

Sobre la no transmisión en los estudios de formación y disolución de las uniones. Argentina, 1991

Viviana MASCIADRI

Universidad de Buenos Aires

Resumen

En el presente trabajo se presentan hipótesis que abren la reflexión sobre el paradigma de la estabilidad en los estudios sobre nupcialidad; al tiempo de exponer la evidencia empírica que sustenta la discusión y conlleva una concepción probabilística e indeterminista en el estudio de las poblaciones. Se analiza la posible asociación entre estado conyugal de padres e hijos pero no únicamente en lo tocante al estado divorciado, sino también en cuanto a los estados unido de hecho y casado, puesto que a los dos primeros se les adjudica el carácter de inestables mientras que al último se le imprime el carácter de estable.

Palabras clave: estado conyugal de padres e hijos, regresión logística, transmisión intergeneracional, estabilidad, inestabilidad, paradigma, ideas fuerza.

Abstract

On the no-transmission in formation studies and dissolution of unions; Argentina 1991

In the present work we present hypotheses that open a reflection on the paradigm of stability in the studies on marriage; at the time it exposes the empiric evidence that supports the discussion and carries a probabilistic and indeterministic conception in the study of populations. We analyze the possible association between the marital state of parents and children, however not only as for the divorced status, but also the de facto marriage and married statuses, since the two first are given the character of unstable, whilst the last is recognized as stable.

Key words: marital status of parents and children, logistic regression, intergenerational transition, stability, instability, paradigm, force ideas.

Introducción

Como suele sostenerse con frecuencia, “la investigación demográfica es antes que nada una búsqueda multidisciplinaria”, principalmente en las últimas fases del proceso: la investigación causal. Según Preston, la búsqueda de las causas de los fenómenos para comprenderlos, preverlos y, finalmente, controlarlos es el fin fundamental de todas las ciencias, y las ciencias sociales, en especial la Demografía, no escapan a este imperativo (Preston, 1983: 13). Pese a que el camino del análisis causal es el propuesto por Preston, él mismo sostiene que hay que recordar las dificultades que se presentan al querer realizar investigaciones

causales en ciencias sociales en general y en Demografía en particular, al punto que señala: “faltando la experimentación, *jamás se estará seguro de haber aislado la causa o las causas fundamentales de un fenómeno*: siempre puede existir algún factor de acción más profunda, del que nada se había sospechado a priori” (Preston, 1983: 22). En ese sentido, es dable admitir que las ciencias sociales, están dominadas por la noción de incertidumbre.

Es sabido que las medidas estadísticas son la base de la mayor parte de las investigaciones demográficas. Preston asume que en Demografía “la información estadística reviste una complejidad mayor que en cualquier otra ciencia humana” (Preston, 1983: 15), debido a los aspectos multiformes que los datos cifrados pueden adquirir. Asimismo, Viera Pinto afirma que “la demografía, como todo saber, está determinada por las bases sociales que la sustentan, pero se distingue por el rasgo especial de que; siendo (...) que estudia la composición humana de la propia entidad creadora de la cultura, en cierto sentido explica, por las conclusiones a que llega, el estado en que se encuentra la cultura de una población” (Viera Pinto, 1975: 430). Para determinar el “estado en que se encuentra la cultura de una población” respecto a un tema en particular, en un momento dado, el o la demógrafa utiliza, por lo general, las estadísticas, que son un retrato en sí de la sociedad, una representación estructurada de acuerdo con reglas internas cargadas de sentidos que sobrepasan los alcances del número (Otero, 2007: 18), lo que agrega complejidad al contenido. En definitiva, la investigación demográfica no sólo es compleja en virtud de la información estadística que utiliza, sino por la cualidad intrínseca de las cosas que la originan. De ahí que para conocer, comprender, prever, controlar la evolución de la población —si es que así pudiera ocurrir— la Demografía debe recurrir a otras disciplinas: Historia, Geografía, Economía, Sociología, Psicología, Medicina, Biología, Genética... (Vallin, 1991: 8). Igualmente, debe estar al tanto de los aspectos filosóficos (Viera Pinto, 1975; Elías, 1987; Foucault, 1992; Donzelot, 1998;), jurídicos y políticos (UN, 1984, 1994, 2004), que limitan los alcances de la expresión ‘control de la población’ (Sauvy, 1983: 8; Seltzer, 1998; Unesco, 2007).

A los elementos enunciados, que agregan complejidad al asunto, hay que agregar que cada disciplina tiene una determinada forma de estructurar su campo de conocimientos, por lo cual las lecturas que de la población se hagan no siempre serán unívocas. Si, por ejemplo, se recurre a los conceptos que aporta la Psicología a la lectura de una población, hay que saber que esta disciplina, *grosso modo*, estaría en condiciones de contribuir

con elementos teóricos provenientes de la psicología de la conciencia y también de la psicología del inconsciente. Por lo tanto, cuando se introducen reflexiones sobre la estructura de las emociones humanas y sobre su control, las interpretaciones pueden variar sustancialmente entre una y otra.

Otros de los elementos que agregan complejidad en la discusión se refiere al hecho que la Demografía es rica en cuantificación, pero pobre en teoría, aunque en contraposición a esto ha producido la teoría de la transición demográfica, considerada por algunos hegemónica dentro de la Demografía moderna aunque existen quienes afirman que sus fundamentos deberían ser discutidos, si bien nunca se la puede desconocer (Kirk, 1996), al punto de que actualmente se discute acerca de la existencia de una ‘segunda transición demográfica’, donde la diversidad de los comportamientos respecto de la nupcialidad, leídos en clave de valores ideacionales, cumplirían un papel fundamental en dicha teoría (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 1991; Quilodrán, 2003). Lo cierto es que el saber demográfico poco se ha ocupado del abordaje de la nupcialidad como una de las variables centrales. Es más, Caldwell afirma que la revista *Population Studies* ha dudado de considerar la nupcialidad y sus tendencias como uno de los temas centrales del siglo xx, motivo por el cual muchos trabajos sobre el particular se editaron en las revistas *Demography* y *Journal of Marriage and the Family* (Caldwell, 1996: 319). De ahí que, en este trabajo, el meollo de la discusión remita a dichas publicaciones, puesto que la pregunta inicial de esta investigación se vincula al tópico transmisión intergeneracional del divorcio y de la inestabilidad matrimonial. Desde ese escenario académico se concluye, paulatinamente, que la etiología de la transmisión de la inestabilidad matrimonial es psicológica y no se encuentra mediatizada por el bienestar socioeconómico (Heiss, 1972; Amato, 1988 y 1996; Wolfinger, 1999), al tiempo que se asevera que en las sociedades económicamente más desarrolladas se ha comprobado un sustancial descenso en la tasa de transmisión del divorcio (Wolfinger, 1999), no obstante, el tema se encuentra en discusión (Allen Li, 2006). A ese debate se suman las publicaciones realizadas por el Centro de Investigaciones Sociológicas (Ruiz Becerril, 1999) y por la revista *Demographic Research*, publicación del Instituto Max Planck (Engelhardt *et al.*, 2002). Como se mencionó anteriormente, cada disciplina tiene una determinada forma de estructurar su campo de conocimientos, por lo cual, cuando se sostiene que la transmisión de la inestabilidad matrimonial es psicológica, se debería advertir que la interpretación a dicho enunciado puede no ser unívoca. ¿Qué se entiende por ‘inestabilidad’ y qué por ‘transmisión’ (Eysenck, 1980;

Cramer, 1993; Jockin *et al.*, 1996; Kaës *et al.*, 1996). Ambos conceptos están a debate.

Desde el planteo intrínseco de esta investigación y bajo el supuesto por el cual se sostiene que hasta “el universo ‘puro’ de la ciencia más ‘pura’ es un campo social como cualquier otro” (Bourdieu, 1999: 75-76), ¿se podría sostener que el modelo occidental de matrimonio —cuya característica nodal, por siglos, ha sido marcada por los debates en torno al carácter de indisolubilidad del vínculo matrimonial— ha hecho sentir su influencia analítica en los estudios sobre ‘constitución y disolución de las uniones’? Esta influencia ¿se expresaría en ciertas argumentaciones que se realizan, al respecto, en el campo del saber demográfico actual? Es sabido que en nuestros días el ámbito intelectual es uno de los campos de producción simbólica¹ (junto al artístico, al religioso, al jurídico, etc.) que contribuye de manera importante en la construcción de ciertos instrumentos simbólicos que conforman y regulan las prácticas sociales. Por ello, a veces impone e inculca principios de clasificación según el género o el estado civil (conyugal) entre otros. Uno de los puntos más espinosos de este trabajo reside en mostrar cómo la lógica de conocimiento que se maneja en torno al tema conformación y disolución de las uniones, en Demografía en particular, y en ciencias sociales en general, reviste, en ocasiones, determinada forma apriorística. De ahí que una investigadora o investigador que desea cuantificar los fenómenos demográficos, y comprenderlos al mismo tiempo, se encuentra con importantes dificultades debido a que debe habituarse a desprender de las nociones propuestas por otros autores —hombres y mujeres— las hipótesis deterministas o indeterministas que las sustentan. Estas hipótesis, por otra parte, también pueden vincular los conceptos *a priori* del mismo autor o autora.

Si la ciencia ha ocupado el lugar que tenía antes la revelación divina, ¿cómo diferenciar los elementos esenciales que se fusionan en un tema tan multifacético como es el de la conformación y disolución de las uniones? Si bien el camino de la secularización se ha iniciado con los Estados, la visión religiosa no ha cesado de ramificar su influencia en muchos campos. Basta con recordar su influencia en la metafísica. Pero también hay que notar que “la creencia cristiana en un creador omnipotente y racional inculcó firmemente en la mentalidad europea la convicción de que el universo está ordenado y es racional, y abrió el camino a la ciencia” (Andersson, 1984: 17; Hodgson, 1984: 136). Aunque este escrito no haya sido redactado en el seno de la mentalidad europea, no puede

¹ Cfr. Oráculo (efecto de), Bourdieu (1987: 164-166).

minimizarse la influencia de ésta en aquél. América constituye parte de las denominadas sociedades occidentales, como fruto del proceso de invasión, exterminio y aniquilamiento más prolongado de la historia de la humanidad. Guerra que implicó traslado forzado de personas, comercio humano —el ser humano como mercancía—, colonización, apropiación de bienes coloniales, creación de estados independientes al estilo europeo y sustitución compulsiva de credos e idiomas.² Con todo, el campo de las ciencias también se vio marcado por el mismo proceso civilizatorio aludido. De ahí que, también aquí, posiblemente, la creencia cristiana en un creador omnipotente y racional haya determinado la convicción de que el universo está ordenado y es racional, y quizás también aquí dicha fe haya abierto el camino de la ciencia impregnándola en su trayecto. Ciertamente, también aquí, quizás, las nociones de estabilidad y de inestabilidad, de orden y desorden, hayan sido impregnadas por los valores cristianos. Y acaso, subliminalmente, dichos valores hayan conducido a imponer e inculcar principios de clasificación que se dejan ver en los estudios sobre constitución y disolución de las uniones, por encontrarse directamente vinculados a la convicción cristiana que precedió en su origen científico esos principios, y que por ello, tal vez, los marcó.

En definitiva, para dilucidar ciertos aspectos paradigmáticos referidos al tema constitución y disolución de las uniones, se revisan trabajos sobre la materia asumiendo que la mayoría de los estudios demográficos en este tema han seguido “la huella de la ley”, esto es, de la nupcialidad legal. De ahí resultaría comprensible que el modelo occidental de matrimonio haya determinado un cierto anclaje en las interpretaciones que al respecto se han barajado en este campo del conocimiento científico. La idea pivote es que el término ‘estabilidad’ en los estudios sobre constitución y disolución de las uniones ancla su sentido en lo institucional.³ De ahí que se da por sentado qué se entiende por estabilidad o inestabilidad, a qué grupo social se debe aplicar dicho atributo y, probablemente, esto explique en parte por qué los especialistas se interrogan sobre la transmisión intergeneracional del divorcio únicamente, y nunca adviertan que si este mecanismo existiese podría aplicarse del mismo modo al colectivo de casados y unidos. En este punto del razonamiento se logra advertir que lo sustancial es dilucidar qué se entiende por transmisión y por qué el saber demográfico actual se ocupa únicamente de la ‘transmisión del divorcio’. Además, es menester señalar que los estudios sobre este tópico no explican la adjudicación de sus términos

² Setenta millones de nativos fueron muertos y catorce millones de esclavos se importaron. Debo este comentario a Guillermo Maccio.

³ Palabra que procede de *stare*: mantenerse, ser estable. Cfr. Bourdieu (1997: 131).

cuando se sabe por definición que se está ante fenómenos renovables, esto es, un individuo puede pasar de encontrarse casado a divorciado y una vez divorciado puede volver a ingresar al colectivo de los casados: ¿de qué manera operaría allí el mecanismo de la transmisión?⁴ Finalmente, este trabajo se organiza en cuatro apartados: aspectos conceptuales, aspectos metodológicos, primeros resultados y consideraciones finales.

Aspectos conceptuales

Varios argumentos, ¿un paradigma?

Es necesario presentar en primer lugar ciertos argumentos vinculados con el tópico ‘constitución y disolución de las uniones’, sean éstas fundadas a partir de una unión de hecho o de un matrimonio, o disueltas por una separación de hecho, separación legal o divorcio. Si bien esta investigación se ocupa de temas referidos a las uniones maritales, es cierto que también remite permanentemente al tópico ‘familia’, debido a que en las sociedades actuales la mayoría de las parejas se unen para formar una familia (Cfr. Becker, 1977 y 1981). La idea central del examen teórico efectuado radica en que se considera que el término ‘estabilidad’, en los estudios sobre este tema en particular, ancla su sentido en lo institucional. De ahí que se designe a la pareja como “el conjunto de dos individuos de distinto sexo que viven en una unión estable” (IUSSP-Celade, 1959); definición que no se aplica a la observación cotidiana que se tiene de las parejas humanas.

Buscando responder a algunos aspectos referidos a las preguntas de investigación, se determinó que existían al menos tres líneas de investigación que mencionaban el tópico inestabilidad marital: las referidas al modelo occidental de matrimonio, las relacionadas con los conceptos de homogamia-heterogamia social y los estudios que analizan la transmisión intergeneracional del divorcio. Sin embargo, profundizando el análisis se observó que para estudiar el tema constitución y disolución de las uniones, ligado al de la inestabilidad marital, se debía realizar un recorrido conceptual diferente: partir del modelo occidental de matrimonio para comprender su influencia analítica en los estudios demográficos.

⁴ Resulta ilustrativo revisar el trabajo de Le Bras, Hervé denominado *L'impossible descendance étrangère*.

CUADRO 1
NIVELES DE ANÁLISIS ESCOGIDOS Y FUENTES PARA EL ESTUDIO
DE LA CONSTITUCIÓN Y DISOLUCIÓN DE LAS UNIONES

Constitución y disolución de las uniones				
Nivel 1	Ejes	Censos	Fuentes	
	Nivel 2		EPH	Registros
Modelo occidental de matrimonio	Socialización	Sí	Sí, c/r	Sí, c/r
Homogamia y heterogamia social	Producción/reproducción social	Sí	Sí, c/r	Sí
Divorcio (u otro estado conyugal) en perspectiva generacional	Socialización	Sí	Sí, c/r	No

Nota: c/r con reservas.

Fuente: elaboración propia.

Sucede que en este trabajo se considera que dicho modelo ha determinado, desde el punto de vista epistemológico, ciertos enunciados que operan a modo de ideas fuerza en el saber demográfico contemporáneo. Tomando como ejemplo la nupcialidad legal, es posible poner el acento en los matrimonios contraponiéndolos a las uniones consensuales, uniones conyugales o uniones libres. Esto no constituye un problema, debido a que ambos tipos de uniones responden a reglas de constitución: las primeras adhieren a las normas legales y culturales que las rigen; las otras, a las pautas culturales que las predicen. El problema lógico-conceptual surge cuando se observa que a los matrimonios se les adjudica la característica de la estabilidad, mientras que a los restantes tipos de uniones se les atribuye una estabilidad menor. ¿De qué estabilidad se habla? ¿Cómo se la define? En ningún escrito de los consultados aparece tal concepto.

Al considerar el sentido estricto de la palabra ‘nupcialidad’ (IUSSP-Celade, 1959) en Demografía, emergen dos términos susceptibles de ser estudiados: ‘homogamia’ y ‘heterogamia’. Al primero se lo define por las características comunes de los miembros de la pareja, sean éstas sociales, físicas o psíquicas. Investigaciones editadas con frecuencia en el *Journal of Marriage and the Family* adjudican el carácter ‘inestable’ a las parejas heterogámicas; más aun, se considera que cuando las parejas no respetan la regla de la homogamia vigente en su grupo social de referencia tienden a ser más inestables, es decir, están expuestas a riesgos mayores de culminar en una ruptura. En este sentido, se emplea la palabra ‘inestabilidad’ como

sinónimo de ‘ruptura de la unión o del matrimonio’. Nuevamente, surgen idénticos problemas lógico-conceptuales: la ausencia de definición del par antitético ‘estabilidad-inestabilidad’ y la carencia de justificación científica para su aplicación a uno u otro grupo humano.

Cuando se trata el tema transmisión intergeneracional del divorcio se lo asimila al tópico ‘transmisión intergeneracional de la inestabilidad’ (Ruiz Becerril, 1999), aunque sin mediar conceptos, esto es, se da por supuesto que el lector sabe de lo que se está hablando. Investigaciones especializadas han reconocido —de manera insatisfactoria— que al menos son tres los factores que intervienen en la transmisión del divorcio entre padres e hijos: sociodemográficos y de curso de vida, actitudinales frente al divorcio y problemas de relaciones interpersonales. Actualmente se acepta que la ‘etiología de la transmisión de la inestabilidad matrimonial’ es psicológica y no se encuentra mediatizada por el bienestar socioeconómico (Amato, 1996). Por otra parte, los estudios demográficos vigentes señalan que en las sociedades económicamente más desarrolladas se ha comprobado un sustancial descenso en la tasa de transmisión del divorcio (Wolfinger, 1999). ¿Esta observación abre un paréntesis a la transmisión? ¿Cabría la posibilidad de la no-transmisión? Por lo tanto, no se trataría de una característica determinada *a priori* ni tampoco de una característica heredada. Sin embargo, se hallaron trabajos que estudiaban el tema desde esta última perspectiva, el *genetic argument*, el cual ubica el factor genético entre las causas más importantes que operan en la transmisión de la inestabilidad marital o del divorcio. Es más, este argumento considera que padres e hijos poseen rasgos heredados comunes de personalidad que dificultan el matrimonio (Engelhardt *et al.*, 2002). Nuevamente, se advierte la impronta del modelo de matrimonio, aun cuando no existen razones científicas para sostener que el estado civil divorciado determinará, necesariamente, tipos psicológicos particulares de familias, grupos sociales o individuos.⁵

Una pregunta con visión de conjunto

Para esta investigación, un interrogante que resulta importante interpretar es: ¿cómo se interconectan los tópicos ‘modelo occidental de matrimonio’, ‘homogamia social’ y ‘divorcio’ en perspectiva ‘intergeneracional’?

⁵ En el estado actual del conocimiento no resulta admisible sostener que la personalidad se estructura, de manera determinista, a partir de rasgos heredados. Menos aun, que grupos humanos con un determinado estado civil posean rasgos genéticos distintivos.

Se podría suponer que, desde la práctica cotidiana, las personas convalidan la existencia del modelo adhiriéndose a él, es decir, casándose. A partir del momento en que se posibilita el divorcio vincular, el modelo se amplía y se hace más flexible. Eso desde la perspectiva de la ley civil. No sucede lo mismo para aquéllos que adhieren a las leyes divinas –en el caso del catolicismo, la experiencia mayoritaria en la Argentina, por ejemplo–, para quienes la práctica del divorcio es inadmisibles, pese a que no todos los creyentes consideren que el divorcio lo sea y muchos de ellos lo practiquen. Actualmente sucede que, en la mayoría, si no en todas las sociedades occidentales, se admite el divorcio vincular. También en esos mismos países las creencias religiosas ejercen notable influencia en la mentalidad de sus poblaciones. Por lo tanto, muchas personas no aceptan aún esta práctica. Sin embargo, hoy es viable decir que matrimonio y divorcio vincular constituyen eventos posibles en la biografía de una persona adulta; aunque por mucho tiempo existieron prohibiciones que imposibilitaban el divorcio vincular, por lo cual el matrimonio era considerado un evento único. Las prohibiciones legales que impedían los segundos matrimonios podrían haber tenido origen en la concepción monogámica en la cual se asienta el modelo occidental de matrimonio. Pero además podría pensarse que amparaban a los matrimonios concertados entre esposos de la misma condición social. En otros términos, resguardaban la regla de la homogamia social entre esposos, regla a la que también es posible que adhieran aquéllos que aún rechazan o no practican el matrimonio civil, es decir, los que optan por la cohabitación. Tanto la regla de la homogamia como el modelo occidental de matrimonio aseguran su reproducción en perspectiva intergeneracional. En otras palabras, necesitan que las generaciones nuevas sean capaces de perpetuar ambos comportamientos sociales. Comparativamente, esto se torna más evidente en ciertas sociedades. Por último, los temas se encuentran visiblemente interconectados: homogamia social, modelo de matrimonio, divorcio y generaciones antiguas y nuevas forman un continuo, si bien necesariamente sometido al juego imperceptible entre el cambio y la permanencia, o viceversa.

En Demografía, desde la perspectiva metodológica, si el matrimonio no es considerado un evento único en la biografía de los habitantes de un país, se deben adaptar formas de registro y de estudio apropiadas. También si el matrimonio no es la única forma de constituirse en pareja. Si los caracteres de registro no cambiaron es necesario adaptarlos, en lo posible, a las nuevas facetas visibles de los fenómenos presentes en las poblaciones humanas. Igualmente, la metodología propiamente tal

deberá poder dar cuenta de los cambios acaecidos en la población. Por tal motivo se adoptaron experimentalmente otras formas de medición, con el objeto de mostrar progresivamente la complejidad que los estudios de este tipo implican. Asimismo, se debe comprender que la invisibilidad de la población separada o divorciada en este país se vincula a la representación estructurada de una sociedad que denostaba la figura del divorcio (Ruiz Moreno, 1926; Sylveira, 1929; Ingeniero, 1953; Viale, 1957; Rodríguez Molas, 1984; D'Antonio, 1987; Barrancos, 2008), de ahí que pese a que existió divorcio legal (no vincular) desde 1889, no se tengan datos censales hasta 1947. Schkolnik y Pantelides⁶ observan que en los censos argentinos no siempre se han investigado las mismas categorías referidas al estado civil. Hasta 1914 sólo se consideraron las categorías soltero, casado y viudo, aplicables a hombres y mujeres. En 1947 apareció la de divorciado y a partir de 1960 se incluyen las uniones de hecho, ambas aplicables también a hombres y mujeres. Las autoras sostienen que lo antedicho se asocia a situaciones reprobadas social y legalmente, que repercuten en una mala declaración del estado civil, por lo cual personas separadas, divorciadas o en uniones de hecho se declaran como solteras o casadas. Actualmente, a veintidós años de promulgada la ley de divorcio vincular, no existe un registro sistemático de los divorcios en Argentina, aunque sí se prevé uno para los matrimonios. De ahí que el censo se convierta en una fuente de inestimable valor para estos estudios.

Aspectos metodológicos

Supuestos de la investigación

En un intento por elaborar una estrategia acorde con los problemas planteados se presentan niveles de análisis que se desprenden de ejes temáticos de la investigación, como así también las fuentes secundarias disponibles para su estudio. Hay que destacar que el 'nivel 2' de análisis no se aborda explícitamente en este trabajo, pero se encuentra implícito en la discusión.

Con objeto de simplificar el razonamiento, al considerar el 'paradigma occidental de matrimonio' sería lógico pensar como estados alejados del mismo a los 'cohabitantes' y a los que 'disolvieron la unión o el matrimonio', siendo el estado 'casado' el que más lo representaría. A partir de dicho enunciado, las hipótesis serían:

⁶ Cfr. Lattes y Recchini de Lattes (1975: 67-93).

- El estado conyugal de los padres no determina el estado conyugal de los hijos.
- Las probabilidades de estar unido de hecho, casado y separado o divorciado en t varían según las características individuales (sexo, edad, estudios formales, condición de actividad) y las propias de la unidad territorial (país, región).

Al considerar el tema del ‘divorcio’, los estudios sostienen que el ‘efecto de la ruptura del matrimonio de los padres sobre el matrimonio de los hijos’ nunca constituye una relación directa, sino que está intermediada por factores entre los que destacan los problemas de conducta interpersonal, las variables sociodemográficas presentes al casarse, seguidas de las actitudes hacia el divorcio. De esta manera se sostienen las siguientes hipótesis:

- El estado conyugal de los padres no determina el estado conyugal de los hijos.
- La disolución del matrimonio o de la unión de hecho de los padres no se reproduce, necesariamente, en una disolución de la pareja de los hijos.
- La probabilidad de estar separado o divorciado en 1991 se asocia a características individuales (sexo, edad, estudios formales, condición de actividad) y las propias de la unidad territorial (país, región).
- A menor tamaño poblacional de una región, menor es la cantidad de población separada o divorciada (y mayor el conflicto facilitado por la percepción dominante sobre el divorcio).

En suma, esta investigación pretende constatar si el estado conyugal de los padres (casado, unido y separado o divorciado) se asocia al estado conyugal de los hijos (casado, unido y separado o divorciado), a otras características propias de los individuos (edad, estudios formales alcanzados, condición de actividad) y las propias de la unidad territorial (país, región). Siendo que algunos estudios (Amato, 1996; Wolfinger, 1999; Engelhardt *et al.*, 2002, entre otros) consideran que existe transmisión intergeneracional del divorcio —o de lo que se suele denominar ‘inestabilidad marital’—, ¿por qué no interrogarse del mismo modo sobre la posible ‘transmisión’ del estado civil casado o unido de hecho? Por lo tanto, el estudio no sólo se circunscribe al análisis de las disoluciones voluntarias de las uniones. Aunque aquí no se considera que exista transmisión del estado conyugal o civil, sí se explora la asociación entre los estados civiles o conyugales de padres e hijos.

Regresión logística multivariable

El propósito de la regresión logística es intentar explicar o predecir un fenómeno que se puede clasificar de forma dicotómica ($Y = 1$) a partir de un conjunto de variables independientes (X_i). Sin embargo, las medidas de asociación que resultan de la modelización muchas veces se interpretan de manera diferente según que la metodología del estudio tenga carácter longitudinal o transversal.⁷ En definitiva, este tipo de modelización pretende determinar la dirección y magnitud de la asociación o correlación entre un conjunto de variables independientes y una variable dependiente, o el efecto de una variable independiente y una variable dependiente teniendo en cuenta el efecto de otras covariables.

Los pasos a seguir en la construcción de un modelo de regresión logística multivariable implican, en primer término, la selección de las variables independientes vinculadas con los supuestos de investigación, las que se escogen mediante un criterio estadístico o sustantivo. Así, las funciones logísticas que se presentan en esta investigación deben entenderse en sentido teórico, puesto que los modelos que les dan origen han sido contruidos siguiendo un criterio sustantivo. En otras palabras, se prestó especial atención al comportamiento de las variables estado conyugal o civil de padres e hijos⁸ —de ambos sexos— y región. Asimismo, por las características diferenciales que presenta este tópico según género, se construyeron modelos según sexo, aunque en ciertas ocasiones se realizó el procedimiento sin filtrar la información según esa variable.

Aplicación 1: comparación entre grupos

Pensando en comparar la población ‘casada’ con la población ‘unida’ y con la que ‘disolvió el matrimonio o la unión de hecho voluntariamente’ se podrían calcular las probabilidades dividiendo el número de casos

⁷ Para algunos autores la interpretación y medida de la probabilidad estimada sólo tiene sentido en los diseños longitudinales, reservándose el concepto de proporción o prevalencia para los de tipo transversal. Esto es así debido a que, en éstos últimos, las variables dependientes e independientes a incluir en el modelo coinciden en el tiempo, por lo que no se pueden inferir a situaciones futuras. Cfr. Jovell (1995: 85). Se utiliza el término probabilidad como sinónimo de proporción en el sentido señalado, esto es, en los estudios con información transversal.

⁸ Merece la pena recordar que, en este tipo de estudios, es importante considerar los problemas de diseño que para el caso de la variable estado conyugal han resultado importantes en el censo de 1991 puesto que las categorías de la mencionada variable no resultaron mutuamente excluyentes aunque, finalmente, los individuos hayan sido calificados en sólo una categoría. Pese a las limitaciones que se imponen, se cree relevante explorar una de las dimensiones de la población que más se aproxima al ideario social de cada época.

favorables entre el número de casos posibles, considerando a todos los resultados igualmente probables:

$$P'_{(C)} = \frac{C^t}{So^t + U^t + C^t + S^t + D^t + V^t}$$

$$P'_{(U)} = \frac{U^t}{U^t + So^t + C^t + S^t + D^t + V^t}$$

Siendo: So = soltero; U = unido; C = casado; S = separado;
 D = divorciado; V = viudo; t = tiempo.

$$P'_{(S,D)} = \frac{S^t + D^t}{U^t + C^t + S^t + D^t}$$

Esta primera aproximación determina la manera en que fueron dicotomizadas, en el modelo de regresión logística, las categorías de la variable dependiente analizadas. En otras palabras, a qué categorías de la variable 'estado conyugal' se les adjudicó el valor 0, 1 o valor perdido cuando no correspondía a la definición. Las variables que figuran en el cuadro 2 son las definidas y escogidas para esta aplicación.

CUADRO 2
 VARIABLES DE LA INVESTIGACIÓN EN APLICACIÓN 1

Y = estado conyugal

(1 = casado; 0 = no casado)

(1 = unido de hecho; 0 = no unido de hecho)

(1 = separado y/o divorciado; 0 = no separado ni divorciado)

X = sexo, edad, máximo nivel de instrucción alcanzado, condición de actividad, estado conyugal del padre/madre, estado conyugal del hijo/hija

Fuente: elaboración propia.

Con el propósito de comprobar la asociación de las variables independientes anteriormente mencionadas con la condición de estar casado, unido o separado y/o divorciado, según sea el caso, se ajusta el siguiente modelo:

$$\ln \left[\frac{P}{1-P} \right] = \alpha + \beta_1 \text{edad} + \beta_2 \text{sexo} + \beta_3 \text{educ} + \beta_4 \text{conductiv} + \beta_5 \text{ep} + \beta_6 \text{eh} \quad (1)$$

donde P es la probabilidad que se define como:

$$P = \frac{e^{\alpha + \beta_1 X}}{1 + e^{\alpha + \beta_1 X}} \text{ y } \alpha \text{ la constante. (2)}$$

Aplicación 2: reiteración del estado civil divorciado o conyugal separado en una generación posterior

Al igual que en el caso anterior, las subpoblaciones que se admitirán en este análisis se encuentran implícitas en las expresiones que se presentan a continuación:

$$P_{(S)}^t = \frac{S^t}{U^t + C^t + S^t}$$

$$P_{(D)}^t = \frac{D^t}{C^t + S^t + D^t}$$

Donde estado conyugal U = unido; C = casado; S = separado; D = divorciado; t = tiempo.

$$P_{(S,D)}^t = \frac{S^t + D^t}{U^t + C^t + S^t + D^t}$$

Las variables que figuran en el cuadro 3 fueron definidas y elegidas para explorar la condición de encontrarse separado o divorciado en t , de acuerdo con los supuestos de la investigación.

CUADRO 3
VARIABLES DE LA INVESTIGACIÓN EN APLICACIÓN 2

Y = estado conyugal

(1 = separado y/o divorciado; 0 = no separado ni divorciado)

X = sexo, edad, máximo nivel de instrucción alcanzada, condición de actividad, estado conyugal del padre/madre, estado conyugal del hijo/hija

Fuente: elaboración propia.

El modelo que se desea probar, a partir de los datos censales correspondientes al año 1991, se presenta en la siguiente función, donde P se define del mismo modo que en la aplicación 1:

$$\ln \left[\frac{P}{1-P} \right] = \alpha + \beta_1 \text{edad} + \beta_2 \text{sexo} + \beta_3 \text{instr} + \beta_4 \text{conduct} + \beta_5 \text{ep} + \beta_6 \text{eh} \quad (3)$$

Procesamiento

Utilizando el método de regresión logística, se propone ajustar un modelo que prediga Y , en este caso, el estado conyugal unido, casado y separado o divorciado del jefe o jefa que vive con sus padres o del hijo o hija que

vive con sus padres, en función de ciertas variables independientes. El acceso a los microdatos censales del año 1991 permitió la aplicación de esta técnica, para lo cual se dicotomizaron las categorías de la variable 'estado conyugal'. A su vez, la relación de parentesco con el jefe o jefa del hogar sirvió para crear variables que combinan estado conyugal y relación de parentesco. De todas las categorías que integran esta última variable se seleccionó la condición jefe/a (unido1, casado1, sepdiv1, separado1, divorce1), hijo/a (unido3, casado3, sepdiv3, separado3, divorce3) y padre (unido4, casado4, sepdiv4, separado4, divorce4).

Las variables independientes (cuadros 2 y 3), utilizadas en las regresiones son 'edad', 'región',⁹ 'estudios', 'condición de actividad', 'estado conyugal del padre' (Jefe/a→ Padre) y 'estado conyugal del jefe' (Hijo/a→ Jefe/a). Es importante destacar que el 'sexo' y la 'región' se utilizaron para controlar las regresiones con el objetivo de asegurar el análisis de su efecto. Por lo tanto, se implementaron modelos regionales para mujeres y hombres, aunque también se realizaron las respectivas pruebas para Argentina, incluyendo la región como variable independiente. Con todo, en ciertas oportunidades se incorporó al sexo como variable independiente. Asimismo, la edad se utilizó para contrastar el supuesto de linealidad entre la variable dependiente e independiente.

Siguiendo a Jovell (1995: 75) para llegar a estimar los modelos Hijo/a→ Jefe/a y Jefe/a→ Padre se realizaron los siguientes pasos: (1) identificación de las variables dependientes que incluyen 10 por ciento o más de las respuestas o casos como elementos 0 o 1; (2) selección de las variables dependientes en función del criterio anteriormente indicado; (3) análisis descriptivo de las variables dependientes y sus valores predictivos; (4) cálculo de los modelos $M1 \rightarrow edad1$ (Hijo/a→ Jefe/a) y $M3 \rightarrow edad3$ (Jefe/a→ Padre); (5) estimación de la probabilidad por edad según el modelo especificado en el punto (4); (5) comprobación del supuesto de linealidad; (6) estimación del modelo con más de una variable; (7) idoneidad del modelo; (8) contrastación de hipótesis.

Control de elementos, selección y análisis descriptivo de las variables dependientes

El control del porcentaje de casos en las categorías 0/1 permitió determinar que la metodología únicamente se podría aplicar a las variables 'unido1',

⁹ La región fue definida como una agrupación de provincias según los criterios fijados por el INDEC en 1980.

‘casado1’, ‘sepddiv3’ y ‘separado3’ para el total del país y todas las regiones. Las zonas donde particularmente se pudo identificar que las variables dependientes ‘unido3’, ‘sepddiv1’ y ‘divorce3’ incluyen como mínimo 10 por ciento de los casos fueron Nordeste (para ‘unido3’), Patagonia y Metropolitana (para ‘sepddiv1’), y Metropolitana (para la variable ‘divorce3’).

Con el propósito de explorar su coherencia, el análisis descriptivo de las variables dependientes (paso 3) se presentan en la tabla 1. La descripción del estado conyugal del jefe (Jefe/a → Padre o 1 → 4) y del hijo (Hijo/a → Jefe/a o 3 → 1) permite determinar que —en el caso de la variable ‘unido1’— los ‘unidos’ y los ‘no unidos’ son poblaciones diferentes de acuerdo con la edad. En los hombres, la edad media de los primeros es 41 años, mientras que en los segundos es 51 años; en las mujeres este guarismo es de 44 y de 57 años, respectivamente. Asimismo, la edad media de los casados (‘casado1’) es 48 en hombres y 46 en mujeres y, en los no casados, es de 46 y de 58, respectivamente. De la misma forma, se exponen los datos de las variables hijos/as unido/a o casado/a (‘unido3’, ‘casado3’), si bien, como se señaló anteriormente, fueron excluidas del análisis debido a que no alcanzaron al 10 por ciento de observaciones en las categorías 0/1. La variable ‘sepddiv1’ (jefe) no muestra amplias diferencias entre las edades medias de los ‘separados/divorciados’ y los ‘no separados/divorciados’. En el caso de la variable ‘sepddiv3’ (hijo) la edad media de los ‘separados/divorciados’ es más elevada que la estimada para aquéllos que no lo son y también viven con sus padres. La edad media de hombres ‘separados/divorciados’ que declaran ser hijos del/la jefe/a del hogar es 36 años, y la de mujeres es 34 años.

Modelos con una variable independiente continua

Con el propósito de comprobar la relación lineal¹⁰ entre las variables dependientes “ y = estado conyugal” y variable independiente “ x_1 = edad” se realizaron los modelos de regresión logística $\ln(p/(1-p)) = \alpha + \beta(\text{edad})$. Los coeficientes $\alpha + \beta(\text{edad})$ se utilizaron para calcular la probabilidad “ $p(y=1)$ ”, observar su comportamiento de acuerdo con la edad y establecer en qué medida el supuesto de linealidad era vulnerado. Para ello se construyeron las curvas de predicción de $p(y=1)$, según la edad.

¹⁰ La vulneración de la asunción de linealidad se realiza sobre la base de los siguientes supuestos: 1) el modelo debe ajustar los datos tal y como éstos han sido medidos, sin modificaciones a posteriori, y 2) la técnica de regresión logística es lo suficientemente robusta como para que las estimaciones no se vean afectadas por la ausencia de linealidad. Cfr. Jovell (1995: 35).

TABLA 1
ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE VARIABLES DEPENDIENTES EN LOS
MODELOS JEFE/A→ PADRE (M 1→ 4) E HIJO/A→ JEFE/A (M 3→ 1).
ARGENTINA, 1991

Unido1	M 1→ 4					
	N	Máximo Edad1	Mínimo Edad1	Mediana Edad1	Media Edad1	Sd Edad1
<i>Hombre</i>						
No unido	726 543	99	15	51	51	18.0
Unido	835 089	99	15	39	41	13.7
<i>Mujer</i>						
No unido	1 382 746	99	15	59	57	16.6
Unido	84 241	99	15	42	44	14.8
Casado1		Máximo	Mínimo	Mediana	Media	Sd
	N	Edad1	Edad1	Edad1	Edad1	Edad1
<i>Hombre</i>						
No casado	1 561 632	99	15	44	46	16.5
Casado	3 971 704	99	15	46	48	14.9
<i>Mujer</i>						
No casado	1 466 987	99	15	58	56	16.8
Casado	16 793	99	15	45	46	14.3
Sepdiv1		Máximo	Mínimo	Mediana	Media	Sd
	N	Edad1	Edad1	Edad1	Edad1	Edad1
<i>Hombre</i>						
No sepdiv	4 806 793	99	15	45	47	14.9
Sepdiv	165 926	99	15	50	50	12.6
<i>Mujer</i>						
No sepdiv	252 171	99	15	44	45	14.6
Sepdiv	30 872	99	15	45	46	12.0
Separado1		Máximo	Mínimo	Mediana	Media	Sd
	N	Edad1	edad1	Edad1	Edad1	Edad1
<i>Hombre</i>						
No separado	4 806 793	99	15	45	47	14.9
Separado	132 824	99	15	50	51	12.8
<i>Mujer</i>						
No separado	252 171	99	15	44	45	14.6
Separado	236 007	99	15	45	46	12.2
Divorce1		Máximo	Mínimo	Mediana	Media	Sd
	N	Edad1	Edad1	Edad1	Edad1	Edad1
<i>Hombre</i>						
No divorciado	4 104 528	99	15	46	48	14.8
Divorciado	33 102	99	16	49	50	12.1
<i>Mujer</i>						
No divorciado	403 937	99	15	45	46	13.1
Divorciado	72 713	99	16	45	47	11.4

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 1
 ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE VARIABLES DEPENDIENTES EN LOS MODELOS
 JEFE/A → PADRE (M 1 → 4) E HIJO/A → JEFE/A (M 3 → 1). ARGENTINA, 1991

		M 3 → 1				
Unido3	N	Máximo Edad3	Mínimo Edad3	Mediana Edad3	Media Edad3	Sd Edad3
<i>Hombre</i>						
No unido	3 559 422	83	15	20	22	7.4
Unido	64 979	74	15	24	26	7.3
<i>Mujer</i>						
No unido	3 059 111	82	15	19	22	8.6
Unido	64 651	72	15	24	25	8.0
Casado3		Máximo Edad3	Mínimo Edad3	Mediana Edad3	Media Edad3	Sd Edad3
	N					
<i>Hombre</i>						
No casado	3 624 401	83	15	20	22	7.4
Casado	158 931	80	15	29	31	8.2
<i>Mujer</i>						
No casado	3 123 762	82	15	20	22	8.6
Casado	261 246	75	15	28	30	10.1
Sepdiv3		Máximo Edad3	Mínimo Edad3	Mediana Edad3	Media Edad3	Sd Edad3
	N					
<i>Hombre</i>						
No sepdiv	22 391	80	15	28	29	8.2
Sepdiv	91 833	76	15	34	36	8.9
<i>Mujer</i>						
No sepdiv	325 897	75	15	27	29	9.9
Sepdiv	120 729	74	15	33	34	10.8
Separado3		Máximo Edad3	Mínimo Edad3	Mediana Edad3	Media Edad3	Sd Edad3
	N					
<i>Hombre</i>						
No separado	22 391	80	15	28	29	8.2
Separado	7 079	76	15	34	36	9.0
<i>Mujer</i>						
No separado	325 897	75	15	27	29	9.9
Separado	93 052	74	15	31	33	10.6
Divorce3		Máximo Edad3	Mínimo Edad3	Mediana Edad3	Media Edad3	Sd Edad3
	N					
<i>Hombre</i>						
No divorciado	229 721	80	15	31	32	8.8
Divorciado	21 043	70	15	35	37	8.7
<i>Mujer</i>						
No divorciado	354 298	75	15	28	30	10.3
Divorciado	27 677	74	15	38	38	10.4

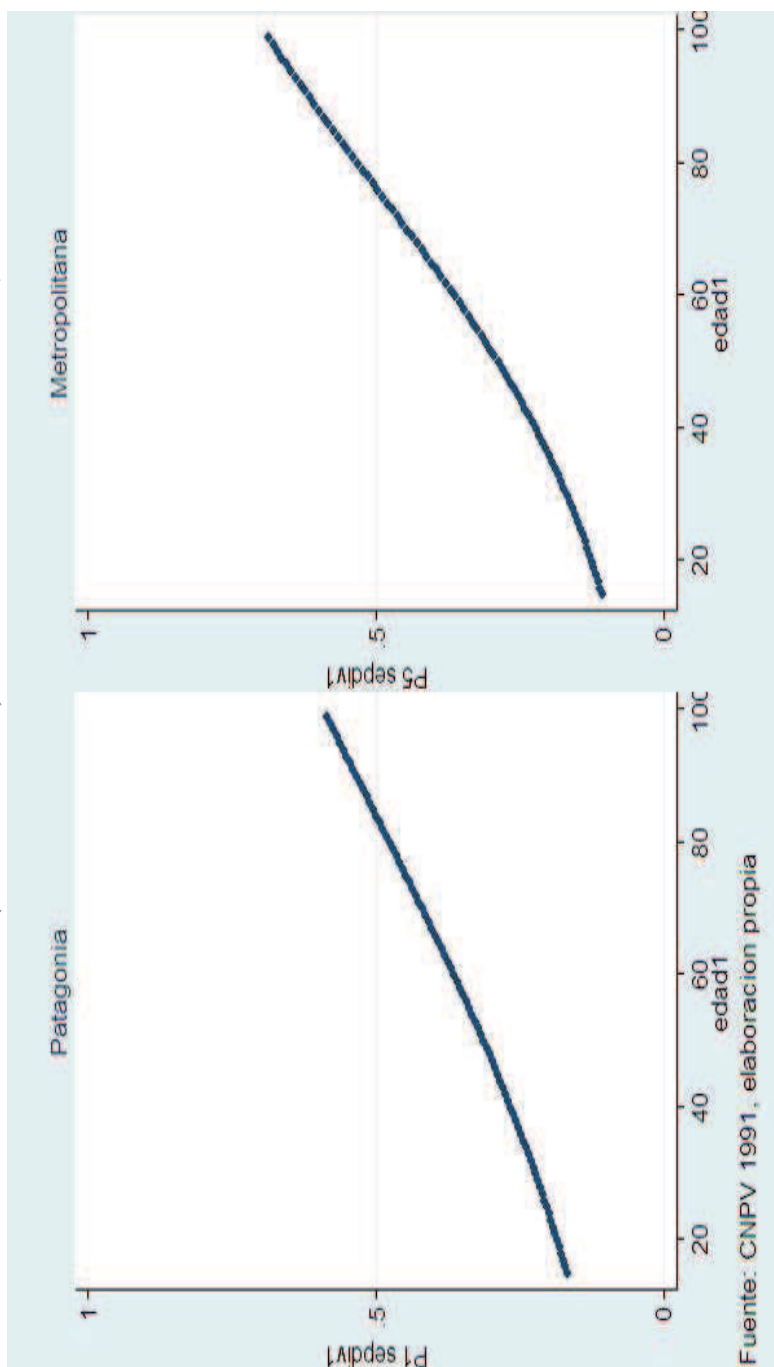
Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

La probabilidad de estar separado/divorciado en 1991 siendo jefe del hogar crece con la edad, como lo indica el signo positivo del valor del parámetro poblacional β_1 correspondiente a Patagonia y Metropolitana. El trazo del gráfico 1 indica una relación curvilínea entre la probabilidad de que el individuo esté separado o divorciado, siendo jefe o jefa de hogar y la edad, manteniendo valores cercanos a 0 en los individuos de menor edad e incrementándose en los de edades mayores.¹¹ La relación entre ambas variables es creciente y directa: la probabilidad de que la persona esté separada o divorciada siendo jefa de hogar aumenta con la edad. Sin embargo, es baja debido a que el valor de probabilidad predicha de 0.5, “ $P(Y=1)=0.5$ ”, de que un individuo que sea jefe se encuentre separado o divorciado se halla en los 84 años en Patagonia y en los 76 años en Metropolitana. Es decir, la probabilidad de que una persona seleccionada al azar se encuentre separada o divorciada siendo jefa aumenta por encima del nivel umbral 0.5 después de los 84 años y de los 76 años, respectivamente.

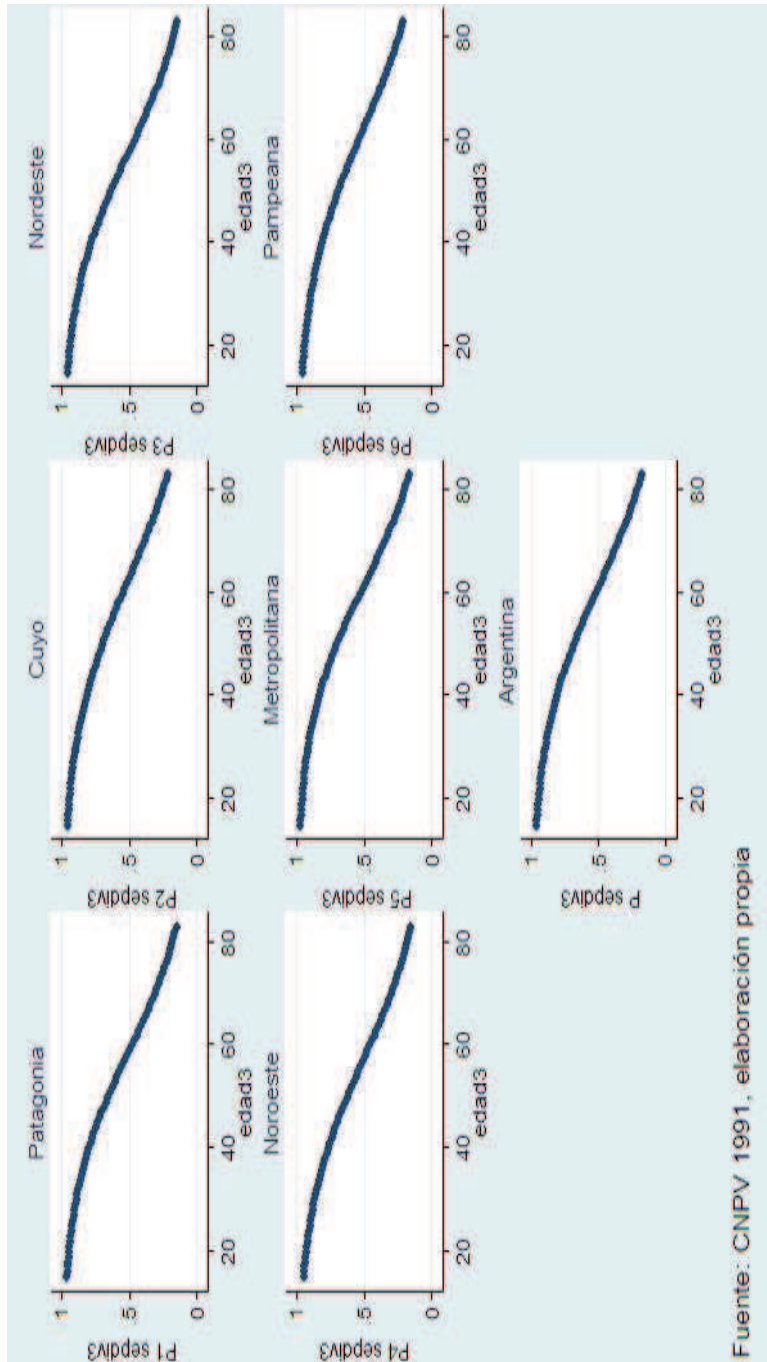
Por el contrario, la probabilidad de que un individuo esté separado o divorciado en 1991, siendo hijo o hija de la persona jefa de hogar decrece con la edad, como lo indica el signo negativo del valor del parámetro poblacional β_1 y el trazo de la gráfica 2. La relación entre ambas variables es decreciente e inversa: la probabilidad de estar separado o divorciado siendo hijo o hija de la persona jefa de hogar disminuye con la edad. Además, la probabilidad de que una persona seleccionada al azar se encuentre separada o divorciada siendo hija del jefe del hogar desciende por debajo del nivel umbral 0.5 a los 59 años en Patagonia, a los 63 años en Cuyo, a los 58 años en Nordeste, a los 57 años en Noroeste, a los 61 años en Metropolitana y a los 62 años en Pampeana. Esto indica probabilidades superiores a este umbral en las edades más jóvenes. Al estimar el modelo de regresión logística para la variable ‘separado3 edad3’ (hijo) se obtiene el mismo resultado que para el modelo ‘sepddiv3 edad3’, por lo cual se omite su presentación (gráficas 1 y 2). El mismo comportamiento se observa al tratarse de la probabilidad de estar ‘divorciado’ en 1991 siendo ‘hijo del jefe’ del hogar en Metropolitana. Esta medida disminuye con la edad, como lo indica el signo negativo del valor del parámetro poblacional β_1 . El trazo de la gráfica 3 indica una relación curvilínea entre la probabilidad de estar divorciado siendo persona hija de la jefa y la edad, manteniendo valores cercanos a 1 en los individuos de menor edad y disminuyendo en las edades superiores.

¹¹ Los gráficos se incluyen en anexo.

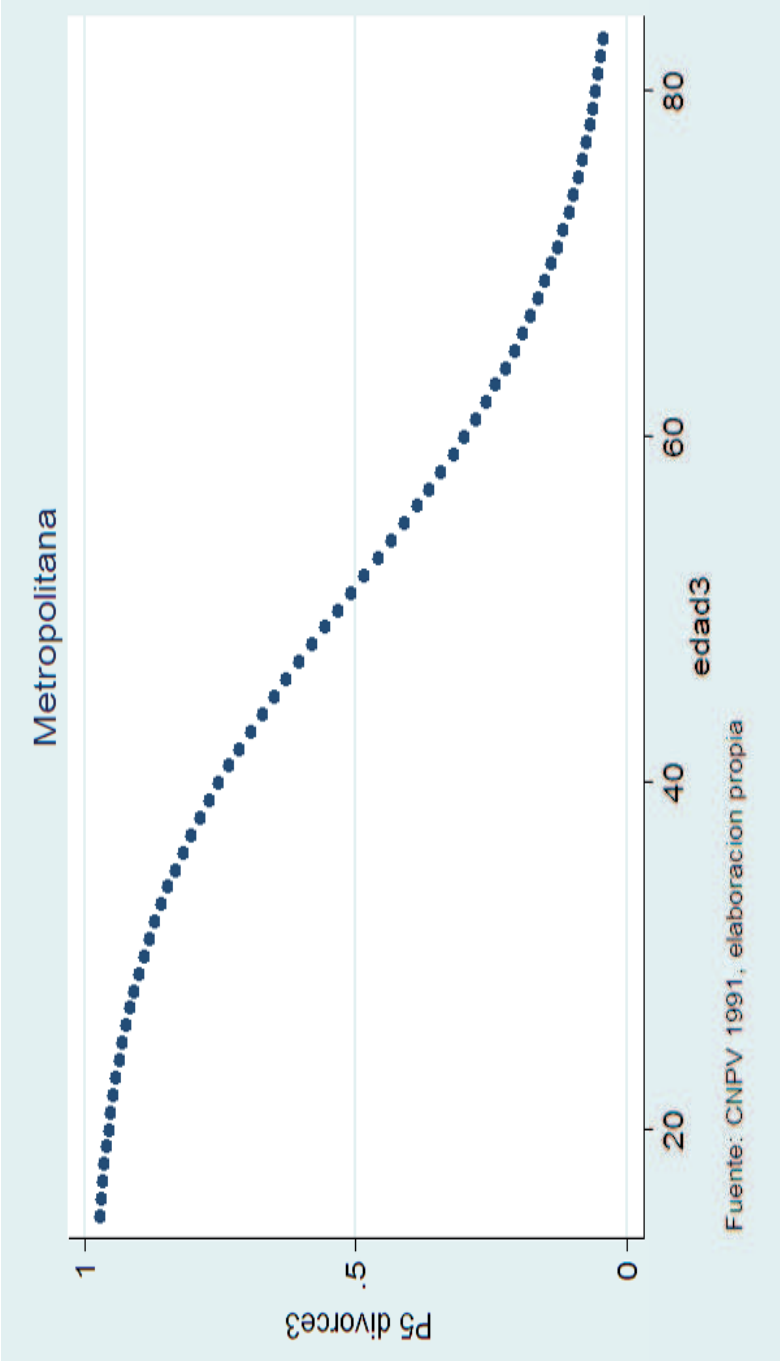
GRÁFICA 1
CURVA DE PREDICCIÓN DE $P(Y=1)$ SIENDO JEFE/A DE HOGAR,
SEGÚN LA EDAD (SEPDIV1-EDAD1). PATAGONIA Y METROPOLITANA, 1991



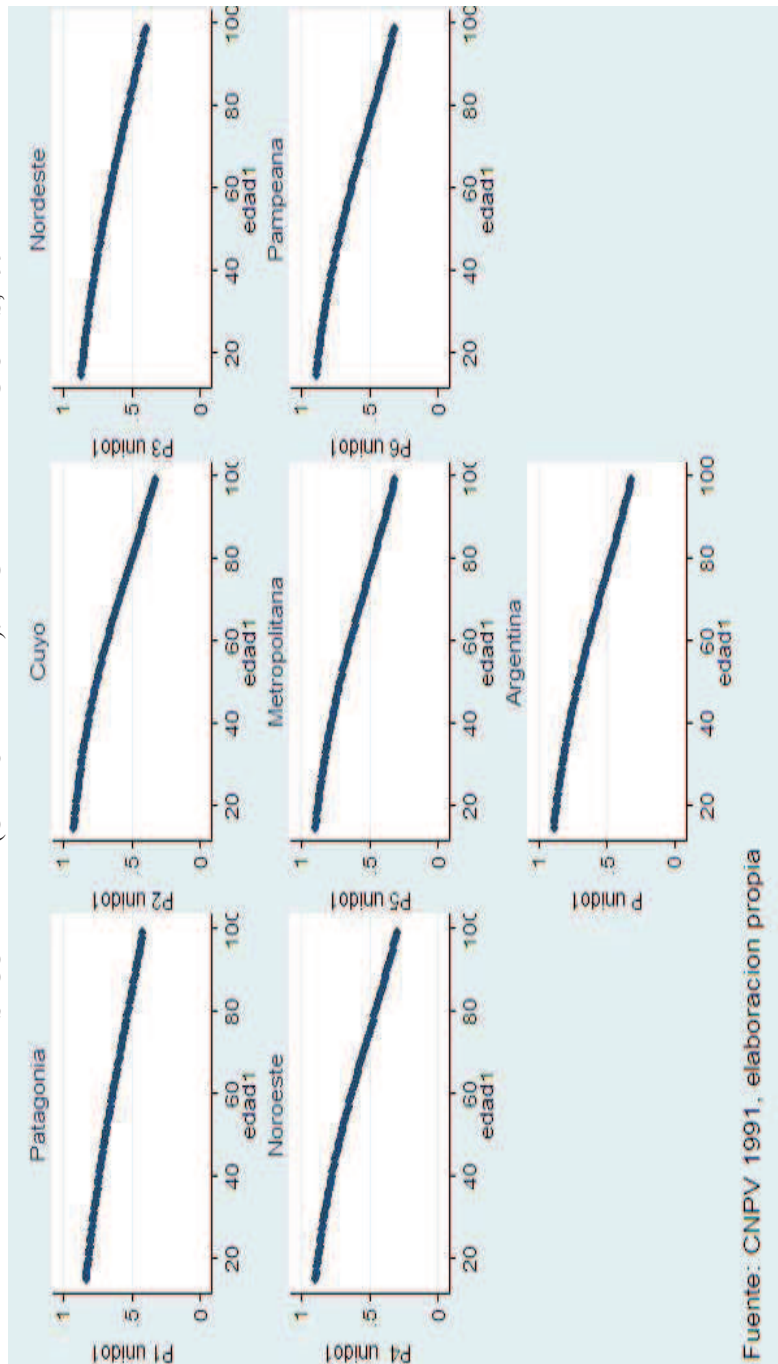
GRÁFICA 2
CURVA DE PREDICCIÓN DE $P(Y=1)$ SIENDO HIJO/A DEL JEFE DE HOGAR,
SEGÚN LA EDAD (SEPDIV3-EDAD3). ARGENTINA Y REGIONES, 1991



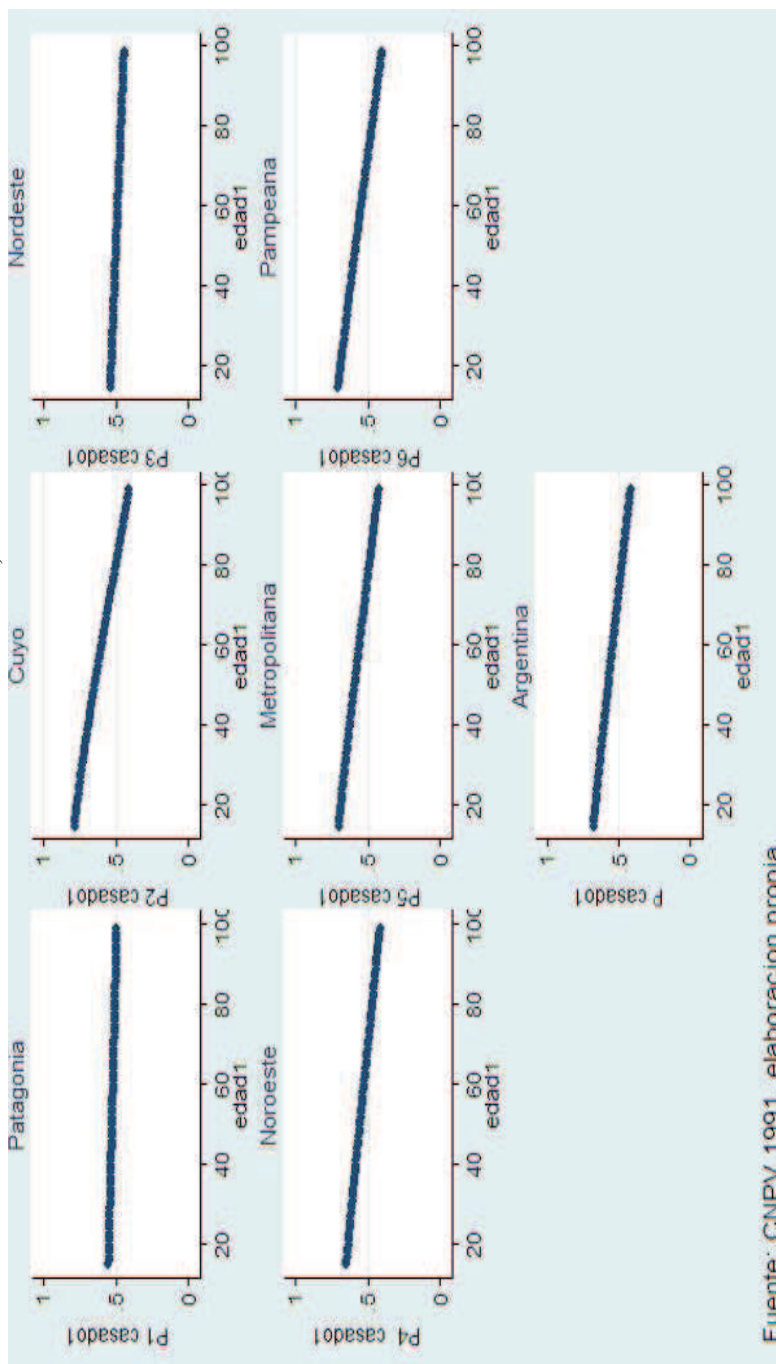
GRÁFICA 3
CURVA DE PREDICCIÓN DE P (Y=1) SIENDO HIJO/A DEL JEFE DE HOGAR,
SEGÚN LA EDAD (DIV3-EDAD3). METROPOLITANA, 1991



GRÁFICA 4
CURVA DE PREDICCIÓN DE $P(Y=1)$ SIENDO JEFE/A DE HOGAR,
SEGÚN EDAD (UNIDO 1-EDAD 1). ARGENTINA Y REGIONES, 1991



GRÁFICA 5
CURVA DE PREDICCIÓN DE $P(Y=1)$ SIENDO JEFE/A DE HOGAR, SEGÚN EDAD (CASADO1-EDAD1).
ARGENTINA Y REGIONES, 1991



Fuente: CNPV 1991, elaboración propia

La relación entre ambas variables es decreciente e inversa: la probabilidad de estar divorciado en 1991 siendo hijo del jefe de hogar disminuye con la edad. Además, la probabilidad de que una persona seleccionada al azar se encuentre divorciada siendo hija de la jefa disminuye por debajo del nivel umbral 0.5 pasados los 51 años.

La probabilidad de estar unido/a siendo jefe/a disminuye con la edad (gráfica 4). Se mantiene en valores cercanos a 1 en las edades jóvenes y en valores inferiores al umbral 0.5, " $P(Y=1) = 0.5$ ", en las edades 84 años (Patagonia), 80 años (Cuyo), 83 años (Nordeste) y 76 años (Metropolitana y Pampeana).

La probabilidad de que una persona esté casada siendo jefa decrece con la edad (gráfica 5) y se mantiene en valores cercanos a 1 en las edades jóvenes y en valores inferiores al umbral 0.5, " $P(Y = 1) = 0.5$ ", a la edad de 74 años, según lo indican los datos para Argentina. Un caso atípico se registra en el Nordeste, donde el umbral de corte 0.5, " $P(Y = 1) = 0.5$ " se ubica en 47 años de edad, tal vez debido a la mayor representatividad de las uniones de hecho en esa zona. Más atípico todavía es el comportamiento de esta variable en Patagonia, donde las probabilidades de estar casado siendo jefe parecen no depender en gran medida de la edad, ubicándose el umbral 0.5, " $P(Y = 1) = 0.5$ ", a la edad 87 años. No obstante, la probabilidad mengua con la edad, como lo indica el signo negativo del valor del parámetro poblacional β_1 . En términos generales, la relación entre ambas variables es decreciente e inversa: la probabilidad de estar casado siendo jefe disminuye con la edad, aunque nunca desciende a niveles próximos a 0 (gráficas 4 y 5).

Primeros resultados: estimaciones

¿Se encuentra asociado el estado conyugal unido de padres e hijos?

En el caso del modelo Jefe/a \rightarrow Padre de la variable 'unido1 (jefe)' —para Argentina— se obtiene que ni 'unido4 (padre)' ni 'región' se encuentran correlacionados con 'unido1', en los hombres. Para conocer el efecto diferencial de la región se estimaron modelos específicos (tabla 2). En hombres, en el modelo Jefe/a \rightarrow Padre con variable dependiente 'unido1', la única variable que no correlaciona en la regresión es 'unido4', aunque

la excepción la constituye la región Nordeste. El valor¹² de Pseudo R^2 en el modelo correspondiente a Argentina es de 0.0180, lo que indica la presencia de una asociación débil entre ‘unido1’ y las variables incluidas en el modelo que no mejora sustancialmente en las regiones. En el caso de las mujeres, el número de observaciones es mucho menor debido a que en la población en pareja (unida o casada) la mayoría de las personas que declaran ser jefes del hogar son hombres. En ellas la variable ‘unido4’ es la única que no muestra una correlación significativa en el modelo de efectos principales con la excepción de la región Noroeste. El valor de Pseudo R^2 en el modelo correspondiente a Argentina es de 0.1183 lo que indica la presencia de una asociación moderada entre ‘unido1’ y las variables incluidas en el modelo. Ese nivel de asociación se mantiene con algunas fluctuaciones en las diferentes regiones. En hombres, la variable que produce un mayor efecto es ‘conduct1’ de manera inversa y en mujeres es también esa variable pero la relación es directa como lo indica el signo positivo del coeficiente β (tabla 2).

Si se excluye de los modelos a la variable ‘unido4’ y se incluye como variable independiente al sexo, los resultados que arrojan las regresiones mejoran siendo esta última la variable de mayor incidencia (tabla 1, anexo). En las regiones el valor de Pseudo R^2 se aproxima a 1, revelando progresos en la bondad de ajuste. De acuerdo a Jovell (1995) para evaluar la idoneidad de los modelos es necesario explorar la incidencia de casos extremos o patrones atípicos referidos a sujetos u observaciones en los que el modelo no predice bien el valor observado de (Y), con lo cual se torna necesario analizar los residuos estandarizados por edad, cuya representación permite observar los valores extremos (*outliers*). Desde el punto de vista metodológico, lo óptimo es hallar valores residuales bajos ordenados linealmente. En la gráfica 6 se observa que los modelos ajustan mejor en las regiones debido a que el promedio nacional arrastra los valores atípicos de todas ellas. Asimismo, si bien los residuos se alinean, hay valores extremos que se encuentran fuera del rango deseado que alteran el ajuste de los datos al modelo y que limita la idoneidad del mismo. Pese a todo se puede afirmar que el estado conyugal unido de los padres no se asocia en Argentina al mismo estado en los hijos e hijas. Sin embargo, en hombres (Nordeste) y en mujeres (Noroeste) sí parecen estar asociados, aunque el análisis de los residuos estandarizados limita la generalización de dicho resultado.

¹² Aldrich y Nelson han propuesto una medida denominada pseudo R^2 similar al coeficiente de determinación múltiple “ R^2 ” que se utiliza en la regresión lineal. Esta medida se obtiene aplicando la fórmula: pseudo $R^2 = \text{chi-cuadrado} / (\text{chi-cuadrado} + n)$ donde el valor de chi-cuadrado corresponde al valor de la prueba estadística para testear o confirmar la H_0 de que todos los coeficientes menos la constante o intercepto son iguales a 0 y “n” es el tamaño de la muestra. Cfr. Jovell (1995: 40).

TABLA 2
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
JEFE/A → PADRES UNIDOS DE HECHO SEGÚN SEXO (EFECTOS
PRINCIPALES). ARGENTINA Y REGIONES, 1991

Hombres				
<i>Argentina</i>	Núm. de obs.	5 535 130		
Unido1	Coef.	P> z		Pseudo R2
Edad1	-0.0090	0.000		0.0180
Maxinst1	0.0598	0.000		
Conduct1	-0.1392	0.000		
Unido4	0.0003	0.852		
Region1	-0.0035	0.185		
Cons	2.4646	0.000		
<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	219 700		
Unido1	Coef.	P> z		Pseudo R2
Edad1	-0.0036	0.000		0.0149
Maxinst1	0.1443	0.000		
Conduct1	-0.0611	0.000		
Unido4	-0.0054	0.121		
Cons	1.3736	0.000		
<i>Cuyo</i>	Núm. de obs.	368 490		
Unido1	Coef.	P> z		Pseudo R2
Edad1	-0.0153	0.000		0.0272
Maxinst1	0.1084	0.000		
Conduct1	-0.1211	0.000		
Unido4	-0.0043	0.271		
Cons	2.7533	0.000		
<i>Nordeste</i>	Núm. de obs.	420 782		
Unido1	Coef.	P> z		Pseudo R2
Edad1	-0.0056	0.000		0.0196
Maxinst1	0.1072	0.000		
Conduct1	-0.1507	0.000		
Unido4	0.0061	0.013		
Cons	2.0704	0.000		
<i>Noroeste</i>	Núm. de obs.	533 036		
Unido1	Coef.	P> z		Pseudo R2
Edad1	-0.0163	0.000		0.0345
Maxinst1	0.1102	0.000		
Conduct1	-0.1316	0.000		
Unido4	0.0050	0.087		
Cons	2.4896	0.000		
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 041 638		
Unido1	Coef.	P> z		Pseudo R2
Edad1	-0.0076	0.000		0.0138
Maxinst1	-0.0199	0.004		
Conduct1	-0.1586	0.000		
Unido4	0.0007	0.849		
Cons	2.9424	0.000		
<i>Pampeana</i>	Núm. de obs.	1 951 484		
Unido1	Coef.	P> z		Pseudo R2
Edad1	-0.0092	0.000		0.0212
Maxinst1	0.0889	0.000		
Conduct1	-0.1307	0.000		
Unido4	0.0012	0.372		
Cons	2.2281	0.000		

Modelo ln (unido1) = $\alpha + \beta_1$ edad1 + β_2 maxinst1 + β_3 conduct1 + β_3 unido4 + β_3 region1 [Argentina].

Modelo ln (unido1) = $\alpha + \beta_1$ edad1 + β_2 maxinst1 + β_3 conduct1 + β_3 unido4 [Regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 2
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
JEFE/A → PADRES UNIDOS DE HECHO SEGÚN SEXO (EFECTOS
PRINCIPALES). ARGENTINA Y REGIONES, 1991

		Mujeres	
<i>Argentina</i>	Núm. de obs.	1 636 280	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0564	0.000	0.1183
Maxinst1	-0.1084	0.000	
Conduct1	0.2333	0.000	
Unido4	0.0032	0.064	
Region1	-0.0461	0.000	
Cons	0.9430	0.000	
<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	61 650	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0509	0.000	0.11
Maxinst1	-0.0525	0.000	
Conduct1	0.2889	0.000	
Unido4	0.0042	0.290	
Cons	0.2871	0.000	
<i>Cuyo</i>	Núm. de obs.	86 684	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0600	0.000	0.131
Maxinst1	-0.1116	0.000	
Conduct1	0.2788	0.000	
Unido4	0.0055	0.293	
Cons	0.5867	0.000	
<i>Nordeste</i>	Núm. de obs.	111 568	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0437	0.000	0.0739
Maxinst1	-0.1019	0.000	
Conduct1	0.1502	0.000	
Unido4	-0.0006	0.901	
Cons	0.6322	0.000	
<i>Noroeste</i>	Núm. de obs.	158 775	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0534	0.000	0.1042
Maxinst1	-0.1206	0.000	
Conduct1	0.1758	0.000	
Unido4	0.0088	0.047	
Cons	1.1150	0.000	
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	644 962	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0586	0.000	0.1132
Maxinst1	-0.0800	0.000	
Conduct1	0.2760	0.000	
Unido4	-0.0021	0.627	
Cons	0.4338	0.000	
<i>Pampeana</i>	Núm. de obs.	572 641	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0569	0.000	0.1183
Maxinst1	-0.1197	0.000	
Conduct1	0.2217	0.000	
Unido4	0.0026	0.268	
Cons	0.8231	0.000	

Modelo ln (unido1) = $\alpha + \beta_1$ edad1 + β_2 maxinst1 + β_3 conduct1 + β_4 unido4 + β_5 region1 [Argentina].

Modelo ln (unido1) = $\alpha + \beta_1$ edad1 + β_2 maxinst1 + β_3 conduct1 + β_4 unido4 [Regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

¿Se encuentra asociado el estado conyugal casado de padres e hijos e hijas?

En el modelo Jefe/a→ Padre de efectos principales, la variable ‘casado1’ (jefe) no se encuentra asociada a ‘casado4’ (padre), tanto en mujeres como en hombres. En mujeres, los resultados presentados en la tabla 3 indican que en las regiones Noroeste y Metropolitana la variable independiente ‘maxinst1’ no es estadísticamente significativa al nivel 0.05. El valor de Pseudo R² revela una escasa asociación entre la variable dependiente ‘casado1’ y las variables independientes, nivel que se mantiene con algunas fluctuaciones en las distintas regiones, con la excepción de Cuyo, en mujeres donde el valor del Pseudo R² es 0.1242, lo cual indica una asociación algo superior. Hay que subrayar que, en hombres, la variable que produce un mayor efecto es ‘maxinst1’, y en mujeres es ‘conduct1’, como lo indica el coeficiente β (tabla 2, anexo).

Excluyendo la variable ‘casado4’ e incluyendo al sexo en la modelización, mejoran los resultados y cambia la relación entre las variables. En todas las regiones y en el total del país, el valor de pseudo r² se torna mayor; además, en la región Pampeana habría que retirar la variable ‘conduct1’ debido a que no es estadísticamente significativa al nivel seleccionado ($\alpha = 0.05$).

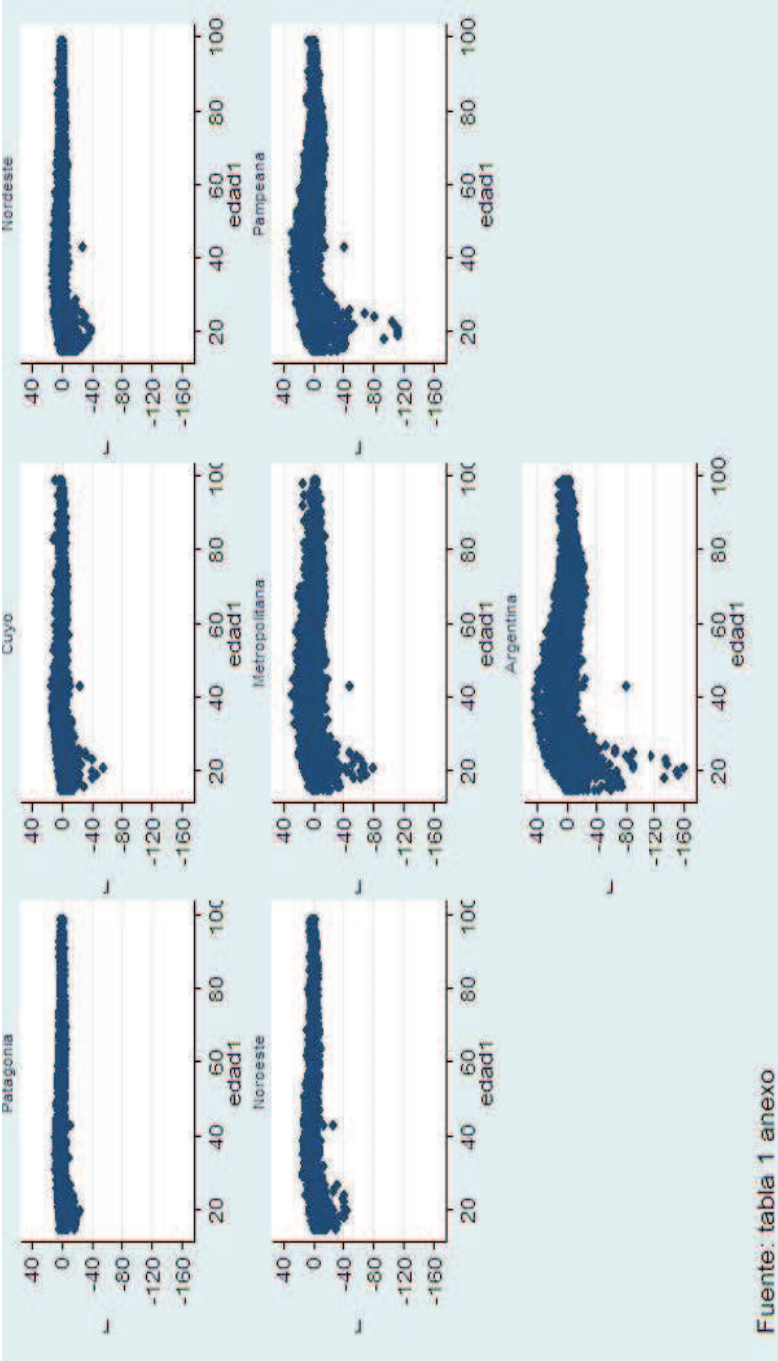
Al considerar la idoneidad, los trazos de la gráfica 7 muestran patrones atípicos fundamentalmente en las primeras edades, dependiendo de la región. Estos resultados enseñan que los datos no se ajustan al modelo y que habría que incorporar otras variables independientes. En definitiva, parecería válido afirmar que el estado conyugal casado de los padres no determina ni asegura el mismo en su progenie.

¿Se encuentra asociado el estado conyugal separado o divorciado de padres e hijos e hijas?

En el caso de la variable ‘sepdv3’, los resultados difieren considerablemente entre hombres, mujeres y de acuerdo con la región. Para Argentina, en hombres, el modelo Hijo/a→ Jefe/a ajusta aunque mejora su bondad con la exclusión de la variable ‘región1’ y/o con la recodificación de la variable ‘maxinst3’.¹³ No sucede lo mismo en el modelo correspondiente a mujeres, donde las variables ‘región1’ y ‘sepdv1’ no arrojan valores estadísticamente significativos (tabla 4).

¹³ Si bien se asume que un nivel de multicolinealidad elevada entre variables independientes provoca estimaciones imprecisas, también se asume que una cierta correlación entre variables independientes es inevitable en los diseños de carácter no experimental.

GRÁFICA 6
RESIDUOS ESTANDARIZADOS PRODUCTO DE LA REGRESIÓN LOGÍSTICA (Y = 1 UNIDO1; JEFE).
ARGENTINA Y REGIONES, 1991



Fuente: tabla 1 anexo

TABLA 3
 RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
 JEFE/A → PADRE CASADOS SEGÚN SEXO (EFECTOS
 PRINCIPALES). ARGENTINA Y REGIONES, 1991

Hombres			
<i>Argentina</i>	Núm. de obs.	5 535 130	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0176	0.0000	0.0279
Maxinst1	0.1986	0.0000	
Conduct1	-0.0874	0.0000	
Casado4	-0.0041	0.6890	
Region1	0.0355	0.0000	
Cons	-0.7153	0.0000	
<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	219 700	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0213	0.0000	0.0342
Maxinst1	0.2240	0.0000	
Conduct1	-0.0409	0.0000	
Casado4	-0.0246	0.3260	
Cons	-1.2513	0.0000	
<i>Cuyo</i>	Núm. de obs.	368 490	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0083	0.0000	0.0236
Maxinst1	0.2205	0.0000	
Conduct1	-0.0758	0.0000	
Casado4	-0.0529	0.0700	
Cons	0.1400	0.0010	
<i>Nordeste</i>	Núm. de obs.	420 782	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0211	0.0000	0.0498
Maxinst1	0.3126	0.0000	
Conduct1	-0.0752	0.0000	
Casado4	0.0159	0.4280	
Cons	-1.5491	0.0000	
<i>Noroeste</i>	Núm. de obs.	533 036	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0164	0.0000	0.0357
Maxinst1	0.2631	0.0000	
Conduct1	-0.0797	0.0000	
Casado4	-0.0017	0.9490	
Cons	-0.8696	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 041 638	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0196	0.0000	0.0188
Maxinst1	0.1287	0.0000	
Conduct1	-0.0975	0.0000	
Casado4	-0.0099	0.6890	
Cons	-0.2160	0.0000	
<i>Pampeana</i>	Núm. de obs.	1 951 484	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0154	0.0000	0.0250
Maxinst1	0.2106	0.0000	
Conduct1	-0.0871	0.0000	
Casado4	0.0074	0.4090	
Cons	-0.4692	0.0000	

Modelo ln (casado1) = $\alpha + \beta_1$ edad1 + β_2 maxinst1 + β_3 conduct1 + β_4 casado4 + β_5 region1 [Argentina].

Modelo ln (casado1) = $\alpha + \beta_1$ edad1 + β_2 maxinst1 + β_3 conduct1 + β_4 casado4 [Regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 3
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
JEFE/A → PADRE CASADOS SEGÚN SEXO (EFECTOS
PRINCIPALES). ARGENTINA Y REGIONES, 1991

		Mujeres	
<i>Argentina</i>	Núm de obs.	1 636 280	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0454	0.0000	0.0907
Maxinst1	-0.0189	0.0000	
Conduct1	0.2577	0.0000	
Casado4	0.0253	0.0970	
Region1	-0.0289	0.0000	
Cons	-0.6781	0.0000	
<i>Patagonia</i>	Núm de obs.	61 650	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0362	0.0000	0.0867
Maxinst1	0.0686	0.0000	
Conduct1	0.2980	0.0000	
Casado4	0.0484	0.1550	
Cons	-1.5640	0.0000	
<i>Cuyo</i>	Núm de obs.	86 684	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0545	0.0000	0.1242
Maxinst1	-0.0380	0.0170	
Conduct1	0.3105	0.0000	
Casado4	0.0861	0.1150	
Cons	-0.5273	0.0000	
<i>Nordeste</i>	Núm de obs.	111 568	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0300	0.0000	0.0458
Maxinst1	0.0303	0.0000	
Conduct1	0.1659	0.0000	
Casado4	0.0186	0.6400	
Cons	-1.3295	0.0000	
<i>Noroeste</i>	Núm de obs.	158 775	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0392	0.0000	0.0659
Maxinst1	-0.0116	0.2140	
Conduct1	0.1848	0.0000	
Casado4	0.0411	0.1950	
Cons	-0.5867	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Núm de obs.	644 962	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0489	0.0000	0.0946
Maxinst1	-0.0135	0.1140	
Conduct1	0.3138	0.0000	
Casado4	-0.0332	0.4470	
Cons	-1.0036	0.0000	
<i>Pampeana</i>	Núm de obs.	572 641	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	-0.0465	0.0000	0.0939
Maxinst1	-0.0305	0.0000	
Conduct1	0.2420	0.0000	
Casado4	0.0110	0.5830	
Cons	-0.6226	0.0000	

Modelo ln (casado1) = $\alpha + \beta_1$ edad1 + β_2 maxinst1 + β_3 conduct1 + β_4 casado4 + β_5 region1 [Argentina].

Modelo ln (casado1) = $\alpha + \beta_1$ edad1 + β_2 maxinst1 + β_3 conduct1 + β_4 casado4 [Regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

Al considerar el efecto diferencial de la 'región' y del 'sexo', la situación se modifica. En Patagonia, Cuyo, Noroeste y Pampeana, la variables independientes 'sepdv1' y 'maxinst3' no son estadísticamente significativas al nivel seleccionado ($\alpha = 0,05$) en los varones. Asimismo, en la región Nordeste, la variable 'sepdv1' y en la región Metropolitana la variable 'maxinst3' no resultan estadísticamente significativas. En las mujeres, en Patagonia, Cuyo, Nordeste, Noroeste y Pampeana, las variables independientes 'sepdv1' y 'maxinst3' no son estadísticamente significativas. En la región Metropolitana, sólo la variable 'sepdv1' registra valores que no son estadísticamente significativos, exhibiendo un Pseudo R^2 de 0.1597 —el más elevado de todas las zonas que supera, inclusive, al obtenido para mujeres y hombres a nivel nacional— (tabla 4). Al mismo tiempo, la variable que produce mayor efecto es 'conduct3' en hombres y también en mujeres pero en sentido inverso. Descartando la variable 'sepdv1' e incluyendo al 'sexo', los resultados no siempre mejoran (tabla 3, anexo). Sin embargo, todas las variables independientes incluidas en la regresión (edad, máximo nivel de instrucción y condición de actividad) exhiben asociaciones estadísticamente significativas.

Los desajustes diagnosticados mediante el cálculo de los valores residuales estandarizados, cuya función es detectar los posibles defectos de predicción y mostrar elementos que hacen a la complejidad y a la incertidumbre, permiten afirmar que cada región evidencia patrones atípicos que imponen límites a los modelos estimados (gráfica 8).

Ahora bien, los resultados presentados en la tabla 5 (modelo Jefe/a→Padre) muestran que la variable dependiente 'sepdv1' (jefe), en la Patagonia, no se encuentra asociada a la variable independiente 'sepdv4' (padre). El valor de Pseudo R^2 cambia si se estiman modelos independientes para hombres y mujeres: en el primer caso, desmejora, y en el segundo, mejora la asociación. En la región Metropolitana, el modelo que incluye ambos sexos muestra valores significativos en todas las variables independientes. Sin embargo, cuando se controla el efecto diferencial del 'sexo', la variable 'sepdv4' pierde su significación estadística. En este caso también los valores de Pseudo R^2 cambian: al estimar modelos para hombres y mujeres se observa que en el primer caso desmejora la asociación y en el segundo se incrementa.

Buscando acrecentar la robustez de los modelos presentados en la tabla 5 se suprimió la variable independiente 'sepdv4' y se incorporó la variable 'sexo1'. La nueva modelización mejora aunque los valores residuales estandarizados acreditan patrones atípicos (tabla 4, anexo).

GRÁFICA 7
RESIDUOS ESTANDARIZADOS PRODUCTO DE LA REGRESIÓN LOGÍSTICA ($Y = 1$ CASADO1; JEFE), ARGENTINA
Y REGIONES, 1991

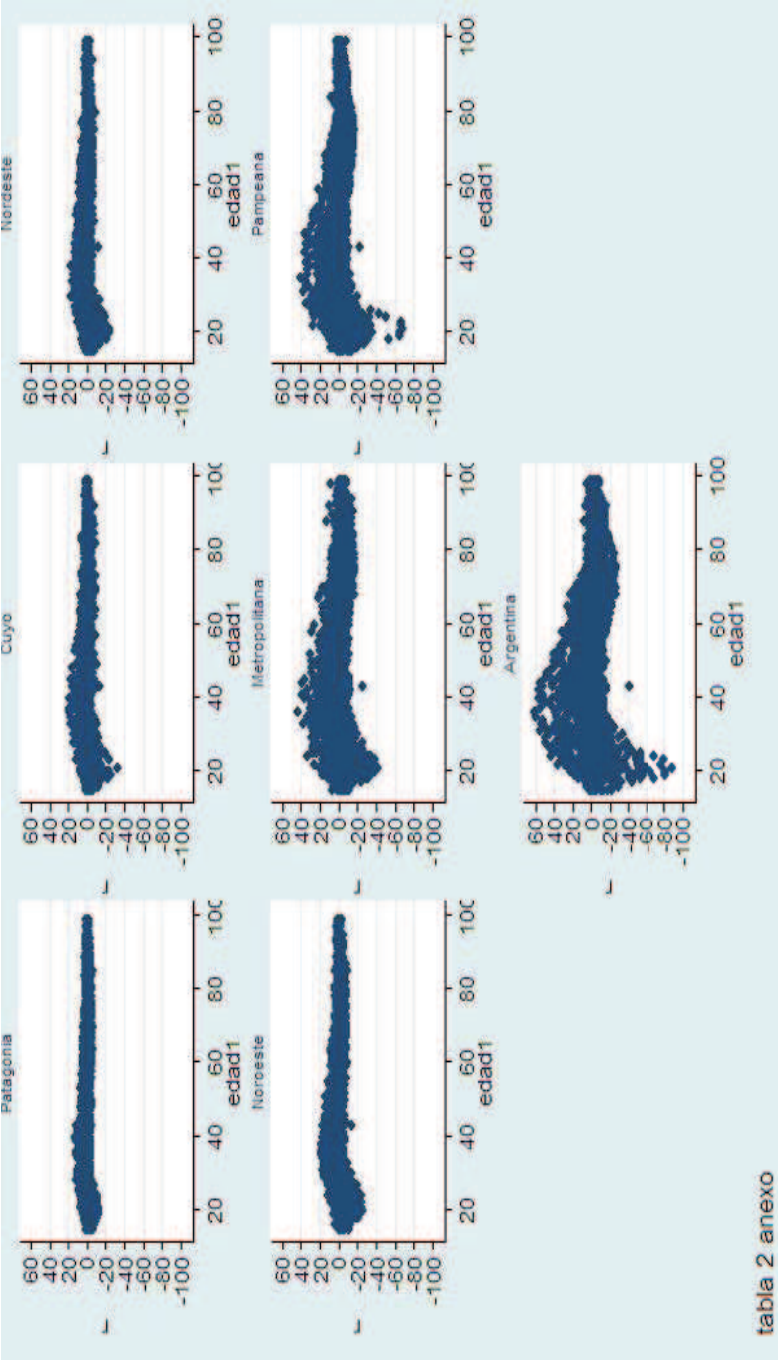
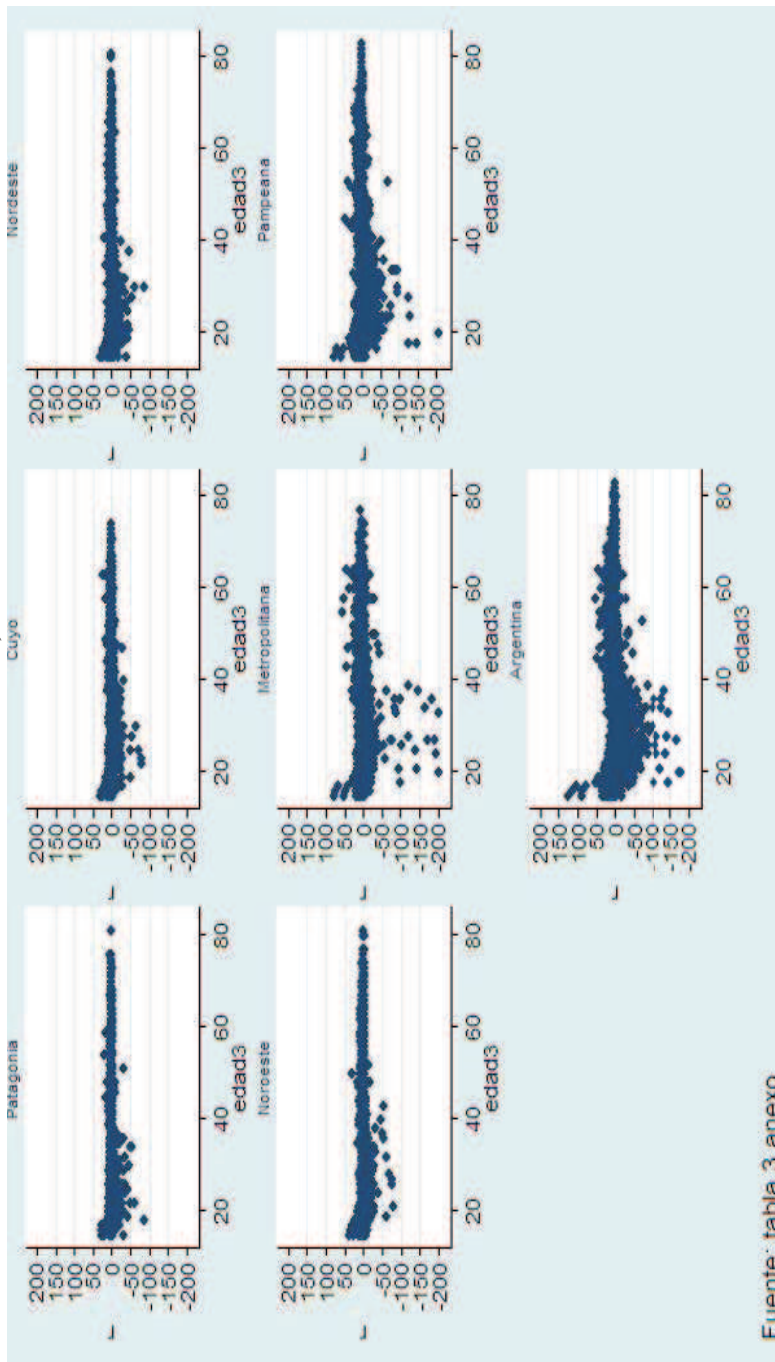


tabla 2 anexo

GRÁFICA 8
RESIDUOS ESTANDARIZADO PRODUCTO DE LA REGRESIÓN LOGÍSTICA ($Y = 1$ SEPDI3; HIJO). ARGENTINA
Y REGIONES, 1991



Fuente: tabla 3 anexo

TABLA 4
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA HIJO/A → JEFE/A
SEPARADO/DIVORCIADO SEGÚN SEXO (EFECTOS PRINCIPALES).
ARGENTINA Y REGIONES, 1991

		Hombres	
<i>Argentina</i>	Núm. de obs.	3 784 761	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0719	0.0000	0.1153
Maxinst3	0.0744	0.0090	
Conduct3	0.3913	0.0000	
Sepdiv1	0.0059	0.0030	
Región1	0.0492	0.0130	
Cons	2.8635	0.0000	
<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	149 205	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0706	0.0000	0.1234
Maxinst3	-0.1003	0.1700	
Conduct3	0.4137	0.0000	
Sepdiv1	0.0020	0.6400	
Cons	3.9399	0.0000	
<i>Cuyo</i>	Núm. de obs.	230 541	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0672	0.0000	0.1167
Maxinst3	0.0025	0.9240	
Conduct3	0.5014	0.0000	
Sepdiv1	0.0029	0.6380	
Cons	2.9807	0.0000	
<i>Nordeste</i>	Núm. de obs.	296 106	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0839	0.0000	0.1224
Maxinst3	-0.0614	0.0290	
Conduct3	0.3485	0.0000	
Sepdiv1	-0.0027	0.3230	
Cons	3.7819	0.0000	
<i>Noroeste</i>	Núm. de obs.	363 988	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0706	0.0000	0.1141
Maxinst3	-0.0207	0.2880	
Conduct3	0.2991	0.0000	
sepdv1	0.0031	0.3710	
Cons	3.2702	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	1 401 167	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0732	0.0000	0.1179
Maxinst3	0.1065	0.1660	
Conduct3	0.5300	0.0000	
Sepdiv1	0.0208	0.0020	
Cons	2.9406	0.0000	
<i>Pampeana</i>	Núm. de obs.	1 343 754	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0704	0.0000	0.1172
Maxinst3	0.0562	0.1400	
Conduct3	0.3932	0.0000	
Sepdiv1	0.0011	0.5250	
Cons	3.0987	0.0000	

Modelo ln (sepdiv3) = $\alpha + \beta_1 \text{edad3} + \beta_2 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3} + \beta_3 \text{sepdv1} + \beta_3 \text{region1}$ [Argentina].

Modelo ln (sepdiv3) = $\alpha + \beta_1 \text{edad3} + \beta_2 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3} + \beta_3 \text{sepdv1}$ [Regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 4
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA HIJO/A→ JEFE/A
SEPARADO/DIVORCIADO SEGÚN SEXO (EFECTOS PRINCIPALES). ARGENTINA Y
REGIONES, 1991

		Mujeres	
<i>Argentina</i>	Nº de obs	3 386 649	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0695	0.0000	0.0965
Maxinst3	0.0736	0.0170	
Conduct3	-0.2360	0.0000	
Sepdiv1	0.0034	0.0770	
Región1	-0.0053	0.8340	
Cons	4.6771	0.0000	
<i>Patagonia</i>	Nº de obs	132 145	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0781	0.0000	0.0676
Maxinst3	0.0810	0.1420	
Conduct3	-0.1505	0.0440	
Sepdiv1	-0.0044	0.3750	
Cons	4.2967	0.0000	
<i>Cuyo</i>	Nº de obs	224 633	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0652	0.0000	0.0816
Maxinst3	0.0201	0.5260	
Conduct3	-0.2371	0.0000	
Sepdiv1	-0.0073	0.1600	
Cons	4.8962	0.0000	
<i>Nordeste</i>	Nº de obs	236 244	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0600	0.0000	0.0491
Maxinst3	0.0347	0.1980	
Conduct3	-0.1401	0.0000	
Sepdiv1	-0.0020	0.5070	
Cons	4.2151	0.0000	
<i>Noroeste</i>	Nº de obs	327 823	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0628	0.0000	0.0562
Maxinst3	0.0160	0.5120	
Conduct3	-0.1009	0.0090	
Sepdiv1	0.0012	0.6720	
Cons	3.9948	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Nº de obs	1 285 433	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0824	0.0000	0.1597
Maxinst3	0.2077	0.0110	
Conduct3	-0.3104	0.0000	
Sepdiv1	0.0077	0.1220	
cons	4.6759	0.0000	
<i>Pampeana</i>	Nº de obs	1 180 371	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0640	0.0000	0.0815
Maxinst3	-0.0175	0.7220	
Conduct3	-0.2386	0.0000	
Sepdiv1	0.0025	0.1370	

Modelo ln (sepdiv3) = $\alpha + \beta_1 \text{edad3} + \beta_2 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3} + \beta_4 \text{sepdiv1} + \beta_5 \text{region1}$
[Argentina].

Modelo ln (sepdiv3) = $\alpha + \beta_1 \text{edad3} + \beta_2 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3} + \beta_4 \text{sepdiv1}$ [Regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 5
 RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA JEFE/A → PADRE
 SEPARADO/DIVORCIADO SEGÚN SEXO (EFECTOS PRINCIPALES). PATAGONIA
 Y METROPOLITANA, 1991

<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	281 350	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0150	0.0000	0.0310
Maxinst1	-0.0639	0.0000	
Conduct1	0.1418	0.0000	
Sepdiv4	-0.0030	0.1610	
Cons	-1.6719	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 686 600	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0219	0.0000	0.0692
Maxinst1	0.0249	0.0000	
Conduct1	0.2470	0.0000	
Sepdiv4	0.0072	0.0310	
Cons	-2.9135	0.0000	
<i>Hombres</i>	Núm. de obs.	219 700	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0036	0.0000	0.0150
Maxinst1	-0.1447	0.0000	
Conduct1	0.0619	0.0000	
Sepdiv4	-0.0053	0.0810	
Cons	-1.3283	0.0000	
<i>Hombres</i>	Núm. de obs.	2 041 638	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0069	0.0000	0.0145
Maxinst1	0.0196	0.0040	
Conduct1	0.1696	0.0000	
Sepdiv4	0.0026	0.4140	
Cons	-2.9499	0.0000	
<i>Mujeres</i>	Núm. de obs.	61 650	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0510	0.0000	0.1101
Maxinst1	0.0518	0.0000	
Conduct1	-0.2891	0.0000	
Sepdiv4	0.0015	0.6700	
Cons	-0.2953	0.0000	
<i>Mujeres</i>	Núm. de obs.	644 962	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0585	0.0000	0.1125
Maxinst1	0.0815	0.0000	
Conduct1	-0.2727	0.0000	
Sepdiv4	0.0046	0.2380	
Cons	-0.4687	0.0000	

Modelo $\ln(\text{sepdiv1}) = \alpha + \beta_1 \text{edad1} + \beta_2 \text{maxinst1} + \beta_3 \text{conduct1} + \beta_4 \text{sepdiv4}$. Fuente: CNPV 91, elaboración propia

La curva ROC —como medida conjunta de la eficacia predictiva del modelo— correspondiente a Patagonia muestra que el área debajo de la curva que comprende la estimación cubre 0.78, lo cual indica una

capacidad predictiva¹⁴ moderada. La misma figura otorga, para la región Metropolitana, un valor del área bajo la curva de 0.85, lo cual revela una capacidad predictiva entre moderada y elevada. Con todo, cuando se controla el efecto diferencial del 'sexo', la capacidad predictiva disminuye a moderada en las mujeres, y a muy baja en los hombres (gráfica 9). Asimismo, el gráfico 10, que representa los residuos estandarizados según la edad, indica que la bondad del ajuste es mejor en Patagonia y que en las regiones donde el volumen de población es mayor, la cantidad de valores atípicos acrecienta los defectos en la predicción.

En suma, de acuerdo con los resultados de los modelos de efectos principales para el total del país y para la región Metropolitana, en hombres, los estados conyugales separado o divorciado de padres e hijos se encuentran correlacionados; lo que no quiere decir que dicha aseveración corresponda unívocamente a las trayectorias de los sujetos particulares.

¿Se encuentra asociado el estado conyugal divorciado de padres e hijos e hijas?

El modelo Hijo/a → Jefe/a correspondiente a la región Metropolitana (tabla 6) muestra que las variables independientes 'divorce1' y 'conduct3' no son estadísticamente significativas al nivel seleccionado ($\alpha = 0.05$). El valor de Pseudo R^2 indica la presencia de una asociación moderada entre 'divorce3' y las variables independientes incluidas en la regresión. Sin embargo, en las mujeres, la variable 'divorce1' no es estadísticamente significativa al nivel ($\alpha = 0.05$), y en los hombres, las variables 'divorce1' y 'maxinst3' no son estadísticamente significativas al mismo nivel. Si se elimina la variable 'divorce1' y se incorpora la variable 'sexo3', todas las demás se tornan significativas al nivel ($\alpha = 0.05$) y el valor de Pseudo R^2 mejora (tabla 5, anexo). Hay que señalar que en los modelos correspondientes a hombres la variable que produce un mayor efecto es 'conduct3' y en mujeres es 'maxinst3'.

Los logits estimados para mujeres y hombres (tabla 5, anexo) son los siguientes: (a) mujeres = $4.117547 + .0909998 \text{ EDAD3} + .1919129 \text{ MAXINST3} + .1617921 \text{ CONDUCT3}$; (b) hombres = $4.212997 + .1174065 \text{ EDAD3} + .0875857 \text{ MAXINST3} + .4822642 \text{ CONDUCT3}$. Mediante los logits se puede calcular la probabilidad de estar divorciado siendo hijo o hija del o la jefa de hogar, de acuerdo con edad, estudios formales y condición

¹⁴ Un modelo que carece de poder predictivo muestra un área bajo la curva de 0.50, siendo la máxima capacidad predictiva de 1.

de actividad. No obstante, los valores residuales (gráfico 11) de la modelización muestran defectos en la predicción de ($Y = \text{'divorce3'}$). En el gráfico 12 se presenta la curva ROC para el modelo $\ln(\text{'divorce3'}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo3} + \beta_2 \text{edad3} + \beta_3 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3}$. El eje de las ordenadas indica los valores de sensibilidad¹⁵ y el de las abscisas marca los valores correspondientes a la proporción de falsos positivos que están asociados a las diferentes probabilidades de corte. El valor del área bajo la curva en el modelo seleccionado es 0.85, indicando una capacidad o eficacia predictiva de moderada a alta. Estos resultados permiten asegurar que, en la región Metropolitana, el estado conyugal divorciado de los padres no determina el estado conyugal divorciado de los hijos.

TABLA 6
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA HIJO/A → JEFE/A,
SEGÚN SEXO (EFECTOS PRINCIPALES). METROPOLITANA, 1991

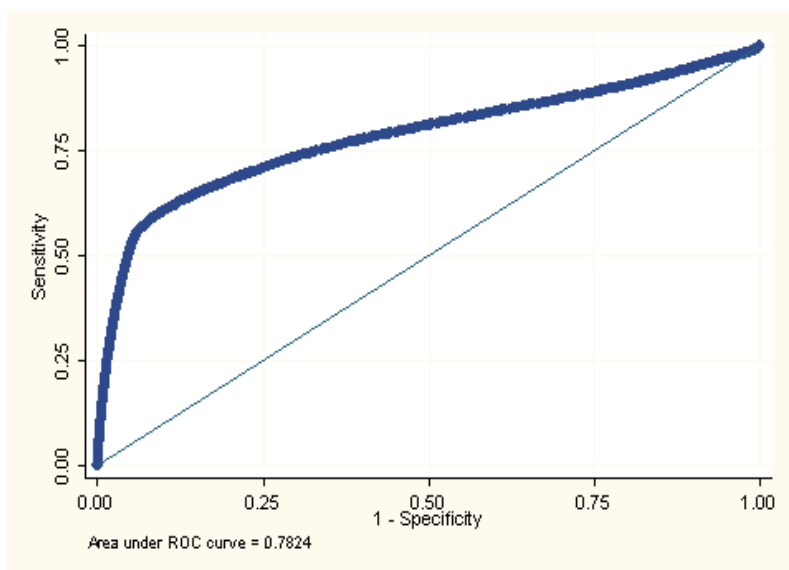
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 686 600	
Divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.1005	0.0000	0.1547
Maxinst3	0.1344	0.0070	
Conduct3	-0.0781	0.0960	
Divorce1	0.0042	0.1710	
Cons	4.6001	0.0000	
<i>Hombres</i>	Núm. de obs.	1 401 167	
Divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.1174	0.0000	0.2085
Maxinst3	0.0875	0.2190	
Conduct3	0.4823	0.0000	
Divorce1	0.0033	0.6260	
Cons	4.2039	0.0000	
<i>Mujeres</i>	Núm. de obs.	1 285 433	
Divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0911	0.0000	0.1572
Maxinst3	0.1917	0.0060	
Conduct3	-0.1619	0.0060	
Divorce1	0.0047	0.1380	
Cons	4.1059	0.0000	

Modelo $\ln(\text{divorce3}) = \alpha + \beta_1 \text{edad3} + \beta_2 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3} + \beta_3 \text{divorce1}$. Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

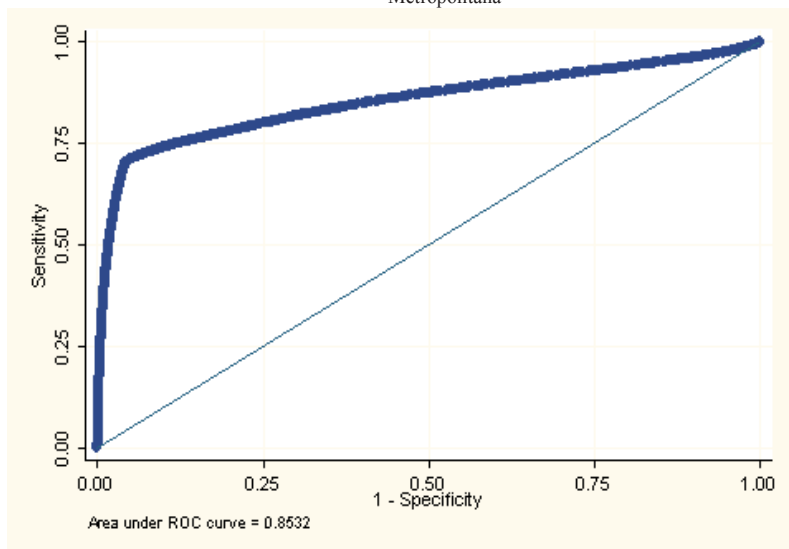
¹⁵ La sensibilidad o proporción de verdaderos positivos mide el porcentaje de individuos clasificados como hijo o hija del jefe o jefa de hogar, siendo su estado el de divorciado en el momento del censo ($Y = 1$) respecto al total de personas incluidas en el modelo de regresión logística. La especificidad o proporción de verdaderos negativos del modelo mide el porcentaje de individuos clasificados como hijo o hija del jefe o jefa de hogar, siendo su estado el de no-divorciado en el momento del censo ($Y = 0$). Cfr. Jovell (1995: 80).

GRÁFICA 9
CURVA ROC. REGRESIÓN LOGÍSTICA (Y = 1 SEPDI1, JEFE/A). REGIONES
SELECCIONADAS, 1991

Patagonia



Metropolitana

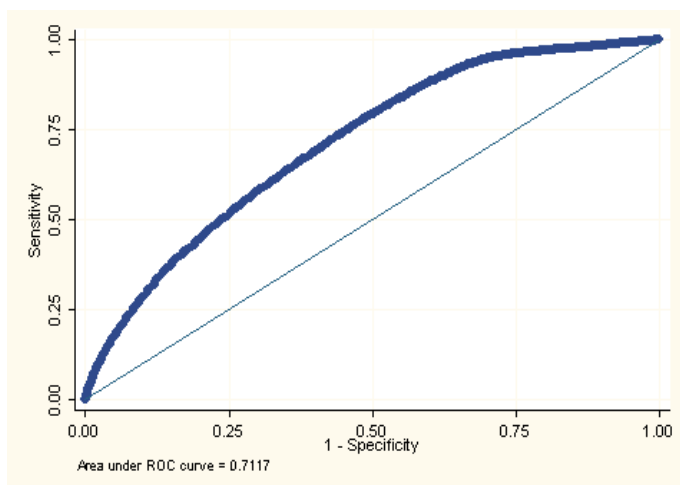


Modelo $\ln(\text{sepdiv1}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo1} + \beta_2 \text{edad1} + \beta_3 \text{maxinst} + \beta_4 \text{conduct1}$

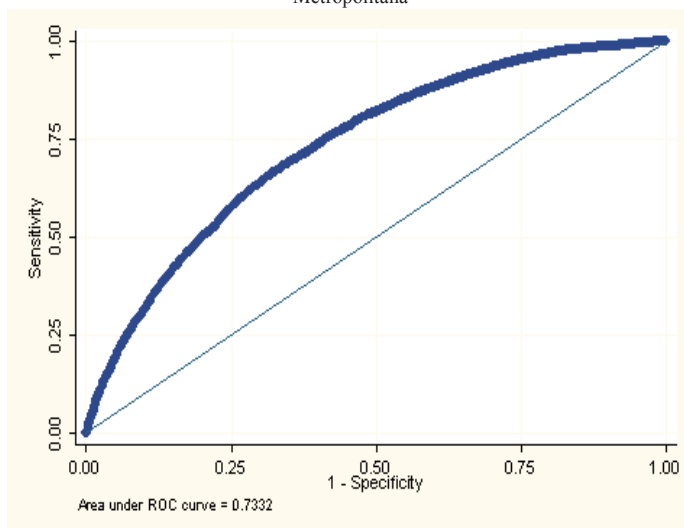
Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

GRÁFICA 9
CURVA ROC. REGRESIÓN LOGÍSTICA (Y = 1 SEPDIV1, JEFE/A). REGIONES
SELECCIONADAS, 1991 (CONTINUACIÓN)

Mujeres
Patagonia



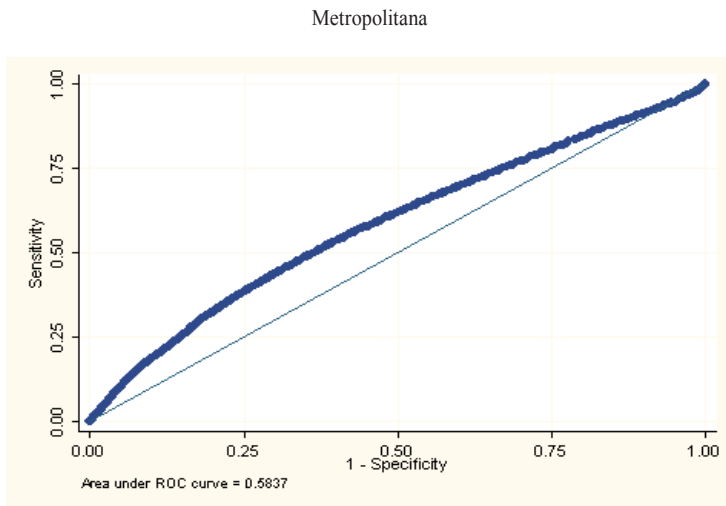
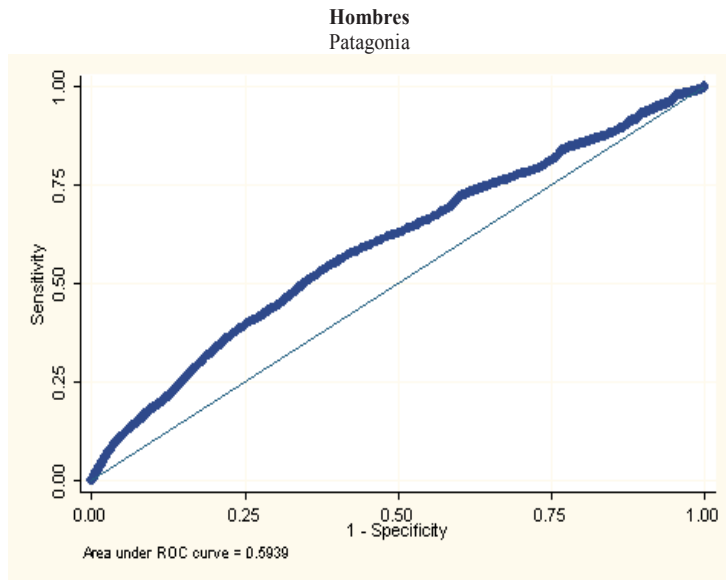
Metropolitana



$$\text{Modelo } \ln(\text{sepdv1}) = \alpha + \beta_1 \text{ edad1} + \beta_2 \text{ maxinst} + \beta_3 \text{ conduct1}$$

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

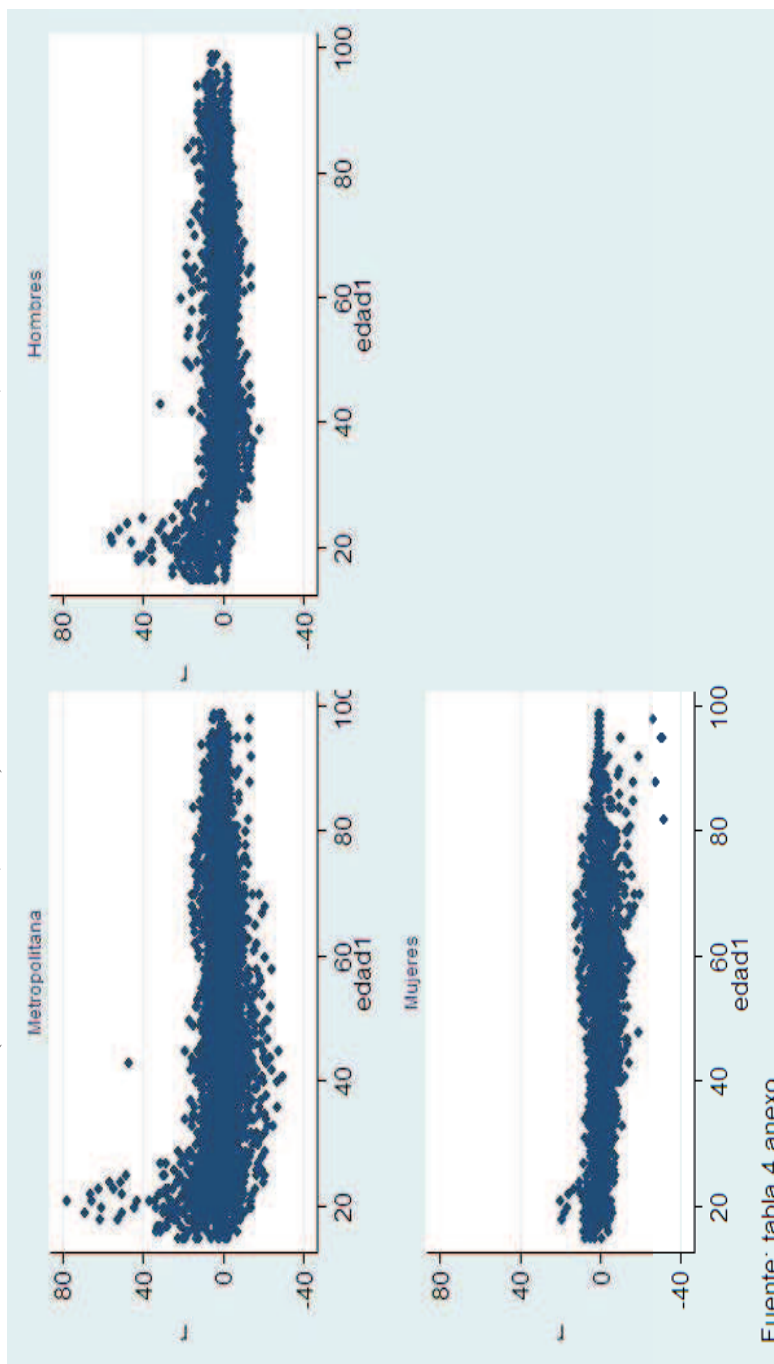
GRÁFICA 9
CURVA ROC. REGRESIÓN LOGÍSTICA (Y = 1 SEPDI1, JEFE/A). REGIONES
SELECCIONADAS, 1991 (CONTINUACIÓN)



$$\text{Modelo } \ln(\text{sepdiv1}) = \alpha + \beta_1 \text{ edad1} + \beta_2 \text{ maxinst} + \beta_3 \text{ conduct1}$$

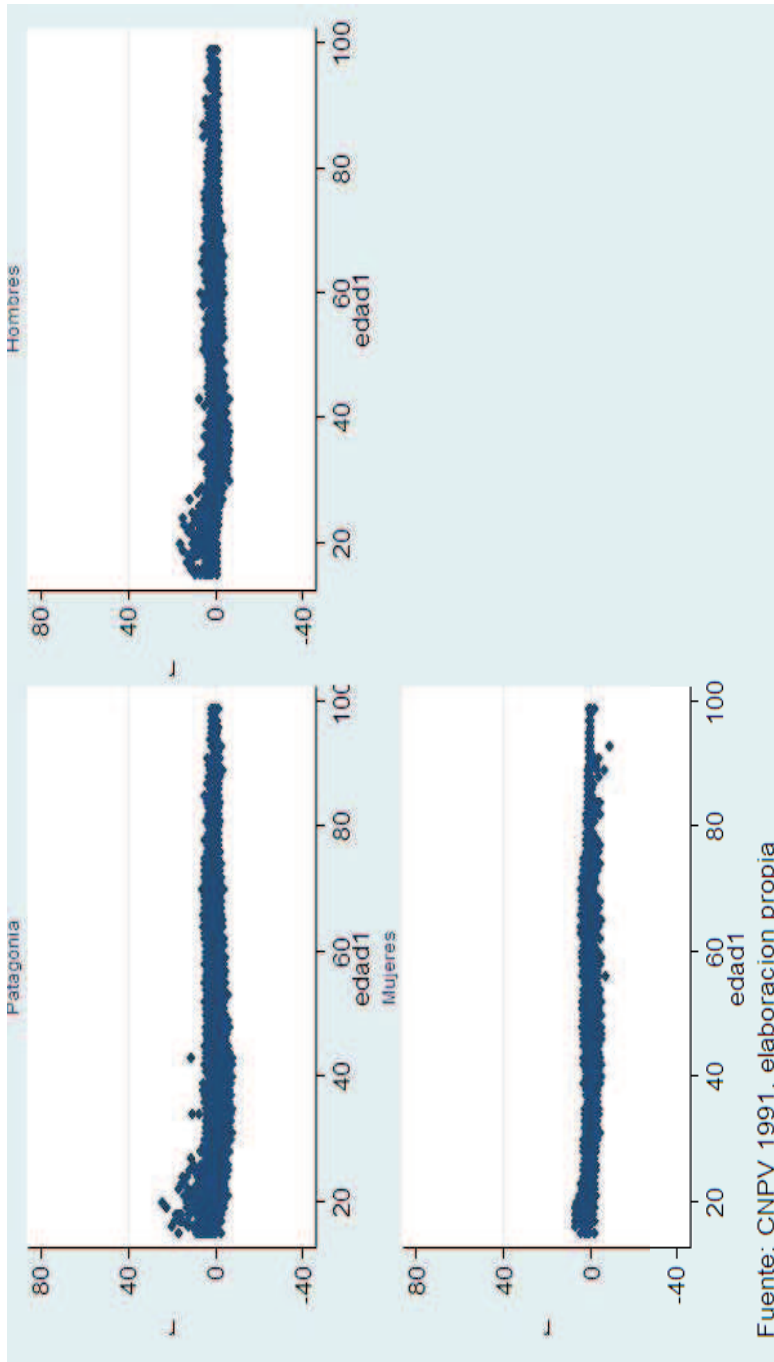
Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

GRÁFICA 10
METROPOLITANA: RESIDUOS ESTANDARIZADOS, REGRESIÓN LOGÍSTICA
($Y = 1$ SEPDIV1, JEFE/A), REGIONES SELECCIONADAS, 1991



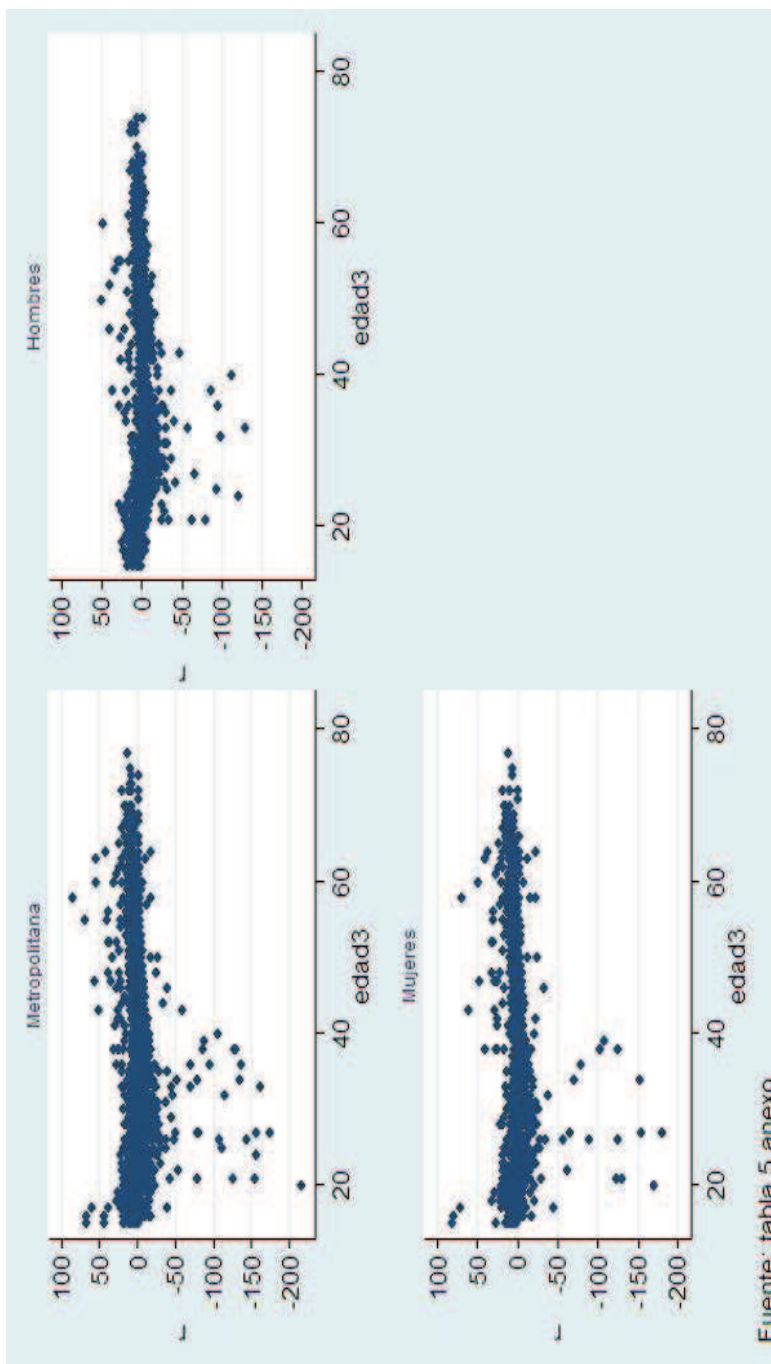
Fuente: tabla 4 anexo

GRÁFICA 10
PATAGONIA: RESIDUOS ESTANDARIZADOS, REGRESIÓN LOGÍSTICA
($Y = 1$ SEPDIV1, JEFE/A), REGIONES SELECCIONADAS, 1991

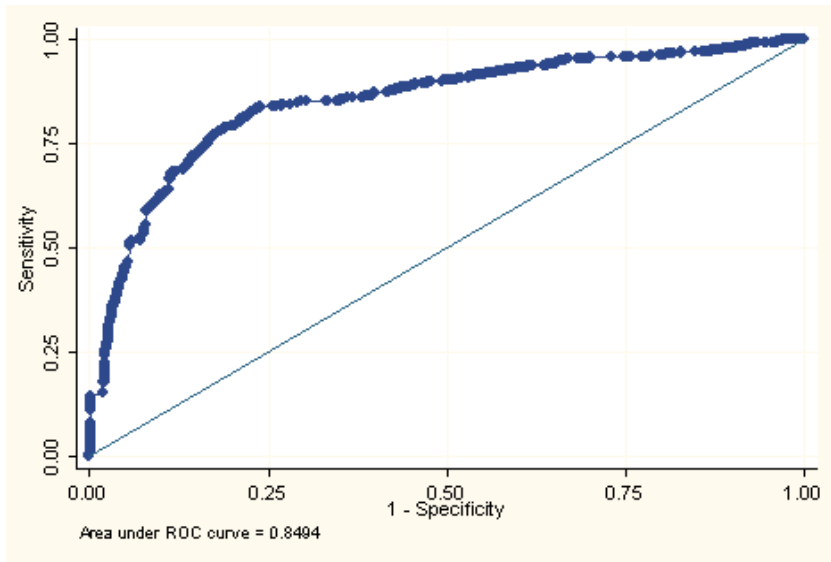


Fuente: CNPV 1991, elaboración propia

GRÁFICA 11
METROPOLITANA: RESIDUOS ESTANDARIZADOS, REGRESIÓN LOGÍSTICA
($Y = 1$ DIVORCE3, HIJO), 1991



GRÁFICA 12
CURVA ROC. REGIÓN METROPOLITANA, 1991



Modelo $\ln(\text{divorce3}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo3} + \beta_2 \text{edad3} + \beta_3 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3}$

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

Al cabo, los resultados permiten contrastar los supuestos de la investigación, con lo cual:

1. Las probabilidades de estar unido de hecho, casado y separado o divorciado en 1991 condicionadas a la relación de parentesco hijo o hija o jefe o jefa de hogar varían según las características individuales y las propias de la unidad territorial, aunque, debido a que la bondad de ajuste de los modelos es entre moderada y baja, se debe asumir que estos omiten variables¹⁶ de peso, lo que redundaría en coeficientes sesgados, con lo cual las investigaciones deben ampliarse.

¹⁶ Al representar los valores residuales de las variables independientes que juegan un papel estadísticamente significativo en el modelo se observa que la distribución de los residuos varía considerablemente dentro de las categorías. Esto hace sospechar que si bien las variables independientes incluidas en la regresión logística muestran una correlación baja con Y, también podría ser cierto que las correlaciones serían menos o más fuertes dentro de cada categoría dependiendo de la variable y de la categoría de la variable.

2. La probabilidad de estar unido, casado, separado o divorciado en 1991 condicionadas a la relación de parentesco hijo o hija, o jefe o jefa de hogar cambia en función de características de los individuos, de la unidad territorial, pero no depende necesariamente del estado conyugal de los padres.

Pese a las limitaciones señaladas en (1), resulta oportuno valorar el ejercicio realizado, aunque se debe tener presente que los modelos resultantes sólo son una simplificación del objeto de conocimiento y no logran representarlo en su totalidad.

Consideraciones finales

La historia de la Demografía ejercitada por Gonnard enseña que el celibato, el matrimonio, la natalidad, el divorcio y las segundas nupcias han sido regulados a través de las distintas formas de gobierno. Actualmente, ¿se regulan el celibato, los matrimonios, los divorcios y la nupcialidad según número de orden? Si se responde a tal pregunta de manera afirmativa, se puede reparar en el hecho de que cada época pone el acento en determinados elementos sobre la población para su regulación, al tiempo que ciertos componentes son retomados, ampliados o recreados por diferentes agentes. Tal vez puede resultar tedioso admitir, en nuestros días, que el ámbito intelectual es uno de los campos de producción que contribuye en parte importante a la construcción de ciertos instrumentos simbólicos que conforman y regulan las prácticas sociales. Y es precisamente ese mismo ámbito el que se encarga usualmente de retomar, ampliar o recrear ciertos elementos de regulación. En un artículo publicado por la revista *Population*, Courgeau y Vetta sugieren que, en la literatura demográfica actual, existe un cierto número de investigadores que afirman que los métodos cuantitativos provenientes de la genética —basada en los enunciados de Fisher, particularmente *the model fitting approach*— pueden ser aplicados en los estudios sobre comportamiento demográfico. Estas investigaciones consideran que existe un componente genético en los rasgos de conducta y que la contribución de ese componente a la varianza del rasgo en la población puede medirse. Los comportamientos demográficos que están siendo estudiados bajo estos supuestos son la fecundidad, el éxito en las parejas, el envejecimiento, la sobrevivencia juvenil, y el divorcio, entre otros. Courgeau y Vetta resumen en tres los pilares conceptuales empleados por la genética cuantitativa: (1) la oposición propuesta —en el siglo XIX—

por Galton (1869) entre naturaleza y cultura; (2) la asunción efectuada por Fisher (1918), según la cual los genes se segregan independientemente; y (3) la formulación realizada por Links y Fulker (1970).

Por su parte, este trabajo reflexiona sobre el hecho de que ciertos investigaciones sostienen que existe transmisión intergeneracional del divorcio y de la inestabilidad marital aunque no aproximan una definición acabada sobre el particular. Por lo tanto, esta indagación postula que la difusión de ciertas ideas fuerza sobre tres representaciones de la transmisión —la de degeneración, que sostiene el debate sobre lo heredado;¹⁷ la del modelo médico-social de la epidemia y de la inmunidad,¹⁸ y por último, la del contagio mental,¹⁹ que se articula con la segunda— son un motivo contundente para responder a la siguiente pregunta: ¿por qué los estudiosos no indagan en ningún caso la presunta transmisión generacional del matrimonio o de la cohabitación pero sí del divorcio? En coincidencia con lo dicho por Gonnard y parafraseando su discurso, “la historia señala que nunca hay una desaparición completa de un sistema de teorías”.

Para entender qué implica la falta de estabilidad o inestabilidad, es necesario definir el vocablo ‘estabilidad’. Por tal se entiende permanencia, duración en el tiempo; firmeza, seguridad en el espacio.²⁰ Si ‘permanecer’ es mantenerse sin mutación en un mismo lugar, estado o calidad; si ‘duración’

¹⁷ En 1749, Buffon publica su *Histoire Naturelle de l'Homme* e introduce la cuestión de la degeneración, ocupándose de las ideas referidas a la transformación de los caracteres adquiridos y de su transmisión, como alternativa a la generación espontánea. La idea principal de Buffon se orienta hacia un modelo ideal de hombre; la distancia respecto de ese modelo marca la diferencia entre la Europa occidental civilizada y el mundo salvaje, es decir, el mundo de la degeneración. Posteriormente, Morel provee uno de los fundamentos de la psiquiatría moderna con el concepto de degeneración recibido, junto al de tara, del modelo ideal de hombre de Buffon. La teoría psiquiátrica de la degeneración teoriza sobre la transmisión recesiva de una tara. Se formuló entre 1848 y 1914, aunque pervive más allá, en la psiquiatría clásica, en criminología y, en forma apriorística, en algunas investigaciones psicoanalíticas sobre la psicosis. Morel adoptó este criterio buscando los estigmas (los signos) degenerativos fundantes de la idea de tara, la que se transmite y se agrava de generación en generación. Esta idea fue adoptada por criminólogos italianos como Lombroso, que consideraba que las enfermedades se originaban por la degeneración de la raza. Esto es, tanto Buffon como Morel formulan conceptos en torno a la transmisión en tanto implica a un otro como extranjero, extraño, defectuoso, inquietante. El interés por la transmisión se afirma en una relación con un objeto peligroso: lo que se transmite es algo negativo, destructor (de la razón, del orden social civilizado). Por ello, todos los esfuerzos profilácticos orientados hacia la atención al cuerpo y el interés educativo —que tiene por objeto el espíritu y la sociedad— debían propender hacia la transmisión de lo positivo. Cfr. Kaës, René (1996: 13-72).

¹⁸ El modelo médico de la transmisión se vincula con el epidemiológico y el bacteriológico. Se relaciona con el descubrimiento de las enfermedades infecciosas transmisibles. Con esto, aparecen el concepto de inmunidad y la idea de barrera inmunológica, de protección contra la infección; idea que por analogía se transfiere a los individuos, a los grupos y a las sociedades. Cristaliza luego la noción de inmunidad psíquica, social o cultural que sirve para resguardarse del otro y de aquello que transmite, en tanto agente contaminante. Cfr. *Ibid.*, pp. 13-72.

¹⁹ En cuanto al modelo del contagio mental y las psicologías de las multitudes, cabe citar a G. Le Bon, quien en 1895 elabora la noción de contagio mental, prueba de la influencia que ejercía el pensamiento médico a fines del siglo XIX.

²⁰ Diccionario de la Real Academia Española, 1986.

implica la acción y el efecto de durar, continuar siendo. Si ‘firmeza’ es un estado de lo que no se mueve o vacila; si ‘seguridad’ implica estar exento de todo peligro, daño o riesgo, y el espacio es el continente de todos los objetos sensibles que coexisten: ¿se podría plantear que existe “estabilidad” en las uniones? La ‘inestabilidad’ en las uniones ¿emerge en todos los tipos de parejas? ¿Sería válido considerar a la inestabilidad como algo inherente a la estructura familiar misma? Con la aparición del divorcio como opción al matrimonio ¿no se haría evidente un fenómeno inherente a la vida misma? En definitiva, sería lógico definir a la pareja como el conjunto de dos individuos no necesariamente de distinto sexo que viven en una unión temporal, definición que se aplica a la observación cotidiana que se tiene de las parejas humanas. Si en la definición que da el diccionario multilingüe de Demografía se cambia el término ‘estable’ por ‘temporal’ se advierte el fondo del debate.

Esto es, lo que en el seno de la discusión académica se retoma, se amplía y se recrea son temas que forman parte de, y a la vez trascienden a, los individuos, las poblaciones, las culturas, y cuya discusión no debuta en el ámbito de las ciencias: el paradigma de la estabilidad que se imbrica con el principio general implícito del equilibrio. Prigogine sostiene que “en la concepción clásica, el determinismo era fundamental, la probabilidad, era una aproximación a la descripción determinista, debido a nuestra información imperfecta”. Y agrega: “Hoy la situación es la inversa: las estructuras de la naturaleza nos constriñen a introducir la probabilidad, independientemente de la información que poseamos. La descripción determinista no se aplica de hecho más que a situaciones sencillas, idealizadas, que no son representativas de la realidad física que nos rodea”. En última instancia, se debería asumir que vivimos inmersos en múltiples procesos de transformación y de permanencia, y que somos seres inestables, temporales (e imperfectos). Sin embargo, históricamente, los seres humanos se empeñan en crear elementos de regulación y se valen de ellos, pero nunca acaban por comprender que el deseo de “estabilizar” —a las sociedades—, y de recrear un orden equilibrado y perfecto, no está a su alcance. Siempre, por alguna hendidura, emerge la complejidad.

Anexo

TABLA 1
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
JEFE/A → PADRE UNIDOS DE HECHO (PASO 2). ARGENTINA
Y REGIONES, 1991

<i>Argentina</i>	Núm. de obs.	7 171 410	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.5218	0.0000	0.3572
Edad1	-0.0248	0.0000	
Maxinst1	0.0208	0.0000	
Conduct1	0.0256	0.0000	
Cons	6.4692	0.0000	
<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	281 350	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-2.9509	0.0000	0.2501
Edad1	-0.0198	0.0000	
Maxinst1	0.0873	0.0000	
Conduct1	0.1356	0.0000	
Cons	4.7865	0.0000	
<i>Cuyo</i>	Núm. de obs.	455 174	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.8887	0.0000	0.3882
Edad1	-0.0310	0.0000	
Maxinst1	0.0521	0.0000	
Conduct1	0.0707	0.0000	
Cons	7.1407	0.0000	
<i>Nordeste</i>	Núm. de obs.	532 350	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.0010	0.0000	0.2789
Edad1	-0.0185	0.0000	
Maxinst1	0.0411	0.0000	
Conduct1	-0.0093	0.0000	
Cons	5.5430	0.0000	

Modelo $\ln(\text{unido1}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo1} + \beta_2 \text{edad1} + \beta_3 \text{maxinst1} + \beta_4 \text{conduct1}$
[Argentina y regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 1
 RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
 JEFE/A → PADRE UNIDOS DE HECHO (PASO 2). ARGENTINA
 Y REGIONES, 1991

<i>Noroeste</i>	Núm. de obs.	691 811	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.0225	0.0000	0.2996
Edad1	-0.0302	0.0000	
Maxinst1	0.0370	0.0000	
Conduct1	0.0144	0.0000	
Cons	6.0830	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 686 600	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.8971	0.0000	0.4145
Edad1	-0.0246	0.0000	
Maxinst1	-0.0251	0.0000	
Conduct1	0.0242	0.0000	
Cons	7.2069	0.0000	
<i>Pampeana</i>	Núm. de obs.	2 524 125	
Unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.4389	0.0000	0.3427
Edad1	-0.0236	0.0000	
Maxinst1	0.0450	0.0000	
Conduct1	0.0113	0.0000	
Cons	6.1749	0.0000	

Modelo $\ln(\text{unido1}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo1} + \beta_2 \text{edad1} + \beta_3 \text{maxinst1} + \beta_4 \text{conduct1}$ [Argentina y regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 2
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
JEFE/A → PADRE CASADOS (PASO 2). REGIONES Y TOTAL PAÍS,
1991

<i>Argentina</i>	Núm. de obs	7 171 410	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.1814	0.0000	0.2272
Edad1	0.0069	0.0000	
Maxinst1	0.1705	0.0000	
Conduct1	0.0096	0.0000	
Cons	2.9946	0.0000	
<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	281 350	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-2.4242	0.0000	0.1450
Edad1	0.0097	0.0000	
Maxinst1	0.1984	0.0000	
Conduct1	0.0851	0.0000	
Cons	1.4595	0.0000	
<i>Cuyo</i>	Núm. de obs.	455 174	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.4332	0.0000	0.2484
Edad1	-0.0035	0.0000	
Maxinst1	0.1790	0.0000	
Conduct1	0.0526	0.0000	
Cons	3.9557	0.0000	
<i>Nordeste</i>	Núm. de obs.	532 350	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-2.4917	0.0000	0.1505
Edad1	0.0132	0.0000	
Maxinst1	0.2643	0.0000	
Conduct1	-0.0071	0.0010	
Cons	1.3013	0.0000	

Modelo $\ln(\text{casado1}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo1} + \beta_2 \text{edad1} + \beta_3 \text{maxinst1} + \beta_4 \text{conduct1}$
[Argentina y regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 2
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
JEFE/A → PADRE CASADOS (PASO 2). REGIONES Y TOTAL PAÍS,
1991

<i>Noroeste</i>	Núm. de obs.	691 811	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-2.6065	0.0000	0.1773
Edad1	0.0048	0.0000	
Maxinst1	0.2067	0.0000	
Conduct1	0.0076	0.0000	
Cons	2.2559	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 686 600	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.5634	0.0000	0.2713
Edad1	0.0085	0.0000	
Maxinst1	0.1169	0.0000	
Conduct1	0.0047	0.0000	
Cons	3.6500	0.0000	
<i>Pampeana</i>	Núm. de obs.	2 524 125	
Casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	-3.1507	0.0000	0.2276
Edad1	0.0050	0.0000	
Maxinst1	0.1802	0.0000	
Conduct1	0.0004	0.7080	
Cons	3.0634	0.0000	

Modelo $\ln(\text{casado1}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo1} + \beta_2 \text{edad1} + \beta_3 \text{maxinst1} + \beta_3 \text{conduct1}$
[Argentina y regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 3
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
HIJO/A → JEFE/A SEPARADOS/DIVORCIADOS (PASO 2). REGIONES
Y TOTAL PAÍS, 1991

<i>Argentina</i>	Núm. de obs.	7 171 410	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo3	-0.4575	0.0000	0.0810
Edad3	-0.0688	0.0000	
Maxinst3	0.0954	0.0000	
Conduct3	-0.0604	0.0000	
Cons	4.6337	0.0000	
<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	281 350	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo3	-0.8194	0.0000	0.0780
Edad3	-0.0753	0.0000	
Maxinst3	0.0330	0.0000	
Conduct3	-0.0120	0.0010	
Cons	5.4729	0.0000	
<i>Cuyo</i>	Núm. de obs.	455 174	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo3	-0.3148	0.0000	0.0641
Edad3	-0.0649	0.0000	
Maxinst3	0.0427	0.0000	
Conduct3	-0.0508	0.0000	
Cons	4.5260	0.0000	
<i>Nordeste</i>	Núm. de obs.	532 350	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo3	-0.2094	0.0000	0.0602
Edad3	-0.0690	0.0000	
Maxinst3	0.0160	0.0000	
Conduct3	0.0340	0.0000	
Cons	4.1591	0.0000	

Modelo $\ln(\text{sepdiv3}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo3} + \beta_2 \text{edad3} + \beta_3 \text{maxinst3} + \beta_4 \text{conduct3}$
[Argentina y regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 3
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
HIJO/A → JEFE/A SEPARADOS/DIVORCIADOS (PASO 2). REGIONES
Y TOTAL PAÍS, 1991

<i>Noroeste</i>	Núm. de obs.	691 811	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo3	-0.3090	0.0000	0.0671
Edad3	-0.0653	0.0000	
Maxinst3	0.0227	0.0000	
Conduct3	0.0433	0.0000	
Cons	3.9936	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 686 600	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo3	-0.6188	0.0000	0.1183
Edad3	-0.0765	0.0000	
Maxinst3	0.1733	0.0000	
Conduct3	-0.1300	0.0000	
Cons	5.1199	0.0000	
<i>Pampeana</i>	Núm. de obs.	2 524 125	
Sepdiv3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo3	-0.4117	0.0000	0.0719
Edad3	-0.0652	0.0000	
Maxinst3	0.0410	0.0000	
Conduct3	-0.0574	0.0000	
Cons	4.6751	0.0000	

Modelo $\ln(\text{sepdiv3}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo3} + \beta_2 \text{edad3} + \beta_3 \text{maxinst3} + \beta_4 \text{conduct3}$
[Argentina y regiones].

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 4
RESULTADOS DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
JEFE/A→ PADRE SEPARADOS/DIVORCIADOS (PASO 2).
PATAGONIA Y METROPOLITANA, 1991

<i>Patagonia</i>	Núm. de obs.	281 350	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	2.9531	0.0000	0.2503
Edad1	0.0197	0.0000	
Maxinst1	-0.0877	0.0000	
Conduct1	-0.1350	0.0000	
Cons	-4.7829	0.0000	
<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 686 600	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo1	3.8935	0.0000	0.4144
Edad1	0.0239	0.0000	
Maxinst1	0.0253	0.0000	
Conduct1	-0.0138	0.0000	
Cons	-7.1935	0.0000	
<i>Hombres</i>	Núm. de obs.	219 700	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0035	0.0000	0.0149
Maxinst1	-0.1442	0.0000	
Conduct1	0.0620	0.0000	
Cons	-1.3605	0.0000	
<i>Hombres</i>	Núm. de obs.	2 041 638	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0069	0.0000	0.0145
Maxinst1	0.0198	0.0000	
Conduct1	0.1695	0.0000	
Cons	-2.9336	0.0000	
<i>Mujeres</i>	Núm. de obs.	61 650	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0510	0.0000	0.1101
Maxinst1	0.0518	0.0000	
Conduct1	-0.2891	0.0000	
Cons	-0.2866	0.0000	
<i>Mujeres</i>	Núm. de obs.	644 962	
Sepdiv1	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad1	0.0585	0.0000	0.1124
Maxinst1	0.0819	0.0000	
Conduct1	-0.2727	0.0000	
Cons	-0.4399	0.0000	

Modelo $\ln(\text{sepdiv1}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo1} + \beta_2 \text{edad1} + \beta_3 \text{maxinst1} + \beta_3 \text{conduct1}$.

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

TABLA 5
RESULTADOS DE LOS MODELOS HIJO/A → JEFE/A DE REGRESIÓN
LOGÍSTICA SEPARADOS/DIVORCIADOS (PASO 2).
METROPOLITANA, 1991

<i>Metropolitana</i>	Núm. de obs.	2 686 600	
Divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Sexo3	-0.6077	0.0000	0.1640
Edad3	-0.0970	0.0000	
Maxinst3	0.1541	0.0000	
Conduct3	-0.0431	0.0000	
Cons	5.2232	0.0000	
<i>Hombres</i>	Núm. de obs.	1 401 167	
Divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.1174	0.0000	0.2085
Maxinst3	0.0876	0.0000	
Conduct3	0.4823	0.0000	
Cons	4.2130	0.0000	
<i>Mujeres</i>	Núm. de obs.	1 285 433	
Divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2
Edad3	-0.0910	0.0000	0.1571
Maxinst3	0.1919	0.0000	
Conduct3	-0.1618	0.0000	
Cons	4.1175	0.0000	

Modelo $\ln(\text{divorce3}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo3} + \beta_2 \text{edad3} + \beta_3 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3}$.

Fuente: CNPV 91, elaboración propia.

Bibliografía

- AMATO, Paul R, 1988, "Parental divorce and attitudes toward marriage and family life", en *Journal of Marriage and the Family*, 50.
- AMATO, Paul R, 1996, "Explaining the Intergenerational transmission of divorce", en *Journal of Marriage and the Family*, 58.
- ANDERSSON, Gunnar, 1984, "Presupuestos, problemas, progreso", en FEYERABEND, RADNITZKY, STEGMÜLER y otros, *Estructura y desarrollo de la ciencia*, Alianza Universidad Textos, Madrid.
- ARCHAMBAULT, Paul, 2002, "Séparation et divorce: quelles conséquences sur la réussite scolaire des enfants? (sommaire)", en *Population et Sociétés*, núm. 379, INED.
- ATKINSON, Maxime P, y Becky GLASS, 1985, "Marital age heterogamy and homogamy, 1900 to 1980", en *Journal of Marriage and the Family*.

- BARRANCOS, Dora, 2008, "El divorcio en cuestión, imágenes de la prensa de gran circulación en torno a 1902", en Marta MADERO y Sandra GAYOL, *Formas de historia cultural*, UNGS/Prometeo, Buenos Aires.
- BAS, Arturo, 1933, *El divorcio, cáncer de la sociedad*, Splendor, Santiago de Chile.
- BECKER, Gary, *et al*, 1977, "An economic analysis of marital instability", en *The Journal of Political Economy*, 85(6).
- BECKER, Gary, *et al.*, 1981, *Tratado sobre la familia*, alianza Universidad, Madrid.
- BOOTH, A, JOHNSON, D, y J, N, EDWARDS, 1983, "Measuring marital instability", en *Journal of Marriage and the Family*, 45.
- BOURDIEU, Pierre, 1987, *Cosas dichas*, Editorial Gedisa, Barcelona.
- BOURDIEU, Pierre, 1997, *Razones prácticas, sobre la teoría de la acción*, Anagrama, Barcelona.
- BOURDIEU, Pierre, 1999, *Intelectuales, política y poder*, Eudeba, Buenos Aires.
- CALDWELL, John C, 1996, "demography and social science", en *Population Studies*, 50.
- COALE, Ansley y James TRUSSEL, 1996, "The development and use of demographic models", en *Population Studies*, 50.
- CRAMER, Duncan, 1993, "Personality and Marital Dissolution", en *Personality and Individual Differences*, 14.
- D'ANTONIO, Daniel H, 1987, *Régimen legal de matrimonio civil ley 23.515*, Rubinzal-Culzoni, Buenos Aires.
- D'ANTONIO, Daniel H, 1998, *Visión jurisprudencial de la separación personal y el divorcio vincular*, Rubinzal-Culzoni, Buenos Aires.
- DÍEZ MEDRANO, Juan, 1992, *Métodos de análisis causal*, CIS, Cuadernos metodológicos núm. 3, Madrid.
- DONZELOT, Jacques, 1998, *La policía de las familias*, Pre-textos, Valencia.
- ELIAS, Norbert, 1977, 1993, *El proceso de la civilización*, FCE, Buenos Aires.
- ELIAS, 1980, 1998, "La civilización de los padres", en *La civilización de los padres y otros ensayos*, Norma, Bogotá.
- ELIAS, 1985, 1998, "El cambiante equilibrio de poder entre los sexos. Un estudio sociológico procesual: el ejemplo del antiguo Estado romano", en *La civilización de los padres y otros ensayos*, Norma, Bogotá.
- ENGELHARDT, Henriette, Heike TRAPPE, y Jaap DRONKERS, 2002, "Differences in family policy and the intergenerational transmission of divorce: a comparison between the former east and west Germany", en *Demographic Research*, vol. 6, art. 11, Max-Planck-Gesellschaft.
- EYSENCK, H. J., 1980, "Personality, marital satisfaction, and divorce", en *Psychological Report*, 47.
- FENG, Du, Roseann GIARRUSSO, Vern BENGTON, y Nancy FRYE, 1999, "Intergenerational transmission of marital quality and marital instability", en *Journal of Marriage and the Family*, 61.

- FOUCAULT, Michel, 1976, "Undécima lección, 17 de marzo de 1976. Del poder de soberanía al poder sobre la vida", en Michel Foucault, 1992, *Genealogía del racismo. De la guerra de razas al nazismo de Estado*, Ediciones La Piqueta, Madrid.
- GAUDEMET, Jean, 1993, *El matrimonio en occidente*, Taurus, Madrid.
- GIBERTI, Eva, Silvia CHAVANNEAU, Ricardo OPPENHEIM, 1985, *El divorcio y la familia, los abogados, los padres y los hijos*, Sudamericana, Buenos Aires.
- GILLÉN, Mauro, 1992, *Análisis de regresión múltiple*, CIS, Cuadernos metodológicos núm. 4, Madrid.
- GONNARD, René, 1972, *Historia de las doctrinas de la población*, Celade, Santiago de Chile.
- GROSMAN, Cecilia, 1985, *El proceso de divorcio, derecho y realidad*, Abaco, Buenos Aires.
- HEISS, Jerold, 1972, "On the transmission of marital instability in black families", en *American Sociological Review*, 37.
- HODGSON, Peter, 1984, "Presupuestos y límites de la ciencia", en FEYERABEND, RADNITZKY, STEGMÜLER *et al.*, *Estructura y desarrollo de la ciencia*, Alianza Universidad Textos, Madrid.
- HOULE, René, Carles SIMÓ, Montserrat SOLSONA, y Rocío TREVIÑO, 1999, "Análisis biográfico del divorcio en España", en *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, núm. 88.
- INGENIEROS, José, 1953, *Tratado del amor*, Ediciones Meridion, Buenos Aires.
- IUSSP-CELADE, 1959, *Diccionario demográfico multilingüe*, versión en español (a cargo de Guillermo Macció), Bélgica.
- JOCKIN, Victor, Matt MCGUE y David LYKKEN, 1996, "Personality and divorce: a genetic analysis", en *Journal of Personality and Social Psychology*, 71.
- JOVELL, Albert J., 1995, *Análisis de regresión logística*, CIS, Cuadernos metodológicos núm. 15, Madrid.
- JUI-Chung, Allen LI y Lawrence L. WU, 2008, "No trend in the Intergenerational transmission of divorce", en *Demography*, 45(4).
- KAËS, René, Haydée FAIMBERG, Micheline ENRIQUEZ, y Jean-José BARANES, 1996, *Transmisión de la vida psíquica entre generaciones*, Amorrortú, Buenos Aires.
- KIERNAN, Kathleen y Andrew CHERLIN, 1999, "Parental divorce and partnership dissolution in adulthood: evidence from a British cohort study", en *Population Studies*, 53.
- KIRK, Dudley, 1996, "Demographic transition theory", en *Population Studies*, 50.
- KITSON, Gay y Leslie MORGAN, 1990, "The multiple consequences of divorce, a decade review", en *Journal of Marriage and the Family*, 52.
- LATTES, Alfredo, Zulma RECCHINI DE LATTES, 1975, *La población Argentina*, INDEC, Buenos Aires.

- LE BRAS, Hervé, 1997, "L'impossible descendance étrangère", en *Population*, 5.
- LESTHAEGHE, Ron, 1991, *The second demographic transition in western countries: an interpretation*, Princeton University Library, Brussels.
- LESTHAEGHE, Ron, 1998, "On teory development and applications to the study of family formation", en *Population and Development Review*, vol. 24 (1).
- LLOYD, Sally, M. RODNEY, y June M, HENTON, 1984, "Predicting premarital relationship stability, a methodological refinement", en *Journal of Marriage and the Family*, vol. 46, 1.
- LOTKA, Alfred, 1983, *Teoría analítica de las asociaciones biológicas*, Celade, Costa Rica.
- MASCIADRI, Viviana, 2000, "Tendencias recientes en la constitución y disolución de las uniones en Córdoba y Argentina: elementos para un estudio sobre la transmisión intergeneracional de la inestabilidad de las uniones, Centre d'Estudis Demogràfics, Universitat Autònoma de Barcelona (tesina inédita).
- MASCIADRI, Viviana, 2002, "Tendencias recientes en la constitución y disolución de las uniones en Argentina", en *Notas de Población*, núm. 74, Cepal, Celade, Santiago de Chile.
- MASCIADRI, Viviana, 2006, *Tendencias en la constitución y disolución de las uniones en la Argentina (1947-2001)*, Doctorado en Demografía, Escuela de Graduados, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba (tesis inédita).
- MCLANAHAN, Sara y Larry BUMPASS, 1988, "Intergenerational consequences of family disruption", en *American Journal of Sociology*, vol. 94, 1.
- MEEI-SHENN Tzeng, 1992, "The effects of socioeconomic hetero gamy and changes on marital dissolution for first marriages", en *Journal of Marriage and the Family*, 54.
- MULLER, Charles y Hallowell POPE, 1977, "Marital instability: a study of its transmission between generations", en *Journal of Marriage and the Family*, núm. 1, vol. 39.
- NACIONES UNIDAS, 1974, *Decisiones tomadas en Bucarest*, Conferencia Mundial de Población, Naciones Unidas, Nueva York.
- NACIONES UNIDAS, 1984, *Report of the international conference on population*, United Nations, Nueva York.
- NACIONES UNIDAS, 1992, *Cumbre para la Tierra. Resumen de prensa del PROGRAMA 21*, Conferencia de las Naciones Unidas sobre el Medio Ambiente y el Desarrollo, Naciones Unidas, Nueva York.
- NACIONES UNIDAS, 1994, *Informe de la Conferencia Internacional sobre la Población y el Desarrollo*, Conferencia Internacional sobre la Población y el Desarrollo A/CONF. 171/13, El Cairo.
- NACIONES UNIDAS, 1996, *Patrones reproductivos, estructura familiar y trabajo femenino en América Latina y el Caribe: resultados de investigaciones*, Cepal/Celade, LC/DEM/R.265, Serie A, núm. 306, Santiago de Chile.

NACIONES UNIDAS, 1999, *Asamblea general. Medidas clave para seguir ejecutando el Programa de Acción de la Conferencia Internacional sobre la Población y el Desarrollo*, A/RES/S-21/2.

OPPENHEIMER, Valerie, 1994, "Women's rising employment and the future of the family in industrial societies", en *Population and Development Review*, vol. 20, 2.

OPPENHEIMER, Valerie, 1997, "Comment on 'the rise of divorce and separation in the United States, 1880-1990'", en *Demography*, vol. 34, 4.

PRESTON, Samuel, 1997, "Comment on Steven Ruggles.' 'The rise of divorce and separation in the United States, 1880-1990'", en *Demography*, 34.

PRESSAT, Roland, 1983, *El análisis demográfico. Métodos, resultados, aplicaciones*, FCE, México.

PRIGOGINE, Ilya, 1998, *El fin de las certidumbres*, Andrés Bello, Santiago de Chile.

PRIGOGINE, Ilya, 1998, *El nacimiento del tiempo*, Matemas 23, Barcelona.

QUILODRÁN, Julieta, 2001, *Un siglo de matrimonio en México*, El Colegio de México, México.

QUILODRÁN, Julieta, 2003, "La familia: referentes en transición", en *Papeles de Población*, 37, Toluca, México.

RECALDE, Héctor, 1986, "Matrimonio civil y divorcio", en *CEAL*, núm. 152. Buenos Aires.

ROCKWELL, Richard, 1976, "Historical trends and variations in educational homogamy", en *Journal of Marriage and the Family*, num. 1, 38.

RODRIGUEZ MOLAS, Ricardo, 1984, "Divorcio y familia tradicional", en *CEAL*, núm. 46, Buenos Aires.

ROGLER, Lloyd, H, 1989, "Marital heterogamy and marital quality in Puerto Rican families", en *Journal of Marriage and the Family*, 51.

ROUSSEL, Louis, 1980, "Mariages et divorce, contribution á une analyse systématique des modèles matrimoniaux", en *Population*, 35.

ROUSSEL, Louis, 1981, "Le remariage des divorcés", en *Population*, 4-5.

RUGGLES, Steven, 1997, "Reply to Oppenheimer and Preston", en *Demography*, vol. 34, 4.

RUGGLES, Steven, 1997, "The rise of divorce and separation in the United States, 1880-1990", en *Demography*, vol. 34, 4.

RUIZ BECERRIL, Diego, 1999, "Después del divorcio, los efectos de la ruptura matrimonial en España", en *Centro de Investigaciones Sociológicas*, núm. 169.

RUIZ MORENO, Martin, 1926, *Las causas del divorcio y de la separación de cuerpos en la legislación comparada*, Senado de la Nación, Comisión de Códigos, Buenos Aires.

SAUVY, Alfred, 1983, "Prefacio", en Roland Pressat, 1983, *El análisis demográfico. Métodos, resultados, aplicaciones*, FCE, México.

SELTZER, William, 1998, "Population statistics, the holocaust, and the Nuremberg trials", en *Population and Development Review*, 24(3).

- SILVEYRA, Carlos, 1929, *El divorcio*, La Facultad, Buenos Aires.
- TAGTACHIAN, José, BOUTELL BEATRIZ; DE IMAZ, Roberto, María PASSANANTE, 1995, *El divorcio en cifras, una interpretación sociológica*, Editorial de la Universidad Católica, Buenos Aires.
- TORRADO, Susana, 2000, "Divorcialidad y reincidencia: tendencias recientes", en *Derecho de Familia*, núm. 16, 10: 23, Abeledo-Perrot, Buenos Aires.
- TORRADO, Susana, 2003, *Historia de la familia en la Argentina moderna (1870-2000)*, La Flor, Buenos Aires.
- TRAAG, Tanja; Jaap DRONKERS, y Louis VALLET, 2000, "The intergenerational transmission of divorce risks in France", en *Conference of Research Committee 28, Social Stratification of the International Sociological Association in Libourne*, Francia.
- UNESCO, 2007, *Informe Situacional de Privacidad y Acceso a la Información en América Latina. Monitor de privacidad y acceso a la información en América Latina*, en <http://www.privacidadyacceso.org>. Fecha de acceso: mayo de 2008.
- VAN DE KAA, Dirk J, 1987, "Europe's second demographic transition", en *Population Bulletin*, vol. 42, núm. 1.
- VAN DE KAA, Dirk J, 1997, "Narraciones ancladas: historia y resultados de medio siglo de investigaciones sobre los determinantes de la fecundidad", en *Notas de Población*, año XXV, núm. 66.
- VETTA, Atam y Daniel COURGEAU, 2003, "Comportement démographique et génétique du comportement", en *Population*, vol. 58, 4-5.
- VIALE, Carlos, 1957, *Buenos Aires, 1902, batalla del divorcio*, El cuarto poder, Buenos Aires.
- VIERA PINTO, Álvaro, 1975, *El pensamiento crítico en demografía*, Celade, Santiago de Chile.
- WAINERMAN, Catalina, Rosa GELDSTEIN, 1994, "Viviendo en familia: ayer y hoy", en *Vivir en Familia*, Losada, UNICEF, Buenos Aires.
- WHITE, Lynn, 1990, "Determinants of divorce, a review of research in the Eighties", en *Journal of Marriage and the Family*, 52.
- WILLIAM Axinn, y Arland THORNTON, 1996, "The Influence of parents' Marital dissolutions on children's attitudes toward family formation", en *Demography*, vol. 33, 1.
- WOLFINGER, Nicholas, 1999, "Trends in the intergenerational transmission of divorce", en *Demography*, vol. 36, 3.

Este artículo fue:

Recibido: 17 de agosto de 2009

Aprobado: 20 julio de 2010

Viviana MASCIADRI

Psicóloga, doctora en Demografía por la Universidad Nacional de Córdoba. Maestra en Demografía por la Universidad Autónoma de Barcelona. Ha sido becaria de iniciación del Consejo de Investigaciones Científicas de Córdoba, becaria doctoral de la Comisión Económica Europea en el Programa de Estudios de Población Alfapop y posdoctoral del Consejo de Investigaciones Científicas y Técnicas. Ha sido profesora de la Maestría en Demografía en la Facultad de Ciencias Económicas-Centro de Estudios Avanzados, Universidad Nacional de Córdoba durante los años 1996; 2001 a 2002; 2007 y de la Maestría en Ciencias Sociales y Humanidades, Universidad Virtual de Quilmes, año 2007. Actualmente se desempeña como investigadora adjunta en la Carrera de Investigadora Científica en el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas con sede en el Instituto Interdisciplinario de Estudios de Género, Universidad de Buenos Aires. Entre sus publicaciones destacan *Hechos histórico-demográficos asociados a la nupcialidad: panorama latinoamericano reciente*, *Descripción sociodemográfica alrededor del año 2000*, *Mujeres y pobreza en países miembros del Mercosur* y *Tendencias recientes en la constitución y disolución de las uniones en Argentina*.

Correo electrónico: v.masciadri@gmail.com