resultados y por último algunos comentarios finales.

Bienestar y cambios en la composición de los hogares

El nivel de bienestar de los hogares y de sus integrantes depende de un conjunto de factores de índole muy diversa. Entre ellos, cabe destacar la inserción laboral de sus miembros; los ingresos que derivan de sus activos acumulados (propiedad de la vivienda, ahorros, etcétera); el nivel y orientación de las transferencias públicas; la forma en que las personas se combinan para conformar hogares; y la forma en que se distribuyen los recursos dentro de los hogares (Atkinson, 1996).

A su vez, la forma en que las personas se ordenan en hogares y los niveles de homogamia dependen tanto de la etapa del ciclo de vida en que se encuentran, como de pautas culturales y de los factores antes mencionados. Por tal razón, existe una relación difícil de desentrañar entre la configuración de los hogares, su nivel de bienestar y las características de los adultos que conforman cada tipo de hogar.

Considerando dos hogares similares en el punto de partida, los cambios en su nivel de bienestar socioeconómico derivados de cambios en su estructura —resultantes de diversas transiciones tales como la conformación de nuevas parejas, ruptura de vínculos, emancipación de dependientes, viudez— podrían deberse a:

- pérdidas de economías de escala en el gasto, principalmente en vivienda;
- disolución del «patrimonio familiar» y pérdida de bienes de propiedad común;
- pérdida de un receptor de ingresos no compensada por el monto de las transferencias del miembro no corresidente ni por transferencias públicas compensatorias;
- los menores ingresos laborales de las mujeres;
- el hecho que la tenencia de los hijos después de una ruptura queda en general en mayor medida a cargo de las madres, que vuelve la carga a favor del miembro del hogar con menores ingresos.

Los trabajos que cuantifican las pérdidas de bienestar producto del divorcio o separación de parejas corresidentes se han enfocado en general al estudio de los países desarrollados, por las razones mencionadas al comienzo. A continuación se reseñan sus principales conclusiones.

Manting y Bouman (2006) analizan los efectos en el corto y largo plazo de las disoluciones de uniones consensuales y divorcios en Holanda, con base en un panel de ingresos de diez olas (1989-2000). De acuerdo a este estudio, la pérdida de bienestar luego del divorcio es mayor para las mujeres que para los hombres y es menor para las personas que provienen de uniones consensuales que para las parejas casadas. Las consecuencias económicas del divorcio en Holanda son dramáticas para las mujeres, dado que presentan tasas de actividad bajas durante los primeros años de vida de sus hijos. En apariencia, las uniones consensuales son más inestables y breves y entonces no registraría una división de roles tan pronunciada como en el caso de las mujeres casadas.

Duncan y Harris (1985) encuentran que la pérdida de ingresos de las mujeres se reduce en mayor medida cuando reconstituyen una

pareja que cuando consiguen empleo. Cinco años después del divorcio, el nivel de ingreso de las mujeres que reconstituyeron parejas es igual al de las que nunca se separaron. La presencia de niños es un factor determinante de la pérdida: la custodia de los niños se asocia a una pérdida mayor.

Jarvis y Jenkins (1999) realizaron un análisis similar para las primeras cuatro olas (1991-1994) del *British Household Panel Survey* y encuentran resultados coincidentes: las mujeres con niños a su cargo son quienes ven reducidos sus ingresos en mayor medida, como consecuencia de una separación o divorcio. Los autores encuentran que para los hombres, la variación del ingreso antes y después de la separación es de 4% mientras que para las mujeres el ingreso cae 39% y para los niños residentes en hogares que experimentaron una ruptura, la pérdida es de 77%. La recepción de transferencias públicas reduce muy parcialmente estos diferenciales.

Uunk (2004) analiza para todos los países miembros de la Unión Europea la caída de los ingresos de las mujeres por efecto del divorcio y la medida en que los sistemas de bienestar mitigan esa caída. Encuentra que el Estado del bienestar puede influir significativamente en que los costos del divorcio sean distintos.

Aasve *et al.* (2006) analizan la pérdida de bienestar por divorcio en los países que integran el panel europeo con base en una combinación de diferencias y diferencias con *propensity score matching* y ratifican los resultados encontrados por Uunk (2004). A diferencia de los trabajos anteriores, no se concentran solamente en distintos agregados de ingreso sino que analizan también varios indicadores multidimensionales de bienestar así como medidas de pobreza relativas. La sensibilidad de los indicadores de ingreso ante las rupturas de parejas convivientes es notoriamente mayor a la observada en los indicadores multidimensionales de bienestar. A la vez, la pérdida de bienestar de las mujeres es notoriamente mayor que la de los hombres al considerar indicadores basados en el ingreso, pero desaparece al analizar los indicadores no monetarios. Ninguno de estos trabajos analiza las pérdidas en términos de uso del tiempo y recurso a redes, aspecto que tampoco se analiza en la presente investigación.

Por último, cabe destacar que los trabajos revisados indican que las mayores pérdidas de bienestar se verifican en el corto plazo.

Metodología

A continuación se presentan las principales características de la información utilizada, los métodos de análisis y los indicadores de bienestar seleccionados.

La información utilizada

Se utilizaron dos olas de la Encuesta de Situaciones Familiares. Se trata de un panel representativo de las mujeres que tenían de 25 a 64 años en 2001 y residían en Montevideo y el área metropolitana. Fue generado especialmente para realizar estudio de familia por el Grupo Interdisciplinario de Estudios de Familia. La primera ola fue recogida en 2001 y la segunda en 2007-2008. La primera ola contenía 1800 casos mientras que en la segunda se recuperaron 828. Si bien las pérdidas parecen afectar por igual a todos los grupos poblacionales, estas fueron mayores en el caso de las mujeres más jóvenes y menos educadas.

Por lo cual, se generaron ponderadores para mantener la representatividad del panel. Un análisis detallado de la muestra así como la descripción de los ponderadores generados, puede consultarse en Goyeneche y Zoppolo (2009).

Por otra parte, la pérdida de mujeres entre uno y otro panel (desgranamiento) sesgaría los resultados solo si las características de las mujeres perdidas están correlacionadas con los cambios en las variables de interés.

Método de estimación

Si las características de las mujeres que cambian su situación de convivencia en pareja fuesen similares a aquellas de las que no lo hacen, la comparación directa podría dar cuenta del cambio relativo del nivel de bienestar. Sin embargo, un problema que surge al realizar comparaciones de bienestar y, en particular, la estimación por métodos cuantitativos de estas pérdidas, consiste en que puede existir un sesgo de selección entre quienes cambian de estado con relación a quienes no lo hacen (Aasve *et al.*, 2006).

Es posible, por ejemplo, que aquellas mujeres que dependen fuertemente de su marido en términos económicos tiendan a separarse menos o que hogares con ciertos atributos sean más inestables. Ello inhabilitaría la comparación de ambos grupos en forma directa.

Para solucionar este problema, Aasve *et al.* (2006) utilizan el método de *propensity score matching* (psm) y, a partir del mismo, estiman la pérdida en base al estimador de diferencias en diferencias (véase Heckman *et al.*, 1997).

El punto clave de esta metodología consiste en asumir que dos individuos que presentan características observacionalmente similares son equivalentes. Según esta metodología se aparean individuos con características similares y sobre ellos se calcula el efecto que se desea medir.

El puntaje o *propensity score* se define como la probabilidad de experimentar un cambio en su situación de convivencia en pareja a lo largo del período, condicional a un conjunto de covariables: $e(X) = P(D=1|X)$.

El foco es entonces la comparación entre ambos grupos (quienes experimentaron una ruptura y quienes no) condicional a un conjunto de variables observables previas al cambio observado (Rosenbaum y Rubin 1983). Esto implica que existe un vector de covariables X tal que la ruptura es independiente de las mismas, una vez que se controla por ellas: $(D_i, Y_i) \perp D_i | X_i$.

Las observaciones con el mismo puntaje o *propensity score* tienen la misma distribución en el vector de covariables X_i .

El psm tradicional realizaría comparaciones de corte transversal. Sin embargo, aquí usamos la propuesta de Heckman *et al.* (1997) que lo extienden a datos longitudinales, y permite eliminar varias de las críticas que el método presenta. Su principal problema es que no considera las variables inobservables. Para analizar la robustez de los resultados se aplicó psm en el año base y luego realizar una estimación de diferencias en diferencias. Se utilizan solamente los casos que se unen con las mujeres divorciadas y sobre este conjunto de datos se aplica el estimador de diferencias en diferencias. Básicamente, se estima la relación entre el cambio observado en el período de estudio entre ambos grupos de mujeres, para cada uno de los indicadores de bienestar seleccionados.

El estimador de diferencias en diferencias asume que las variables inobservables no se modifican a lo largo del tiempo dentro del grupo de control y el grupo de tratamiento. Asumimos como grupo de tratamiento a las mujeres que cambiaron de situación de convivencia y como grupo de control a las que no lo hicieron. Sin embargo, la estimación de diferencias de diferencias no está exenta de sesgos, dado que podría pensarse que las transiciones conyugales conllevan cambios que podrían impactar a las variables inobservables de manera diferencial.

Los modelos estimados para estudiar el efecto de la disolución de uniones siguieron la siguiente especificación:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 D_{it} + \alpha_3 (D_{it} * t) + \gamma' X_{it} + \epsilon_{it}$$

Donde y es el resultado analizado (riqueza, hacinamiento o ingreso); t es una variable binaria que indica la ola a la que pertenece la observación; Div , indica si la mujer se separó y $Div*t$ es la interacción entre Div y X es un conjunto de variables de control.

La misma especificación se estimó usando efectos fijos de mujer:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 (Div*t) + \gamma' X_{it} + \lambda_j + \epsilon_{it}$$

En ambos casos el coeficiente de interés es α_2 , que indica el cambio de bienestar experimentado por la mujer a raíz de la transición considerada. Las mismas especificaciones se estimaron para el conjunto de las mujeres y para un universo restringido considerando un grupo de control construido con psm.

Se consideró que una pareja está separada cuando la mujer declara que dejó de convivir y no cuando se produce la sentencia legal de divorcio. Se incluyeron tanto divorcios como separaciones de uniones consensuales.

Indicadores de bienestar considerados

Dado que el ingreso corriente de un hogar describe su nivel de bienestar en el muy corto plazo y, considerando, además, que en una encuesta no oficial la declaración del mismo es dudosa, especialmente en los estratos de altos ingresos, se recurrió a la metodología desarrollada por Filmer y Pritchett (2001) para construir un indicador de la riqueza de largo plazo de los hogares estudiados. Mediante este procedimiento se obtiene un índice que se compone de la suma ponderada de un conjunto de variables. Cada factor pesa de acuerdo a su contribución a la varianza total estimada de acuerdo al método de componentes principales.

Este consiste en obtener un vector que contenga una combinación lineal de las variables con máxima varianza, luego un segundo vector ortogonal al anterior que explique la varianza restante y así sucesivamente. Los factores de ponderación se obtienen del primer vector y se aplican a las variables estandarizadas. El supuesto clave del método y también su principal limitación radica en que la riqueza de largo plazo del hogar explica la máxima varianza y covarianza de las variables utilizadas en el análisis, afirmación que no puede ser contrastada directamente. El primer factor, elegido para este análisis, explica el 82% de la varianza total.

Las variables utilizadas y sus factores de ponderación se encuentran en la tabla 2. Se eligieron variables que estuviesen en ambos cuestionarios y se estimaron ponderadores para 2001. Con dichos ponderadores se estimó el indicador para ambas olas. Se realizaron estimaciones considerando todo el período y solo 2007-2008, obte-

niéndose resultados muy similares. Computador y conexión a internet son los bienes que presentan en todos los casos mayor ponderación. La propiedad de la vivienda por sí sola y la tenencia de TV color son los elementos que menor aportan a la diferenciación.

Tabla 1. Factores de ponderación de los componentes del indicador de riqueza

Propietario de la vivienda, ya la pagó	0,1041
Propietario de la vivienda, la está pagando	0,0947
TV color	0,0641
Lavarropa	0,3171
Video	0,3562
Horno microondas	0,4831
Lavavajilla	0,3546
Computador	0,7465
Conexión a Internet	0,7638
Contrata personas para ayudar en las tareas domésticas	0,4404

Fuente: elaboración con base en la Encuesta de Situaciones Familiares.

Con relación al ingreso, se utilizó la ubicación en intervalos y el ingreso total (tabla 2).

Tabla 2. Ubicación en intervalos de ingreso de 2001

1	Hasta 5000
2	De 5.000 a 7.000
3	De 7.000 a 9.000
4	De 9.000 a 11.000
5	De 11.000 a 13.000
6	De 13.000 a 16.000
7	De 16.000 a 20.000
8	De 20.000 a 26.000
9	De 26.000 a 38.000
10	Más de 38.000

Fuente: elaboración con base en la Encuesta de Situaciones Familiares.

A la marca de clase de cada intervalo se la dividió entre el número de personas residentes en el hogar en cada momento. También se trabajó la escala como ordinal.

Resultados

Los cambios en la situación conyugal de las entrevistadas así como el cambio de etapa en el ciclo de vida para muchas de ellas, probablemente condujeron a que las estructuras de hogar variaran en muchos casos. De acuerdo a la información recabada, el 82% de las mujeres permaneció en pareja en los dos períodos: el 85% con la misma persona y el 15% restante en nuevas uniones. De las mujeres unidas en 2001, el 16,2% se separó al tiempo que el 23% de las personas que no estaban unidas en 2001, conformó nuevas uniones (tabla 3).

Para tener un punto de comparación, obsérvese que los datos de Gran Bretaña para 1991-1994, indican que en ese lapso el 7,5% de las mujeres se separó (Jarvis y Jenkins, 1999).

Tabla 3. Cambios en la situación de convivencia de las mujeres de Montevideo y el área metropolitana en las dos olas del panel. 2001/2007-2008

<i>Situación de convivencia</i>	<i>%</i>	<i>Variación con respecto al total de mujeres en su misma situación en la ola 1</i>
a. Igual estatus	82,0	
-unidas en las dos olas	62,9	
-solas en las dos olas	19,1	
b. Separadas entre olas 1 y 2	12,2	16,2
c. Nueva unión entre olas 1 y 2	5,8	23,3
d. Total	100,0	

Fuente: elaboración con base en la Encuesta de Situaciones Familiares

Sin embargo, un análisis de las estructuras de los hogares en los que residen las mujeres entrevistadas indica que continúan preponderando los hogares nucleares, pese a su ligera caída y aumentan los hogares unipersonales, las parejas solas, los hogares con hijos provenientes de uniones anteriores de ambos miembros de la pareja y los extendidos. La presencia de hogares unipersonales y de parejas solas puede vincularse al envejecimiento del panel, pues es dable esperar que una proporción importante de los hijos coresidentes detectados en la ola inicial se haya emancipado en el período. Al mismo tiempo, las separaciones podrían contribuir a explicar también el aumento de los hogares unipersonales y monoparentales. Por otra parte, el aumento de los hogares extendidos monoparentales podría obedecer en parte a que se incluyó en esa categoría a aquellos hogares en los que todos los hijos coresidentes de la encuestada superan los 29 años.

Al considerar las transiciones entre tipos de hogar se observa que los cambios son mayores a los que la comparación de las estructuras de las dos olas podría sugerir. En efecto, solo el 56,6% de los

hogares mantiene su configuración original. Los hogares nucleares son los que muestran mayor estabilidad, pues el 74% permanece en la misma formación en ambas rondas. Las principales transiciones que experimentan estos hogares se ligan a la separación (8,5%) y a la emancipación de los hijos (7%).

Mientras tanto, los hogares monoparentales presentan una inestabilidad mucho mayor pues solo el 34% mantiene dicha conformación a lo largo del tiempo: uno de cada cinco reconstituye pareja. Los restantes se transforman en pareja sola (8,6%), conforman hogares ensamblados (9%) o extendidos en pareja (4%). Cabe destacar que el 20% de los hogares monoparentales en 2001 cambió su estructura debido a la emancipación de los hijos, transformándose en unipersonal y una cantidad similar se clasificó en 2007 como extendido por contar con todos los hijos mayores de 29 años.

Por otro lado, el 36% de los hogares que albergan hijos provenientes de uniones anteriores de ambos miembros de la pareja permaneció en la misma condición y el 33% volvió a la condición de monoparental o unipersonal por efecto de una ruptura. Mientras tanto, el 20% no experimentó rupturas pero sus hijos se emanciparon o se transformó en un hogar extendido por el crecimiento de los hijos.

En síntesis, las transiciones parecen haberse dado en su mayoría hacia configuraciones de hogar menos numerosas. Se destaca que en el período no tuvo un rol relevante la formación de hogares extendidos multigeneracionales, lo cual puede asociarse a que se analiza un período de fuerte aumento de los ingresos, el empleo y las prestaciones sociales en el país.

Con relación a los niveles de bienestar basados en las variables consideradas en este trabajo, se observa que las mujeres que se separaron partían de niveles más elevados en términos de ingreso y similares en términos del acceso a bienes durables en el hogar (tabla 4). Las estadísticas descriptivas muestran que las mujeres incluidas en la muestra que experimentaron separaciones empeoraron considerablemente en ingresos y aumentaron muy ligeramente su disponibilidad de bienes durables.

Tabla 4. Nivel de bienestar promedio de mujeres separadas entre las olas 1 y 2 del panel con relación a mujeres que permanecieron conviviendo con la misma pareja en todo el período

	<i>ola 1</i>	<i>ola 2</i>
Riqueza	1,02	1,05
Ingreso pc	1,11	0,99

Fuente: elaboración con base en la Encuesta de Situaciones Familiares

Para aislar los efectos de la separación, de las diferencias que pueden deberse a las características de las mujeres que componen cada grupo, se requiere trabajar con técnicas de análisis multivariado. En la tabla 5 se presentan los resultados de las estimaciones de diferencias en diferencias realizadas de acuerdo a la metodología descrita. Se incluyeron como variables de control el número de personas en el hogar, una parábola que refleja la edad de la mujer, un grupo de variables binarias que dan cuenta del nivel de su condición de actividad, donde la condición de ocupada es la variable omitida y efectos fijos de departamento, omitiéndose Montevideo.

Tabla 5. Coeficientes de la estimación por diferencias en diferencias para las mujeres en pareja en 2001

Variable	<i>Todas las mujeres</i>		<i>Mujeres con hijos</i>	
	-1 riqueza	-4 logy	-1 riqueza	-4 logy
<i>Separada entre 2001y 2007</i>	0,123	-0,177	0,110	-0,194**
Personas en el hogar	-0,091	-0,866	-0,096	-0,093
	-0,054**	-0,161***	-0,060**	-0,158***
Edad	-0,027	-0,027	-0,027	-0,029
	0,007	-0,032**	0,008	-0,036**
	-0,015	-0,016	-0,015	-0,017
Desocupada	0,166	-0,355***	0,143	-0,356***
	-0,105	-0,096	-0,107	-0,097
Inactiva	0,212***	-0,249***	0,185**	-0,242***
	-0,074	-0,081	-0,074	-0,083
Canelones	0,191*	-0,031	0,194*	-0,005
	-0,105	-0,124	-0,111	-0,131
San José	-0,124	0,125	-0,113	0,140
	-0,229	-0,219	-0,233	-0,221
Constante	5,538***	9,903***	5,540***	10,040***
	-0,604	-0,655	-0,623	-0,692
Observaciones	1.236	1.187	1.158	1.115
Número de mujeres	622	617	583	578

Notas: *significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Fuente: elaboración con base en la Encuesta de Situaciones Familiares

Las estimaciones se realizaron para el conjunto de las mujeres unidas en 2001 y, además, considerando el subgrupo de aquellas que tenían hijos en ese momento. La variable de interés resultó no significativa en las estimaciones cuya variable dependiente es el nivel de acceso a bienes durables del hogar en todos los casos. Esto estaría indicando que no se registran diferencias con relación a las mujeres que no se separaron en esta dimensión, resultado similar al encontrado por Aasve *et al.* (2006) para Holanda. Esto puede deberse a que las mujeres

hayan quedado con los hijos y, probablemente hayan permanecido en la residencia original. Ello podría explicar que no registren una pérdida de bienes durables o que hayan logrado recomponer su disponibilidad de bienes durables a lo largo del período analizado.

Sin embargo, en términos de ingreso se encuentran diferencias importantes dependiendo de la presencia de hijos en el hogar. Las razones de estas diferencias se esbozaron al comienzo de este trabajo: custodia de los hijos; pérdida de economías de escala en el hogar; menores ingresos. Estos resultados estarían indicando una pérdida de bienestar en las mujeres con hijos que se han separado.

Comentarios finales

En esta investigación se analizó la pérdida de bienestar enfrentada por las mujeres luego de una separación en base a los datos de panel de la Encuesta de Situaciones Familiares. Sin embargo, debe destacarse que una de las limitaciones del presente trabajo consiste en que solamente recaba información sobre las mujeres. Asimismo, solo se dispuso de dos ondas de un panel, por lo cual, futuras ediciones de la encuesta permitirían dar más robustez a los resultados obtenidos.

Se encontraron efectos diferenciales en el ingreso de los hogares en el caso de las mujeres con hijos, donde las pérdidas alcanzan aproximadamente al 20% del ingreso. Esta caída posiblemente se vincula con el alejamiento de los hogares del receptor de mayores ingresos que suele ser el hombre así como a los arreglos de convivencia posteriores a las separaciones que pautan que, en la gran mayoría de los casos, los hijos en común permanezcan residiendo con sus madres.

Los resultados aquí presentados sugieren que tanto las contribuciones de los padres no corresidentes como las transferencias públicas no mitigan dicha pérdida. Esta caída en el bienestar de mediano plazo de las mujeres y niños debería ser explorada en el diseño de las políticas de transferencias de ingreso.

Bibliografía

- Aasve, Arnstein; Betti, Gianni; Mazzuco, Stefano y Mencarini, Letizia (2006) *Marital Disruption and Economic Well-being: a Comparative Analysis*, ISER. Working Paper 7, Colchester, Universidad de Essex.
- Arriagada, Irma (2002) «Cambios y desigualdad en las familias latinoamericanas», en *Revista de la CEPAL*, Santiago de Chile, CEPAL, vol. 77, pp. 142-161.
- Atkinson (1996) «Seeking to explain the distribution of income», en Hills J. (ed.) *New Inequalities. The changing distribution of income and wealth in the United Kingdom*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Bucheli, Marisa; Melgar, Natalia y Vigorito, Andrea (2010) *Después de la ruptura: efectos de la separación en los contactos entre padres e hijos y en el bienestar de las mujeres*. Mimeo, Montevideo, UNICEF.
- Bucheli, Marisa y Cabella, Wanda (2005) «El incumplimiento en el pago de las pensiones alimenticias, el bienestar de los hogares y el contexto legal vigente en Uruguay», en Bucheli, Marisa; Cabella, Wanda y Vigorito, Andrea, *Asignaciones familiares, pensiones alimenticias y bienestar de la infancia en Uruguay*, Montevideo, UNICEF.
- Bucheli, Marisa (2003) «Transferencias y visitas entre hijos y padres no corresidentes», en Universidad de la República (ed.), *Nuevas formas de familia*, Montevideo, UNICEF/Universidad de la República.
- y Cabella, Wanda (2009), «Fathers and children: alimony and contact after marriage breakdown», Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, *Documento de trabajo* 28-09.
- Cabella, Wanda (1998) «La evolución del divorcio en Uruguay (1950-1995)», *Notas de Población*, vol. 67/68, pp. 209-245.
- Filmer, D. y Pritchett, L. (2001) «Estimating Wealth Effects Without Expenditure Data-Or Tears: An application to Educational Enrollments in States of India», *Demography*, vol. 38(1), pp. 115-132.
- Goyeneche, J. y Zoppolo, G. (2009) «Diseño de la muestra de la segunda ronda del panel de Situaciones Familiares», mimeo.
- Heckman James; Ichimura, Hidehiko y Todd, Petra (1997) «Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from a Job Training Program», en *Review of Economic Studies*, Oxford, Oxford University Press, vol. 64, pp. 605-654.
- Jarvis, Sarah y Jenkins, Stephen (1999) «Marital splits and income changes: Evidence from the British Household Panel Survey», en *Population Studies*, London: London School of Economics, vol. 53, n.º 2, pp. 237-254.
- Leuven, Edwin y Sianesi, Barbara (2003) «PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing», en <<http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>>.
- Manting, Dorien y Bouman, Anne Marthe (2006) «Short and Long Term Economic Consequences of the Dissolution of Marital and Consensual Unions. The Example of the Netherlands», en *European Sociological Review*, Oxford, vol. 22, n.º 4, pp. 413-429.
- Uunk, Wilfred (2004) «The Economic Consequences of Divorce for Women in the European Union: The Impact of Welfare State Arrangements», en *European Journal of Population*, vol. 20, n.º 3, pp. 251-285.
- Vigorito, Andrea (2003) «Arreglos familiares y bienestar económico de los niños en Montevideo», en Universidad de la República (ed.), *Nuevas formas de familia*, Montevideo, UNICEF/Universidad de la República.