

# **Sobre la no-transmisión y la complejidad en los estudios de constitución y disolución de las uniones en demografía. Resultados para la Argentina.**

Viviana Masciadri.

Cita:

Viviana Masciadri (2009). *Sobre la no-transmisión y la complejidad en los estudios de constitución y disolución de las uniones en demografía. Resultados para la Argentina. X Jornadas Argentinas de Estudios de Población. Asociación de Estudios de Población de la Argentina, San Fernando del Valle de Catamarca.*

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/000-058/26>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/eoTk/5gs>

**X Jornadas Argentinas de Estudios de Población**  
San Fernando del Valle de Catamarca, 4, 5 y 6 de noviembre de 2009

**Sesión 6: Nupcialidad, familia y reproducción**  
Organiza: Comisión Científica de Nupcialidad y Reproducción  
Coordinador: Edith Alejandra Pantelides [eap@cenep.org.ar](mailto:eap@cenep.org.ar)

SOBRE LA NO-TRANSMISIÓN EN LOS ESTUDIOS DE FORMACIÓN Y DISOLUCIÓN DE LAS UNIONES.  
RESULTADOS PARA LA ARGENTINA (1991)

Viviana Masciadri  
IEEGE/CONICET

### **RESUMEN**

El interés del presente trabajo radica en desplegar ciertas hipótesis que procuran, mediante el uso de una actitud crítica, abrir la reflexión sobre el paradigma de la estabilidad en los estudios sobre nupcialidad. Al mismo tiempo, en presentar la evidencia empírica que sustenta la discusión y que conlleva una concepción probabilística e indeterminista en el estudio de las poblaciones. Desde esa óptica, se propone analizar 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.

### **Brief**

The objective of the following research is to broaden the scope of the paradigm of stability in studies dealing with nuptiality, as well as to present empirical evidence tending to support the discussion. Such discussion includes a probabilistic and non-deterministic conception in the study of population. From this point of view, the possible association between marital status of parents and children will be analyzed, not only in reference to the “divorced” condition but also as regards the conditions “cohabiting”, “married”, since the two former: “divorced”-“cohabiting” are considered unstable whereas the latter: “married” is attribute the characteristic of stable.

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

## INTRODUCCIÓN

Como suele sostenerse con frecuencia “la investigación demográfica es antes que nada una búsqueda multidisciplinaria” principalmente en las últimas fases de 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 escapa 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/la demógrafo/a 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 que la palabra control de la población conlleva (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 la 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, aunque nunca se la puede desconocer (Kirk, 1996). Al punto 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 the 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 a 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 esa 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, 1972, 1988, 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) aunque 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 *Demographic Research* del Instituto Max-Planck (Engelhardt; Trappe y Dronkers, 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 deberá advertir que la interpretación a dicho enunciado puede no ser unívoca. Qué se entiende por inestabilidad y que por transmisión (Eysenck, 1980; Cramer, 1993; Jockin, McGue, Lykken, 1996; Kaës, Faimberg, Enriquez, Baranes, 1996) son conceptos a debatir.

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 simbólica<sup>1</sup> (junto al artístico, al religioso, al jurídico, etc.) que contribuye, en parte 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 como 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 un/a investigador/a 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/as autores/as las hipótesis deterministas o indeterministas que las sustentan. Que, por otra parte, también pueden vincular a los conceptos *a priori* del mismo investigador/a.

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 sea redactado en el seno de la mentalidad europea no puede minimizar su influencia. América constituye parte de las

---

<sup>1</sup> Cfr. Oráculo (efecto de), Bourdieu (1987: 164-166).

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.<sup>2</sup> 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 la precedió y que los marco en su origen científico.

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.<sup>3</sup> De ahí que se da por sentado *qué* se entiende por estabilidad o inestabilidad, a que grupo social se deba aplicar dicho atributo y probablemente esto explique, en parte, porque 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 porqué 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 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

---

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

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

mecanismo de la transmisión?<sup>4</sup> Finalmente, este trabajo se organiza en cuatro apartados: aspectos conceptuales, aspectos metodológicos, primeros resultados y consideraciones finales.

#### ASPECTOS CONCEPTUALES

##### *Varios argumentos ¿Un paradigma?*

Antes que nada es necesario presentar 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 atinentes 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, 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. 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 fuerzas 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.

---

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

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 lógicos-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 al 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 y/o individuos.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> 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.



### *Una pregunta con visión de conjunto*

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

Se podría suponer que, desde la práctica cotidiana, las personas convalidan la existencia del modelo adhiriendo 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 aquellos 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 aquellos 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 y ser continuadoras de 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 conllevan. Asimismo, se debe comprender que la invisibilidad de la población separada/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 Pantelides<sup>6</sup> 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/a, casado/a y viudo/a. En 1947 apareció la de divorciado/a y a partir de 1960 se incluyen las uniones de hecho. 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 promulgado la ley de divorcio vincular, no existe un registro sistemático de los divorcios en el país aunque sí se prevea uno para los matrimonios. De ahí que el censo se convierte en una fuente de inestimable valor para estos estudios.

#### ASPECTOS METODOLÓGICOS

##### *Supuestos de la investigación*

En un intento por elaborar una estrategia acorde a 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 no se aborda explícitamente en este trabajo pero se encuentran implícito en la discusión.

Cuadro 1. Niveles de análisis escogidos y fuentes para el estudio de la constitución y disolución de las uniones

Tema	Ejes		Fuentes		
	Nivel 1	Nivel 2	Censos	EPH	Registros
Formación y disolución de las uniones	Modelo occidental de matrimonio	Socialización	Sí	Sí, con reservas	Sí, con reservas
	Homogamia y heterogamia conyugal	Producción-reproducción social	Sí	Sí, con reservas	Sí
	Divorcio (u otro estado conyugal) en perspectiva generacional	Socialización	Sí	Sí, con reservas	No

Elaboración propia.

Simplificando 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:

<sup>6</sup> Cfr. Lattes y Recchini de Lattes (1975: 67-93).

- i. el estado conyugal de los padres no determina el estado conyugal de los hijos;
- ii. 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 es 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:

- i. el estado conyugal de los padres no determina el estado conyugal de los hijos;
- ii. 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;
- iii. 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);
- iv. 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/divorciado) se asocia al estado conyugal de los hijos (casado, unido y separado/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”– ¿porqué no interrogarse del mismo modo sobre la posible “transmisión” del estado civil casado y 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 y/o civil, sí se explora la asociación entre los estados civiles/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 trasversal.<sup>7 8</sup> 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 conllevan, 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 construidos siguiendo un criterio sustantivo. En otras palabras, se prestó especial atención al comportamiento de las variables estado conyugal/civil de padres e hijos/as<sup>9</sup> y región. Asimismo, por las características diferenciales que presenta este tópico según género se construyeron modelos según sexo aunque y 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 favorables entre el número de casos posibles considerando a todos los resultados igualmente probables:

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

$$P'_{(U)} = \frac{U^t}{U^t + S^t + C^t + S^t + D^t + V^t} \quad \text{siendo } S^t = \text{soltero}; U^t = \text{unido}; C^t = \text{casado}; S^t = \text{separado}; D^t = \text{divorciado}; V^t = \text{viudo}; t = \text{tiempo.}$$

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

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 ó valor perdido cuando no correspondía a la definición. Las variables que figuran en el cuadro 2 son las definidas y escogidas para esta aplicación.

<sup>7</sup> 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 trasversal. 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).

<sup>8</sup> Se utiliza el término probabilidad como sinónimo de proporción en el sentido señalado, esto es, en los estudios con información trasversal.

<sup>9</sup> 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.

Cuadro 2. Variables de la investigación en aplicación 1

<p>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)</p>
<p>X = SEXO, EDAD, MÁXIMO NIVEL DE INSTRUCCIÓN ALCANZADO, CONDICIÓN DE ACTIVIDAD, ESTADO CONYUGAL DEL PADRE/MADRE, ESTADO CONYUGAL DEL HIJO/A</p>

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  $P = \frac{e^{\alpha + \beta_1 X}}{1 + e^{\alpha + \beta_1 X}}$  y  $\alpha$  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:

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

$$P'_{(D)} = \frac{D^t}{C^t + S^t + D^t} \quad \text{donde estado conyugal } U = \text{unido}; C = \text{casado}; S = \text{separado}; D = \text{divorciado}; t = \text{tiempo.}$$

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

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

Cuadro 3. Variables de la investigación en aplicación 2

<p>Y = ESTADO CONYUGAL                  (1 = separado y/o divorciado; 0 = no separado ni divorciado)</p>
<p>X = SEXO, EDAD, MÁXIMO NIVEL DE INSTRUCCIÓN ALCANZADA, CONDICIÓN DE ACTIVIDAD, ESTADO CONYUGAL DEL PADRE/MADRE, ESTADO CONYUGAL DEL HIJO/A</p>

Elaboración propia.

El modelo que se desea probar, a partir de los datos censales correspondientes al año 1991, se presentan 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/divorciado del/la jefe/a que vive con sus padres o del/la hijo/a que vive con sus padres, en función de ciertas variables independientes. El acceso a

los microdatos censales del año 1991, viabilizó 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 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*, *sepdev1*, *separado1*, *divorce1*), hijo/a (*unido3*, *casado3*, *sepdev3*, *separado3*, *divorce3*) y padre (*unido4*, *casado4*, *sepdev4*, *separado4*, *divorce4*).

Las variables independientes (cuadro 2 y 3) utilizadas en las regresiones son *edad*, *región*,<sup>10</sup> *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 la 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 un 10% 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  $M 1 \rightarrow edad1$  (Hijo/a→ Jefe/a) y  $M 3 \rightarrow edad3$  (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*, *casado1*, *sepdev3* y *separado3* para el total país y todas las regiones. Las zonas donde, particularmente, se pudo identificar que las variables dependientes *unido3*, *sepdev1* y *divorce3* incluyen como mínimo un 10% de los casos fueron Nordeste (para *unido3*), Patagonia y Metropolitana (para *sepdev1*), y Metropolitana (para la variable *divorce3*).

---

<sup>10</sup> La región fue definida como una agrupación de provincias según los criterios fijados por el INDEC en 1980.

Con el propósito de explorar su coherencia el análisis descriptivo de las variables dependientes (paso 3) se presenta 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% de observaciones en las categorías 0/1. La variable *sepdv1* (jefe) no muestra amplias diferencias entre las edades medias de los *separados/divorciados* y los *no separados/divorciados*. En el caso de la variable *sepdv3* (hijo) la edad media de los *separados/divorciados* es más elevada que la estimada para aquellos 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.

Tabla 1. Análisis descriptivo de variables dependientes en los modelos Hijo/a→ Jefe/a (M 3→ 1) y Jefe/a→ Padre (M 1→ 4). Argentina, 1991

M 1→ 4							M 3→ 1						
Unido1	N	máximo edad1	mínimo edad1	mediana edad1	media edad1	sd edad1	Unido3	N	máximo edad3	mínimo edad3	mediana edad3	media edad3	sd edad3
Hombre	726.543	99	15	51	51	18,0	Hombre	3.559.422	83	15	20	22	7,4
No Unido	835.089	99	15	39	41	13,7	No Unido	64.979	74	15	24	26	7,3
Mujer	1.382.746	99	15	59	57	16,6	Mujer	3.059.111	82	15	19	22	8,6
No Unido	84.241	99	15	42	44	14,8	No Unido	64.651	72	15	24	25	8,0
Casado1							Casado3						
N	máximo edad1	mínimo edad1	mediana edad1	media edad1	sd edad1		N	máximo edad3	mínimo edad3	mediana edad3	media edad3	sd edad3	
Hombre	1.561.632	99	15	44	46	16,5	Hombre	3.624.401	83	15	20	22	7,4
No Casado	3.971.704	99	15	46	48	14,9	No Casado	158.931	80	15	29	31	8,2
Casado	1.466.987	99	15	58	56	16,8	Casado	3.123.762	82	15	20	22	8,6
Mujer	16.793	99	15	45	46	14,3	Mujer	261.246	75	15	28	30	10,1
No Casado							No Casado						
N	máximo edad1	mínimo edad1	mediana edad1	media edad1	sd edad1		N	máximo edad3	mínimo edad3	mediana edad3	media edad3	sd edad3	
Hombre	4.806.793	99	15	45	47	14,9	Hombre	22.391	80	15	28	29	8,2
No Sepdiv	165.926	99	15	50	50	12,6	No Sepdiv	91.833	76	15	34	36	8,9
Sepdiv	252.171	99	15	44	45	14,6	Sepdiv	325.897	75	15	27	29	9,9
Mujer	30.872	99	15	45	46	12,0	Mujer	120.729	74	15	33	34	10,8
No Sepdiv							No Sepdiv						
N	máximo edad1	mínimo edad1	mediana edad1	media edad1	sd edad1		N	máximo edad3	mínimo edad3	mediana edad3	media edad3	sd edad3	
Hombre	4.806.793	99	15	45	47	14,9	Hombre	22.391	80	15	28	29	8,2
No Separado	132.824	99	15	50	51	12,8	No Separado	7.079	76	15	34	36	9,0
Separado	252.171	99	15	44	45	14,6	Separado	325.897	75	15	27	29	9,9
Mujer	236.007	99	15	45	46	12,2	Mujer	93.052	74	15	31	33	10,6
No Separado							No Separado						
N	máximo edad1	mínimo edad1	mediana edad1	media edad1	sd edad1		N	máximo edad3	mínimo edad3	mediana edad3	media edad3	sd edad3	
Hombre	4.104.528	99	15	46	48	14,8	Hombre	229.721	80	15	31	32	8,8
No Divorciado	33.102	99	16	49	50	12,1	No Divorciado	21.043	70	15	35	37	8,7
Divorciado	403.937	99	15	45	46	13,1	Divorciado	354.298	75	15	28	30	10,3
Mujer	72.713	99	16	45	47	11,4	Mujer	27.677	74	15	38	38	10,4
No Divorciado							No Divorciado						
N	máximo edad1	mínimo edad1	mediana edad1	media edad1	sd edad1		N	máximo edad3	mínimo edad3	mediana edad3	media edad3	sd edad3	

Fuente: CNPV 91, elaboración propia

## Modelos con una variable independiente continua

Con el propósito de comprobar la relación lineal<sup>11</sup> entre las variables dependientes “Y = estado conyugal” y variable independiente “X1 = edad” se realizaron los modelos de regresión logística

<sup>11</sup> 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)..

$\ln (P/1-P) = \alpha + \beta (\text{edad})$ . Los coeficientes  $\alpha + \beta (\text{edad})$  se utilizaron para calcular la probabilidad “ $P(Y=1)$ ”, observar su comportamiento de acuerdo a 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.

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  $\beta_1$  correspondiente a Patagonia y Metropolitana. El trazo del gráfico 1 indica una relación curvilínea entre la probabilidad de estar separado/divorciado siendo jefe/a y la edad, manteniendo valores cercanos a 0 en los individuos de menor edad e incrementándose en los de edades mayores.<sup>12</sup> La relación entre ambas variables es creciente y directa: la probabilidad de estar separado/a/divorciado/a siendo jefe/a aumenta con la edad. Sin embargo, es baja debido a que el valor de probabilidad predicha del 0,5, “ $P(Y=1)=0,5$ ”, de que un jefe/a se encuentre separado/a/divorciado/a 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/divorciada siendo jefe/a 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 estar *separado/divorciado* en 1991 siendo *hijo del jefe* del hogar, decrece con la edad como lo indica el signo negativo del valor del parámetro poblacional  $\beta_1$  y el trazo del gráfico 2. La relación entre ambas variables es decreciente e inversa: la probabilidad de estar separado/a/divorciado/a siendo hijo/a del/la jefe/a disminuye con la edad. Además, la probabilidad de que una persona seleccionada al azar se encuentre separada/divorciada siendo hijo/a 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 *sepdiv3 edad3*, por lo cual, se omite su presentación (gráfico 1 y 2). El mismo comportamiento se observa al tratarse de la probabilidad de estar *divorciado/a* en 1991 siendo *hijo/a del jefe/a* del hogar en Metropolitana. Esta medida disminuye con la edad, como lo indica el signo negativo del valor del parámetro poblacional  $\beta_1$ . El trazo del gráfico 3 indica una relación curvilínea entre la probabilidad de estar divorciado siendo hijo del jefe/a y la edad, manteniendo valores cercanos a 1 en los individuos de menor edad y disminuyendo en las edades superiores. La relación entre ambas variables es decreciente e inversa: la probabilidad de estar

---

<sup>12</sup> Los gráficos se incluyen en anexo.



divorciado/a en 1991 siendo hijo/a del jefe/a disminuye con la edad. Además, la probabilidad de que una persona seleccionada al azar se encuentre divorciada siendo hijo/a del jefe/a 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 (gráfico 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 estar *casado/a* siendo *jefe/a* decrece con la edad (gráfico 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 74 años según lo indican los datos para la Argentina. Un caso atípico se registra en Nordeste donde el umbral de corte 0,5, “ $P(Y=1)=0,5$ ”, se ubica en los 47 años de edad, tal vez, a raíz de 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  $\beta_1$ . En términos generales, la relación entre ambas variables es decreciente e inversa: la probabilidad de estar casado siendo jefe/a disminuye con la edad aunque nunca desciende a niveles próximos a 0 (gráfico 4 y 5).

#### PRIMEROS RESULTADOS: ESTIMACIONES

*¿Se encuentra asociado, el estado conyugal unido, de padres e hijos/as?*

En el caso del modelo Jefe/a → Padre de la variable *unido1* (*jefe*) –para la 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 → 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 valor<sup>13</sup> de Pseudo  $R^2$  en el modelo correspondiente a la 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

---

<sup>13</sup> 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).

región Noroeste. El valor de Pseudo R<sup>2</sup> en el modelo correspondiente a la 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  $\beta$  (tabla 2).

Tabla 2. Resultados de los modelos de regresión logística Jefe/a→ Padre unidos de hecho según sexo (efectos principales). Argentina y regiones, 1991

Hombres				Mujeres			
Argentina N° de obs 5.535.130				Argentina N° de obs 1.636.280			
unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2	unido1	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad1	-0,0090	0,000	0,0180	edad1	-0,0564	0,000	0,1183
maxinst1	0,0598	0,000		maxinst1	-0,1084	0,000	
conduct1	-0,1392	0,000		conduct1	0,2323	0,000	
unido4	0,0003	0,852		unido4	0,0032	0,064	
region1	-0,0035	0,185		region1	-0,0461	0,000	
_cons	2,4646	0,000		_cons	0,9430	0,000	
Paraguana N° de obs 219.700				Paraguana N° de obs 61.600			
unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> <td>unido1</td> <td>Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> </td>	P> z	Pseudo R2	unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td>	P> z	Pseudo R2
edad1	-0,0036	0,000	0,0149	edad1	-0,0509	0,000	0,11
maxinst1	0,1443	0,000		maxinst1	-0,0525	0,000	
conduct1	-0,0611	0,000		conduct1	0,2889	0,000	
unido4	-0,0054	0,122		unido4	0,0042	0,293	
_cons	1,3736	0,000		_cons	0,2871	0,000	
Cuyo N° de obs 368.490				Cuyo N° de obs 86.694			
unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> <td>unido1</td> <td>Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> </td>	P> z	Pseudo R2	unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td>	P> z	Pseudo R2
edad1	-0,0153	0,000	0,0272	edad1	-0,0600	0,000	0,131
maxinst1	0,1084	0,000		maxinst1	-0,1116	0,000	
conduct1	-0,1211	0,000		conduct1	0,2788	0,000	
unido4	-0,0043	0,271		unido4	0,0055	0,293	
_cons	2,7533	0,000		_cons	0,5867	0,000	
Noroeste N° de obs 420.782				Noroeste N° de obs 111.368			
unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> <td>unido1</td> <td>Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> </td>	P> z	Pseudo R2	unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td>	P> z	Pseudo R2
edad1	-0,0056	0,000	0,0196	edad1	-0,0437	0,000	0,0739
maxinst1	0,1072	0,000		maxinst1	-0,1019	0,000	
conduct1	-0,1507	0,000		conduct1	0,1502	0,000	
unido4	0,0061	0,013		unido4	-0,0006	0,993	
_cons	2,0704	0,000		_cons	0,6322	0,000	
Noreste N° de obs 533.036				Noreste N° de obs 158.775			
unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> <td>unido1</td> <td>Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> </td>	P> z	Pseudo R2	unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td>	P> z	Pseudo R2
edad1	-0,0163	0,000	0,0345	edad1	-0,0534	0,000	0,1042
maxinst1	0,1102	0,000		maxinst1	-0,1206	0,000	
conduct1	-0,1316	0,000		conduct1	0,1758	0,000	
unido4	0,0050	0,087		unido4	0,0088	0,047	
_cons	2,4896	0,000		_cons	1,1150	0,000	
Metropolitanas N° de obs 2.041.628				Metropolitanas N° de obs 644.362			
unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> <td>unido1</td> <td>Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> </td>	P> z	Pseudo R2	unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td>	P> z	Pseudo R2
edad1	-0,0076	0,000	0,0138	edad1	-0,0586	0,000	0,1132
maxinst1	-0,0199	0,004		maxinst1	-0,0800	0,000	
conduct1	-0,1586	0,000		conduct1	0,2760	0,000	
unido4	0,0007	0,848		unido4	-0,0021	0,627	
_cons	2,9424	0,000		_cons	0,4338	0,000	
Pampeana N° de obs 1.951.484				Pampeana N° de obs 572.641			
unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> <td>unido1</td> <td>Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td> </td>	P> z	Pseudo R2	unido1	Coef. <td>P&gt; z </td> <td>Pseudo R2</td>	P> z	Pseudo R2
edad1	-0,0092	0,000	0,0212	edad1	-0,0569	0,000	0,1183
maxinst1	0,0889	0,000		maxinst1	-0,1197	0,000	
conduct1	-0,1307	0,000		conduct1	0,2217	0,000	
unido4	0,0012	0,372		unido4	0,0026	0,268	
_cons	2,2281	0,000		_cons	0,8231	0,000	

Modelo ln (unido1) =  $\alpha + \beta_1$  edad1 +  $\beta_2$  maxinst1 +  $\beta_3$  conduct1 +  $\beta_4$  unido4 +  $\beta_5$  region1 [Argentina]  
 Modelo ln (unido1) =  $\alpha + \beta_1$  edad1 +  $\beta_2$  maxinst1 +  $\beta_3$  conduct1 +  $\beta_4$  unido4 +  $\beta_5$  region1 [Regiones]  
 Fuente: CNFV 91, elaboración propia

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<sup>2</sup> 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 el gráfico 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 la Argentina, al mismo estado en los hijos/as. 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.

¿Se encuentra asociado, el estado conyugal casado, de padres e hijos/as?

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 R<sup>2</sup> 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 R<sup>2</sup> es 0,1242 indicando 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).

Tabla 3. Resultados de los modelos de regresión logística Jefe/a → Padre casados según sexo (efectos principales). Argentina y regiones, 1991

Hombres				Mujeres			
Argentina N° de obs 5.535.130				Argentina N° de obs 1.636.280			
casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2	casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad1	0,0176	0,0000	0,0279	edad1	-0,0454	0,0000	0,0907
maxinst1	0,1986	0,0000		maxinst1	-0,0189	0,0000	
conduct1	-0,0894	0,0000		conduct1	0,2577	0,0000	
casado4	-0,0041	0,6890		casado4	0,0253	0,0970	
region1	0,0355	0,0000		region1	-0,0289	0,0000	
_cons	-0,7153	0,0000		_cons	-0,6781	0,0000	
Patagonia N° de obs 219.700				Patagonia N° de obs 61.650			
casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2	casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad1	0,0213	0,0000	0,0342	edad1	-0,0362	0,0000	0,0867
maxinst1	0,2240	0,0000		maxinst1	0,0686	0,0000	
conduct1	-0,0409	0,0000		conduct1	0,2980	0,0000	
casado4	-0,0246	0,3260		casado4	0,0484	0,1550	
_cons	-1,2513	0,0000		_cons	-1,5640	0,0000	
Cuyo N° de obs 368.490				Cuyo N° de obs 86.684			
casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2	casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad1	0,0083	0,0000	0,0236	edad1	-0,0545	0,0000	0,1242
maxinst1	0,2205	0,0000		maxinst1	-0,0380	0,0170	
conduct1	-0,0758	0,0000		conduct1	0,3105	0,0000	
casado4	-0,0529	0,0700		casado4	0,0861	0,1150	
_cons	0,1400	0,0010		_cons	-0,5273	0,0000	
Nordeste N° de obs 420.782				Nordeste N° de obs 111.568			
casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2	casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad1	0,0211	0,0000	0,0498	edad1	-0,0300	0,0000	0,0458
maxinst1	0,3126	0,0000		maxinst1	0,0303	0,0000	
conduct1	-0,0752	0,0000		conduct1	0,1659	0,0000	
casado4	0,0159	0,4280		casado4	0,0186	0,6400	
_cons	-1,5491	0,0000		_cons	-1,3295	0,0000	
Noroeste N° de obs 533.036				Noroeste N° de obs 158.775			
casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2	casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad1	0,0164	0,0000	0,0357	edad1	-0,0392	0,0000	0,0659
maxinst1	0,2631	0,0000		maxinst1	-0,0116	0,2140	
conduct1	-0,0797	0,0000		conduct1	0,1848	0,0000	
casado4	-0,0017	0,9490		casado4	0,0411	0,1950	
_cons	-0,8696	0,0000		_cons	-0,5867	0,0000	
Metropolitana N° de obs 2.041.638				Metropolitana N° de obs 644.962			
casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2	casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad1	0,0196	0,0000	0,0188	edad1	-0,0489	0,0000	0,0946
maxinst1	0,1287	0,0000		maxinst1	-0,0135	0,1140	
conduct1	-0,0975	0,0000		conduct1	0,3138	0,0000	
casado4	-0,0099	0,6890		casado4	-0,0332	0,4470	
_cons	-0,2160	0,0000		_cons	-1,0036	0,0000	
Pampeana N° de obs 1.951.484				Pampeana N° de obs 572.641			
casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2	casado1	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad1	0,0154	0,0000	0,0250	edad1	-0,0465	0,0000	0,0939
maxinst1	0,2106	0,0000		maxinst1	-0,0305	0,0000	
conduct1	-0,0871	0,0000		conduct1	0,2420	0,0000	
casado4	0,0074	0,4090		casado4	0,0110	0,5830	
_cons	-0,4692	0,0000		_cons	-0,6226	0,0000	
Modelo ln (casado1) = α + β <sub>1</sub> edad1 + β <sub>2</sub> maxinst1 + β <sub>3</sub> conduct1 + β <sub>4</sub> casado4 + β <sub>5</sub> region1 [Argentina]							
Modelo ln (casado1) = α + β <sub>1</sub> edad1 + β <sub>2</sub> maxinst1 + β <sub>3</sub> conduct1 + β <sub>4</sub> casado4 [Regiones]							
Fuente: CNPV 91, elaboración propia							

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 R<sup>2</sup> 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 del gráfico 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 progeñe.

*¿Se encuentra asociado, el estado conyugal separado/divorciado, de padres e hijos/as?*

En el caso de la variable *sepdív3*, los resultados difieren considerablemente entre hombres, mujeres y de acuerdo a la región. Para la 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*.<sup>14</sup> No sucede lo mismo en el modelo correspondiente a mujeres, donde las variables *región1* y *sepdív1* no arrojan valores estadísticamente significativos (tabla 4).

Tabla 4. Resultados de los modelos de regresión logística Hijo/a → Jefe/a separado/divorciado según sexo (efectos principales). Argentina y regiones, 1991

Hombres				Mujeres			
Argentina	N° de obs	3.784.761		Argentina	N° de obs	3.386.649	
sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2	sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,0719	0,0000	0,1153	edad3	-0,0695	0,0000	0,0965
maxinst3	0,0744	0,0090		maxinst3	0,0736	0,0170	
conduct3	0,3913	0,0000		conduct3	-0,2360	0,0000	
sepdív1	0,0059	0,0030		sepdív1	0,0034	0,0770	
región1	0,0492	0,0130		región1	-0,0053	0,8340	
_cons	2,8633	0,0000		_cons	4,6773	0,0000	
Patagonia N° de obs 149.205				Patagonia N° de obs 132.145			
sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2	sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,0706	0,0000	0,1234	edad3	-0,0781	0,0000	0,0676
maxinst3	-0,1003	0,1700		maxinst3	0,0810	0,1420	
conduct3	0,4137	0,0000		conduct3	-0,1505	0,0440	
sepdív1	0,0020	0,6400		sepdív1	-0,0044	0,3750	
_cons	3,9399	0,0000		_cons	4,2967	0,0000	
Cuyo N° de obs 230.541				Cuyo N° de obs 224.633			
sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2	sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,0672	0,0000	0,1167	edad3	-0,0652	0,0000	0,0816
maxinst3	0,0025	0,9240		maxinst3	0,0201	0,5260	
conduct3	0,5014	0,0000		conduct3	-0,2371	0,0000	
sepdív1	0,0029	0,6380		sepdív1	-0,0073	0,1600	
_cons	2,9807	0,0000		_cons	4,8962	0,0000	
Nordeste N° de obs 296.106				Nordeste N° de obs 236.244			
sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2	sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,0839	0,0000	0,1224	edad3	-0,0600	0,0000	0,0491
maxinst3	-0,0614	0,0290		maxinst3	0,0347	0,1980	
conduct3	0,3485	0,0000		conduct3	-0,1401	0,0000	
sepdív1	-0,0027	0,3230		sepdív1	-0,0020	0,5070	
_cons	3,7819	0,0000		_cons	4,2151	0,0000	
Noroeste N° de obs 363.988				Noroeste N° de obs 327.823			
sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2	sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,0706	0,0000	0,1141	edad3	-0,0628	0,0000	0,0562
maxinst3	-0,0207	0,2880		maxinst3	0,0160	0,5120	
conduct3	0,2991	0,0000		conduct3	-0,1009	0,0090	
sepdív1	0,0031	0,3710		sepdív1	0,0012	0,6720	
_cons	3,2702	0,0000		_cons	3,9948	0,0000	
Metropolitana N° de obs 1.401.167				Metropolitana N° de obs 1.285.433			
sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2	sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,0732	0,0000	0,1179	edad3	-0,0624	0,0000	0,1597
maxinst3	0,1065	0,1660		maxinst3	0,2077	0,0110	
conduct3	0,5300	0,0000		conduct3	-0,3104	0,0000	
sepdív1	0,0208	0,0020		sepdív1	0,0077	0,1220	
_cons	2,9406	0,0000		_cons	4,6759	0,0000	
Pampeana N° de obs 1.343.754				Pampeana N° de obs 1.180.371			
sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2	sepdív3	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,0704	0,0000	0,1172	edad3	-0,0640	0,0000	0,0815
maxinst3	0,0562	0,1400		maxinst3	-0,0175	0,7220	
conduct3	0,3932	0,0000		conduct3	-0,2386	0,0000	
sepdív1	0,0011	0,5250		sepdív1	0,0025	0,1370	
_cons	3,0987	0,0000		_cons	4,9594	0,0000	

Modelo ln (sepdív3) =  $\alpha + \beta_1$  edad3 +  $\beta_2$  maxinst3 +  $\beta_3$  conduct3 +  $\beta_4$  sepdív1 +  $\beta_5$  región1 [Argentina]  
Modelo ln (sepdív3) =  $\alpha + \beta_1$  edad3 +  $\beta_2$  maxinst3 +  $\beta_3$  conduct3 +  $\beta_4$  sepdív1 [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 *sepdív1* y *maxinst3* no son estadísticamente significativas al nivel seleccionado ( $\alpha = 0,05$ ) en los varones. Asimismo, en la región Nordeste, la variable *sepdív1* y en la región Metropolitana la variable *maxinst3* no resultan

<sup>14</sup> 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.

estadísticamente significativas. En las mujeres, en Patagonia, Cuyo, Nordeste, Noroeste y Pampeana, las variables independientes *sepd1* y *maxinst3* no son estadísticamente significativas. En la región Metropolitana, sólo la variable *sepd1* registra valores que no son estadísticamente significativos, exhibiendo un Pseudo R<sup>2</sup> 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 *sepd1* 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 (gráfico 8).

Ahora bien, los resultados presentados en la tabla 5 (modelo Jefe/a→ Padre) muestran que la variable dependiente *sepd1* (jefe), en la Patagonia, no se encuentra asociada a la variable independiente *sepd4* (padre). El valor de Pseudo R<sup>2</sup> 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 contempla ambos sexos muestra valores significativos en todas las variables independientes. Sin embargo, cuando se controla el efecto diferencial del *sexo*, la variable *sepd4* pierde su significación estadística. En este caso también los valores de Pseudo R<sup>2</sup> cambian: al estimar modelos para hombres y mujeres se observa que en el primer caso desmejora la asociación y en el segundo se incrementa.

Tabla 5. Resultados de los modelos de regresión logística Jefe/a→ Padre separado/divorciado según sexo (efectos principales). Patagonia y Metropolitana, 1991

Patagonia N° de obs 281.350				Hombres N° de obs 219.700				Mujeres N° de obs 61.650			
<i>sepd1</i>	CoeF.	P> z	Pseudo R2	<i>sepd1</i>	CoeF.	P> z	Pseudo R2	<i>sepd1</i>	CoeF.	P> z	Pseudo R2
<i>edad1</i>	0,0150	0,0000	0,0310	<i>edad1</i>	0,0036	0,0000	0,0150	<i>edad1</i>	0,0510	0,0000	0,1101
<i>maxinst1</i>	-0,0639	0,0000		<i>maxinst1</i>	-0,1447	0,0000		<i>maxinst1</i>	0,0518	0,0000	
<i>conduct1</i>	0,1418	0,0000		<i>conduct1</i>	0,0619	0,0000		<i>conduct1</i>	-0,2891	0,0000	
<i>sepd4</i>	-0,0030	0,1610		<i>sepd4</i>	-0,0053	0,0810		<i>sepd4</i>	0,0015	0,6700	
<i>_cons</i>	-1,6719	0,0000		<i>_cons</i>	-1,3283	0,0000		<i>_cons</i>	-0,2953	0,0000	
Metropolitana N° de obs 2.686.600				Hombres N° de obs 2.041.638				Mujeres N° de obs 644.962			
<i>sepd1</i>	CoeF.	P> z	Pseudo R2	<i>sepd1</i>	CoeF.	P> z	Pseudo R2	<i>sepd1</i>	CoeF.	P> z	Pseudo R2
<i>edad1</i>	0,0219	0,0000	0,0692	<i>edad1</i>	0,0069	0,0000	0,0145	<i>edad1</i>	0,0585	0,0000	0,1125
<i>maxinst1</i>	0,0249	0,0000		<i>maxinst1</i>	0,0196	0,0040		<i>maxinst1</i>	0,0815	0,0000	
<i>conduct1</i>	0,2470	0,0000		<i>conduct1</i>	0,1696	0,0000		<i>conduct1</i>	-0,2727	0,0000	
<i>sepd4</i>	0,0072	0,0310		<i>sepd4</i>	0,0026	0,4140		<i>sepd4</i>	0,0046	0,2380	
<i>_cons</i>	-2,9135	0,0000		<i>_cons</i>	-2,9499	0,0000		<i>_cons</i>	-0,4687	0,0000	

Modelo ln (*sepd1*) =  $\alpha + \beta_1$  *edad1* +  $\beta_2$  *maxinst1* +  $\beta_3$  *conduct1* +  $\beta_4$  *sepd4*

Fuente: CNPV 91, elaboración propia

Buscando acrecentar la robustez de los modelos presentados en la tabla 5 se suprimió la variable independiente *sepd4* y se incorporó la variable *sexo1*. La nueva modelización mejora aunque los valores residuales estandarizados acreditan patrones atípicos (tabla 4, anexo). 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 el 0,78 indicando una capacidad predictiva<sup>15</sup> moderada. La misma figura arroja, para la región Metropolitana, un valor del área bajo la curva de 0,85 revelando 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 (gráfico 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 acrecientan los defectos en la predicción.

En suma, de acuerdo a los resultados arrojados por los modelos de efectos principales, en el total país y en la región Metropolitana, en hombres, el estado conyugal separado/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/as?*

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<sup>2</sup> 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 tornen significativas al nivel ( $\alpha = 0,05$ ) y el valor de Pseudo R<sup>2</sup> 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*.

Tabla 6. Resultados de los modelos de regresión logística Hijo/a→ Jefe/a según sexo (efectos principales). Metropolitana, 1991

Metropolitano N° de obs 2.686.600				Hombres N° de obs 1.401.167				Mujeres N° de obs 1.285.433			
divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2	divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2	divorce3	Coef.	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,1005	0,0000	0,1547	edad3	-0,1174	0,0000	0,2085	edad3	-0,0911	0,0000	0,1572
maxinst3	0,1344	0,0070		maxinst3	0,0875	0,2190		maxinst3	0,1917	0,0060	
conduct3	-0,0781	0,0960		conduct3	0,4823	0,0000		conduct3	-0,1619	0,0060	
divorce1	0,0042	0,1710		divorce1	0,0033	0,6260		divorce1	0,0047	0,1380	
_cons	4,6001	0,0000		_cons	4,2039	0,0000		_cons	4,1059	0,0000	

Modelo ln (divorce3) =  $\alpha + \beta_1 \text{edad3} + \beta_2 \text{maxinst3} + \beta_3 \text{conduct3} + \beta_4 \text{divorce1}$   
Fuente: CNPV 91, elaboración propia

Los logits estimados para mujeres y hombres (tabla 5, anexo) son los siguientes: (a) mujeres = 4,117547 + -,0909998 EDAD3 + ,1919129 MAXINST3 + -,1617921 CONDUCT3; (b) hombres = 4,212997 + -,1174065 EDAD3 + ,0875857 MAXINST3 + ,4822642 CONDUCT3. Mediante

<sup>15</sup> Un modelo que carece de poder predictivo muestra un área bajo la curva de 0,50 siendo la máxima capacidad predictiva de 1.

los logits se puede calcular la probabilidad de estar divorciado siendo hijo/a del/la jefe/a del hogar de acuerdo a edad, estudios formales y condición de actividad. No obstante, los valores residuales (gráfico 11) de la modelización muestran defectos en la predicción de ( $Y = divorce3$ ). En el gráfico 12 se presenta la curva ROC para el modelo  $\ln(divorce3) = \alpha + \beta_1 sexo3 + \beta_2 edad3 + \beta_3 maxinst3 + \beta_3 conduct3$ . El eje de las ordenadas indica los valores de sensibilidad<sup>16</sup> 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.

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

i. las probabilidades de estar unido de hecho, casado y separado o divorciado en 1991 condicionadas a la relación de parentesco hijo/a o jefe/a 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 variables<sup>17</sup> de peso lo que redundaría en coeficientes sesgados con lo cual las investigaciones deben ampliarse;

ii. la probabilidad de estar unido, casado, separado/divorciado en 1991 condicionadas a la relación de parentesco hijo/a o jefe/a 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 (i), 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? A la población. 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

---

<sup>16</sup> La sensibilidad o proporción de verdaderos positivos mide el porcentaje de individuos clasificados como hijo/a del/la jefe/a del 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/a del jefe/a del hogar siendo su estado el de no-divorciado en el momento del censo ( $Y = 0$ ). Cfr. Jovell (1995: 80).

<sup>17</sup> 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 podrían ser menos o más fuertes dentro de cada categoría dependiendo de la variable y de la categoría de la variable.

recreados por diferentes agentes. Aunque pueda resultar tedioso admitir, en nuestros días, 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, éste trabajo reflexiona sobre el hecho de que ciertas 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, ésta 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,<sup>18</sup> la del modelo médico-social de la epidemia y de la inmunidad;<sup>19</sup> y por último, la del contagio mental<sup>20</sup> que se articula con la segunda– son un motivo contundente para responder a la siguiente pregunta: ¿porqué los estudiosos no indagan, en

---

<sup>18</sup> 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).

<sup>19</sup> 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.

<sup>20</sup> 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.



ninguna 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.<sup>21</sup> Si *permanecer* es mantenerse sin mutación en un mismo lugar, estado o calidad; si *duración* 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 multilingue 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, y a la vez trascienden a los individuos, a las poblaciones, a las culturas, y que su discusión no debuta en el ámbito de las ciencias: el paradigma de la estabilidad que se imbrinca 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.

---

<sup>21</sup> Diccionario de la Real Academia Española, 1986.

## BIBLIOGRAFÍA

- AMATO, Paul R. (1996): "Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce", en *Journal of Marriage and the Family*, 58:628-640.
- (1988): "Parental Divorce and Attitudes toward Marriage and Family Life", en *Journal of Marriage and the Family*, 50:453-461.
- ARCHAMBAULT, Paul (2002): "Séparation et divorce: quelles conséquences sur la réussite scolaire des enfants? (sommaire)", en *Population et Sociétés*, N° 379, INED.
- ATKINSON, Maxime P. y GLASS, Becky (1985): "Marital Age Heterogamy and Homogamy, 1900 to 1980", en *Journal of Marriage and the Family*, pp. 685-691.
- AXINN, William y THORNTON, Arland (1996): "The Influence of Parents' Marital Dissolutions on Children's Attitudes toward Family Formation", en *Demography*, vol. 33, 1:66-81.
- BOOTH, A.; Johnson, D. y EDWARDS, J. N. (1983): "Measuring Marital Instability", en *Journal of Marriage and the Family*, 45:387-394.
- ENGELHARDT, Henriette; TRAPPE, Heike y DRONKERS, Jaap (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.
- FENG, Du; GIARRUSSO, Roseann; BENGTON, Vern y FRYE, Nancy (1999): "Intergenerational Transmission of Marital Quality and Marital Instability", en *Journal of Marriage and the Family*, 61:451-63.
- HEISS, Jerold (1972): "On the Transmission of Marital Instability in Black Families", en *American Sociological Review*, 37:82-92.
- HOULE, René; SIMÓ, Carles; Solsona, MONTSERRAT y TREVIÑO, Rocío (1999): "Análisis biográfico del divorcio en España", en *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, N° 88: 11-35.
- JUI-CHUNG, Allen Li and Wu, Lawrence L. (2008): "No Trend in the Intergenerational Transmission of Divorce", en *Demography*, 45(4): 875-83.
- KIERNAN, Kathleen y CHERLIN, Andrew (1999): "Parental Divorce and Partnership Dissolution in Adulthood: evidence from a British cohort study", en *Population Studies*, 53:39-48.
- KITSON, Gay y Morgan, Leslie (1990): "The Multiple Consequences of Divorce: a Decade Review", en *Journal of Marriage and the Family*, 52:913-924.
- LLOYD, Sally, RODNEY M. y JUNE M. Henton (1984): "Predicting Premarital Relationship Stability: a Methodological Refinement", en *Journal of Marriage and the Family*, vol. 46, 1:71-76.
- 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).
- (2002), "Tendencias recientes en la constitución y disolución de las uniones en Argentina", en *Notas de Población*, n° 74, CEPAL, CELADE, Santiago de Chile.
- (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 BUMPASS, Larry (1988): "Intergenerational Consequences of Family Disruption", en *American Journal of Sociology*, vol. 94, 1:130-152.
- MEEI-SHENN Tzeng (1992): "The Effects of Socioeconomic Heterogamy and Changes on Marital Dissolution for First Marriages", en *Journal of Marriage and the Family*, 54:609-619.
- MULLER, Charles y POPE, Hallowell (1977): "Marital Instability: a Study of its Transmission between Generations", en *Journal of Marriage and the Family*, N° 1, Vol. 39:83-93.
- NACIONES UNIDAS, CEPAL, CELADE (1996): *Patrones reproductivos, estructura familiar y trabajo femenino en América Latina y el Caribe: resultados de investigaciones*, Santiago de Chile, LC/DEM/R.265, Serie A, N° 306.
- OPPENHEIMER, Valerie (1997): "Comment on 'The Rise of Divorce and Separation in the United States, 1880-1990'", en *Demography*, vol. 34, 4:455-466.
- (1994): "Women's Rising Employment and the Future of the Family in Industrial Societies", en *Population and Development Review*, vol. 20, 2:293-342.
- PRESTON, Samuel (1997): "Comment on Steven Ruggles' 'The Rise of Divorce and Separation in the United States, 1880-1990'", en *Demography*, 34:473-474.
- ROCKWELL, Richard (1976): "Historical Trends and Variations in Educational Homogamy", en *Journal of Marriage and the Family*, N° 1, 38:83-95.
- ROGLER, Lloyd H. (1989): "Marital Heterogamy and Marital Quality in Puerto Rican Families", en *Journal of Marriage and the Family*, 51:363-372.
- RUGGLES, Steven (1997): "The Rise of Divorce and Separation in the United States, 1880-1990", en *Demography*, vol. 34, 4:455-466.
- (1997): "Reply to Oppenheimer and Preston", en *Demography*, vol. 34, 4:475-479.
- RUIZ BECERRIL, Diego (1999): "Después del divorcio. Los efectos de la ruptura matrimonial en España", en *Centro de Investigaciones Sociológicas*, N° 169.
- TRAAG, Tanja; DRONKERS, Jaap y VALLET, Louis (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.
- WHITE, Lynn (1990): "Determinants of Divorce: a Review of Research in the Eighties", en *Journal of Marriage and the Family*, 52:904-912.
- WOLFINGER, Nicholas (1999): "Trends in the Intergenerational Transmission of Divorce", en *Demography*, vol. 36, 3:415-420.

## DE REFERENCIA

- ANDERSSON, Gunnar (1984): "Presupuestos, problemas, progreso", en FEYERABEND, RADNITZKY, STEGMÜLER y otros, *Estructura y desarrollo de la ciencia*, Alianza Universidad Textos, Madrid.
- BOURDIEU, Pierre (1999): *Intelectuales, política y poder*, Eudeba, Buenos Aires.
- , Pierre (1997): *Razones prácticas. Sobre la teoría de la acción*, Anagrama, Barcelona.
- , (1987): *Cosas dichas*, Editorial Gedisa, Barcelona.
- BECKER, Gary, et al. (1977): "An Economic Analysis of Marital Instability", en *The Journal of Political Economy*, 85(6).
- (1981): *Tratado sobre la familia*, Alianza Universidad, Madrid.
- CALDWELL, John C. (1996): "Demography and Social Science", en *Population Studies*, 50, 305:333.
- COALE, Ansley, TRUSSEL, James (1996): "The Development and Use of Demographic Models", en *Population Studies*, 50, 469:484.
- GAUDEMET, Jean (1993): *El matrimonio en Occidente*, Taurus, Madrid.
- GONNARD, René (1972): *Historia de las doctrinas de la población*, Santiago de Chile, CELADE.
- GILLÉN, Mauro (1992): *Análisis de regresión múltiple*, CIS, Cuadernos metodológicos N° 4, Madrid.
- HODGSON, Peter (1984): "Presupuestos y límites de la ciencia", en FEYERABEND, RADNITZKY, STEGMÜLER y otros, *Estructura y desarrollo de la ciencia*, Alianza Universidad Textos, Madrid.
- IUSSP-CELADE (1959): *Diccionario demográfico multilingüe*, versión en español (a cargo de Guillermo Macció), Bélgica.
- JOVELL, Albert J. (1995): *Análisis de regresión logística*, CIS, Cuadernos metodológicos N° 15, Madrid.
- KAËS, René; FAIMBERG, Haydée; ENRIQUEZ, Micheline y BARANES, Jean-José (1996): *Transmisión de la vida psíquica entre generaciones*, Amorrortu, Buenos Aires.
- KIRK, Dudley (1996): "Demographic Transition Theory", en *Population Studies*, 50, 361:387.
- LE BRAS, Hervé, "L'impossible descendance étrangère", en *Population*, 5: 1173-1186, 1997.
- LESTHAEGHE, Ron (1998): "On Theory Development and Applications to the Study of Family Formation", en *Population and Development Review*, vol. 24 (1), 1-14.
- LOTKA, Alfred (1983): *Teoría analítica de las asociaciones biológicas* (reimpresión), Costa Rica, CELADE.
- DÍEZ MEDRANO, Juan (1992): *Métodos de análisis causal*, CIS, Cuadernos metodológicos N° 3, Madrid.
- PRIGOGINE, Ilya (1998): *El fin de las certidumbres*, Andrés Bello, Santiago de Chile.
- (1998): *El nacimiento del tiempo*, Matemáticas 23, Barcelona.
- QUILODRÁN, Julieta (2001): *Un siglo de matrimonio en México*, El Colegio de México, México.
- (2003): "La familia: referentes en transición", en *Papeles de Población*, 37, Toluca, México.
- ROUSSEL, Louis (1981): "Le remariage des divorcés", en *Population*, 4-5:765-790.
- (1980): "Mariages et divorce. Contribution á une analyse systématique des modèles matrimoniaux", en *Population*, 35:1025-1040.
- VAN DE KAA, Dirk J. (1987): "Europe's Second Demographic Transition", en *Population Bulletin*, vol. 42, N° 1.
- (1997): "Narraciones ancladas: historia y resultados de medio siglo de investigaciones sobre los determinantes de la fecundidad", en *Notas de Población*, año XXV, n° 66, pp. 9-85.
- VETTA, Atam y COURGEAU, Daniel (2003): "Comportement démographique et génétique du comportement", en *Population*, vol. 58, 4-5:457-488.
- ### TEXTOS ESPECÍFICOS
- BAS, Arturo (1933): *El divorcio, cáncer de la sociedad*, Splendor, Santiago de Chile.
- BARRANCOS, Dora (2008): "El divorcio en cuestión. Imágenes de la prensa de gran circulación en torno a 1902", en Marta Madero y Sandra Gayol (Ed.), *Formas de historia cultural*, UNGS/Prometeo, Buenos Aires.
- INGENIEROS, José (1953): *Tratado del amor*, Ediciones Meridion, Buenos Aires.
- SILVEYRA, Carlos (1929): *El divorcio*, La Facultad, Buenos Aires.
- VIALE, Carlos (1957): *Buenos Aires, 1902. Batalla del divorcio*, El cuarto poder, Buenos Aires, 1957.
- RUIZ MORENO, Martín (1926): *Las causas del divorcio y de la separación de cuerpos en la legislación comparada*, Senado de la Nación, Comisión de Códigos, Buenos Aires, 1926.
- D'ANTONIO, Daniel H. (1998): *Visión jurisprudencial de la separación personal y el divorcio vincular*, Rubinzal-Culzoni, Buenos Aires.
- (1987): *Régimen legal de matrimonio civil ley 23.515*, Rubinzal-Culzoni, Buenos Aires, p. 134, 1987.
- GIBERTI, Eva, CHAVANNEAU, Silvia, OPPENHEIM, Ricardo (1985): *El divorcio y la familia. Los abogados, los padres y los hijos*, Sudamericana, Buenos Aires.
- GROSMAN, Cecilia (1985): *El proceso de divorcio. Derecho y realidad*, Abaco, Buenos Aires.
- LATTES, Alfredo, RECCHINI DE LATTES, Zulma (comp.) (1975): *La población Argentina*, INDEC, Buenos Aires.
- RECALDE, Héctor (1986): *Matrimonio civil y divorcio*, CEAL, n° 152, Buenos Aires.
- RODRIGUEZ MOLAS, Ricardo (1984): *Divorcio y familia tradicional*, CEAL, n° 46, Buenos Aires.
- TAGTACHIAN, Beatriz; DE IMAZ, José; BOUTELL, Roberto; PASSANANTE, María (1995): *El divorcio en cifras. Una interpretación sociológica*, Editorial de la Universidad Católica Argentina, Buenos Aires.
- TORRADO, Susana (2003): *Historia de la familia en la Argentina moderna (1870-2000)*, La Flor, Buenos Aires.
- (2000): "Divorcialidad y reincidencia: tendencias recientes", en *Derecho de Familia*, n°16, 10:23, Abeledo-Perrot, Buenos Aires.
- WAINERMAN, Catalina; GELDSTEIN, Rosa (1994): "Viviendo en Familia: Ayer y Hoy", en *Vivir en Familia*, UNICEF - Losada, Buenos Aires.



Tabla 5. Resultados de los modelos Hijo/a → Jefe/a de regresión logística separados/divorciados (paso 2). Metropolitana, 1991

Metropolitana N° de obs 2.686.600				Hombres N° de obs 1.401.347				Mujeres N° de obs 1.285.433			
divorce3	coef	P> z	Pseudo R2	divorce3	coef	P> z	Pseudo R2	divorce3	coef	P> z	Pseudo R2
edad3	-0,0973	0,0000	0,1640	edad3	-0,1176	0,0000	0,2085	edad3	-0,0933	0,0000	0,1571
maxinat3	0,1541	0,0000		maxinat3	0,0876	0,0000		maxinat3	0,1919	0,0000	
condact3	-0,0431	0,0000		condact3	0,4823	0,0000		condact3	-0,1618	0,0000	
const	5,2223	0,0000		const	0,2130	0,0000		const	4,1175	0,0000	

Modelo:  $\ln(\text{odds}) = \beta_0 + \beta_1 \text{edad3} + \beta_2 \text{maxinat3} + \beta_3 \text{condact3}$   
Fuente: CNPV 91, elaboración propia

ANEXO GRÁFICOS

Gráfico 1. Curva de predicción de P(Y=1) siendo jefe/a del hogar según la edad (Sepdiv1-Edad1). Patagonia y Metropolitana, 1991

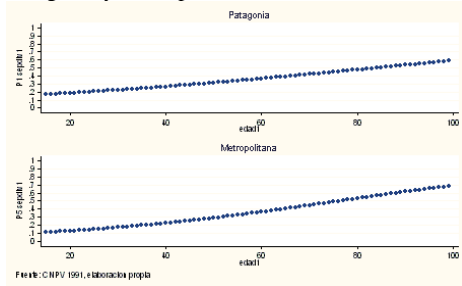


Gráfico 2. Curva de predicción de P(Y=1) siendo hijo/a del jefe del hogar según la edad (Sepdiv3-Edad3). Argentina y regiones, 1991

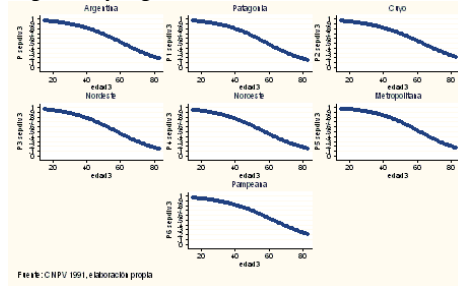


Gráfico 3. Curva de predicción de P(Y=1) siendo hijo/a del jefe del hogar según la edad (Div3-Edad3). Metropolitana, 1991

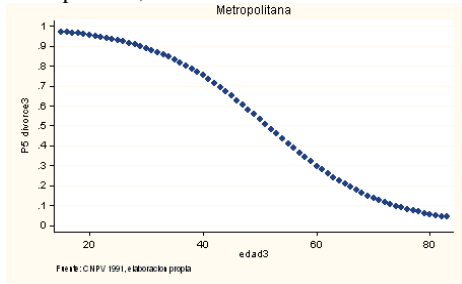


Gráfico 4. Curva de predicción de P(Y=1) siendo jefe/a del hogar según edad (Unido1-Edad1). Argentina y regiones, 1991

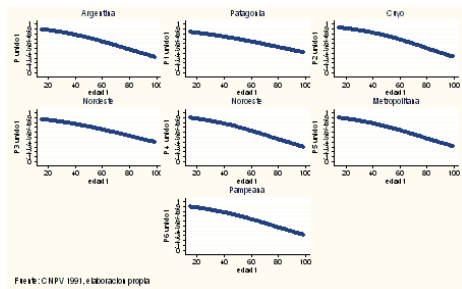


Gráfico 5. Curva de predicción de P(Y=1) siendo jefe/a del hogar según edad (Casado1-Edad1). Argentina y regiones, 1991

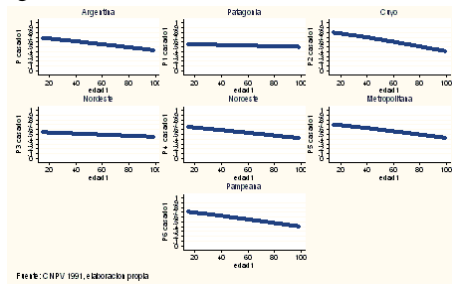


Gráfico 6. Residuos estandarizados producto de la regresión logística (Y = 1 unido1; jefe). Argentina y regiones, 1991

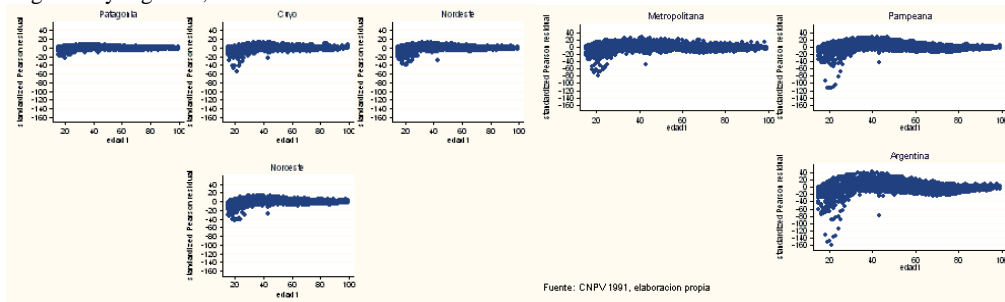


Gráfico 7. Residuos estandarizados producto de la regresión logística (Y = 1 casado1; jefe). Argentina y regiones, 1991

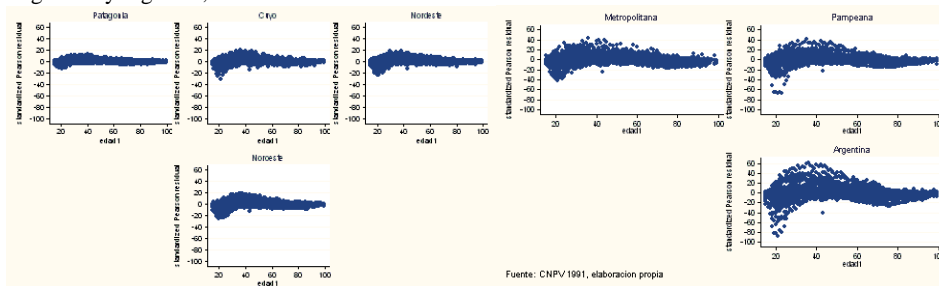


Gráfico 8. Residuos estandarizado producto de la regresión logística (Y = 1 sepdv3; hijo). Argentina y regiones, 1991

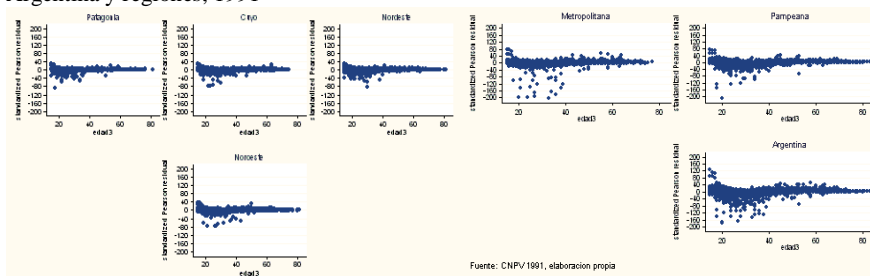
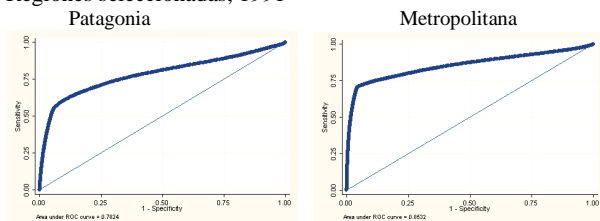
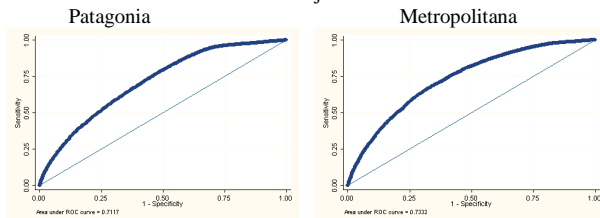


Gráfico 9. Curva ROC. Regresión logística (Y = 1 sepdv1, jefe/a). Regiones seleccionadas, 1991



Modelo  $\ln(\text{sepdv1}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo1} + \beta_2 \text{edad1} + \beta_3 \text{maxinst} + \beta_4 \text{conduct1}$   
Mujeres



Modelo  $\ln(\text{sepdv1}) = \alpha + \beta_1 \text{edad1} + \beta_2 \text{maxinst} + \beta_3 \text{conduct1}$   
Fuente: CNPV 91, elaboración propia

Hombres

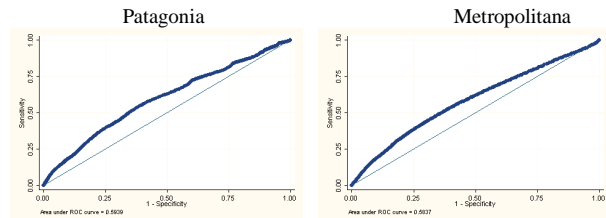


Gráfico 10. Residuos estandarizados. Regresión logística (Y = 1 sepdiv1, jefe/a).  
Regiones seleccionadas, 1991

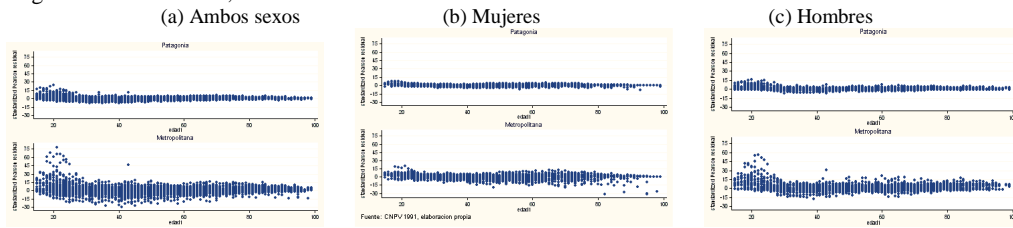


Gráfico 11. Residuos estandarizados. Regresión logística (Y = 1 divorce3, hijo). Región Metropolitana, 1991

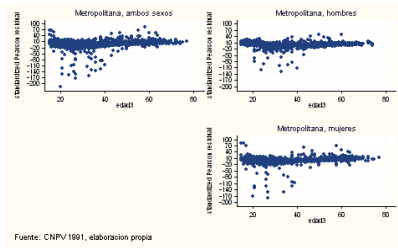
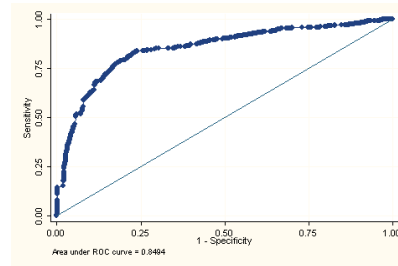


Gráfico 12. Curva ROC. Región metropolitana, 1991



modelo  $\ln(\text{divorce3}) = \alpha + \beta_1 \text{sexo3} + \beta_2 \text{edad3} + \beta_3 \text{maxinst3} + \beta_4 \text{conduct3}$   
Fuente: CNPV 91, elaboración propia