

El bienestar socioeconómico de las mujeres y los cambios en la convivencia en pareja. El caso de las mujeres en Montevideo y el área metropolitana entre 2001 y 2007*

Andrea Vigorito¹

Resumen

En este trabajo se analiza el impacto en el bienestar de las mujeres de los cambios en la estructura de hogares, especialmente en los efectos de la separación de parejas corresidentes. La gran mayoría de los trabajos proporcionan información para países desarrollados. Todos coinciden en que las pérdidas de ingreso que conlleva la ruptura de una unión son mayores para las mujeres y persisten en el mediano plazo. La realización de la segunda ola 2007/08 de la Encuesta de Situaciones Familiares en Uruguay permite abordar estos problemas desde la perspectiva de un país en desarrollo. Los diferenciales de bienestar por separación se estimaron mediante el método de diferencias en diferencias para el conjunto de las mujeres unidas en el año base y para un grupo de control de mujeres de iguales características pero que no se separaron. Los resultados indican que no hay diferencias sustanciales en términos de acceso a bienes durables y hacinamiento pero se encontraron efectos negativos en el ingreso de los hogares, especialmente en el caso de las mujeres con hijos. Esta pérdida no es mitigada ni por las transferencias públicas ni por las contribuciones de los padres no corresidentes.

Palabras clave: separaciones, datos de panel, Uruguay

* Trabajo presentado en el IV Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, realizado en La Habana, Cuba, del 16 al 19 de noviembre de 2010.

¹ Instituto de Economía/FCEA-UDELAR. Este trabajo fue realizado en el marco del Grupo de Estudios de Familia de la Universidad de la República. La encuesta utilizada en este trabajo fue financiada por el Fondo Clemente Estable y el Fondo de Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF).

Introducción

En los últimos veinte años Uruguay experimentó un fuerte aumento en sus tasas de divorcio, pasando a ubicarse en el conjunto de países catalogados como de alta divorcialidad (Cabella, 2009). Estos cambios en los arreglos familiares han generado cambios en los niveles de bienestar de los distintos tipos de hogar.

Diversos estudios realizados en Uruguay dan cuenta de una fuerte asociación entre los niveles de bienestar de los hogares y su estructura, resaltándose la mayor vulnerabilidad de los hogares integrados por niños y, en particular, en el caso de los extendidos que albergan núcleos monoparentales.

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 2007/08 de la Encuesta de Situaciones Familiares permite iniciar una línea de investigación que permita comprender mejor las asociaciones antes postuladas. En este trabajo se busca avanzar en el análisis de la evolución del bienestar de los hogares a lo largo del tiempo y cuantificar cómo impactan el bienestar los cambios en la estructura de hogares, haciendo especial énfasis en los efectos de la separación de parejas corresidentes.

Una limitación importante de este trabajo, radica en que documenta exclusivamente los cambios en los niveles de bienestar experimentados por las mujeres, dado que no fue posible seguir a los hombres después de separados de las mujeres con las que convivían en 2001. Como se verá en la sección I, los estudios realizados para otros países indican que las trayectorias de bienestar de hombres y mujeres luego de una separación son muy distintas.

De esta manera, la línea de trabajo planteada en esta investigación aporta una perspectiva complementaria a los trabajos que analizan transferencias y visitas de padres no corresidentes realizados en el marco de este grupo de investigación (Bucheli (2003), Bucheli y Cabella (2005), y Bucheli y Cabella (2007) y el capítulo preparado por Bucheli y Melgar incluido en este informe). La misma refiere a la importancia de considerar las políticas de transferencias de ingreso compensatorias a los hogares a

cargo de mujeres teniendo en cuenta en su diseño la experiencia acumulada sobre los impactos no queridos de políticas de esa naturaleza.

En la sección I presenta brevemente el marco de análisis del presente trabajo y da cuenta de antecedentes de estudios similares realizados para otros países. La sección II contiene la metodología utilizada. Los principales resultados se encuentran en la sección III y, por último, la sección IV reúne algunos comentarios finales.

I. 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, tales como la inserción laboral de sus miembros; los ingresos que derivan de sus activos acumulados (propiedad de la vivienda, ahorros, etc.); 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.

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 antes factores 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. Por la misma razón, como se verá más adelante, adultos con ciertas características tienden a conformar y a transitar por determinados tipos de hogar.

Considerando dos hogares similares en el punto de partida, los cambios en el nivel de bienestar socioeconómico de los hogares derivados de cambios en su estructura (derivados de 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 monto de las transferencias del miembro no corresidente ni por las transferencias públicas.
- la brecha de género aunada a que la tenencia de los hijos después de una ruptura queda en manos de las madres principalmente, que vuelve la carga a favor del miembro del hogar con menores ingresos.

Los trabajos revisados proporcionan información para países desarrollados, dado que los mismos cuentan con paneles extensos y de larga data. En general, las investigaciones disponibles se concentran en el divorcio y la ruptura de uniones consensuales, dado que en los países analizados, la presencia de hogares extendidos es escasa. Todos los trabajos analizados coinciden en observar que las pérdidas de ingreso que conlleva la ruptura de una unión legal o consensual son mayores para las mujeres

Manting y Bouman (2006) analizan los efectos en el corto y largo plazo de las disoluciones de uniones consensuales y divorcios en Holanda, en base a un panel de ingresos de diez olas (1989-2000). Encontraron que la pérdida de bienestar luego del divorcio es mayor para las mujeres que para los hombres y menor para las personas que provienen de uniones consensuales que para las parejas casadas. Entre un 20 y un 30% de las personas que se separan no encuentran pareja luego del divorcio. Las consecuencias económicas del divorcio en Holanda son dramáticas para las mujeres dado que presentan tasas de actividad bajas cuando tienen hijos. En apariencia, las uniones consensuales son más inestables y breves y entonces no registraría la especialización al mismo nivel que en el caso de las 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: quien tiene la custodia de los niños pierde más.

Jarvis y Jenkins (1999) realizaron un análisis similar para las primeras cuatro olas (1991-1994) del *British Household Panel Survey* y encuentran resultados coincidentes: quienes ven reducidos sus ingresos con la separación en mayor medida, son las mujeres con niños a su cargo. Analizan el corto plazo, de una ola a la otra y el largo plazo una secuencia de tres olas. Encuentran que para los hombres, la variación del ingreso antes y después de la separación es del 4% mientras que para las mujeres el ingreso cae un 39% y para los niños residentes en hogares donde los padres se separaron la pérdida es del 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 divorcio y la medida en qué los sistemas de bienestar

mitigan esa caída. Este autor encuentra que el estado del bienestar puede influir significativamente en que los costos del divorcio sean distintos.

Aasve et al (2007) analizan la pérdida de bienestar en los países con datos en el panel europeo en base a 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 basados en el método de los conjuntos difusos y 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 esta investigación.

En este trabajo se aporta información para un país en desarrollo y se consideran los cambios de bienestar por finalización de la convivencia, inicio de la convivencia y constitución de hogares extendidos.

En relación a las comparaciones interpersonales de bienestar, el espacio entre las dos olas del panel utilizado en este trabajo, lleva a que el análisis pueda dar cuenta solamente de variaciones de largo plazo. Según los trabajos revisados, los mayores costos en términos de bienestar se verifican en el corto plazo, por lo que este trabajo estaría dando cuenta de impactos de mínima pero duraderos.

En este trabajo se analiza el bienestar entendido como un fenómeno multidimensional. No se abunda en la argumentación de tal concepción dado que en el capítulo elaborado por Nathan y Zerpa se plantea un completo marco teórico que fundamenta tal visión. Una de las muchas debilidades del presente trabajo radica en que no considera la la distribución de los recursos analizados entre los distintos miembros de los hogares.

Los indicadores de bienestar utilizados consisten en hacinamiento, un índice compuesto de bienes durables, ingresos y auto ubicación en una escala de ingresos con diez tramos con igual valor real en ambos períodos. De esta manera, podremos observar también si la pérdida es dependiente de la dimensión del bienestar en la que se evalúe.

II. Metodología

Si las características de las mujeres que experimentan cambios en situación de convivencia fuesen similares que aquellas de las que no lo hacen, la comparación directa (mediante regresiones de diferencias en diferencias) podría dar cuenta del cambio relativo del nivel de bienestar. Sin embargo, un problema que surge al realizar comparaciones de bienestar y el análisis de estas pérdidas, consiste en que existe un sesgo de selección entre quienes cambian de estado en relación a quienes no lo hacen (Aasve et al, 2007). 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 considerar a uno y otro grupo sin realizar ningún ajuste.

Para solucionar este problema, Aasve et al (2007) utilizan el método de *propensity score matching* (psm) y, a partir del mismo, computan luego, diferencias en diferencias en base a la propuesta realizada por Heckman et al (1997) para la evaluación de programas laborales. El punto clave de esta metodología consiste en asumir que dos individuos que tienen características observacionalmente similares son equivalentes. Según esta metodología se aparean individuos con características similares y sobre ellos se calcula el efecto de tratamiento.

El puntaje o *propensity score* se define como la probabilidad de recibir el tratamiento, en este caso, presentar un cambio en su situación de convivencia en pareja a lo largo del período, condicional a un conjunto de covariables:

$$\pi(X) = P(D = 1|X)$$

El foco es entonces la comparación de ambos grupos (quienes experimentaron una ruptura y quienes no) condicional a un conjunto de variables observables previas a la intervención (Rosenbaum and Rubin 1983). Esto implica que existe un vector de covariables X tal que el tratamiento es independiente de las mismas, una vez que se controla por ellas: $(Y_1, Y_0) \perp D_i | X$.

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, lo que 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 otro método consistente en aplicar PSM en el año base y luego realizar una estimación de diferencias en diferencias con efectos fijos de mujer. Dejo sólo los casos que matchean con las mujeres divorciadas y sobre eso aplico el estimador de diferencias en diferencias. 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. En versiones siguientes de este trabajo se explorarán con mayor profundidad estos aspectos.

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

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 t_i + \alpha_2 Div. + \alpha_3 (Div * t) + \gamma_j X_{j_i} + \lambda ef_i + \varepsilon_i$$

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:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 t_i + \alpha_3 (Div * t) + \gamma_j X_{j_i} + \lambda ef_i + \varepsilon_i$$

En ambos casos, el coeficiente de interés es α_3 , 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 consideró conjuntamente divorcios y separaciones de uniones consensuales. En versiones futuras se abrirán ambas categorías por separado, si la información disponible lo permite. También se

considerará el tiempo de separación como variable explicativa, no utilizado en el presente informe.

Los datos de los que se dispuso correspondieron a 828 mujeres observadas en dos olas. La pérdida de mujeres entre uno y otro panel (*attrition*) sesgaría los resultados sólo si las características de las mujeres perdidas están correlacionadas con los cambios en las variables de interés. Por tal razón, comparamos la distribución de las variables estudiadas en ambas olas, no encontrando sesgos en las variables observables consideradas (educación, edad, nivel de actividad). Indicadores de bienestar considerados

Hacinamiento. Se eligió el hacinamiento como indicador del bienestar pues refiere en forma muy directa a las condiciones de vida de las personas en su vida diaria. La forma más adecuada de medirlo consistiría en un indicador del espacio disponible para cada persona en el hogar, sin embargo, no se dispuso de ninguna aproximación a las dimensiones de la vivienda. En consecuencia, el hacinamiento se estimó como el número de personas residentes en el hogar dividido el número de habitaciones de las que dispone el hogar

Índice de riqueza del hogar. Dado que el ingreso corriente de un hogar describe su nivel de bienestar en el muy corto plazo, 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 (2000) 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 el cuadro 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 sólo 2007/8, obteniéndose resultados muy similares (ver apéndice). 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.

Cuadro 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

En relación al ingreso, se utilizó la ubicación en intervalos y el ingreso total.

Cuadro 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

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.

III. Resultados

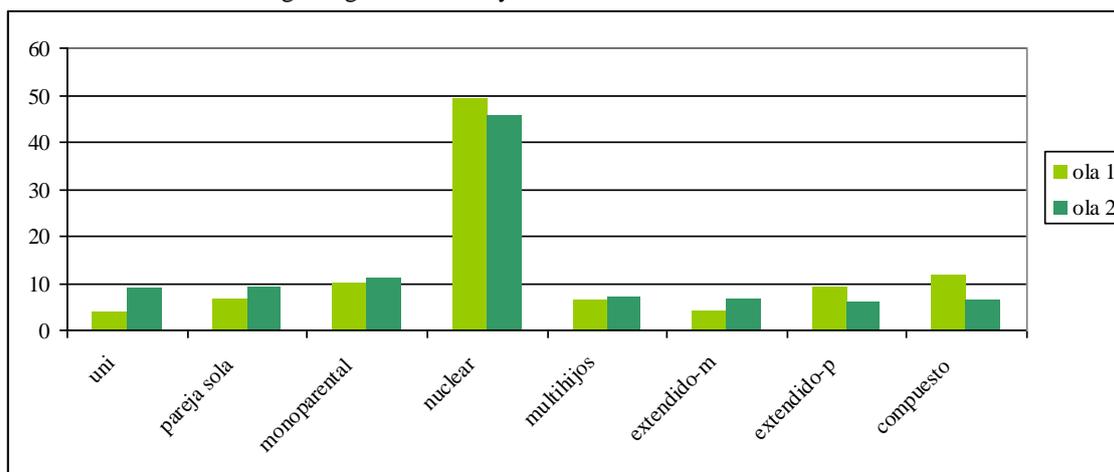
En lo que sigue se presenta en primer lugar información descriptiva sobre las transiciones de las situaciones conyugales de las mujeres pertenecientes al panel y de las configuraciones de hogar en que vivían en 2001. Luego, se presentan los resultados de las estimaciones de los cambios en el bienestar ante cambios en la convivencia.

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 restante 15% en nuevas uniones. De las mujeres unidas en 2001, el 16.2% se separó al tiempo que de las personas que no estaban unidas en 2001, el 23.3% se unió (Cuadro 3). Los datos del BHPS presentados por Jarvis y Jenkins (1999) para 1991-1994, indican que en los cuatro años estudiados, el 7,5% de las mujeres se separó.

Situación	Estructura	Con respecto a las que estaban en su misma situación en 1
igual estatus	82,0	
unidas en 1 y 2	62,9	
solas en 1 y 2	19,1	
separación	12,2	16,2
unión	5,8	23,3
	100,0	

Los cambios en la situación conyugal de las entrevistas así como el cambio de etapa en el ciclo de vida para muchas de ellas, condujo a que las estructuras de hogar variaran en muchos casos. Sin embargo, continúan preponderando los hogares nucleares, pese a su ligera caída y aumentan los hogares unipersonales, las parejas solas, los hogares multihijos y los extendidos. Los dos primeros casos pueden vincularse al envejecimiento del panel, donde es dable esperar la emancipación de una proporción importante de los hijos corresidentes detectados en la ola inicial. Al mismo tiempo, las separaciones podrían contribuir a explicar también el aumento de los hogares unipersonales y monoparentales. El aumento de los extendidos monoparentales obedece en parte a que hemos colocado allí a los hogares donde todos los hijos corresidentes de la encuestada superan los 29 años.

Gráfica 1 Estructura de hogar según ola. 2001 y 2008



Sin embargo, al analizar las transiciones entre tipos de hogar se observa que los cambios son mucho mayores a lo que la mirada a las estructuras de las dos olas podría sugerir. En efecto, del total de los hogares, sólo el 56.6% mantiene su configuración original mientras que el resto transita nuevos estadios. Los hogares nucleares son los que muestran mayor estabilidad pues el 74% permanece en la misma formación. 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 sólo el 34% mantiene dicha conformación a lo largo del tiempo: el 20% reconstituye pareja y se transforma en pareja sola (8,6%), multihijos (9%) y extendido en pareja (4%). El 20% de los hogares monoparentales en 2001 cambió su estructura asociado 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% los hogares multihijos permaneció en la misma condición, el 33% volvió a la condición de monoparental o unipersonal por efecto de una ruptura mientras que el 20% no experimentó rupturas pero vio emancipar a los hijos 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, no teniendo un rol relevante la formación de hogares extendidos multigeneracionales. Este aspecto debe ser estudiado con mayor profundidad.

En relación a los niveles de bienestar basados en las tres variables consideradas en este trabajo, se observa que las mujeres que se separaron partían de niveles mas elebados en

términos de ingreso, similares en términos de riqueza y más bajos en términos de disponibilidad de espacio en el hogar. Luego de la separación, empeoraron considerablemente en ingresos, aumentaron su disponibilidad de espacio y mejoraron muy ligeramente en términos de bienes durables.

Cuadro 4. Nivel de bienestar promedio de mujeres separadas entre las olas 1 y 2 en relación a mujeres que permanecieron conviviendo con la misma pareja en todo el período		
	ola 1	ola 2
riqueza	1,02	1,05
hacina	1,08	0,85
ingreso pc	1,11	0,99

Un estudio cuidadoso de estos diferenciales requiere introducir técnicas de análisis multivariado para aislar los efectos de la separación de las diferencias que puedan deberse a las diferencias de partida en las características de las mujeres que componen cada grupo. En el Cuadro 5 se presentan los resultados de las estimaciones de diferencias en diferencias realizadas de acuerdo a la metodología descrita en III. Dado que se trata de una estimación de diferencias, las variables de control deben modificarse en el período, dado que las características permanentes de las mujeres están captadas por la vía de los efectos fijos. 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.

Las estimaciones se realizaron para el conjunto de las mujeres unidas en 2001 y para aquellas que tenían hijos en ese momento. variable de interés, separa, resultó no significativa en las estimaciones cuya variable dependiente es el nivel de riqueza del hogar en todos los casos. Esto estaría indicando que no se registran diferencias relación a las mujeres que no se separaron en esta dimensión, resultado similar al encontrado por Aasve et al (2007) para Holanda. Esto puede deberse a que las mujeres hayan quedado con los hijos y, por lo tanto, residiendo en la casa original y por lo tanto no registran una pérdida de bienes durables o que hayan logrado recomponer su disponibilidad de

bienes durables a lo largo del período analizado. En términos de hacinamiento, tampoco se registraron diferencias significativas.

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 a cargo de las mujeres, pérdida de economías de escala en el hogar, menores ingresos por parte de las mujeres. En futuras versiones de este trabajo se analizará en qué medida las transferencias públicas y de los padres no corresidentes mitigan este diferencial. Estos resultados estarían indicando una pérdida de bienestar en las mujeres con hijos que se han separado que perdura en el mediano plazo.

Cuadro 5 Coeficientes de la estimación por diferencias en diferencias para las mujeres en pareja en 2001.										
Todas las mujeres en pareja en 2001						Mujeres con hijos				
Variable	(1) riqueza	(2) hacina	(3) i8	(4) logy	(5) ingrpc	(1) riqueza	(2) hacina	(3) i8	(4) logy	(5) ingrpc
ola 2(0/1)	-0.308*** (0.109)	-0.0441 (0.125)	0.281 (0.320)	0.144 (0.112)	463.2* (243.8)	-0.326*** (0.112)	-0.0669 (0.129)	0.399 (0.339)	0.193* (0.117)	529.5** (233.3)
separa	0.123 (0.0908)	-0.0726 (0.0671)	-0.491* (0.271)	-0.177 (0.866)	-793.5 (3335.1)	0.110 (0.0960)	-0.0618 (0.0712)	-0.534* (0.290)	-0.194** (0.0926)	-674.4** (337.8)
npers	-0.0540** (0.0274)	0.254*** (0.0254)	0.340*** (0.0851)	-0.161*** (0.0269)	-3,874 (97.52)	-0.0603** (0.0269)	0.246*** (0.0265)	0.320*** (0.0899)	-0.158*** (0.0290)	359.0*** (96.04)
edadm	0.00730 (0.0146)	-0.00216 (0.0178)	-0.0796* (0.0453)	-0.0322** (0.0163)	-59.44* (30.70)	0.00835 (0.0150)	-0.000703 (0.0184)	-0.0929* (0.0479)	-0.0364** (0.0169)	-66.03** (29.20)
desocupada	0.166 (0.105)	-0.118 (0.0794)	-0.997*** (0.272)	-0.355*** (0.0957)	-815.2*** (220.3)	0.143 (0.107)	-0.0921 (0.0791)	-0.995*** (0.276)	-0.356*** (0.0971)	686.1*** (205.7)
inactiva	0.212*** (0.0743)	0.0181 (0.0532)	-0.712*** (0.247)	-0.249*** (0.0810)	-484.0* (257.8)	0.185** (0.0742)	0.0417 (0.0501)	-0.679*** (0.251)	-0.242*** (0.0830)	-398.4 (264.0)
Canelones	0.191* (0.105)	0.157 (0.101)	0.0257 (0.369)	-0.0305 (0.124)	540.3 (441.0)	0.194* (0.110)	0.107 (0.0946)	0.0825 (0.389)	-0.00505 (0.131)	630.7 (464.6)
San José	-0.124 (0.229)	-0.0583 (0.150)	1.165 (0.732)	0.125 (0.219)	720.3 (806.1)	-0.113 (0.233)	-0.106 (0.145)	1.190 (0.734)	0.140 (0.221)	779.7 (823.3)
Constante	5.538*** (0.604)	0.283 (0.704)	6.750*** (1.833)	9.903*** (0.655)	7570*** (1333)	5.540*** (0.623)	0.256 (0.739)	7.313*** (1.965)	10.04*** (0.692)	7562*** (1292)
Observaciones	1236	1238	1188	1187	1240	1158	1160	1116	1115	1162
Número de mujeres	622	622	617	617	622	583	583	578	578	583

Los potenciales sesgos de la probabilidad de divorciarse se trataron de eliminar restringiendo a las mujeres que no se separaron a un grupo de control confeccionado

con la técnica de psm expuesta en la metodología. Los resultados encontrados reafirman las conclusiones anteriores (cuadro 6).

IV. Comentarios finales

En este trabajo se analizó el impacto de las separaciones de mujeres que convivían en pareja en 2001, encontrándose efectos duraderos en el ingreso de los hogares en el caso de las mujeres con hijos. Esta pérdida no es mitigada ni por las transferencias públicas vía asignaciones familiares ni por las contribuciones de los padres no corresidentes. En futuras versiones de este trabajo se analizará con mayor detalle en qué medida estas contribuciones mitigan la pérdida de ingresos.

Esta caída en el bienestar de mediano plazo de las mujeres debe ser contemplada en el diseño de las políticas de transferencias de ingreso que apuntan a mejorar las condiciones de vida de los niños.

V. Bibliografía

- Aasve A., Beti G., Mazzuco S. y Mencarini L. (2006). *Marital Disruption and Economic Well-being: a Comparative Analysis*. ISER. Working Paper 7. Universidad de Essex. Colchester.
- 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, Cabella y Vigorito, *Asignaciones familiares, pensiones alimenticias y bienestar de la infancia en Uruguay*, UNICEF, Montevideo.
- Bucheli, M. (2003). “Transferencias y visitas entre hijos y padres no corresidentes”. En *Nuevas Formas de Familia*, UNICEF, UdelaR, Montevideo, 2003.
- Bucheli, M. y W. Cabella, 2009. *Fathers and children: alimony and contact after marriage breakdown*. Departamento de Economía, Universidad de la República, documento de trabajo 28-09.
- Cabella W. (2009). “Dos décadas de transformaciones de la nupcialidad uruguaya. La convergencia hacia la segunda transición demográfica”. *Estudios demográficos y urbanos*. Vol 24. 2(71)., pp.389-427.
- Heckman J. , Ichimura H. y Todd P. (1997). “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from a Job Training Program”. *Review of Economic Studies*. 64. 605-654.
- Jarvis S. y Jenkins S. (1999). “Marital splits and income changes: Evidence from the British Household Panel Survey”. *Population Studies*. 53. 237-254.
- Leuven E. y Sianesi B. (2003). "PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and
- Manting D. y Bouman A. M (2006). “Short and Long Term Economic Consequences of the Dissolution of Marital and Consensual Unions. The Example of the Netherlands”. *European Sociological Review*. Vol. 822. Setiembre.
- Uunk W. (2004). “The Economic Consequences of Divorce for Women in the European Union: The Impact of Welfare State Arrangements”. *European Journal of Population*. Vol 20(3). 251-285.