

Desempleo, ruptura de las parejas y género en España

Unemployment, Marital Breakdown and Gender in Spain

Rafael González-Val y Miriam Marcén

Palabras clave

Desempleo

- Diferencias de género
- Inactividad
- Ruptura matrimonial

Key words

Unemployment

- Gender Differences
- Inactivity
- Marital Breakdown

Resumen

Este artículo explora la relación entre la pérdida del empleo y la ruptura matrimonial (separación o divorcio) durante la última crisis económica utilizando datos de panel para España. En contraste con otros trabajos que han examinado este tema para otros países, los resultados revelan que la situación laboral de la mujer juega un papel en la decisión de ruptura en España. Los resultados sugieren que la probabilidad de separación o divorcio disminuye cuando las mujeres no trabajan. Lo mismo se observa cuando consideramos un cambio en el estado laboral de las mujeres de empleadas a desempleadas y de empleadas a inactivas. Para los hombres, solo el cambio de empleado a inactivo parece estar relacionado negativamente con la probabilidad de ruptura de la pareja.

Abstract

This paper explores the relationship between job loss and marital breakdown (separation or divorce) during the last economic crisis using Spanish panel data. In contrast with other papers that have examined this issue in other countries, our results revealed that the working status of women plays a role in marital break-up decisions in Spain. The results suggested that the probability of separation or divorce decreases when women are not working. The same was observed when accounting for a change in the working status of women from employed to unemployed and from employed to inactive. For men, only the change from employed to inactive appears to be negatively related to the probability of marital breakdown.

Cómo citar

González-Val, Rafael y Marcén, Miriam (2020). «Desempleo, ruptura de las parejas y género en España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 171: 145-158. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.171.145>)

La versión en inglés de esta nota de investigación puede consultarse en <http://reis.cis.es>

Rafael González-Val: Universidad de Zaragoza . Institut d'Economia de Barcelona | rafaelg@unizar.es

Miriam Marcén: Universidad de Zaragoza | mmarcen@unizar.es

INTRODUCCIÓN¹

La última recesión económica que siguió a la crisis financiera mundial de 2007-2008 afectó gravemente a muchos países, incluyendo España. La tasa de desempleo en España se mantuvo por encima del 16% y alcanzó un máximo del 26% en 2013 (INE, Instituto Nacional de Estadística), que es el triple del período anterior a la crisis (8,3% en 2006). El caso español constituye un escenario interesante para estudiar los efectos de la pérdida de empleo en un mercado laboral adverso, en el que las familias están ayudando a superar los problemas financieros (Banco de España, 2017). En este contexto, nuestro objetivo es estudiar si la pérdida del empleo está relacionada con la ruptura matrimonial en España.

Desde un punto de vista teórico, la relación entre el desempleo y la probabilidad de inestabilidad matrimonial no está clara (para una revisión extensa, véase Killewald, 2016; Kraft, 2001). Hemos resumido brevemente algunas de las principales perspectivas teóricas en la tabla 1 para enfatizar que esta es una cuestión aún sin resolver (Killewald, 2016). Teóricamente, es posible que exista una relación positiva, negativa o una falta de relación entre la pérdida del empleo y la disolución matrimonial. Para determinar cuál de estas posibilidades es la dominante es necesario un análisis empírico. Sin embargo, la literatura empírica tampoco es concluyente (Killewald, 2016; Schoen *et al.*, 2002, 2006). Incluso la evidencia reciente es mixta con respecto a la fuerza y la dirección de la relación entre la situación laboral y la estabilidad conyugal (Amato, 2010; Sayer, 2006).

Del mismo modo, se suelen obtener resultados ambiguos para las posibles diferencias de género. Por ejemplo, South (2001) encuentra que el signo del impacto del empleo de las esposas en la disolución matrimonial cambió de negativo a positivo según los datos de Estados Unidos de 1969 a 1993, mientras que Killewald (2016) no obtiene ningún efecto.

Contribuimos a esta literatura al extender el análisis de las pérdidas de empleo y la disolución matrimonial a un escenario extremo con tasas de desempleo elevadas y una legislación liberal del divorcio. Ningún estudio previo considera un escenario tan extremo como el observado en España durante la última crisis económica. El caso español también es interesante porque es menos probable que la decisión de ruptura matrimonial conlleve un proceso de divorcio costoso. La reforma de la Ley de Divorcio de 2005 introdujo el divorcio unilateral, lo que redujo los costes del proceso y lo hizo muy accesible². En este marco de bajos costes del divorcio con alta incertidumbre económica, investigamos cuál de los enfoques teóricos presentados en la tabla 1 podría explicar la relación entre la pérdida del empleo y la disolución matrimonial en España. Por un lado, los bajos costes del divorcio deberían estar asociados con una probabilidad positiva de separación o divorcio (Amato y Beattie, 2011). Sin embargo, se ha sugerido que en España las familias ayudan a las personas a superar los problemas financieros (Banco de España, 2017), por lo que esperaríamos un papel más importante del matrimonio como seguro contra las malas condiciones económicas. Por lo tanto, una situación laboral no activa debería estar negativamente relacionada con la interrupción del matrimonio (Stevenson y Wolfers, 2007). No está claro teóricamente

¹ Esta investigación ha sido financiada por la Fundación Ibercaja, «Proyectos de investigación, desarrollo e innovación para jóvenes investigadores», convocatoria de 2015. Los autores también agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Economía y Competitividad (proyectos ECO2017-82246-P y ECO2016-75941-R), la DGA (grupo de investigación ADETRE) y el FEDER.

² Para una revisión del divorcio en España, véanse González-Val y Marcén (2018), Houle *et al.* (1999) y Solsona y Simó-Noguera (2007).

TABLA 1. *Enfoques teóricos*

Literatura	Enfoque teórico	Diferencias de género	Relación esperada entre la pérdida del empleo y la interrupción del matrimonio
Becker <i>et al.</i> (1977)	Especialización en tareas domésticas (un único sostén de la familia, normalmente el hombre)	Sí	Pérdida del empleo masculino: Positivo Pérdida del empleo femenino: Negativo o sin efecto
Stevenson y Wolfers (2007)	Matrimonio como un seguro	No	Negativo
Amato y Beattie (2011)	Estrés psicosocial Coste del divorcio	No	Estrés psicosocial: Positivo Coste del divorcio: Negativo
Arizumi <i>et al.</i> (2015)	Enfoque de negociación	No	Positivo o negativo (dependiendo de las opciones fuera del matrimonio)
Killewald (2016)	Independencia económica Tensión financiera Género	Sí	Independencia económica: Negativo Tensión financiera: Positivo Género: No está claro, puede cambiar con el tiempo dependiendo de las normas sociales

Nota: Para una revisión extensa de la literatura, véanse Kraft (2001) y Killewald (2016).

cuál de estos enfoques domina en España, por lo que exploramos este tema empíricamente.

Siguiendo a Killewald (2016) y Sayer *et al.* (2011), también examinamos el papel de las diferencias de género. Se puede argumentar que, dado que la crisis económica disminuyó la brecha en la tasa de desempleo entre hombres y mujeres en España, la pérdida del empleo masculino podría ser más socialmente aceptable, lo que podría disminuir su impacto negativo en la estabilidad conyugal desde la perspectiva del rol tradicional de género (Killewald, 2016). En el caso de las mujeres, el mayor peso de los contratos temporales con salarios más bajos que los hombres puede significar que sus bajas expectativas en el mercado laboral y su dependencia económica serían más fuertes durante una crisis económica (Killewald, 2016). Esto disminuiría aún más su probabilidad de disolución matrimonial debido a la pérdida del empleo.

DATOS

Utilizamos datos de la Encuesta de Condiciones de Vida, que forma parte del proyecto EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions), para el periodo 2008-2014. El EU-SILC recopila microdatos longitudinales y sigue a cada individuo durante un periodo de cuatro años. El periodo 2008-2014 es posterior a la reforma de la ley de divorcio antes mencionada y cubre un momento de grave crisis económica. Seleccionamos individuos en edad laboral en el rango de 28 a 59 años. Elegimos individuos mayores de 28 años porque la edad promedio de los jóvenes que abandonan el hogar parental es de alrededor de 28,5 años en todo el periodo considerado, según los datos de Eurostat³. Excluimos a las personas mayores de 59 años porque

³ De esta manera, las cuestiones relacionadas con «abandonar el nido» no deberían afectar a nuestros resultados.

TABLA 2. Resumen de estadísticas: muestra principal

Variables	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
Edad de la mujer	44,311	7,443	28	59
Edad del hombre	46,595	7,513	28	59
Educación de la mujer: Secundaria	0,506	0,500	0	1
Educación de la mujer: Terciaria	0,332	0,471	0	1
Educación del hombre: Secundaria	0,517	0,500	0	1
Educación del hombre: Terciaria	0,298	0,458	0	1
Número de hijos	1,540	0,925	0	9
Viven en un área muy poblada	0,452	0,498	0	1
Ninguno de los cónyuges trabaja	0,058	0,234	0	1
Solo uno de los cónyuges no trabaja	0,401	0,490	0	1
La mujer no trabaja	0,416	0,493	0	1
El hombre no trabaja	0,182	0,386	0	1
Años trabajados de la mujer	11,638	9,650	0	46
Años trabajados del hombre	21,985	9,927	0	51
Observaciones/Parejas de encuestados	15.578/4.368			

Nota: Nuestra muestra incorpora individuos de 28 a 59 años.

Fuente: Datos españoles de la EU-SILC, periodo 2008-2014.

las personas pueden jubilarse legalmente a la edad de 60 años, y no pretendemos estudiar los efectos de la jubilación en las parejas⁴. También excluimos a los individuos solteros⁵. Después de cotejar los registros individuales, la muestra final con-

siste en 15.578 observaciones de 4.368 parejas de encuestados.

La tabla 2 muestra un resumen de las estadísticas de la muestra principal, que comprende mujeres con una edad media de 44 años y hombres de 46 años en promedio. Alrededor del 33% de las mujeres tenía un nivel de educación terciaria, que es bastante similar a la tasa entre los hombres (30%). Tenían un promedio de 1,5 niños, y el 45% vivía en áreas densamente pobladas con poblaciones superiores a los 500.000 habitantes. Con respecto a nuestra variable de interés (estado laboral), ambos cónyuges no trabajaban en casi el 6% de las parejas, mientras que el 40% de las parejas incluía solo un cónyuge que no trabajaba. Se observan diferencias de género en que el 42% de las mujeres no trabajaba, mientras que

⁴ La edad de jubilación en España es de 65 años, pero las personas pueden optar por jubilarse anticipadamente (jubilación voluntaria). La Ley 40/2007 estableció un período transitorio hasta alcanzar la edad de 61 años que tuvo lugar durante el período considerado.

⁵ Solo consideramos parejas heterosexuales. Los problemas de género pueden diferir para las parejas homosexuales. Próximas investigaciones deberían incluir otros tipos de parejas cuando haya suficientes datos disponibles. También téngase en cuenta que nos centramos en la disolución matrimonial, pero no en cómo el estado laboral afecta a la decisión de matrimonio (para un análisis del caso español a nivel agregado, véase González-Val y Marcén, 2018).

TABLA 3. Resumen de estadísticas: muestra principal (Submuestras «Divorciados o Separados» – «Matrimonios intactos»)

Variables	Submuestra «Divorciados o Separados»	Submuestra «Matrimonios intactos»
Edad de la mujer en la ruptura	44,34	
Edad del hombre en la ruptura	47,74	
Edad de la mujer	43,39	44,32
Edad del hombre	46,51	46,60
Educación de la mujer: Secundaria	0,53	0,51
Educación de la mujer: Terciaria	0,31	0,33
Educación del hombre: Secundaria	0,51	0,52
Educación del hombre: Terciaria	0,30	0,30
Número de hijos	0,96	1,54
Viven en un área muy poblada	0,44	0,45
Ninguno de los cónyuges trabaja	0,04	0,06
Solo uno de los cónyuges no trabaja	0,47	0,40
La mujer no trabaja	0,36	0,42
El hombre no trabaja	0,23	0,18
Años trabajados de la mujer	12,79	11,63
Años trabajados del hombre	20,68	21,99

Fuente: Datos españoles de la EU-SILC, periodo 2008-2014.

solo el 18% de los hombres no trabajaba⁶. También se observaban diferencias en el número acumulado de años de trabajo: 12 años para las mujeres y 22 años para los hombres.

En la tabla 3, dividimos la muestra entre aquellos cuyo matrimonio se rompe en algún momento y aquellos con matrimonios intactos durante el periodo de la muestra. En promedio, la ruptura matrimonial se produjo cuando las mujeres te-

nían 44 años y los hombres 48 años. No observamos diferencias importantes con respecto a la edad, el nivel de educación, el lugar de residencia y el número de años trabajados. Aquellos con matrimonios intactos concibieron 0,6 niños más. Cuando ambos individuos no trabajaban resultaba más probable tener un matrimonio intacto. Esto no se observa cuando solo uno de los cónyuges no trabajaba, aunque hay diferencias de género. Las mujeres que no trabajaban tenían más probabilidades de tener matrimonios intactos, pero los hombres que no trabajaban tenían más posibilidades de divorciarse o separarse. Esto puede apuntar a diferentes efectos sobre la estabilidad conyugal que dependería de quién sea el miembro de la pareja que no trabaja.

⁶ Utilizamos la pregunta sobre el sexo (masculino o femenino) para identificar el género de los individuos. Cabe señalar que las diferencias de género pueden caracterizarse por un conjunto de creencias, rasgos personales, actitudes, sentimientos, valores, comportamientos y actividades que diferencian a los hombres de las mujeres a través de un proceso de construcción social (Murillo, 1996: 14).

ESTRATEGIA EMPÍRICA. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Modelo de referencia

A priori, la relación entre el estado laboral y la probabilidad de ruptura matrimonial no está clara. Inicialmente, supongamos el siguiente modelo⁷:

$$\text{Marital Dissolution}_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 \text{Nonworking}_{ijt} + \mu X_{ijt} + \eta_j + \theta_t + u_{ijt} \quad (1)$$

donde la variable dependiente es una variable ficticia que toma el valor 0 si la pareja i , que vive en la región j , está casada en el año t , pero es 1 en el año t en el que la pareja i se divorcia o se separa⁸. *Nonworking* _{it} es la variable de interés, que es 1 cuando el estado laboral de uno o ambos miembros de la pareja i en el año t es desempleado y/o inactivo y 0 en caso contrario⁹. Volveremos a esta cuestión más adelante.

β_2 puede ser positivo si la situación laboral aumenta la probabilidad de ruptura matrimonial, y negativo si disminuye la probabilidad. El vector X_{ijt} incluye una variedad de características de los cónyuges, como la edad del hombre y la mujer, sus niveles de educación (secundaria y terciaria; se excluye la inferior a la secundaria), el número de hijos y si los encuestados viven en un área muy poblada¹⁰. El modelo también incluye los efectos fijos regionales

(η_j) y anuales (θ_t) para controlar las características no observables que varían a nivel regional y con el tiempo. u_{it} es el término de error¹¹.

La tabla 4 presenta las estimaciones de la ecuación 1. Como muestra la columna 1, para las parejas donde ambos miembros no trabajan la probabilidad de ruptura matrimonial no parece verse afectada, ya que el coeficiente estimado no es estadísticamente significativo. Lo mismo se observa en la columna 2 cuando se agregan todos los controles a la regresión¹². Por lo tanto, este resultado indicaría que las restricciones financieras resultantes de no tener trabajo no son un factor significativo en la probabilidad de ruptura matrimonial. También es posible que los efectos opuestos predichos en la relación entre la pérdida de un empleo y la ruptura matrimonial (positivo o negativo) se estén anulando mutuamente. Si esto sucediera aquí, se deberían obtener estimaciones similares también en una situación menos restrictiva, cuando solo uno de los cónyuges no trabaja. Las columnas 3 y 4 (con/sin controles, respectivamente) nos informan de las estimaciones en las que la variable de interés es que solo un cónyuge esté inactivo o desempleado (ya sea el hombre o la mujer). Los coeficientes tampoco son significativos en este caso.

⁷ Consideramos un modelo de probabilidad lineal por simplicidad. Los resultados son similares cuando se emplean modelos probit.

⁸ Una vez que una pareja se divorcia o separa, se elimina del análisis.

⁹ Según la Organización Internacional del Trabajo, una persona está inactiva si esa persona no forma parte de la fuerza laboral. Una persona desempleada es alguien sin trabajo, pero que ha estado buscando trabajo activamente y está disponible para comenzar a trabajar.

¹⁰ Los resultados no cambian cuando excluimos todos estos controles.

¹¹ Las regiones hacen referencia a las comunidades autónomas españolas (regiones NUTS-2).

¹² Según la literatura (Bellido *et al.*, 2016), el número de hijos tiene un efecto sobre la probabilidad de ruptura del matrimonio. Esto también ha sido observado para el contexto español por Treviño *et al.* (2000). Sorprendentemente, los otros controles no parecen ser estadísticamente significativos. Admitimos que la inclusión de algunos de los controles puede generar problemas de endogeneidad. Sin embargo, merece la pena señalar que los resultados no varían con o sin los controles. También debemos reconocer que otros factores (como la religiosidad, entre ellos) pueden influir en la disolución matrimonial pero, debido a la falta de información, no se agregaron a la especificación.

TABLA 4. *Relación entre la ruptura matrimonial y la situación laboral de ambos miembros de la pareja*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ninguno de los cónyuges trabaja	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)				
Solo uno de los cónyuges no trabaja			0,0001 (0,0005)	0,0002 (0,0005)		
El hombre no trabaja					0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
La mujer no trabaja					-0,001*** (0,000)	-0,001** (0,0004)
Edad de la mujer		-0,001 (0,001)		-0,001 (0,001)		-0,001 (0,001)
Edad de la mujer ² /100		0,001 (0,002)		0,001 (0,002)		0,001 (0,002)
Edad del hombre		0,002 (0,001)		0,002 (0,001)		0,002 (0,001)
Edad del hombre ² /100		-0,002 (0,002)		-0,002 (0,002)		-0,002 (0,001)
Educación de la mujer: Secundaria		-0,001 (0,001)		-0,001 (0,001)		-0,001 (0,001)
Educación del hombre: Secundaria		0,001 (0,001)		0,001 (0,001)		0,001 (0,001)
Educación de la mujer: Terciaria		-0,001 (0,001)		-0,001 (0,002)		-0,001 (0,002)
Educación del hombre: Terciaria		0,001 (0,001)		0,001 (0,001)		0,002 (0,001)
Número de hijos		-0,002** (0,001)		-0,002** (0,001)		-0,001** (0,001)
Viven en un área muy poblada		0,00004 (0,001)		0,0004 (0,001)		-0,000002 (0,001)
Constante	0,002*** (0,0003)	-0,018** (0,007)	0,002*** (0,0004)	-0,018** (0,007)	0,002*** (0,0004)	-0,018** (0,007)
<i>Dummies regionales</i>	No	Sí	No	Sí	No	Sí
<i>Dummies anuales</i>	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Observaciones	15.578	15.578	15.578	15.578	15.578	15.578
R ²	0,000	0,003	0,000	0,003	0,000	0,003

Notas: Las desviaciones típicas robustas, calculadas agrupando por región, están entre paréntesis en todas las tablas. Los controles para las características individuales de mujeres y hombres que se muestran en la columna 2 se incluyen también en todas las tablas siguientes. Coeficientes significativos al *10%, **5% y ***1%.

Estos resultados pueden ser consecuencia de las diferencias de género en la respuesta a la pérdida del empleo. Desde un enfoque beckeriano (Becker *et al.*, 1977), la perspectiva de género en el comportamiento de los cónyuges en respuesta a la pérdida del empleo no es poco realista. Por ejemplo, un aumento en la probabilidad de ruptura matrimonial como consecuencia de que el hombre no trabaje puede compensarse con una disminución en la probabilidad de ruptura matrimonial causada por la mujer que no trabaja. Para contrastar esto, exploramos por separado la relación entre las situaciones sin empleo de hombres/mujeres y la probabilidad de ruptura matrimonial, como se muestra en las columnas 5 y 6 de la tabla 4 (con y sin controles, respectivamente). Los resultados indican una relación negativa entre la situación laboral de no trabajar de las mujeres y la probabilidad de ruptura matrimonial, pero en el caso de los hombres el coeficiente estimado, aunque positivo, no es estadísticamente significativo. Por lo tanto, la diferenciación en la situación laboral por género es relevante en este análisis. Nuestros hallazgos apuntan al matrimonio como una forma de seguro solo para el desempleo o la inactividad femenina durante la crisis española.

Control de los problemas de endogeneidad y especificación con retardos

El uso del estado laboral puede generar problemas de endogeneidad, porque es posible argumentar que el estado matrimonial de las personas puede afectar su estado laboral (Schaller, 2013; González-Val y Marcén, 2017, 2018). Para abordar este problema, también exploramos si los cambios en el estado laboral tienen un efecto sobre la probabilidad de ruptura matrimonial. Esto es posible al utilizar un panel de datos. Estos cambios pueden considerarse inespe-

rados, ya que el momento exacto en que se produce la pérdida del empleo es difícil de predecir cuando las personas se casaron¹³. Los resultados se presentan en la columna 1 de la tabla 5, que muestra una relación negativa entre la pérdida de empleo de las mujeres y la probabilidad de ruptura matrimonial, pero no hay ningún efecto en el caso de los hombres¹⁴.

Otra cuestión que no se ha examinado anteriormente es el hecho de que puede existir un espacio de tiempo entre la pérdida del empleo y la ruptura del matrimonio (González-Val y Marcén, 2017, 2018). En el caso de aquellas personas que están desempleadas, si no pueden encontrar trabajo durante varios períodos, la probabilidad de ruptura matrimonial podría aumentar con el tiempo. La duración de este retardo temporal no está teóricamente clara, y, por esta razón, seguimos la literatura previa sobre el impacto retardado del desempleo en varias variables demográficas, y añadimos la situación laboral de no tener empleo retrasada de uno a dos años (Schaller, 2013)¹⁵. Así podemos explorar si las pérdidas inesperadas del empleo están relacionadas positiva o negativamente con la ruptura matrimonial a lo largo del tiempo.

¹³ Desafortunadamente, no podemos distinguir las razones por las cuales los trabajadores pierden su empleo. Por lo tanto, no podemos excluir a aquellos que renuncian voluntariamente a sus trabajos.

¹⁴ Los controles para las características individuales de mujeres y hombres se incluyen como en la columna 2 de la tabla 2 en todas las demás tablas. Los resultados de estos controles no varían y se pueden solicitar a los autores.

¹⁵ Téngase en cuenta que la duración máxima de las prestaciones por desempleo en España es de dos años. No todas las personas tienen esas ayudas por desempleo, ya que esto depende de la duración de los trabajos anteriores. Además, la cuantía de las prestaciones por desempleo no es igual a los salarios anteriores. Por lo tanto, una pérdida del empleo puede afectar al estado socioeconómico de una pareja durante el período de prestación por desempleo.

TABLA 5. Relación entre ruptura matrimonial y pérdida del empleo (desempleo o inactividad): Incluyendo controles adicionales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Pérdida del empleo de la mujer					
De empleada a	-0,002***	-0,003***	-0,003***	-0,002***	-0,002***
desempleada/inactiva <i>t</i>	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
De empleada a		-0,004***	-0,004***	-0,002***	-0,003**
desempleada/inactiva <i>t</i> -1		(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
De empleada a			0,006	0,008	0,008
desempleada/inactiva <i>t</i> -2			(0,009)	(0,010)	(0,010)
Pérdida del empleo del hombre					
De empleado a	-0,001	-0,001	0,001	-0,002	-0,002
desempleado/inactivo <i>t</i>	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,002)
De empleado a		0,003	0,003	-0,001	-0,001
desempleado/inactivo <i>t</i> -1		(0,006)	(0,006)	(0,005)	(0,005)
De empleado a			-0,002	-0,007	-0,007
desempleado/inactivo <i>t</i> -2			(0,002)	(0,004)	(0,004)
Controles					
Años trabajados de la mujer					0,0002** (0,00007)
Años trabajados del hombre					-0,0001 (0,0006)
Años desempleada de la mujer desde la pérdida de empleo				-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Años desempleado del hombre desde la pérdida de empleo				0,002 (0,002)	0,002 (0,002)
<i>Dummies</i> regionales	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>Dummies</i> anuales	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	15.578	10.991	6.943	6.943	6.943
R ²	0,003	0,004	0,008	0,008	0,009

Nota: Coeficientes significativos al *10%, **5% y ***1%.

La tabla 5 muestra los resultados de esta especificación con retardos. Encontramos un retraso de un período en el efecto de la pérdida del empleo femenino, pero ninguno para los hombres (véanse las columnas 2 y 3)¹⁶. Además, hemos incluido información complementaria en el análisis sobre el comportamiento laboral de los miembros de la pareja, que puede ser un indicador de las expectativas de los cónyuges. Primero, incluimos dos variables que miden los años totales de desempleo o inactividad de mujeres y hombres en la columna 4. Los coeficientes que representan sus efectos no son estadísticamente significativos. Sin embargo, cuando los años de trabajo de ambos miembros de la pareja se agregan al análisis (columna 5), aparecen diferencias de género. El comportamiento de las mujeres es importante, ya que cuanto mayor sea el número de años trabajados mayor es la probabilidad de ruptura matrimonial. Esto también podría señalar el argumento de que, cuando las mujeres son económicamente independientes (por ejemplo, porque han trabajado durante varios años), no necesitan el matrimonio como seguro, lo que hace más probable la separación y el divorcio.

Los *shocks* positivos (es decir, cuando los cónyuges encuentran trabajo) también podrían tener un efecto en la probabilidad de ruptura matrimonial. En la tabla 6 hemos incorporado tanto *shocks* negativos (pérdida del empleo) como positivos (encontrar un trabajo) para determinar si solo importan los *shocks* negativos. No observamos ningún efecto en el caso de los *shocks* positivos. Nuestros resultados con respecto a las otras variables se mantienen. Nuevamente, solo las pérdidas del empleo femenino parecen estar

negativamente relacionadas con la ruptura matrimonial.

TABLA 6. Relación entre la ruptura matrimonial y los *shocks* positivos y negativos en la situación laboral

	(1)
<i>Shock negativo para la mujer</i>	
De empleada a	-0,002***
desempleada/inactiva <i>t</i>	(0,001)
De empleada a	-0,004*
desempleada/inactiva <i>t</i> -1	(0,002)
De empleada a	0,007
desempleada/inactiva <i>t</i> -2	(0,009)
<i>Shock negativo para el hombre</i>	
De empleado a	-0,002
desempleado/inactivo <i>t</i>	(0,002)
De empleado a	0,001
desempleado/inactivo <i>t</i> -1	(0,006)
De empleado a	-0,005
desempleado/inactivo <i>t</i> -2	(0,004)
<i>Shocks positivos</i>	
Mujeres: De desempleada/inactiva a empleada	0,003
	(0,005)
Hombres: De desempleado/inactivo a empleado	-0,005
	(0,004)
<i>Controles</i>	
Años trabajados de la mujer	0,0002**
	(0,00003)
Años trabajados del hombre	-0,0001
	(0,00006)
Años desempleada de la mujer desde la pérdida de empleo	-0,001
	(0,001)
Años desempleado del hombre desde la pérdida de empleo	0,002
	(0,002)
<i>Dummies</i> regionales	Sí
<i>Dummies</i> anuales	Sí
Observaciones	6.943
R ²	0,009

Nota: Coeficientes significativos al *10%, **5% y ***1%.

¹⁶ Estas variables retardadas toman el valor de 1 en el año *t* cuando el individuo perdió su trabajo en el año *t*-1 (o *t*-2 en el caso de dos retardos), y 0 en caso contrario.

Diferencias entre desempleo e inactividad

Hasta este punto hemos considerado conjuntamente situaciones de desempleo e inactividad. Sin embargo, se puede suponer que la pérdida del empleo al pasar de empleado a una situación de desempleo (con búsqueda activa de empleo) o a un estado económicamente inactivo puede generar diferentes efectos sobre la probabilidad de ruptura matrimonial. Para aquellos que son económicamente inactivos, la perspectiva del matrimonio como seguro contra las dificulta-

des económicas puede desempeñar un papel más importante. Esto puede ser relevante en este estudio, ya que las mujeres pueden ser más propensas a estar inactivas por varias razones, como estar tradicionalmente más dedicadas al cuidado de los hijos. En España la población activa femenina estaba entre el 50 y el 53% en el período considerado (2008-2014), mientras que la de los hombres estaba entre el 65 y el 69%, según los datos del INE. Para abordar esta cuestión exploramos el efecto de los movimientos desde la pérdida del empleo al desempleo o a la inactividad en la tabla 7 (columnas 1 y 4).

TABLA 7. Relación entre ruptura matrimonial y pérdida del empleo (desempleo e inactividad por separado)

	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
Pérdida del empleo de la mujer				Pérdida del empleo de la mujer			
De empleada a desempleada t	-0,002*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003** (0,001)	De empleada a inactiva t	-0,002*** (0,000)	-0,003*** (0,001)	-0,002*** (0,001)
De empleada a desempleada $t-1$		-0,004*** (0,001)	-0,004** (0,002)	De empleada a inactiva $t-1$		-0,004*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
De empleada a desempleada $t-2$			-0,002** (0,001)	De empleada a inactiva $t-2$			0,025 (0,027)
Pérdida del empleo del hombre				Pérdida del empleo del hombre			
De empleado a desempleado t	-0,0003 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,004)	De empleado a inactivo t	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)
De empleado a desempleado $t-1$		0,004 (0,006)	0,004 (0,006)	De empleado a inactivo $t-1$		-0,002** (0,001)	-0,002 (0,001)
De empleado a desempleado $t-2$			-0,002 (0,001)	De empleado a inactivo $t-2$			0,0004 (0,001)
<i>Dummies</i> regionales	Sí	Sí	Sí	<i>Dummies</i> regionales	Sí	Sí	Sí
<i>Dummies</i> anuales	Sí	Sí	Sí	<i>Dummies</i> anuales	Sí	Sí	Sí
Observaciones	15.578	10.991	6.943	Observaciones	15.578	10.991	6.943
R ²	0,003	0,004	0,007	R ²	0,003	0,004	0,009

Nota: Coeficientes significativos al *10%, **5% y ***1%.

Los coeficientes son los mismos en el caso de las pérdidas del empleo de las mujeres, lo que indica que no hay diferencias en la relación con la probabilidad de ruptura matrimonial, pero son diferentes en el caso de los hombres. Como se muestra en la columna 4, cuando el estado laboral de los hombres cambia de empleado a inactivo, la probabilidad de disolución matrimonial disminuye. Esto sugiere que la inactividad protege al matrimonio de la separación o el divorcio, independientemente del género de las personas, pero el desempleo tiene un efecto similar solo para las mujeres. Con respecto a la especificación con retardos, los resultados se presentan en las columnas 2, 3, 5 y 6 de la tabla 7. Para las mujeres encontramos un retraso de un período en el efecto de una pérdida de empleo, independientemente de si esta pérdida del empleo causa desempleo o inactividad. Lo mismo se observa para las pérdidas del empleo de los hombres en el caso del paso a la inactividad, pero no para el desempleo. El argumento referente a la visión del matrimonio como seguro también se puede aplicar aquí.

CONCLUSIONES

La última recesión en España desde 2008 a 2014 tuvo fuertes efectos negativos. España es un país donde los costes del divorcio son bastante bajos, lo que lo convierte en un marco interesante para estudiar las consecuencias de la pérdida del empleo en la ruptura matrimonial. Encontramos que la inactividad y el desempleo de las mujeres son factores que están relacionados negativamente con la probabilidad de ruptura matrimonial después de considerar el estado laboral de las personas, pero también cuando se consideran pérdidas inesperadas del empleo, desde el empleo hacia el desempleo o a la inactividad. En el caso de los hombres, solo las pérdidas inespera-

das del empleo, pasando de empleado a la inactividad económica, parecen disminuir la probabilidad de ruptura matrimonial.

Estos hallazgos pueden apuntar a la visión del matrimonio como una forma de seguro (Stevenson y Wolfers, 2007) en un contexto de recesión económica muy extrema cuando las personas no están trabajando o buscando trabajo activamente. Los resultados también muestran que la situación laboral de las mujeres parece ser más importante que la de los hombres en las decisiones de separación matrimonial en España. Esto es contrario a la literatura reciente que no muestra ninguna relación entre la dependencia económica de las mujeres y el riesgo de divorcio (Killewald, 2016). Nuestros resultados pueden tener implicaciones políticas, ya que la situación laboral de las mujeres debería estar más protegida para aumentar su independencia económica a fin de facilitar la separación o el divorcio y evitar malos matrimonios, que pueden implicar más probablemente violencia doméstica.

BIBLIOGRAFÍA

- Amato, Paul R. (2010). «Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments». *Journal of Marriage and Family*, 72(3): 650-666. doi: 10.1111/j.1741-3737.2010.00723.x
- Amato, Paul R. y Beattie, Brett (2011). «Does the Unemployment Rate Affect the Divorce Rate? An Analysis of State Data 1960-2005». *Social Science Research*, 40: 705-715. doi: 10.1016/j.ssresearch.2010.12.012
- Ariizumi, Hideki; Hu, Yaqin y Schirle, Tammy (2015). «Stand Together or Alone? Family Structure and the Business Cycle in Canada». *Review of Economics of the Household*, 13: 135-161. doi: 10.1007/s11150-013-9195-8
- Banco de España (2017). *Informe sobre la crisis financiera y bancaria en España, 2008-2014*. Disponible en: https://www.bde.es/f/webbde/Secciones/Publicaciones/OtrasPublicaciones/Fich/InformeCrisis_Completo_web.pdf, acceso el 6 de febrero de 2020.

- Becker, Gary S.; Landes, Elisabeth M. y Michael, Robert T. (1977). «An Economic Analysis of Marital Instability». *Journal of Political Economy*, 85(6): 1141-1187. doi: 10.1086/260631
- Bellido, Héctor; Molina, José Alberto; Solaz, Anne y Stancanelli, Elena (2016). «Do Children of the First Marriage Deter Divorce?». *Economic Modelling*, 55: 15-31. doi: 10.1016/j.econmod.2016.01.023
- González-Val, Rafael y Marcén, Miriam (2017). «Divorce and the Business Cycle: A Cross-country Analysis». *Review of Economics of the Household*, 15: 879-904. doi: 10.1007/s11150-016-9329-x
- González-Val, Rafael y Marcén, Miriam (2018). «Unemployment, Marriage, and Divorce». *Applied Economics*, 50(13): 1495-1508. doi: 10.1080/00036846.2017.1366642
- Houle, René; Simó, Carles; Solsona, Montserrat y Treviño, Rocio (1999). «Análisis biográfico del divorcio en España». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 88: 11-35. doi: 10.2307/40184202
- Killewald, Alexandra (2016). «Money, Work, and Marital Stability: Assessing Change in the Gendered Determinants of Divorce». *American Sociological Review*, 81(4): 696-719. doi: 10.1177/0003122416655340
- Kraft, Kornelius (2001). «Unemployment and the Separation of Married Couples». *Kyklos*, 54: 67-88. doi: 10.1111/1467-6435.00141
- Murillo, Soledad (2006). *El mito de la vida privada: de la entrega al tiempo propio*. Madrid: Siglo XXI.
- Sayer, Liana C. (2006). «Economic Aspects of Divorce and Relationship Dissolution». En: Fine, M. A. y Harvey, J. H. (eds.). *Handbook of Divorce and Relationship Dissolution*. New York: Routledge, pp. 385-406.
- Sayer, Liana C.; England, Paula; Allison, Paul D. y Kangas, Nicole (2011). «She Left, He Left: How Employment and Satisfaction Affect Women's and Men's Decisions to Leave Marriages». *American Journal of Sociology*, 116(6): 1982-2018. doi: 10.1086/658173
- Schaller, Jessamyn (2013). «For Richer, If Not For Poorer? Marriage and Divorce over the Business Cycle». *Journal of Population Economics*, 26: 1007-1033. doi: 10.1007/s00148-012-0413-0
- Schoen, Robert; Astone, Nan Marie; Kim, Young J.; Rothert, Kendra y Standish, Nicola J. (2002). «Women's Employment, Marital Happiness and Divorce». *Social Forces*, 81: 643-662. doi: 10.1353/sof.2003.0019
- Schoen, Robert; Rogers, Stacy J. y Amato, Paul R. (2006). «Wives' Employment and Spouses' Marital Happiness: Assessing the Direction of Influence Using Longitudinal Couple Data». *Journal of Family Issues*, 27: 506-528. doi: 10.1177/0192513X05283983
- Solsona, Montserrat y Simó-Noguera, Carles-Xavier (2007). «Evolución histórica del divorcio en España desde la aprobación de la Ley de 1981 hasta la reforma de 2004». En: Cabré Pla, A. M. (coord.). *La constitución familiar en España*. Madrid: Fundación BBVA, pp. 245-296.
- South, Scott J. (2001). «Time-dependent Effects of Wives Employment on Marital Dissolution». *American Sociological Review*, 66(2): 226-245. doi: 10.2307/2657416
- Stevenson, Betsey y Wolfers, Justin (2007). «Marriage and Divorce: Changes and their Driving Forces». *Journal of Economic Perspectives*, 21(2): 27-52. doi: 10.1257/jep.21.2.27
- Treviño, Rocio; Houle, René; Simó-Noguera, Carles-Xavier y Solsona, Montserrat (2000). «Los determinantes sociodemográficos y familiares de las rupturas de uniones en España: la normalización del fenómeno». *Revista de Demografía Histórica*, 18(1): 101-136.

RECEPCIÓN: 03/12/2018

REVISIÓN: 11/04/2019

APROBACIÓN: 01/08/2019

Unemployment, Marital Breakdown and Gender in Spain

Desempleo, ruptura de las parejas y género en España

Rafael González-Val and Miriam Marcén

Key words

Unemployment

- Gender Differences
- Inactivity
- Marital Breakdown

Palabras clave

Desempleo

- Diferencias de género
- Inactividad
- Ruptura matrimonial

Abstract

This paper explores the relationship between job loss and marital breakdown (separation or divorce) during the last economic crisis using Spanish panel data. In contrast with other papers that have examined this issue in other countries, our results revealed that the working status of women plays a role in marital break-up decisions in Spain. The results suggested that the probability of separation or divorce decreases when women are not working. The same was observed when accounting for a change in the working status of women from employed to unemployed and from employed to inactive. For men, only the change from employed to inactive appears to be negatively related to the probability of marital breakdown.

Resumen

Este artículo explora la relación entre la pérdida del empleo y la ruptura matrimonial (separación o divorcio) durante la última crisis económica utilizando datos de panel para España. En contraste con otros trabajos que han examinado este tema para otros países, los resultados revelan que la situación laboral de la mujer juega un papel en la decisión de ruptura en España. Los resultados sugieren que la probabilidad de separación o divorcio disminuye cuando las mujeres no trabajan. Lo mismo se observa cuando consideramos un cambio en el estado laboral de las mujeres de empleadas a desempleadas y de empleadas a inactivas. Para los hombres, solo el cambio de empleado a inactivo parece estar relacionado negativamente con la probabilidad de ruptura de la pareja.

Citation

González-Val, Rafael and Marcén, Miriam (2020). "Unemployment, Marital Breakdown and Gender in Spain". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 171: 145-158. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.171.145>)

Rafael González-Val: Universidad de Zaragoza. Institut d'Economia de Barcelona | rafaelg@unizar.es

Miriam Marcén: Universidad de Zaragoza | mmarcen@unizar.es

INTRODUCTION¹

The economic recession that followed the global financial crisis of 2007-2008 severely affected many countries, including Spain. The unemployment rate in Spain remained above 16% during the recession and peaked at 26% in 2013 (INE, *Instituto Nacional de Estadística*), which was triple that of the pre-crisis period (8.3% in 2006). The Spanish case is interesting for studying the effects of job loss on an adverse labour market, when families work together to overcome financial problems (Banco de España, 2017). The aim of the study was to see whether job loss was related to marital breakdown in Spain.

From a theoretical point of view, the relationship between unemployment and the probability of marital instability is not clear (for an extensive review, see Killewald, 2016 and Kraft, 2001). Some of the main theoretical perspectives are summarised in Table 1 to emphasise that this is an unresolved question (Killewald, 2016). Theoretically, there may be either a positive, negative, or no relationship between job losses and marital dissolution. Therefore, an empirical analysis is needed to determine which of these possibilities prevails. However, the empirical literature is also inconclusive (Killewald, 2016; Schoen *et al.*, 2002, 2006). Even more recent evidence shows mixed outcomes regarding the strength and the direction of the relationship between employment status and marital stability (Amato, 2010; Sayer, 2006). Similarly,

ambiguous results can be found for possible gender differences. For example, South (2001) found that the impact of wives' employment on marital dissolution changed from negative to positive according to US data from 1969 to 1993, while Killewald (2016) showed no effect.

This study contributes to the literature by extending the analysis of job losses and marital dissolution to an extreme scenario with high unemployment rates and liberal divorce legislation. No prior studies have examined an extreme scenario such as that observed in Spain in the latest economic crisis. The Spanish case is also interesting because marital break-up decisions are less likely to be driven by costly divorce processes. The 2005 Divorce law reform introduced unilateral divorce, which reduced the costs of divorce and made it easily accessible². In this context of low divorce costs and high economic uncertainty, this study investigates which of the theoretical approaches presented in Table 1 could have driven the relationship between job loss and marital dissolution in Spain. On one hand, the low costs of divorce should be associated with a positive probability of separation or divorce (Amato and Beattie, 2011). However, it has been suggested that families help individuals to overcome financial problems in Spain (Banco de España, 2017), so marriage could be expected to play an important role and be seen as insurance against adverse economic conditions. Thus, a non-working situation should be negatively associated with marital disruption (Stevenson and Wolfers, 2007). Since it is not clear which one of these approaches dominates in Spain from a

¹ This study was funded by Fundación Ibercaja, "Proyectos de investigación, desarrollo e innovación para jóvenes investigadores", 2015 call. The authors also acknowledge the financial support of the Spanish Ministry of Economy and Competitiveness (projects ECO2017-82246-P and ECO2016-75941-R), DGA (ADETRE research group), and FEDER.

² For a review of divorce in Spain, see González-Val and Marcén (2018), Houle *et al.* (1999), and Solsona and Simó-Noguera (2007).

TABLE 1. *Theoretical approaches*

Literature	Theoretical approach	Gender differences	Expected relationship between job loss and marital disruption
Becker <i>et al.</i> (1977)	Specialisation of housework (one breadwinner normally male)	Yes	Male job loss: Positive Female job loss: Negative or no effect
Stevenson and Wolfers (2007)	Marriage as insurance	No	Negative
Amato and Beattie (2011)	Psycho-social stress Cost of divorce	No	Psycho-social stress: Positive Cost of divorce: Negative
Ariizumi <i>et al.</i> (2015)	Bargaining approach	No	Positive or Negative (depending on out-of-marriage options)
Killewald (2016)	Economic independence Financial strain Gendered institution	Yes	Economic independence: Negative Financial strain: Positive Gendered institution: Unclear, it may vary over time depending on social norms

Note: For an extensive review of the literature, see Kraft (2001) and Killewald (2016).

theoretical viewpoint, this issue will be explored empirically in this paper.

Following Killewald (2016) and Sayer *et al.* (2011), the role of gender differences will also be examined. It can be argued that, since the unemployment rate gap between men and women in Spain decreased during the recession, male job loss could be more socially acceptable, which might diminish its negative impact on marital stability from the perspective of traditional gender roles (Killewald, 2016). The greater prevalence of temporary contracts with lower wages among women than among men could mean that women's low expectations in the labour market and their economic dependence would be stronger in period of economic crisis (Killewald, 2016). This would decrease the probability of marital dissolution because of job loss even further.

DATA

Data from the European Union Statistics on Income and Living Conditions project (EU-SILC) for the period 2008-2014 was used in the study. The EU-SILC collects longitudinal microdata and follows each individual over a four-year period. The 2008-2014 period was therefore subsequent to the divorce law reform mentioned in the previous section, and spans over a time of severe economic crisis. Individuals of working age were selected from within the 28 to 59 age group. Individuals aged 28 and above were chosen because the average age for young people leaving their parental home was around 28.5 years old in the entire period being studied, according to Eurostat data³. Population over

³ In this way, leaving the nest issues should not be driving our findings.

TABLE 2. Summary statistics: Main Sample

Variables	Mean	Std. deviation	Minimum	Maximum
Women's age	44.311	7.443	28	59
Men's age	46.595	7.513	28	59
Women's education: Secondary	0.506	0.500	0	1
Women's education: Tertiary	0.332	0.471	0	1
Men's education: Secondary	0.517	0.500	0	1
Men's education: Tertiary	0.298	0.458	0	1
Number of children	1.540	0.925	0	9
Living in a very populated area	0.452	0.498	0	1
Both spouses not working	0.058	0.234	0	1
Only one spouse not working	0.401	0.490	0	1
Women not working	0.416	0.493	0	1
Men not working	0.182	0.386	0	1
Women's years of working life	11.638	9.650	0	46
Men's years of working life	21.985	9.927	0	51
Observations/Respondents	15,578/4,368			

Note: The sample consists of individuals aged 28 to 59 years old.

Source: Spanish data from the EU-SILC, period 2008-2014.

59 years old were excluded because individuals may legally retire at the age of 60, and the focus was not on the effects of retirement on couples⁴. Single individuals were also excluded⁵. After matching individual records, the final sample consisted

of 15,578 observations of 4,368 respondent couples.

Table 2 shows a summary of the statistics of the main sample, which comprised women aged 44 years old on average and men aged 46 years old on average. Around 33% of the women had a tertiary level of education, which was similar to the rate among men (30%). They had an average of 1.5 children, and 45% lived in very populated areas (cities greater than 500,000 inhabitants). As the variable of interest was working status, it was found that both spouses were not working in almost 6% of the couples, while 40% of the couples included only one non-working spouse. There were gender differences in that 42% of women were not

⁴ The retirement age in Spain is 65 years old, but individuals may opt to retire early (voluntary retirement). Law 40/2007 established a transitory period until reaching the age of 61 years (which took place during the period studied).

⁵ Only heterosexual couples were considered. Gender issues could differ for homosexual couples. Further research should include other types of couples when enough data are available. It should also be noted that the focus was on marital dissolution but not on how working status affected the marriage decision (for an analysis of the Spanish case at an aggregate level, see González-Val and Marcén, 2018).

TABLE 3. Summary statistics: Main Sample ("Divorced or Separated" - "Intact marriage" subsamples)

Variables	"Divorced or Separated" subsample	"Intact marriage" subsample
Women's age at dissolution	44.34	
Men's age at dissolution	47.74	
Women's age	43.39	44.32
Men's age	46.51	46.60
Women's education: Secondary	0.53	0.51
Women's education: Tertiary	0.31	0.33
Men's education: Secondary	0.51	0.52
Men's education: Tertiary	0.30	0.30
Number of children	0.96	1.54
Living in a very populated area	0.44	0.45
Both spouses not working	0.04	0.06
Only one spouse not working	0.47	0.40
Women not working	0.36	0.42
Men not working	0.23	0.18
Women's years of working life	12.79	11.63
Men's years of working life	20.68	21.99

Source: Spanish data from the EU-SILC, period 2008-2014.

working, whereas only 18% of men were not working⁶. Dissimilarities were also observed in the number of years of working life: women had accrued 12 years, whereas men had accrued 22 years.

In Table 3 the sample is divided between those whose marriage had broken up at some point and those with intact marriages during the sample period. On average, marital breakdown took place when women were aged 44 and

men were aged 48. No important differences were observed with respect to age, education level, place of residence, and number of years of working life. Those with intact marriages conceived 0.6 more children. When both individuals were not working, they were more likely to have intact marriages. This was not observed when only one spouse was not working, although there were gender differences. Women who were not working were more likely to have intact marriages, but non-working men were more likely to divorce or separate. This may point to different effects on marital stability that depended on who the non-working member of the couple was.

⁶ The question about sex (male or female) was used to identify the gender of individuals. Gender differences may be characterised by a set of beliefs, personal traits, attitudes, feelings, values, behaviours, and activities that differentiate men from women through a process of social construction (Murillo, 1996: 14).

EMPIRICAL STRATEGY, RESULTS AND DISCUSSION

Baseline model

A priori, the relationship between the working status and the probability of marital break-up was not clear. Initially, the following model was assumed⁷:

$$\text{Marital Dissolution}_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 \text{Nonworking}_{ijt} + \mu X_{ijt} + \eta_j + \theta_t + u_{ijt} \quad (1)$$

where the dependent variable is a dummy that is 0 if couple i , who lives in region j , is married in year t , but it is 1 in the year t in which couple i divorces or separates⁸. *Non-working* _{it} is the variable of interest, which is 1 when the working status of one or both members of couple i in year t is unemployed and/or inactive and 0 otherwise⁹. This issue is revisited below.

β_2 can be positive if the working status increased the probability of marital breakdown and negative if it decreased the probability. The vector X_{ijt} included a range of the spouses' characteristics, such as the age of the man and woman, their education levels (secondary or tertiary; lower than secondary was excluded), the number of children, and whether the respondents lived in a very populated area¹⁰. The model also included region (η_j) and year fixed effects (θ_t) to control for

unobserved characteristics that varied at the regional level and over time. u_{it} was the error term¹¹.

Table 4 presents the estimates of equation 1. As shown in column 1, for couples where both members were not working, the probability of marital breakdown did not appear to be affected, since the estimated coefficient was not statistically significant. The same was observed in column 2 when all controls were added to the regression¹². Therefore, this result may indicate that the financial constraints resulting from not having a job were not a significant factor in the probability of marital break-up. It is also possible that the opposite predicted relationships between job loss and marital breakdown (positive or negative) could be operating as a counterbalance. If this were happening here, similar estimates should also be detected in less restrictive situations where only one of the spouses was not working. Columns 3 and 4 (with/without controls, respectively) report the estimations where the variable of interest was that only one spouse was inactive or unemployed (either the man or the woman). The coefficients were not significant in this case either.

¹¹ Regions refer to Spanish *Comunidades Autónomas* (NUTS-2 statistical regions of the EU).

¹² According to the literature (Bellido *et al.*, 2016), the number of children has an effect on the probability of marital breakdown. This was also observed for the Spanish context by Treviño *et al.* (2000). Surprisingly, the other controls did not appear to be statistically significant. We recognise that the inclusion of some of the controls may generate endogeneity concerns. However, it is worth noting that the results did not vary with or without the controls. It should also be acknowledged that other factors (such as religiosity, among others) may influence marital dissolution, but they were not added to the specification due of the lack of information available in this regard.

⁷ A linear probability model was used for simplicity. The results were similar when using probit models.

⁸ Once a couple divorced or separated, they were removed from the analysis.

⁹ According to the International Labour Organisation, a person is inactive if that person is not part of the labour force. An unemployed individual is someone without a job who has been actively seeking work and is available to start working.

¹⁰ The results did not change when all these controls were excluded.

TABLE 4. *The relationship between marital breakdown and the working status of both members of the couple*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Both spouses not working	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)				
Only one spouse not working			0.0001 (0.0005)	0.0002 (0.0005)		
Men not working					0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
Women not working					-0.001*** (0.000)	-0.001** (0.0004)
Women's age		-0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)
Women's age sq/100		0.001 (0.002)		0.001 (0.002)		0.001 (0.002)
Men's age		0.002 (0.001)		0.002 (0.001)		0.002 (0.001)
Men's age sq/100		-0.002 (0.002)		-0.002 (0.002)		-0.002 (0.001)
Women's education: Secondary		-0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)
Men's education: Secondary		0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		0.001 (0.001)
Women's education: Tertiary		-0.001 (0.001)		-0.001 (0.002)		-0.001 (0.002)
Men's education: Tertiary		0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		0.002 (0.001)
Number of children		-0.002** (0.001)		-0.002** (0.001)		-0.001** (0.001)
Living in a very populated area		0.00004 (0.001)		0.0004 (0.001)		-0.000002 (0.001)
Constant	0.002*** (0.0003)	-0.018** (0.007)	0.002*** (0.0004)	-0.018** (0.007)	0.002*** (0.0004)	-0.018** (0.007)
Region Dummies	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Year Dummies	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Observations	15,578	15,578	15,578	15,578	15,578	15,578
R-squared	0.000	0.003	0.000	0.003	0.000	0.003

Notes: Robust standard errors, clustered by region, are in parentheses in all tables. Controls for women and men's characteristics as shown in Column 2 are included in all tables. Significant at the **10%, ** 5% and *** 1% levels.

Gender differences in the response to job loss may be driving these findings. According to the Beckerian approach (Becker *et al.*, 1977), the gender perspective in the behaviour of spouses in response to job loss is not unrealistic. For instance, an increase in the probability of marital breakdown if the man is not working may be compensated for by a decrease in the likelihood of marital breakdown caused by the woman not working. To check this, the relationship between male/female non-working situations and the probability of marital breakdown was explored separately, as shown in columns 5 and 6 of Table 4 (with/without controls, respectively). The results indicated a negative relationship between the women's non-working status and the probability of marital breakdown. In the case of men, the estimated coefficient, was positive, but not statistically significant. Thus, the separation of gender work status was relevant in this analysis. The findings pointed to marriage as a form of insurance only for female unemployment or inactivity during the recession in Spain.

Controlling for endogeneity and lag-specification problems

The use of employment status may generate endogeneity concerns, because it can be argued that the marital status of individuals can affect their employment status (Schaller, 2013; González-Val and Marcén, 2017, 2018). To address this issue, it was explored whether changes in employment status had an effect on the probability of marital breakdown. The use of panel data made this possible. These changes can be considered as unexpected, since the exact time when a job loss takes place is difficult to predict when individuals get married¹³.

¹³ Unfortunately, the reasons why workers lost their jobs could not be ascertained. Thus, we were unable to exclude those who left their jobs voluntarily.

The results are presented in column 1 of Table 5, which shows a negative relationship between women's job loss and the probability of marital breakdown, but no effect in the case of men¹⁴.

Another issue that has not been examined previously is that there may be a temporal gap between job loss and marital breakdown (González-Val and Marcén, 2017, 2018). In the case of those individuals who were unemployed, if they were unable to find a job during several periods, the probability of marital breakdown could increase over time. The duration of this lag is not theoretically clear, and for this reason, the prior literature on the lagged impact of unemployment on several demographic variables was followed, and while also adding the non-working situation lagged from 1 to 2 years (Schaller, 2013)¹⁵. This allowed for exploration of whether unexpected job losses were either positively or negatively related to marital breakdown over time.

Table 5 shows the results of this lag specification. A lag of one period was found in the effect of female job losses, but not of men's (see columns 2 and 3)¹⁶. Additionally, supplementary information was included in the analysis about the employment behaviour of the members of the couple, as it can be an indicator of spouses' expectations. First, two

¹⁴ Controls for women and men characteristics are included in all tables as they are in column 2 of Table 2. The results did not vary and are available upon request.

¹⁵ It must be noted that the length of entitlement to unemployment benefit in Spain is set at two years. Not all individuals are entitled to this, since it depends on the length of their previous employment. In addition, unemployment benefit is not equal to previous wages. Thus, job loss may affect the socioeconomic status of a couple while they are receiving unemployment benefit.

¹⁶ These lagged variables take the value of 1 in year t when an individual lost their job in year $t-1$ (or $t-2$ in the case of two periods lagged), and 0 otherwise.

TABLE 5. Relationship between marital breakdown and job loss (unemployment and inactivity): Adding more controls

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Women's job loss					
From employed to unemployed/inactive t	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
From employed to unemployed/inactive $t-1$		-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003** (0.001)
From employed to unemployed/inactive $t-2$			0.006 (0.009)	0.008 (0.010)	0.008 (0.010)
Men's job loss					
From employed to unemployed/inactive t	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
From employed to unemployed/inactive $t-1$		0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)
From employed to unemployed/inactive $t-2$			-0.002 (0.002)	-0.007 (0.004)	-0.007 (0.004)
Controls					
Women's years of working life					0.0002** (0.00007)
Men's years of working life					-0.0001 (0.0006)
Women's years of job loss				-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Men's years of job loss				0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
Region Dummies	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Dummies	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	15,578	10,991	6,943	6,943	6,943
R-squared	0.003	0.004	0.008	0.008	0.009

Note: Significant at the *10%, ** 5% and *** 1% levels.

variables were included that measured women's and men's years of unemployment or inactivity in column 4. The coefficients representing their effects were not statistically significant. However, when the years of working life of both members of the couple were added to the analysis (column 5), some gender differences were identified. Women's behaviour was found to be important, since the greater the number of years worked, the higher the probability of marital breakdown. This could also point to the argument that when women are economically independent (for example, because they have worked for several years), they do not need marriage as an insurance, which makes separation and divorce more likely.

Positive shocks (that is, when spouses find a job) could also have an effect on the probability of marital breakdown. In Table 6, both negative (job loss) and positive shocks (finding a job) were incorporated to determine whether only the negative shocks mattered. No effect was seen for positive shocks. The findings regarding the other variables were maintained. Again, only female job losses appeared to be negatively related to marital breakdown.

TABLE 6. Relationship between the marital breakdown and negative and positive shocks in employment status

	(1)
Women's Negative shock	
From employed to unemployed/inactive t	-0.002*** (0.001)
From employed to unemployed/inactive $t - 1$	-0.004* (0.002)
From employed to unemployed/inactive $t - 2$	0.007 (0.009)

	(1)
Men's Negative shock	
From employed to unemployed/inactive t	-0.002 (0.002)
From employed to unemployed/inactive $t - 1$	0.001 (0.006)
From employed to unemployed/inactive $t - 2$	-0.005 (0.004)
Positive shocks	
Women: From unemployed/inactive to employed	0.003 (0.005)
Men: From unemployed/inactive to employed	-0.005 (0.004)
Controls	
Women's years of working life	0.0002** (0.00003)
Men's years of working life	-0.0001 (0.00006)
Women's years of job loss	-0.001 (0.001)
Men's years of job loss	0.002 (0.002)
Region Dummies	Yes
Year Dummies	Yes
Observations	6,943
R-squared	0.009

Note: Significant at the *10%, ** 5% and *** 1% levels.

Differences between unemployment and inactivity

Up to this point, unemployment and inactivity have been jointly considered. However, it can be surmised that job loss that

involves shifting from employment to unemployment (when the individual is actively searching for a job) may generate different effects on the probability of marital breakdown than a change to an economically inactive status. For those who are economically inactive, the perspective of marriage as an insurance against economic hardship may play a more important role. This may be relevant in this study since women may be more likely to be inactive for various reasons, such as traditionally being more likely

to care for their children. In Spain, the female population in the labour force was between 50-53% in the period considered (2008-2014), while the male population in the labour force was between 65-69%, according to INE data. To address this issue, the effect of any shifts from a job loss to unemployment or inactivity is explored in Table 7 (columns 1 and 4).

The coefficients were the same in the case of women's job losses, which indicated no differences in the association

TABLE 7. Relationship between marital breakdown and job loss (unemployment and inactivity separately)

	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)
Women's job loss				Women's job loss			
From employed to unemployed t	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003** (0.001)	From employed to inactive t	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
From employed to unemployed $t - 1$		-0.004*** (0.001)	-0.004** (0.002)	From employed to inactive $t - 1$		-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
From employed to unemployed $t - 2$			-0.002** (0.001)	From employed to inactive $t - 2$			0.025 (0.027)
Men's job loss				Men's job loss			
From employed to unemployed t	-0.0003 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.004)	From employed to inactive t	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
From employed to unemployed $t - 1$		0.004 (0.006)	0.004 (0.006)	From employed to inactive $t - 1$		-0.002** (0.001)	-0.002 (0.001)
From employed to unemployed $t - 2$			-0.002 (0.001)	From employed to inactive $t - 2$			0.0004 (0.001)
Region Dummies	Yes	Yes	Yes	Region Dummies	Yes	Yes	Yes
Year Dummies	Yes	Yes	Yes	Year Dummies	Yes	Yes	Yes
Observations	15,578	10,991	6,943	Observations	15,578	10,991	6,943
R-squared	0.003	0.004	0.007	R-squared	0.003	0.004	0.009

Note: Significant at the *10%, ** 5% and *** 1% levels.

with the likelihood of marital breakdown, but they were different in the case of men. As shown in column 4, when men's employment status changed from employed to inactive, the probability of marital dissolution decreased. This suggested that inactivity protected couple from separation or divorce, regardless of the gender of the individuals, but unemployment had a similar effect for women only. Regarding the lag specification, results are presented in columns 2, 3, 5, and 6 of Table 7, a lag of one period in the effect of a job loss was found among women, regardless of whether this job loss caused unemployment or inactivity. The same was observed for men's job losses in the case of inactivity but not for unemployment. The argument with respect to the view of marriage as insurance can also be applied here.

CONCLUSIONS

The latest recession in Spain lasted from 2008 to 2014 and had strong negative effects. The costs of divorce are quite low in Spain, which makes it an interesting setting to study the consequences of job losses on marital breakdown. It was found that women's inactivity and unemployment were negatively related to the probability of marital breakdown after controlling for the employment status of individuals, but also when considering unexpected job losses from employment to unemployment or inactivity. In the case of men, only unexpected job losses from employment to economic inactivity appeared to reduce the probability of marital breakdown.

These findings may point to a view of marriage as a form of insurance (Stevenson and Wolfers, 2007) against very extreme economic downturns when individuals are not working or actively searching for a job. The results also show that the employment status of women appeared

to be more important than that of men in marital break-up decisions in Spain. This is not consistent with the recent literature that showed no relationship between women's economic dependence and the risk of divorce (Killewald, 2016). The findings presented here may have policy implications, as women's employment status should be more protected to increase their economic independence. This would facilitate separation or divorce and help them leave bad marriages, which are more likely to involve domestic violence.

BIBLIOGRAPHY

- Amato, Paul R. (2010). "Research on divorce: Continuing trends and new developments". *Journal of Marriage and Family*, 72(3): 650-666.
- Amato, Paul R. and Beattie, Brett (2011). "Does the unemployment rate affect the divorce rate? An analysis of state data 1960-2005". *Social Science Research*, 40: 705-715.
- Ariizumi, Hideki; Hu, Yaqin and Schirle, Tammy (2015). "Stand together or alone? Family structure and the business cycle in Canada". *Review of Economics of the Household*, 13: 135-161.
- Banco de España (2017). *Informe sobre la crisis financiera y bancaria en España, 2008-2014*.
- Becker, Gary S.; Landes, Elisabeth M. and Michael, Robert T. (1977). "An economic analysis of marital instability". *Journal of Political Economy*, 85(6): 1141-1187.
- Bellido, Héctor; Molina, José Alberto; Solaz, Anne and Stancanelli, Elena (2016). "Do Children of the First Marriage Deter Divorce?". *Economic Modelling*, 55: 15-31.
- González-Val, Rafael and Marcén, Miriam (2017). "Divorce and the Business cycle: A cross-country analysis". *Review of Economics of the Household*, 15: 879-904.
- González-Val, Rafael and Marcén, Miriam (2018). "Unemployment, Marriage, and Divorce". *Applied Economics*, 50(13): 1495-1508.
- Houle, René; Simó, Carles; Solsona, Montserrat and Treviño, Rocío (1999). "Análisis biográfico del divorcio en España". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 88: 11-35.

- Killewald, Alexandra (2016). "Money, work, and marital stability: Assessing change in the gendered determinants of divorce". *American Sociological Review*, 81(4): 696-719.
- Kraft, Kornelius (2001). "Unemployment and the Separation of married couples". *Kyklos*, 54: 67-88.
- Murillo, Soledad (2006). *El mito de la vida privada: de la entrega al tiempo propio*. Siglo XXI de España, Madrid.
- Sayer, Liana C. (2006). "Economic Aspects of Divorce and Relationship Dissolution". In: Fine, M. A. and Harvey, J. H. (eds.). *Handbook of Divorce and Relationship Dissolution*. New York: Routledge, pp. 385-406.
- Sayer, Liana C.; England, Paula; Allison, Paul D. and Kangas, Nicole (2011). "She left, he left: How employment and satisfaction affect women's and men's decisions to leave marriages". *American Journal of Sociology*, 116(6): 1982-2018.
- Schaller, Jessamyn (2013). "For Richer, If Not For Poorer? Marriage and Divorce over the Business Cycle". *Journal of Population Economics*. 26: 1007-1033.
- Schoen, Robert; Astone, Nan Marie; Kim, Young J.; Rothert, Kendra and Standish, Nicola J. (2002). "Women's employment, marital happiness and divorce". *Social Forces*, 81: 643-662.
- Schoen, Robert; Rogers, Stacy J. and Amato, Paul R. (2006). "Wives' employment and spouses' marital happiness: Assessing the direction of influence using longitudinal couple data". *Journal of Family Issues*, 27: 506-528.
- Solsona, Montserrat and Simó-Noguera, Carles-Xavier (2007). "Evolución histórica del divorcio en España desde la aprobación de la ley de 1981 hasta la reforma de 2004". In: Cabré Plá, A. M. (coord.). *La constitución familiar en España*. Fundación BBVA, pp. 245-296.
- South, Scott J. (2001). "Time-dependent effects of wives employment on marital dissolution". *American Sociological Review*, 66(2): 226-245.
- Stevenson, Betsey and Wolfers, Justin (2007). "Marriage and divorce: changes and their driving forces". *Journal of Economic Perspectives*, 21(2): 27-52.
- Treviño, Rocío; Houle, René; Simó-Noguera, Carles-Xavier and Solsona, Montserrat (2000). "Los determinantes sociodemográficos y familiares de las rupturas de uniones en España: la normalización del fenómeno". *Revista de Demografía Histórica*, 18(1): 101-136.

RECEPTION: December 3, 2018

REVIEW: April 11, 2019

ACCEPTANCE: August 1, 2019

