



Análisis de la representatividad de la MCVL: el caso de las prestaciones del sistema público de pensiones*

JUAN MANUEL PÉREZ-SALAMERO GONZÁLEZ**
Universidad de Valencia

MARTA REGÚLEZ-CASTILLO***
Universidad del País Vasco

CARLOS VIDAL-MELIÁ****
Universidad de Valencia

Recibido: Febrero, 2015
Aceptado: Julio, 2016

Resumen

El objetivo de este trabajo es contribuir a aumentar el conocimiento de la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) en cuanto a la información sobre prestaciones y advertir de posibles errores que se podrían cometer a la hora de realizar cierto tipo de estudios sobre el sistema público de pensiones. Se analiza el conjunto de datos de prestaciones de la MCVL de 2010 teniendo en cuenta los datos agrupados por tipo de pensión, grupos de edad y género, así como por cuantía. Después de realizar las pruebas estadísticas apropiadas sobre el ajuste de la muestra a la población basada en los datos del Informe Estadístico anual del INSS del mismo año, se concluye que los datos extraídos de la MCVL pueden no ser una fiel réplica de la población objeto de estudio, para cierto tipo de investigaciones, debido a su concepción inicial (Muestra Aleatoria Simple), algunos errores originados en las fuentes administrativas y problemas de reclasificación. Este resultado advierte de las implicaciones que pudiera tener en aquellos estudios que seleccionaran una submuestra de los datos de la MCVL sobre determinado tipo de prestaciones.

Palabras clave: Muestra Continua de Vidas Laborales, Informe Estadístico anual INSS, muestreo estratificado, test chi-cuadrado, tamaño del efecto.

Clasificación JEL: 55, J26, M41.

* Los autores agradecen la ayuda financiera recibida del proyecto ECO2012-36685 del Ministerio de Economía y Competitividad y Marta Regúlez agradece al Gobierno Vasco a través del proyecto IT 793-13. Se agradecen los comentarios recibidos de F. Tusell de la Universidad del País Vasco, F. García Segovia de la Secretaría General de Planificación y Análisis Económico-Financiero de la Seguridad Social del Ministerio de Empleo y S.S. y de dos evaluadores anónimos que han contribuido notablemente a mejorar este trabajo. Cualquier error que pudiera permanecer es enteramente imputable a los autores.

** Departamento de Economía Financiera y Actuarial, Universidad de Valencia, Avenida de los Naranjos, s.n. 46022 Valencia. (España). (e-mail: juan.perez-salamero@uv.es).

*** Departamento de Economía Aplicada III. Universidad del País Vasco (UPV/EHU). Avda. Lehendakari Aguirre 83, 48015 Bilbao (España) (e-mail: marta.regulez@ehu.es)

**** (Autor para correspondencia) Departamento de Economía Financiera y Actuarial, Universidad de Valencia, Avenida de los Naranjos, s.n. 46022 Valencia. (España). (e-mail: carlos.vidal@uv.es).

1. Introducción

Este trabajo nace como paso previo a la realización de un estudio empírico sobre la viabilidad de implantar en España un sistema de cuentas Nacionales de Aportación Definida (NCDs). Con tal fin, se plantea la utilización de los datos que proporciona la Muestra Continua de Vidas Laborales de 2010, en adelante MCVL, para realizar las correspondientes proyecciones.

La MCVL es un conjunto de microdatos individuales anonimizados extraídos de los registros de la Seguridad Social de España. Este tipo de muestras que parecen una gran novedad en nuestro país, tiene su antecedente en la “Continuous Work History Sample (CWHS)” que se elabora por la Administración de Seguridad Social de Estados Unidos (SSA) desde finales de los años 30 del siglo pasado. El CWHS es una muestra estratificada del 1% de todos los posibles números del Seguro Social en EE.UU. La fuente de datos del CWHS es el denominado MEF (Master Earnings File), Olsen y Hudson (2009), que se usa para determinar las prestaciones de jubilación, invalidez o viudedad del sistema público de Seguridad Social (OASDI)¹ de EE.UU. La CWHS, Buckler (1988) y Smith (1989), se utiliza intensivamente para la obtención de estadísticas, analizar el impacto de la nueva legislación, evaluar las propuestas modificativas del sistema de pensiones y realizar proyecciones actuariales.

Algunos países europeos también disponen de bases de datos comparables a la MCVL. En Austria, Zweimüller *et al.* (2009), se elabora desde 1992 la “Austrian Social Security Database (ASSD)”, acumula datos de los individuos desde 1972. Los datos de años anteriores se pueden conseguir por diversos procedimientos. Actualmente hay microdatos de más de 10 millones de personas, por lo que se puede decir que la muestra prácticamente coincide con la población. Estos microdatos² se pueden enlazar con otros registros fiscales, de población, etc. En Alemania se elabora desde 2002, Himmelreicher y Stegmann (2008), una muestra aleatoria estratificada del 1% de la población cotizante, denominada “Sample of insured persons and their insurance accounts (VKST)”. El acceso a los datos es muy sencillo a través del “Research Data Center of the German Federal Employment Agency (BA)” y está integrada, Bender y Wolter (2014), con otras valiosísimas fuentes de información como el estudio de panel ‘Labour Market and Social Security’ (PASS) y la muestra “Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB)”³. Por último, en Suecia la información de la Muestra disponible para fines de investigación, Socialförsäkringsregistret, abarca a toda la población afiliada desde los 16 años en adelante y puede ser enlazada con otras bases de datos⁴.

Cuando se abordó estudiar la sostenibilidad del sistema público de pensiones, en adelante SPP español, se planteó si la MCVL era una de las bases de datos a considerar para los fines de esa investigación dado que se viene empleando en diversos trabajos sobre esta área de investigación⁵. En particular, para efectuar las proyecciones sobre el SPP español, es necesario contar con información sobre variables relevantes como son el tipo de prestación, la edad y el género para cada uno de los ejercicios de referencia, tal y como han considerado los estudios precedentes sobre la viabilidad de dicho sistema. Estos dos últimos factores son esenciales a la hora de realizar estimaciones de las presta-

ciones futuras por lo que es importante seleccionar una muestra que sea representativa de la población en cuanto a edad y género. Además, es conveniente que la muestra también sea representativa respecto a la cuantía de las prestaciones para cada una de las contingencias consideradas.

En la misma línea que Hamermesh (2000), Arranz *et al.* (2013), señalan una serie de errores comunes que se cometen en relación con las bases de datos, a saber: elección incorrecta de la base de datos para los fines de la investigación que consisten, básicamente, en analizar conceptos clave y las relaciones entre las variables objeto de dicha investigación; no prestar la atención requerida a la existencia de errores de medida en las fuentes originales, ni a los valores atípicos o inusuales (“outlier”), para determinadas variables; selección restrictiva de muestras a partir de los datos que no contribuyen a dar respuestas a las cuestiones planteadas inicialmente, por su reducida representatividad; y completar o construir inadecuadamente las series de datos a partir de las fuentes originales, creándose errores de medida por parte del propio equipo investigador.

La primera cuestión suscitada es si toda la información de la MCVL sobre cotizantes y perceptores de prestaciones es una fiel réplica de la población objeto de estudio. Una vez comprobado este hecho, se puede tener cierta seguridad para poder realizar proyecciones en el tiempo sobre la composición de la población de los beneficiarios de prestaciones y de los cotizantes. No se quería proceder a realizar complejas proyecciones con modelos actuariales y econométricos sin cuestionarse previamente si la MCVL, en su globalidad, era representativa de la población para tal fin.

El trabajo se centra en la parte de la MCVL que corresponde a las prestaciones de la seguridad social. El objetivo de este trabajo es doble, por un lado, contribuir a aumentar el conocimiento de la MCVL en cuanto a la información sobre prestaciones; por otro lado, dilucidar si los datos de prestaciones recogidos en la MCVL agrupados a 31 de diciembre de 2010 por tipo de pensión, género y cohortes de edad, o por tipo de pensión y cuantía, se distribuyen igual que los datos de la población de pensiones a esa misma fecha. Esta distribución de las pensiones a 31 de diciembre por edad, género, cuantía y tipo de pensión es conocida y no habrá que hacer ningún supuesto sobre ella⁶. Hasta donde alcanza nuestro conocimiento esta es una novedad en la literatura, ya que es el primer trabajo que se plantea un análisis de esta naturaleza y que puede ayudar a futuros investigadores a la hora de explotar la MCVL en la realización de estudios que utilicen los datos de pensiones contenidos en esta muestra.

La estructura del trabajo es la que a continuación se relaciona. Después de esta breve introducción, en el segundo epígrafe, se detalla la metodología de extracción de los datos para el análisis y se relatan las dificultades que se ha tenido a la hora de agrupar los datos y los registros eliminados por inconsistencia de los mismos. En el tercer epígrafe los resultados obtenidos de agrupar los datos sobre prestaciones depurados de la MCVL por tipo de pensión, edad y género se comparan con los equivalentes de la población de pensiones, también depurados, extraídos de la información anual del Informe Estadístico del INSS a 31 de

diciembre de 2010. Seguidamente en el cuarto epígrafe se procede a realizar un test de bondad del ajuste de la MCVL a la población con los datos extraídos del INSS para los distintos tipos de pensión. Debido al gran tamaño de la MCVL, los contrastes se podrían ver condicionados en su resultado, por lo que en el quinto epígrafe se analiza la robustez de los mismos, se realiza un test alternativo y se aplican métodos estadísticos para intentar determinar el impacto del tamaño de la muestra sobre dichos resultados. Finalmente, se responde a las dudas sobre la representatividad de la MCVL respecto al año de extracción, 2010, para los distintos tipos de pensiones. El trabajo finaliza con las conclusiones y futuras investigaciones a realizar, y dos apéndices, el primero contiene las tablas de datos que sirven de base para realizar los contrastes y el detalle de algunos resultados a los que se hace referencia en el texto principal; el segundo incluye las cuestiones metodológicas fundamentales que se utilizan en los contrastes.

2. Análisis de las propiedades de la MCVL 2010

2.1. Principales características de la MCVL

Se describen a continuación las principales características de la MCVL, así como la organización de datos de la misma, sus potencialidades y limitaciones.

La MCVL se obtiene a partir de un muestreo aleatorio simple sobre la población de referencia⁷. En MTAS (2011) se detalla la metodología que se empleó y se emplea en la elaboración de la MCVL. Los aspectos principales que recoge son:

- ✓ Población de referencia: *“La población de la que se extrae la muestra está formada por todas las personas que han estado en situación de afiliado en alta, o recibiendo alguna pensión contributiva de la Seguridad Social en algún momento del año de referencia, sea cual sea el tiempo que hayan permanecido en esa situación”*⁸ Por tanto no coincide con la población a 31 de diciembre de cada año ni tampoco con la población de pensionistas sino que es más amplia.
- ✓ Selección y el tamaño de la muestra: la muestra de cada año está formada por el 4% de la población de referencia. El tipo de muestreo es un Muestreo Aleatorio Simple (MAS) seleccionando a las personas de la población de referencia de cada año cuyo código de identificación contenga, en cierta posición, unas cifras elegidas aleatoriamente. Cada año permanecerán las personas que ya estaban en la versión anterior de la MCVL y que sigan teniendo relación con la Seguridad Social y se incorporarán nuevas personas que cumplan el requisito de contener en su identificación los dígitos que aleatoriamente se determinaron.
- ✓ Elección de las variables: la información contenida en la muestra procedente de la Seguridad Social se recoge en numerosas variables resultado de la selección realiza-

da teniendo en cuenta su disponibilidad, su calidad y su interés. Actualmente, las variables se agruparon según el tipo de datos: personales, relaciones laborales, y prestaciones. En las sucesivas ediciones de la MCVL se han producido pequeños cambios en cuanto a las variables como son modificar nombres de campos, añadir campos adicionales como, por ejemplo, la fecha del fallecimiento del causante de una pensión de viudedad u orfandad. La información auxiliar que acompaña a los datos de la MCVL de los distintos años completa y actualiza la información de las variables que originalmente se elaboró para el año 2004.

- ✓ Fusión con otros registros: se completa la información procedente de la Seguridad Social con la recogida en el Padrón Municipal Continuo y la información fiscal contenida en el modelo 190 facilitada por la Agencia Tributaria. En realidad existen dos versiones de la MCVL, una sin datos Fiscales (SDF) y otra que contiene los datos fiscales (CDF). En este trabajo se ha optado por la versión SDF al contener mayor número de registros.

Los datos proceden de registros administrativos y su organización no obedece a fines de investigación, y así lo reconoce la Seguridad Social por lo que el tratamiento de los mismos es complejo tanto por la gran cantidad de datos como por la manera en que viene dispuesta la información. Corresponde a los investigadores depurar y comprender la información que contiene. Por ello es interesante el objetivo que se propone en este trabajo, teniendo en cuenta que en muchos casos el encontrar posibles discrepancias ha de ser analizado posteriormente para poder encontrar una explicación de su origen y tenerlo en cuenta a la hora de seleccionar una submuestra de la MCVL.

Tras la obtención de la primera muestra en 2004, según MTAS (2006), pág. 31 “*se realizaron satisfactoriamente una serie de contrastes estadísticos para asegurar que las características básicas de la muestra (género, edad, comunidad autónoma de residencia y nacionalidad) se distribuían de la misma forma que las de la población*”⁹. Hay que resaltar que según se deduce de MTAS (2006), esos contrastes se hicieron respecto al conjunto de la población de referencia de la MCVL antes citado (“todas las personas que han estado en situación de afiliado en alta, o recibiendo alguna pensión contributiva de la Seguridad Social en algún momento del año de referencia”) y no para la población de pensionistas a 31 de diciembre por separado.

Además de la propia información facilitada por el organismo responsable de la generación de la MCVL¹⁰, son numerosos los estudios que describen ampliamente las características de la MCVL, así como sus limitaciones y sus posibilidades¹¹.

Los trabajos citados permiten extraer una serie de conclusiones sobre las ventajas y restricciones en el uso de la MCVL que se resumen a continuación y que habrá que tener en cuenta en cualquier trabajo que utilice sus datos.

Ventajas:

- Gran tamaño de la muestra: más de un millón de personas en cualquiera de las versiones desde 2004 hasta 2013. Permite recoger datos de relaciones laborales que en otras bases de datos están mínimamente representadas o ni siquiera aparecen por tratarse de casos minoritarios.
- Gracias a la manera en que está diseñado el muestreo, las sucesivas versiones de la MCVL pueden funcionar como un panel, al mantener o reincorporar a las personas que anteriormente habían pertenecido a la MCVL y añadir a las nuevas personas vinculadas como muestra.
- Al ser la población de referencia todas las personas relacionadas con la Seguridad Social a lo largo de un año, las personas que trabajan ocasionalmente están más representadas que si se hubiera tomado en una fecha fija del año el mismo tamaño de muestra. Esta es una ventaja frente a otras fuentes de datos como la Encuesta de Población Activa (EPA) o la cifra mensual de afiliados que obtienen en un momento puntual del tiempo la información.
- Contiene información sobre la situación familiar y de convivientes a partir de los datos fiscales y los del Padrón.
- Recoge las trayectorias laborales durante décadas de gran parte de las personas incluidas en la muestra (desde 1967).
- Información detallada de pensiones (desde 1996): tipo, inicio, cuantía, complementos a mínimos, etc.
- Se dispone de información detallada sobre bases de cotización (por cuenta ajena y propia) de cada persona correspondiente a varios años (desde junio de 1980), aunque sólo se cuenta información de los salarios totales a partir de los registros de la AEAT de los años 2004 a 2013 de quienes siguen perteneciendo a la población de referencia de la MCVL CDF.
- Por las tres últimas ventajas, la MCVL ofrece los datos para intentar construir la historia laboral completa de los individuos seleccionados en el año de la muestra (prestaciones y/o bases de cotización anteriores), con lo que ello supone para realizar análisis dinámicos o longitudinales.

Entre las limitaciones de la MCVL más generales se señalan:

- Problemas para realizar análisis longitudinal. De la última ventaja mencionada, sin embargo, como afirman Arranz *et al.* (2013), no puede concluirse que pueda utilizarse la historia laboral de las personas de la MCVL de un determinado año para reconstruir un panel de datos que represente a la población de referencia de los años anteriores de la misma manera que lo haría la MCVL de esos años anteriores, si existiera.

- La MCVL no es una muestra de la población activa. Por una parte incluye a población pasiva, como son los perceptores de prestaciones contributivas, pensionistas de jubilación, por incapacidad permanente, orfandad, etc. Por otra parte no incluye a una parte de la población activa, como son los funcionarios acogidos a Clases Pasivas o mutualidades de funcionarios, ni a los profesionales liberales con protección social proporcionada por los colegios profesionales, ni a los activos en búsqueda de empleo, pero que no perciben prestaciones contributivas.
- La MCVL no es una muestra de la población ocupada. Por una parte incluye a los perceptores de prestaciones por desempleo y a quienes estén cotizando por Convenio Especial, sin trabajar. No incluye a una parte de la población activa ocupada, como son los colectivos mencionados antes: funcionarios civiles acogidos a Clases Pasivas y profesionales liberales con protección social otorgada por los colegios profesionales.
- La MCVL no incluye a las personas que reciben prestaciones no contributivas, a las que sólo reciben asistencia sanitaria ni a los pensionistas de Clases Pasivas y mutualidades de funcionarios.
- Los identificadores para las personas de la MCVL SDF y la MCVL CDF no son los mismos, por lo que los investigadores requerirán de un esfuerzo adicional para aprovechar el trabajo realizado con una base si quieren trabajar con la otra base. Además, dado que no existen necesariamente datos fiscales para toda persona incluida en la MCVL SDF, el tamaño de la MCVL CDF es menor que el de la MCVL SDF. En la MCVL CDF las personas residentes en Navarra y el País Vasco no aparecen en el modelo 190, tampoco las acogidas al anterior Régimen de Empleados del Hogar o a cualquier modalidad de cuenta propia o, si aparecen, no lo hacen necesariamente por la totalidad de sus ingresos ni con los mismos datos que los empleados por cuenta ajena¹².
- Falta de información: las bases de cotización que recoge la muestra pueden no ser necesariamente todas las que se deben tener en cuenta para determinar la cuantía de una pensión. Hay que comparar los registros existentes en la MCVL sobre bases de cotización (años y meses con dato respecto a la base) con el dato sobre años cotizados para determinar si falta información sobre las bases más antiguas o si hay prestaciones reconocidas que hacen aumentar el dato administrativo sobre el número de años considerados como cotizados. También, para pensiones concedidas antes de 1996, no se tiene garantizada la corrección del dato de las cuantías realmente pagadas en los años anteriores.
- El origen administrativo de la información hace que se den casos de registros con campos vacíos, valores inconsistentes o registros repetidos. Es necesaria la depuración, pero sería recomendable que la depuración se realizara en el origen (registros del INSS) y no en la MCVL.
- Diferencia entre criterios legales y los de clasificación de colectivos en la muestra, así como el hecho de que el dato de algunos campos no se corresponde con el año de

referencia, sino con la fecha de extracción, que es en el año siguiente (domicilio, nivel de estudios, empresa empleadora...).

- Los datos de la MCVL son individuales, no de hogares, por lo que no es posible conocer los ingresos por familia.
- La MCVL se extrae habitualmente en el mes de abril del ejercicio siguiente¹³, recogiendo cambios respecto a los datos registrados a 31 de diciembre (pensiones que se pagan en la nómina del mes) que sirven para elaborar las estadísticas al final de año. Esto podría explicar que en la MCVL aparezcan prestaciones que no existían en la población a 31 de diciembre, pues se reconocen con carácter retroactivo determinadas pensiones, así como algunos desajustes por bajas por fallecimiento u otra causa que a 31 de diciembre no estaban notificadas y que meses más tarde ya han sido registradas e incorporadas a la MCVL. Sin embargo, el Informe Estadístico del INSS de los ejercicios en los que se ha obtenido la MCVL (2005 a 2013) se ha venido publicando varios meses después de la fecha de extracción de la MCVL, como puede constatar en los propios informes en los que figura la aprobación por la Comisión Ejecutiva del Consejo General del INSS del correspondiente al ejercicio anterior en los meses previos a su publicación. Así pues, elaborándose el Informe Estadístico al mismo tiempo o incluso más tarde que la fecha en la que se facilita la MCVL, a los investigadores sorprende que los datos de prestaciones del Informe Estadístico del INSS tengan ese desfase respecto a los de la MCVL¹⁴.
- Tras realizar este análisis de la MCVL, se ha reconocido después por parte del (MESS, 2015, pág. 7) que existían pensiones sobrerrepresentadas en versiones anteriores a 2013, entre otros desajustes, “las personas (...) pensionistas extranjeros, están sobrerrepresentadas, al seleccionarse un 8% de esos casos en lugar del 4%”, mientras que la información disponible respecto al contenido de la MCVL de ejercicios anteriores no hacía mención de ese problema.

La MCVL no es una muestra estratificada por lo que sería interesante tener en cuenta si existen los representantes correspondientes de todos los estratos en la muestra a utilizar en los estudios y proyecciones. Según Martínez Bencardino (2012), un Muestreo Aleatorio Estratificado (MAE) permite una selección más eficiente cuando una de las variables que se investiga tiene gran variabilidad, como es el caso de la edad de los pensionistas de los distintos tipos, garantizando la representatividad de los mismos. Otros países que poseen bases de datos comparables a la MCVL, como por ejemplo EE.UU. y Alemania, sí utilizan un MAE. Las razones para el uso del muestreo estratificado son diversas. El muestreo estratificado puede aportar información más precisa de algunas subpoblaciones que varían bastante en tamaño y propiedades entre sí, siendo dentro de sí homogéneas. A su vez asegura una representación adecuada de distintos grupos de la población que pueden ser de interés o importancia. El uso adecuado del muestro estratificado puede generar ganancia en precisión, pues al dividir una población heterogénea en estratos homogéneos, el muestreo en estos estratos tiene poco error debido precisamente a la homogeneidad, en especial si hay valores extremos en la población, (Singh y Chaudhary, 1986). Como continuación a este trabajo

sería de interés obtener un criterio de selección de submuestras de gran tamaño de la MCVL con un diseño de MAE que se ajuste mejor a la población de estudio.

2.2. Método de extracción y agrupación de los datos de prestaciones

Las principales variables utilizadas para estudiar la sostenibilidad, viabilidad y/o solvencia del SPP español se encuentran, fundamentalmente, en todos los ficheros de datos en los que está organizada la MCVL 2010, excepto el de CONVIVIENTES.¹⁵ Los ficheros de la MCVL de 2010 escogidos para analizar las prestaciones han sido, principalmente, los correspondientes a datos PERSONALES y PRESTACIONES. A continuación se describe la metodología utilizada para la extracción y agrupación de los datos de prestaciones¹⁶.

En una primera fase, se ha creado un fichero tras filtrar determinados registros de prestaciones para que no pasen a ser tratados en la fase dos. Los filtros aplicados han sido que no exista dato de fecha de nacimiento, que no exista dato correcto de género, que el código de prestación sea de prestaciones extinguidas o que no tienen la consideración de pensiones, sino de complementos u otras prestaciones que no aparecen en las estadísticas de los Informes Estadísticos del INSS y que el código del régimen de la prestación se corresponda con prestaciones complementarias y no con las propias prestaciones de la Seguridad Social. En esta primera fase se han eliminado 11.634 registros distintos.

En una segunda fase, se han realizado también una serie de filtros como por ejemplo eliminar registros de pensiones en los que el campo "SITUACIÓN" de la prestación denote que la pensión no esté en alta a 31 de diciembre del año del dato según la tabla recogida en MTAS (2011), pues no se incorporan a las estadísticas anuales del INSS. Se eliminan del recuento los registros en donde se duplique el mismo código de pensionista y mismo código de pensión con el fin de no contabilizar dos veces la misma prestación. En esta segunda fase el total de registros eliminados ha sido de 33.097. Por último, se han agrupado los datos de la muestra con el recuento de prestaciones por tipo de pensión, género y cohorte de edad; cálculo de la pensión media por cohorte, edad y pensión; y edad media por género y pensión (tabla A.1). También se ha realizado la agrupación por tipo de pensión y cohorte de cuantía de la pensión (tabla A.2). Se ha calculado el montante mensual de las pensiones de la muestra a partir de los datos de la agrupación anterior (número de prestaciones y pensión media) por tipo de pensión, género y cohorte de edad, multiplicando la pensión media de cada cohorte por el número de pensiones (tabla A.3).

Algunas de las incidencias que se han detectado durante este proceso de tratamiento y agrupación de datos han sido las siguientes:

- Duplicidad de algunos registros de pensiones. Se han eliminado del recuento, almacenándolos en una hoja aparte.

- Del análisis de los registros eliminados en la segunda fase por contar con un código de baja por fallecimiento (101 o 115) en el campo “SITUACIÓN”, se llega a la conclusión de la existencia de, al menos, 360 posibles errores administrativos¹⁷, bien en la introducción de datos o bien en la consideración de pensionistas fallecidos antes de 2010 (de 1996 a 2009) cuando su prestación posteriormente ha pasado a situación de alta hasta el 2010, desmintiendo el estado de fallecimiento del pensionista.
- En algunos registros de los años 1997 a 2010 (en 1996 no hay datos de pensión total anual), los datos de la pensión total anual (IMPORTE-TOTAL-ANUAL) no son coherentes con los datos de la prestación total mensual (IMPORTE-TOTAL-MENSUAL) que supuestamente se habrían utilizado para su cálculo, por lo que se plantea la duda de la corrección de unos u otros datos. Se optó por la pensión total mensual, en lugar del total anual prorrateado en 12 pagas, atendiendo a la explicación que hace respecto al campo el propio MTAS (2011).

El resultado de todo el proceso (tablas A.1, A.2 y A.3) figura en el apéndice A.

3. Ajuste de la MCVL a la población: análisis previo

En esta sección se comparan los datos de las prestaciones recogidas en la MCVL con los de la población, entendiendo por esta última la población de pensiones por edad, género, cuantía y tipo de pensión a 31/12/2010. Este ejercicio de análisis previo es recomendable según Wang (1993), ya que siempre que se plantee realizar un test estadístico habría que seguir el método de las dos etapas del test de significación (“two-stage test-of-significance”) que consiste en tratar de responder a la cuestión de si la posible divergencia es significativa en la práctica y seguidamente si es estadísticamente significativa. Si la diferencia que se pueda apreciar con el análisis previo de los datos no lo es, no se plantearía la siguiente pregunta. Es común confundir esos dos conceptos y concluir que, como la diferencia es estadísticamente significativa, lo será también en la práctica; o bien, si la diferencia no es estadísticamente significativa, tampoco lo sería en la práctica¹⁸.

Así pues, se procede ahora a ese análisis previo obteniendo la distribución de prestaciones de la población a 31/12/2010 a partir de los datos recogidos en el Informe Estadístico del INSS (INSS, 2011, pág. 254, cuadro 7.14). Tras depurar los datos en los que no consta ni edad ni género, se compara la distribución resultante con la tabla de datos de pensiones obtenida de la MCVL (tabla A.1.- Prestaciones en la MCVL por cohortes de edad. 2010). Para esa comparación se calcula el porcentaje que supone el número de pensiones de cada cohorte de la muestra respecto a la correspondiente cohorte de pensiones de la población. Esto se ha hecho mediante la división de cada dato de la tabla A.1 respecto al correspondiente dato del cuadro 7.14 de la página 254 de INSS (2011) multiplicado por 100 y se han recogido los resultados en la tabla A.4.

En la tabla A.4 aparecen resaltadas aquellas cohortes cuyo porcentaje difiere sustancialmente del 4%, que es lo que la muestra debiera representar, al menos aproximadamente, dado su tamaño respecto a la población de referencia de la que se extrajo. También se resaltan aquellas cohortes que recogen claramente datos atípicos, entendiendo como tales aquellos asociados a la existencia de pensiones en la MCVL cuando en la población de pensionistas a 31 de diciembre de 2010 no existe ninguna pensión para esa misma cohorte de edad. Se ha consignado un 0,00% en la tabla A.4 para marcar el caso contrario a los datos atípicos: cohortes de la muestra sin pensiones cuando la población sí cuenta con pensiones en la misma cohorte de edad.

La presencia de esos datos atípicos podría explicarse por el hecho de que la MCVL se genera en abril del ejercicio siguiente incorporando a la misma, con carácter retroactivo, las pensiones aprobadas en 2011 con fecha de efecto en el año 2010, mientras que el Informe Estadístico del INSS de 2010 no incorpora esos datos.

Además se muestran las figuras 1 a 5 que proporcionan una visión general de las diferencias entre la distribución en la muestra en las distintas cohortes de edad en relación a un 4% de la población de pensionistas (INSS). En todas las figuras, el eje de ordenadas corresponde con las cohortes por grupo de edad, y el eje de abscisas con el número de pensionistas, a la derecha del eje central de ordenadas los hombres, y a la izquierda las mujeres. Esto ha permitido detectar que:

Para algún tipo de prestación, género y cohorte de edad, existe un número de pensionistas en la MCVL superior al de la población de pensionistas a fecha 31/12/2010. Por ejemplo, el número de pensionistas por incapacidad permanente, figura 1, mayores de 65 supera con mucho el 4% de la población de ese tipo de pensionistas, que es el porcentaje considerado al extraer la MCVL de la población de referencia, al representar el 88,02% de los hombres en la cohorte 65-69 años, el 11,32% en la cohorte de 70-74 años y el 5,79% en la cohorte de 75-79 años, las últimas cohortes superan ligeramente el 4%; para las mujeres sucede lo mismo con un 96,79% para 65-69 años y el 5,58% para 70-74 años. Esto puede deberse a la consideración de los pensionistas por incapacidad permanente mayores de 65 años como pensionistas por jubilación en el Informe Estadístico del INSS¹⁹, mientras que en la MCVL perdura codificada la prestación con el código correspondiente a las prestaciones por incapacidad permanente, debido a la no actualización de los códigos.

Para pensiones de jubilación, figura 2, además de lo ya comentado, existen en la muestra 3 cohortes de edad, 45-49 (hombre y mujer), 50-54 y 55-59 años (mujer), donde se aprecia un porcentaje suficientemente alejado del 4%, que es el que debería suponer respecto a la población de pensionistas. La primera cohorte para el caso de mujer está subrepresentada en la MCVL al contar con menos pensiones que las que le correspondería según la distribución de la población de pensiones; mientras que las otras están sobrerrepresentadas al contar con un porcentaje de pensiones considerablemente más alto que el que le correspondería de acuerdo con la distribución de pensiones de la población. De todas maneras, el número de pensiones de la MCVL en esas cohortes es relativamente reducido.

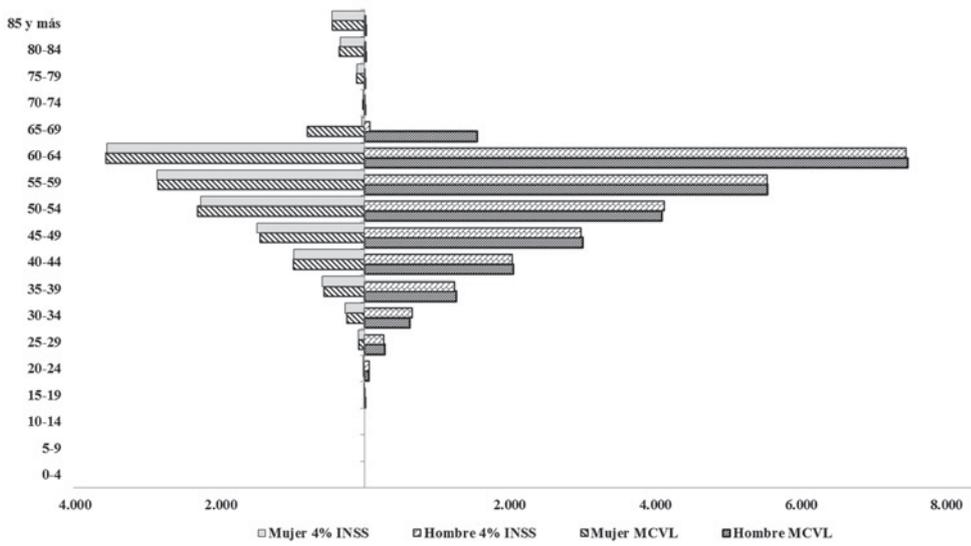


Figura 1. Pirámide de beneficiarios por Incapacidad Permanente. MCVL y población (4% INSS). 31-12-2010

Fuente: Elaboración propia.

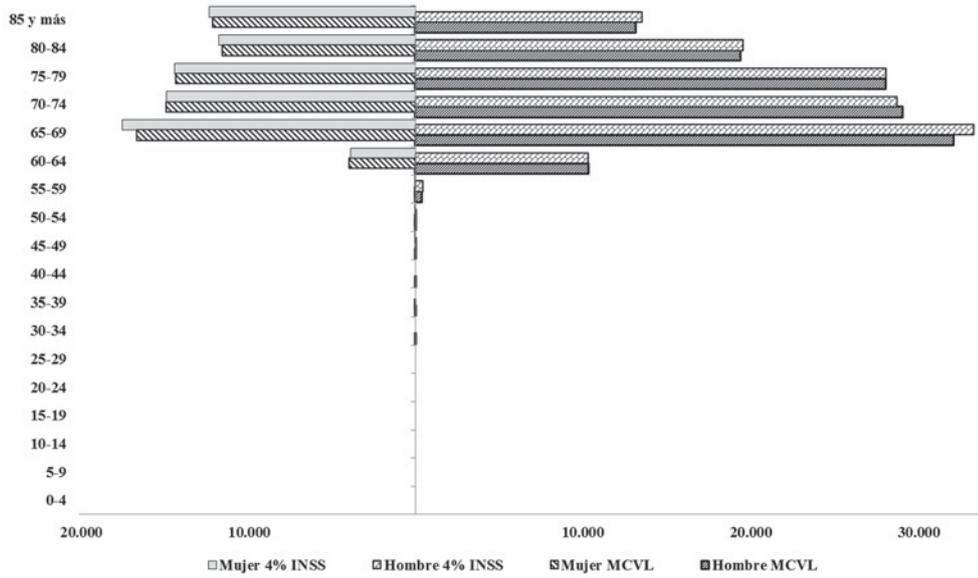


Figura 2. Pirámide de beneficiarios por Jubilación. MCVL y población (4% INSS). 31-12-2010

Fuente: Elaboración propia.

Para las pensiones de viudedad, figura 3, también existen cohortes en la MCVL cuyo porcentaje es claramente mayor que el 4% de la población de este tipo de beneficiarios. En la cohorte de edad de 15-19 años habría hombres beneficiarios de este tipo de pensiones en la muestra cuando en la población no hay ninguno, y en el caso de las mujeres, el porcentaje del 50% indica que la mitad de las pensiones de la población de esa cohorte están incluidas en la MCVL, en lugar del 4% que le correspondería según el tamaño de la muestra. Lo mismo ocurre para las cohortes de 20-24 años donde los hombres suponen el 85,71% de la población de este tipo de beneficiarios mientras que las mujeres representan un 10,68%. Para las cohortes de 25-29, 30-34 y 35-39 años, los porcentajes disminuyen, pero siguen siendo altos: 73,08% (hombres), 8,20% (mujeres); 26,29% (hombres) y 5,52% (mujeres); 5,89% (hombres) y 4,52% (mujeres), respectivamente. Tanto en el caso de pensiones de viudedad como de jubilación no se dispone de información para conocer el motivo de estas discrepancias. También hay que tener en cuenta que son grupos de edad con un reducido número de observaciones.

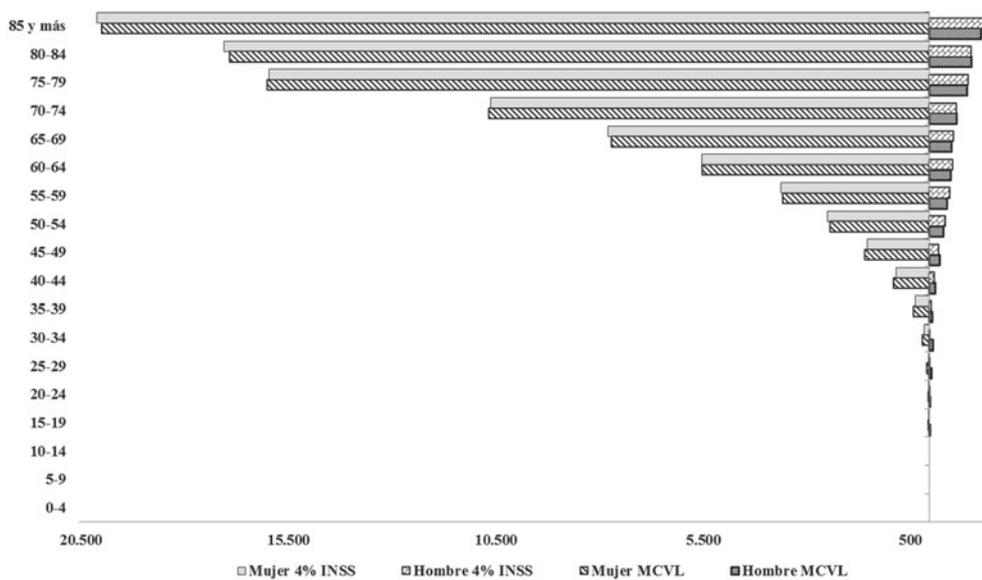


Figura 3. Pirámide de beneficiarios por Viudedad. MCVL y población (4% INSS). 2010

Fuente: Elaboración propia.

Para los dos últimos tipos de prestaciones, figuras 4 y 5, los porcentajes no se alejan mucho del 4%, aunque hay algunos casos de cohortes con porcentajes inferiores, entre el 2% y el 3%, y otras ligeramente superiores al 5%.

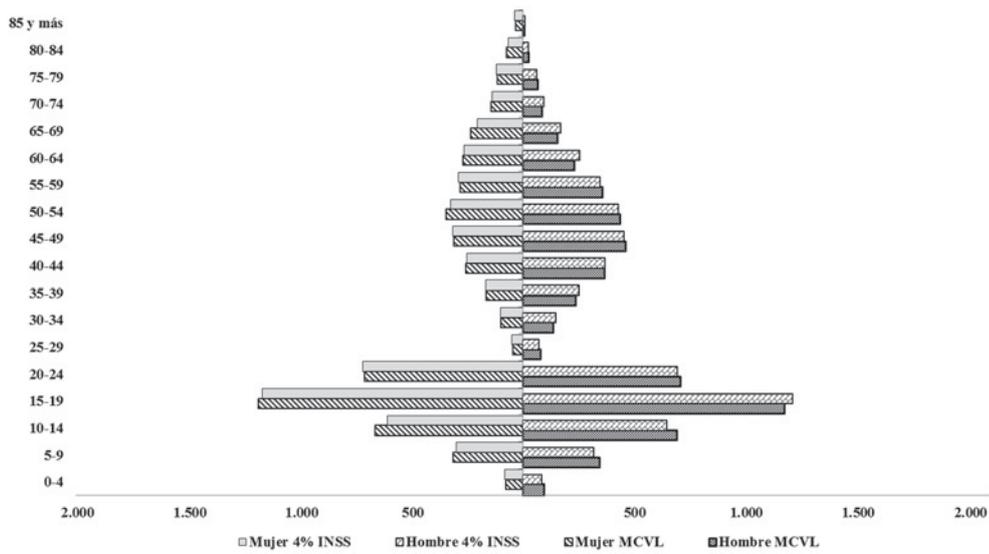


Figura 4. Pirámide de beneficiarios por Orfandad. MCVL y población (4% INSS) 2010

Fuente: Elaboración propia.

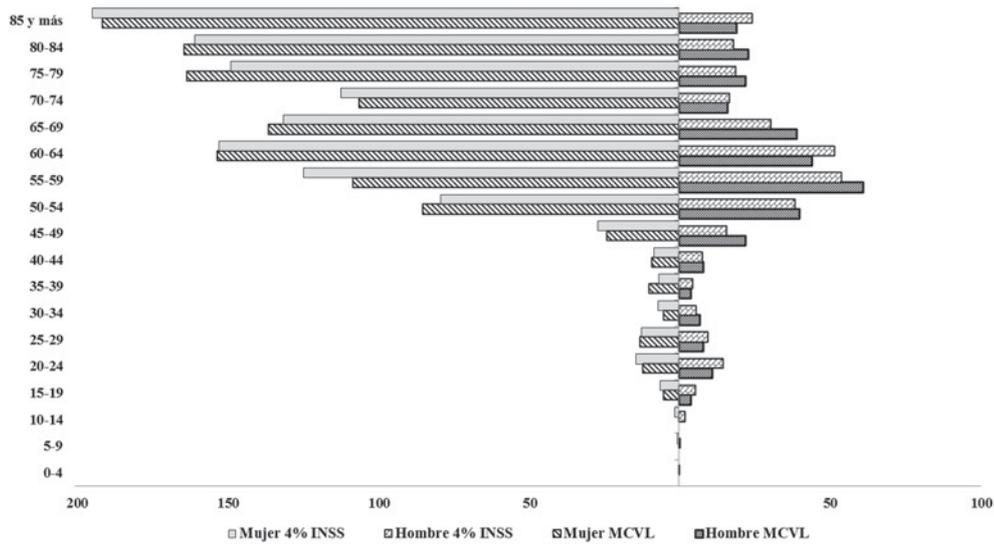


Figura 5. Pirámide de beneficiarios por Favor de Familiares. MCVL y población (4% INSS). 2010

Fuente: Elaboración propia.

Vale la pena destacar que en el trabajo de Pérez-Salamero *et al.* (2015) se realiza un análisis equivalente al que se acaba de mostrar, pero con el montante mensual total de pensiones por cohorte de edad, género y tipo de pensión. Se multiplica el número de prestaciones por la pensión media y se presenta la misma comparación por cohortes de edad de los montantes mensuales totales; los resultados que se obtienen son análogos.

Otro análisis básico y complementario al realizado en la comparación de los datos de la MCVL con los de la población es el que estudia el peso que tienen los distintos tipos de prestaciones sobre el total de prestaciones, tablas A.5 y A.6 del apéndice A.

El peso que tienen las pensiones de “Viudedad”, “Orfandad” y de “Favor de familiares” en la muestra es casi idéntico al que tienen en la población. En cuanto a las pensiones de “Incapacidad permanente”, la MCVL tiene un mayor peso sobre el total de prestaciones que el que tiene el mismo tipo de prestación en la población, y sucede lo contrario con las pensiones de “Jubilación”. Este resultado apoya la hipótesis de que en la MCVL permanecen todavía codificadas como pensiones de invalidez pensiones que en las estadísticas anuales y sobre el total del sistema se clasifican como de jubilación por haber alcanzado la edad de 65 años.

Cuando se compara el peso que tiene el número de pensiones con el peso del montante de las mismas, se aprecia claramente que las pensiones de viudedad reducen su peso considerablemente a favor de las de jubilación. Esto es debido al mayor importe de las cuantías de las pensiones de jubilación frente al de las de viudedad. El peso de las pensiones de incapacidad permanente se mantiene ligeramente por encima, pero ese peso está distorsionado por la reclasificación que se ha venido realizando desde 1998 de pensiones con origen en incapacidad permanente en pensiones de jubilación cuando las personas beneficiarias cumplen los 65 años.

Por último, se aborda el análisis de la distribución de las pensiones, no por tramos de edad y género, sino por tramos de cuantía de pensión, como figura en el informe estadístico de 2010, INSS (2011, pág. 270, cuadro 7.24). Como ya se ha hecho antes con las cohortes de edad, se compara el número de pensiones de cada cohorte de cuantía de la MCVL con el número de pensiones que supone el 4% de la correspondiente cohorte en la población de pensiones. En la tabla A.7.- Proporción prestaciones MCVL sobre Informe Estadístico INSS por cohortes de cuantía, se aprecia que son pocas las cohortes que se alejan del 4% de la población y aquellas que lo hacen no parecen tener un peso en cuanto a número de pensiones que pueda suponer de gran importancia, a no ser que se centre el foco del estudio precisamente en dichas cohortes.

En resumen, aunque las diferencias de porcentajes sean elevadas en algunas cohortes (de edad o cuantía), alejándose del 4% de la población de pensionistas, el peso que tiene el número de pensiones en dichas cohortes sobre el total es reducido, por lo que podría parecer “a priori” que las diferencias encontradas, considerando la globalidad de la MCVL 2010, no son en la práctica significativas.

Para mostrar esos posibles errores, se ha estimado el gasto total anual en pensiones de 2010 para cada cohorte, género y tipo de prestación a partir de los datos de la MCVL y se ha comparado con los datos correspondientes de la población. El gasto total para la población por pensión, cohorte y género, se ha obtenido a partir de los datos de pensiones en vigor a 31 de diciembre en cada cohorte, pensión y ejercicio, considerando el mismo número de pagas que permite el ajuste perfecto entre el gasto en pensiones en vigor a 31 de diciembre de 2010 y el gasto reconocido en pensiones en presupuesto a lo largo de 2010 recogido en el Informe Estadístico del INSS.

El número de pagas mensuales resultante para ese ajuste perfecto en cada tipo de prestación está comprendido entre 13 y 14. Las diferencias de gasto por cohorte pueden verse en las tablas A.8 hasta A.12. Así, un ejemplo de diferencia con significación práctica y fuente de posible error en las proyecciones, se encuentra en los datos que la MCVL 2010 proporciona del gasto en pensiones de jubilación para las cohortes de 65-69 años. Para los hombres se estima en unos 410 millones de euros menos que el que se produjo en la población, e inferior en más de 230 millones de euros para el caso de las mujeres. Si además, ese menor gasto anual que se ha estimado usando la MCVL se proyecta 20 años o más en el tiempo, según la esperanza de vida de los beneficiarios, puede ser de importancia en la formulación de proyecciones fiables sobre el sostenimiento del sistema público de pensiones. Esto es así para el caso de esas cohortes en donde se ha detectado que el número de prestaciones en la MCVL es ligeramente inferior al 4% esperado de la población (3,85% para hombres y 3,79% para mujeres), sin ser necesariamente una razón para descartar la total utilización de los datos de la MCVL en ejercicios de simulación pero sí proporciona una llamada de atención que no conviene olvidar.

También es relevante destacar que estas diferencias entre la estimación del gasto usando la población de pensionistas y el calculado utilizando la MCVL pueden deberse no sólo a una poco ajustada distribución del número de prestaciones por edades, sino a una discrepancia importante en las cuantías de las pensiones mensuales de la muestra frente a las de la población. Por lo tanto, eso debería alertar sobre la necesidad de tener una muestra lo más ajustada a la población, dado que se potencian las diferencias en la distribución del número de pensiones con las diferencias en la distribución de las cuantías de las mismas.

Por último, una peculiaridad que hay que tener en cuenta cuando se encuentren diferencias en la distribución de las pensiones por edad, es que no tiene el mismo impacto práctico una diferencia de 410 millones de euros en la cohorte “65-69 años” que en la cohorte “85 y más años”, pues las proyecciones en el tiempo del gasto en pensiones dependen, entre otras variables, de la esperanza de vida y es obvio que la cohortes más veteranas vivirán menos años.

4. Ajuste de la MCVL a la población: análisis estadístico

En este apartado se realiza un estudio estadístico del ajuste de la distribución de los datos sobre prestaciones de la MCVL a los de la población siguiendo la estructura de agrupación

de la información ya presentada en el apartado anterior. El análisis del ajuste se centra en el año de extracción de la muestra, 2010. Las diferencias en la distribución de prestaciones que pueda haber entre la muestra y la población pueden tener su origen en tres fuentes²⁰:

- Distinto peso de las cohortes de edad o de cuantía en la muestra respecto a la población.
- Distinto peso del género dentro de cada prestación en la muestra respecto a la población. Esto afecta sólo a la distribución del número de pensiones por edad y tipo de pensión, no así a la distribución por cuantías.
- Distinto peso de una prestación dentro del total de prestaciones de la muestra respecto de la población.

Si bien la diferencia de distribución de la muestra respecto a la población por cada una de las anteriores causas por separado puede ser pequeña, como se ha visto en la mayoría de casos en el análisis del apartado anterior, la acción combinada de las diversas fuentes puede potenciar un mayor desajuste de la muestra a la población del esperado. Ahora bien, existiendo diferencias entre la MCVL y la población, como no podría ser de otra manera, se trata de determinar en este apartado si esas diferencias se deben al azar o no, pues ya se ha determinado antes que serían en la práctica significativas según el contexto, es decir, según sea la submuestra seleccionada. Los resultados del contraste estadístico podrán ratificar o matizar alguna de las afirmaciones realizadas en el apartado anterior sobre el ajuste de la MCVL a la población.

4.1. Distribución de prestaciones por edad y por cuantía

El ajuste de la distribución de la MCVL a la población por edad y por cuantía se va a plantear en tres niveles en el caso de la edad (A, B y C) y dos (D y E) en el caso de la cuantía, tratando de analizar el impacto de las distintas fuentes de divergencia comentadas. En términos de la distribución de prestaciones por edad:

- ✓ Caso A: se centra la atención en la distribución del número de pensionistas por edades de cada pensión, analizando para hombres y para mujeres, pero sin relacionarlos entre sí, ni tampoco se relaciona con la distribución por edades de otras prestaciones. Ese enfoque estaría pensado, por ejemplo, para estudios que analizan una única prestación, planteándose si el número de pensionistas de la muestra se ajusta por cohortes de edad a la población para cada género por separado.
- ✓ Caso B: no sólo se tiene en cuenta la distribución por edades de una pensión, sino que también se va a contemplar simultáneamente la distribución por géneros en una misma prestación.

- ✓ Caso C: más preciso, trata de comprobar si la globalidad de la muestra se ajusta a la distribución que la población sigue por edad, género y tipo de prestación, ajustándose lo mejor posible a los pesos que tienen cada cohorte en cada género, cada género en cada prestación y cada prestación en el total de prestaciones. Es decir, poder concluir que la muestra es representativa de la población como si hubiese sido resultado de un muestreo estratificado con esos grupos o estratos (edad, género y prestaciones).

En cuanto a la distribución de pensiones por cuantía se consideran los siguientes niveles:

- ✓ Caso D: equivalente al A en el caso de distribución por edad, donde se centra la atención en la distribución del número de pensionistas por cuantías de cada pensión, pero sin relacionarlas entre sí. Ese enfoque estaría pensado, por ejemplo, para estudios que analizan una única prestación, planteándose si el número de pensionistas de la muestra se ajusta por cohortes de cuantía a la población.
- ✓ Caso E: equivalente al C en el caso de distribución por edad, más preciso. Se trata de comprobar si la globalidad de la muestra se ajusta a la distribución que la población sigue por cuantía y tipo de prestación, ajustándose lo mejor posible a los pesos que tienen cada cohorte de cuantía en cada prestación y cada prestación en el total de prestaciones.

Las frecuencias para los distintos niveles de ajuste que vienen definidos en la tabla B.1 del apéndice B son:

- A) Frecuencia de la distribución esperada para cada cohorte por género y tipo de prestación. Para el mismo género y el mismo tipo de prestación, se calcula la frecuencia relativa como cociente entre el número de prestaciones de cada cohorte de edad sobre el total de prestaciones del mismo género y tipo de prestación que tiene la población. Una vez obtenida la frecuencia relativa, se multiplicará por el tamaño de la muestra, según los datos de la MCVL, para determinar la frecuencia absoluta esperada, sin redondear, aunque se refiera a una magnitud entera.
- B) Frecuencia de distribución para cada cohorte por tipo de prestación. Para el mismo tipo de prestación, se calcula la frecuencia relativa como cociente del número de prestaciones de cada cohorte de edad y género sobre el total de prestaciones del mismo tipo que tiene la población.
- C) Frecuencia de distribución esperada para cada cohorte sobre el total de la población. Para todos los tipos de prestaciones, se calcula la frecuencia relativa entre el número de prestaciones de cada cohorte de edad y género y tipo de prestación sobre el número total de prestaciones que tiene la población.
- D) Frecuencia de distribución esperada para cada cohorte por cuantía y tipo de prestación. Para un mismo tipo de prestación, se calcula la frecuencia relativa como co-

ciente entre el número de prestaciones de cada cohorte de cuantía sobre el total de prestaciones del mismo tipo de prestación que tiene la población. Una vez obtenida la frecuencia relativa, se multiplicará por el tamaño de la muestra, según los datos de la MCVL, para determinar la frecuencia absoluta esperada.

- E) Frecuencia de distribución esperada para cada cohorte sobre el total de la población. Para todos los tipos de prestaciones, se calcula la frecuencia relativa entre el número de prestaciones de cada cohorte de cuantía y tipo de prestación sobre el número total de prestaciones que tiene la población.

Las tablas de frecuencias y las de prestaciones estimadas para la distribución de prestaciones por edad para cada uno de los 3 niveles A, B, C, se presentan en las tablas del apéndice A.13 hasta A.18. Las correspondientes para la distribución de prestaciones por cuantía para cada uno de los dos niveles son las denominadas A.19, A.20, A.21 y A.22 que aparecen en el apéndice. Estas tablas servirán de base para realizar los contrastes estadísticos posteriores.

4.2. Test de bondad del ajuste Chi-cuadrado, χ^2 , de Pearson

Un test de Bondad del ajuste permite comprobar si, dada una muestra de una población, esta última sigue una determinada distribución teórica, supuesta o especificada. El test de bondad del ajuste elegido es la prueba χ^2 de Pearson y trata de medir la discrepancia entre una distribución teórica con otra observada. Para realizar esa comprobación²¹, se va a contar con que se conoce la distribución que sigue la muestra extraída de esa población y, por tanto, como Monge y Juan, (2002), pág. 2 afirman “*se podrá determinar si los datos de cierta muestra corresponden a cierta distribución poblacional*”.

Por lo tanto, en el caso del que se ocupa este trabajo, la finalidad no es confirmar que la población de prestaciones sigue una determinada distribución teórica, como se haría en otros estudios en el que se desconoce la misma y se tiene que teorizar y contrastar con la distribución de la muestra, sino que, como se conoce perfectamente la distribución de la población con los datos extraídos del INSS para los distintos tipos de pensión a 31 de diciembre de 2010, la cuestión planteada es si la muestra MCVL 2010 para el caso de las prestaciones sigue la misma distribución que esa población.

El análisis estadístico, que se ha explicado más en detalle en el anexo estadístico del apéndice 2, considera por lo tanto:

H_0 : la MCVL 2010 se distribuye igual que la población a 31 de diciembre de 2010.

H_1 : la MCVL 2010 no se distribuye igual que la población a 31 de diciembre de 2010.

Su valor puede indicar si las posibles diferencias que existan entre ambas se deben al azar o no. Los resultados del test se presentan en las tablas 1 a 4, y se resumen en:

- Caso A: las pensiones de la MCVL 2010 que no se ajustan a la población en los dos géneros son las de incapacidad permanente, jubilación y viudedad (tabla 1).
- Caso B: se repite el caso de A, no se puede rechazar que se distribuyan como la población las pensiones de orfandad y las de Favor de familiares (tabla 2).
- Caso C: se rechaza la hipótesis nula de que la MCVL 2010 se distribuye como la población según edad (tabla 3).
- Caso D: se rechaza la hipótesis nula de que la MCVL 2010 se distribuye como la población respecto a las cuantías por tipo de prestación (tabla 4) excepto para las pensiones de orfandad y a favor de familiares.
- Caso E: se rechaza la hipótesis nula de que la MCVL 2010 se distribuye como la población según cuantías (tabla 3).

Tabla 1
RESULTADOS TEST χ^2 . CASO A. DISTRIBUCIÓN POR EDAD ($\alpha=5\%$)

CONCEPTOS	INCAPACIDAD PERMANENTE		JUBILACIÓN		VIUEDAD		ORFANDAD		FAVOR DE FAMILIARES	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Tamaño muestra	25.960	13.694	132.151	73.116	6.303	85.497	5.634	5.302	328	1.184
χ^2	29.200	16.415	57,65	54,87	1.178,5	84,10	16,63	12,82	12,69	8,82
Cohortes agrupadas (k)	13	14	8	7	12	13	18	18	14	15
p-valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,479	0,748	0,472	0,843
$\chi^2_{\alpha,(k-1)}$	21,03	22,36	14,07	12,59	19,68	21,03	27,59	27,59	22,36	23,68
Rechazo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No	No	No	No

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2
RESULTADOS TEST χ^2 . CASO B. DISTRIBUCIÓN POR EDAD ($\alpha=5\%$)

CONCEPTOS	INCAPACIDAD PERMANENTE	JUBILACIÓN	VIUEDAD	ORFANDAD	FAVOR DE FAMILIARES
Tamaño muestra	39.654	205.267	91.800	10.936	1.512
χ^2	45.612,5	115,60	1.255,65	30,1	22,05
Cohortes agrupadas (k)	27	15	25	36	29
p-valor	0,000	0,000	0,000	0,703	0,779
$\chi^2_{\alpha,(k-1)}$	38,885	23,685	36,415	49,802	41,337
Rechazo	Sí	Sí	Sí	No	No

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3
RESULTADOS TEST χ^2 . DISTRIBUCIÓN POR EDAD (CASO C) Y CUANTÍAS (CASO E) ($\alpha=5\%$)

CONCEPTOS	TOTAL PENSIONES	TOTAL PENSIONES
	Caso C	Caso E
Tamaño muestra		349.169
χ^2	50.033	1.373,29
Cohortes agrupadas (k)	132	135
p-valor	0,000	0,000
$\chi^2_{\alpha,(k-1)}$	158,712	162,016
Rechazo	Sí	Sí

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4
RESULTADOS TEST χ^2 . CASO D. DISTRIBUCIÓN POR CUANTÍAS. ($\alpha=5\%$)

CONCEPTOS	INCAPACIDAD PERMANENTE	JUBILACIÓN	VIUEDAD	ORFANDAD	FAVOR DE FAMILIARES
Tamaño muestra	39.654	205.267	91.800	10.936	1.512
χ^2	102,057	187,577	873,237	23,037	9,978
Cohortes agrupadas (k)	31	31	27	25	21
p-valor	0,000	0,000	0,000	0,518	0,969
$\chi^2_{\alpha,(k-1)}$	43,773	43,773	38,885	36,415	31,410
Rechazo	Sí	Sí	Sí	No	No

Fuente: Elaboración propia.

Dado el gran tamaño de las muestras a considerar en cada caso, se podría esperar un p-valor prácticamente nulo, lo que llevaría a rechazar la H_0 de antemano. Esto se explica por el hecho de que cuanto más grande sea la muestra más difícil será que se ajuste perfectamente a la población.

Sin embargo, hay casos en los que el estadístico X^2 obtenido ha sido inferior al valor que el nivel de significación del 5% ha proporcionado, lo que conduciría a no rechazar la hipótesis nula y a considerar verosímil que la muestra se distribuye igual que la población, pese a que por el tamaño de la muestra cabría esperar un p-valor muy pequeño. Esto sucede en la distribución por edad y género (caso A) en las pensiones de orfandad (p-valor del 48% para hombres y 74,84% para mujeres, con tamaños de la muestra de 5.634 y 5.302, respectivamente) y las de Favor de familiares (p-valor del 47,20% para hombres y 84,27% para mujeres, con tamaños de la muestra más pequeños de 328 y 1.184, respectivamente), en la distribución por edad (caso B) en las pensiones de orfandad y de Favor de familiares (con p-valor del 70,36% y 77,88%, tamaño de la muestra 10.936 y 1.512, respectivamente), así como en la distribución por cuantías en el caso de Orfandad y Favor de familiares en el caso D (con p-valor 51,76% y 96,86%, respectivamente).

5. Robustez de los resultados

Según Berkson (1938), Wang (1993) y Lin *et al.* (2013) entre otros autores, los resultados anteriores se justificarían por el gran tamaño de la muestra, pues el estadístico X^2 depende del tamaño de la muestra. Sin embargo, no ha sido posible rechazar la hipótesis nula, tanto para algunos casos anteriores de la MCVL 2010 (orfandad, favor de familiares), como con el caso de los datos del año 2004 extraídos de MTAS (2006), pág. 202, con tamaños de la muestra muy grandes, alrededor del millón de individuos en donde ha sido posible tener muestras de gran tamaño que sí verifican el test X^2 , (Pérez-Salamero *et al.*, 2015, pág. 25-26), aunque con p-valor bajo (en torno a 0,13 respecto a los dos sexos por separado y 0,08 globalmente).

En el trabajo de Lin *et al.* (2013) para mejorar la interpretación de los resultados derivados de muestras grandes, como lo es la MCVL, se sugiere una serie de actuaciones para completar el resultado previsible de rechazo de la hipótesis nula con p-valor nulo o casi nulo. Entre esas actuaciones está aportar información del tamaño del efecto, calcular intervalos de confianza para los parámetros estimados del modelo y representar gráficamente esos intervalos, junto con el p-valor, según aumente el tamaño de la muestra.

Además del gran tamaño de la muestra, otra posible causa de un valor elevado para el estadístico X^2 , según BBN (1997), sería la presencia de “outliers” o datos atípicos. Estos pueden deberse tanto a errores de registro, que son subsanables, como a datos procedentes de otra población, que en este caso puede entenderse que se podrían atribuir a errores de registro o codificación. En BBN (1997) se recomienda repetir los contrastes eliminando los datos atípicos.

Atendiendo a esas sugerencias y a las de otros autores ya citados, se determina en este epígrafe, mediante diversas pruebas, el grado de robustez de los resultados, es decir, si las

diferencias estadísticamente significativas encontradas se deben al gran tamaño de la muestra y a la presencia de datos atípicos.

En este epígrafe se procede a calcular algunos estadísticos alternativos, incluyendo a aquellos coeficientes de contingencia que midan la diferencia eliminado el impacto del tamaño de la muestra y del número de cohortes en las que se agrupan los datos (razón de verosimilitud, V de Cramér). Dada la propiedad aditiva del estadístico X^2 , también se realiza un estudio detallado con el fin de detectar, si es posible, el origen de las diferencias de distribución entre muestra y población en aquellas prestaciones en las que se haya rechazado la hipótesis nula. Por último, se trata de analizar el impacto de la presencia de datos atípicos u “outliers” en los resultados del test para aquellas prestaciones que los contenían, así como el impacto de una reasignación de las pensiones por incapacidad permanente que no procedan del SOVI en las cohortes correspondientes de pensiones de jubilación a partir de 65 años, pues las pensiones procedentes de ese régimen sí que aparecen dentro de las de Incapacidad Permanente en el Informe Estadístico en las cohortes de 65 o más años, MTAS (2011) pág. 6.

5.1. Test de razón de verosimilitud X^2

Se basa en el cociente de las frecuencias observadas y estimadas, Klugman *et al.* (2004), págs. 436-438, en lugar de basarse en las diferencias (al cuadrado) como hace el de Pearson. Para muestras grandes, la razón de verosimilitud chi-cuadrado proporciona los mismos resultados que el test X^2 , tanto rechazar o no rechazar la hipótesis nula, con valor prácticamente nulo en ambos casos para el p-valor. Según García (1995) pág. 27, citado en Rodríguez (2004), una ventaja respecto al test X^2 de Pearson es que no requiere que todas las frecuencias esperadas sean mayores que 5. Este hecho deviene en que no será necesario reagrupar valores observados y esperados de distintas cohortes, siempre que estas tengan algún valor esperado, por lo que los grados de libertad del test de razón de verosimilitud no coincidirán siempre con los del test X^2 de Pearson.

Realizado todo el trabajo de contrastación, los resultados del test de razón de verosimilitud X^2 para los cinco casos (distribución por edad, A, B, C, y por cuantía, D y E) no aportan información nueva que pueda explicar la causa de las diferencias estadísticamente significativas encontradas.

5.2. Coeficiente V de Cramér y tamaño del efecto

Para corregir el impacto del tamaño de la muestra en el valor del X^2 , se han desarrollado distintos coeficientes de contingencia debidos a Cohen (1988), el índice w y la V de Cramér, que también están explicados en el anexo estadístico del apéndice 2.

A partir de estos valores, se ha construido la tabla A.23 que incorpora los propuestos por Cohen (1988), y que permitirá clasificar el tamaño del efecto (TE) según los valores que tome la V de Cramér. A continuación se ha calculado la V de Cramér para cada uno de los contrastes de los 5 casos considerados (A, B, C, D y E) que se recogen en la tabla A.24.

En el análisis de la distribución según edad (casos A, B y C), el TE es grande para la prestación de Incapacidad Permanente, medio para las pensiones de viudedad de hombres, y considerando el caso general de ajuste de la MCVL a la población el TE es medio. El TE es pequeño para las pensiones de viudedad en su globalidad. Todo esto respecto a los contrastes con resultado de rechazo. Para el análisis de la distribución según cuantías el tamaño del efecto es despreciable en todos los casos.

Por último se presenta en la tabla A.25 la potencia de las pruebas calculada con un nivel de significación del 5%. Sólo se reseña que en el caso de la distribución de las pensiones por edad a favor de familiares mujeres la potencia del test es baja, incluso por debajo del 50%, por lo que la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula siendo falsa es mayor al 50%. Lo mismo sucede para el caso de esas pensiones distribuidas según cuantía. Para el resto de casos, se concluye que la potencia es alta, debido al gran tamaño de la muestra reduciendo la probabilidad de cometer el Error de tipo II.

A la vista conjunta de los datos de nivel de significación $\alpha = 5\%$; de potencia, de p-valor y del TE, se puede concluir, sin mucho margen de error, que las pensiones de incapacidad permanente no se distribuyen por edad como la población, ni analizadas por género ni conjuntamente los dos géneros. Lo mismo se puede decir en menor medida, de las pensiones de viudedad – hombre. Esas diferencias se trasladan a la distribución conjunta de los cinco tipos de pensiones.

En cuanto a no rechazar la hipótesis de que las prestaciones de orfandad y favor de familiares se distribuyen por edad, igual que la población, se sustenta con un error de tipo II no muy elevado dada la potencia y el p-valor en los distintos casos. El caso en donde es más cuestionable no rechazar la hipótesis de que se distribuye igual que la población es el de Favor de Familiares – Hombre con un 47,20% de probabilidad de haber obtenido el resultado del test siendo verdadera la hipótesis y un 38,55% de no rechazar la hipótesis siendo falsa.

En cuanto a la distribución por cuantías, se puede concluir que el rechazo de la hipótesis en el caso de la distribución de las pensiones de incapacidad permanente, jubilación y viudedad, puede atribuirse al gran tamaño de la muestra, pues al tratar de eliminar su efecto, el TE en esos casos es casi nulo. En cuanto a la posibilidad de cometer el error tipo II al no rechazar la hipótesis de misma distribución que la población para las pensiones de orfandad y favor de familiares, si bien la potencia haría cuestionar el caso de Favor de Familiares, el valor del p-valor de más del 96% y un TE despreciable, podría apoyar el criterio de que no es posible rechazar que su distribución coincida con la de la población. En cuanto a las de Orfandad, la gran potencia (más del 81%), un p-valor superior al 51%, y un TE despreciable también sostienen que no es posible rechazar que se distribuya igual que la población.

5.3. Análisis del peso de cada cohorte en el valor de χ^2

Cuando el resultado del test χ^2 de Pearson es rechazar la H_0 , Galindo-Villardón *et al.* (2006), págs. 344-345, sugieren analizar la contribución de cada cohorte al valor del estadístico chi-cuadrado, para determinar la raíz de la discrepancia entre muestra y población. Realizar esto será equivalente al análisis realizado en el apartado anterior sobre el ajuste de la muestra a la población, pero aquel análisis previo se ha podido efectuar al conocer perfectamente la distribución de la población.

Se ha efectuado un análisis sobre la contribución de cada cohorte al valor del chi-cuadrado, se ha determinado también la cohorte a partir de la cual se obtiene un valor que ya supere el valor del test para un nivel de significación del 5% y grados de libertad según el número de cohortes reagrupadas, que haga que se rechace la hipótesis nula. Esto último puede suceder sin que necesariamente se incluya en la suma progresiva a las cohortes que proporcionan el mayor porcentaje de contribución al valor del estadístico total. Un tercer dato que se aporta es el porcentaje de cohortes en las que su contribución al valor del estadístico chi-cuadrado (diferencia al cuadrado entre el valor observado y el estimado dividida por el valor estimado) es superior a la media aritmética que sale de dividir el valor teórico del chi-cuadrado con un nivel de significación del 5% por el número de cohortes reagrupadas que determinan los grados de libertad a considerar. Este tercer dato permite determinar si las diferencias se focalizan en unas pocas cohortes o es el resultado de la suma de las aportaciones de diversas cohortes. Si fuera este último caso, aún quedaría por determinar si la presencia de esas diferencias significativas se deben al gran tamaño de la muestra que las magnifica o no. En la tabla A.26 se resumen los resultados del análisis.

- En el caso A, en las pensiones de incapacidad permanente la mayor contribución al valor del estadístico (cohortes de 65-69 años, con 99,66% para hombres y 99,69% para mujeres) no corresponde a las cohortes que mayor peso tienen en la muestra (5,97% de prestaciones de ese tipo para hombres y el 5,70% en mujeres). Sin embargo, para las pensiones de jubilación y viudedad el rechazo de la hipótesis se alcanza antes de considerar a las cohortes que más aportan al valor del estadístico chi-cuadrado. Para el caso B, C y E sí que se corresponde la primera cohorte de rechazo con la de mayor aportación. Se aprecia también, en todos los casos, que las cohortes de mayor aportación al valor del estadístico no son las de mayor peso en el tamaño de la muestra.
- En todos los casos, existe un porcentaje no despreciable de cohortes cuya aportación al valor del estadístico supera la media necesaria para rechazar la hipótesis nula, por lo que el rechazo no siempre se deberá a las cohortes de mayor aportación. De hecho, en el caso A, si se eliminan las 3 cohortes de mayor contribución, el valor del estadístico queda por debajo del valor de rechazo en las pensiones de jubilación y viudedad, pero no de las pensiones de incapacidad permanente que seguiría con un valor por encima del rechazo, mientras que en los casos B, C, D y E, el valor del estadístico seguiría quedando en la región de rechazo pese a esa eliminación.

De estos resultados se podría interpretar que hay pensiones en donde el rechazo de la hipótesis de que la muestra se distribuya como la población puede deberse a la existencia de cohortes sobre-representadas, pues eliminando su efecto, la hipótesis no se rechazaría, frente a otros casos en donde el rechazo se mantiene, por lo que el rechazo podría deberse al gran tamaño de la muestra que magnifica las diferencias, como ya se ha visto en las páginas anteriores con el coeficiente V de Cramér.

5.4. Análisis del efecto de los “outlier” en el valor del X^2

Además del gran tamaño de la muestra, otra posible causa de un valor elevado para el estadístico X^2 , según BBN (1997), sería la presencia de outliers o datos atípicos. Estos pueden deberse tanto a errores de registro, que son subsanables, como a datos procedentes de otra población.

Como se ha detectado al comparar el 4% de la población con la MCVL, existen claramente datos atípicos (existen pensiones en determinadas cohortes de edad de la MCVL que no aparecen en la población), aunque no en la distribución por cuantías. Se procede a repetir el test para el caso A (distribución de pensiones por edad, género y tipo de pensión) eliminando de la muestra aquellos datos que pueden reconocerse como errores de registro (pensiones de jubilación de 30 a 44 años y viudedad de 15 a 19 años en hombres). Pero es difícil de determinar qué realizar en aquellos casos de la cohortes de edad con porcentajes en la MCVL sensiblemente superiores al 4% de la población (incapacidad permanente, jubilación y viudedad). Habría que consultar con la Subdirección General de Seguimiento Económico de la DGOSS del MESS, para determinar la correcta procedencia de los datos de la MCVL en esas cohortes de dichas prestaciones. Sin embargo, a modo de ejemplo, se ha realizado el test reasignando todas las prestaciones por incapacidad permanente de personas con más de 65 años a la correspondiente cohorte de la prestación por jubilación, exceptuando las procedentes del SOVI. Esa es la práctica desde 1998, aunque en la memoria del INSS siguen figurando pensionistas por incapacidad permanente de más de 65 años que no proceden del SOVI, aunque las pensiones de esos otros regímenes (2.321) suponen alrededor del 10% de las pensiones procedentes del SOVI (23.997) en la población, mientras que en la MCVL son más del doble que las procedentes del SOVI.

Si se considera sólo la eliminación de los valores atípicos en las pensiones en las que claramente están determinados, jubilación (hombres de 30-34, 35-39 y 40-44 años; y mujeres de 35-39 años) y viudedad (hombres de 15-19 años), los cambios en el valor del X^2 son pequeños, manteniéndose prácticamente las mismas consideraciones hechas sobre la muestra con datos atípicos. Puede verse en las tablas A.27, A.28 y A.29, que se mantiene el número de cohortes con contribución superior a la media para que se rechace la hipótesis nula, excepto en el caso de jubilación- hombre.

Si se considera conjuntamente la eliminación de los valores atípicos y la reasignación de todas las pensiones no procedentes del SOVI por incapacidad permanente a sus correspon-

dientes cohortes de pensiones de jubilación, los resultados, tablas A.30, A.31, A.32 y A.33, aunque muestran un rechazo de la hipótesis nula, se hace con un valor mucho más reducido del estadístico X^2 , dando como resultado un valor de la V de Cramér que denota un tamaño del efecto despreciable para las pensiones de Incapacidad Permanente, lo que no sucedía antes de la reagrupación. Esto ratifica que la procedencia de las diferencias principales en la distribución de la MCVL y la población de prestaciones se debería a una mala codificación de pensiones por Incapacidad Permanente en lugar de Pensiones de Jubilación.

6. Conclusiones e investigación futura a realizar

La MCVL es un conjunto de microdatos individuales anonimizados extraídos de los registros de la Seguridad Social de España, y los autores creen firmemente que es un instrumento valiosísimo que ha permitido avanzar de manera notable en el estudio de muchos aspectos del sistema de pensiones. Sin embargo, la utilización de la MCVL para cierto tipo de investigaciones debido a su concepción inicial (Muestra Aleatoria Simple), algunos errores originados en las fuentes administrativas, y problemas de reclasificación, puede conducir a que los datos extraídos no sean una fiel réplica de la población objeto de estudio (en nuestro caso los pensionistas).

Los estudios basados en datos sería muy deseable que incluyesen como requisito previo el análisis de la calidad de los mismos, y la adecuación a los fines perseguidos; en numerosas ocasiones este prerrequisito no se cumple, por lo que esta negligencia de origen puede llegar a invalidar, en algunos casos concretos, el estudio posterior. En este trabajo se ha realizado un análisis profundo de la representatividad de los datos sobre prestaciones de la MCVL, pudiéndose concluir que no se adecúa en determinados tipos de prestaciones dado que algunas cohortes están sobrerrepresentadas en la MCVL 2010 con respecto a la población.

Los contrastes estadísticos realizados parecen sugerir que la MCVL 2010 no se ajusta a la distribución de la población por edad y género y por cuantía en dos tipos de prestaciones: incapacidad permanente y viudedad, lo que afecta a la representatividad global, siendo más evidente en el caso del primer tipo.

El ajuste en cuanto a la globalidad (conjunto de prestaciones) no se da ni por edad (Caso C: la distribución que la población sigue por edad, género y tipo de prestación) ni por cuantía (Caso E: la distribución que la población sigue por cuantía y tipo de prestación), aunque en el primer caso el tamaño del efecto es medio, mientras que en el segundo caso es despreciable, por lo que podría justificarse que el desajuste en cuantías se debe al gran tamaño de la muestra.

Es importante destacar que la comparación de la distribución de las prestaciones por edad, se realiza en cohortes de 5 años, pues no hay datos conocidos de cómo se distribuye dentro de cada cohorte de edad en la población. En determinados estudios se trabaja con la edad de cada pensionista y su respectiva esperanza de vida para así poder estimar la corrien-

te futura de pagos por prestaciones y/o el valor actual de las obligaciones futuras. Si a un ajuste incorrecto de la MCVL a la población por cohortes de edad, se le une una posible desviación de la distribución de pensionistas dentro de cada cohorte en la MCVL respecto a la población, se generarían proyecciones dudosas sobre los pagos futuros totales de pensiones y/o el valor actual de los compromisos asumidos. Con la distribución por cuantías sucedería algo similar, con la combinación del desajuste detectado en este estudio, aunque pequeño entre cohortes de cuantía, y el posible desajuste dentro de cada cohorte de cuantías de los datos de la MCVL y los reales de la población.

El propio MTAS (2006) advierte que en el tratamiento de los datos de la MCVL, pueden encontrarse posibles problemas de fiabilidad en algunos registros dado su carácter administrativo y que los usuarios de la MCVL se comprometen a actuar teniendo en cuenta las recomendaciones sobre fiabilidad que se hacen para cada fichero. Entre alguna de las discrepancias detectadas está la presencia de registros en la MCVL en determinadas cohortes que no deberían figurar puesto que no existen en la población (“outlier” o datos atípicos), pero que se explican por las distintas fechas en que se genera la MCVL y los Informes del INSS. También existen registros sin datos de género, ni fecha de nacimiento, registros con fecha de fallecimiento y situación de alta de la pensión, registros de la misma pensión con situación de alta de la pensión en 2010 y situación de baja por fallecimiento en ejercicios anteriores, registros duplicados y/o aparentemente incoherentes en el mismo ejercicio. Han sido eliminados en el tratamiento y será facilitada su ubicación a todos los investigadores que lo soliciten a los autores. También se ha detectado un número relativamente reducido de registros en donde diverge sustancialmente el dato de la pensión total anual con la suma de las 14 pagas mensuales totales, sin que se pueda atribuir esa diferencia al hecho que algún tipo de prestación no tenga legalmente reconocidas dos pagas adicionales de igual cuantía que las normales.

De acuerdo con todo lo que se acaba de exponer, cabe preguntarse si de los resultados de esta investigación puede concluirse que los autores recomiendan la no utilización de la MCVL para trabajos científicos; no, en absoluto, especialmente una vez se realice la depuración de los errores administrativos y se corrijan los problemas de reclasificación por parte de los investigadores.

Para finalizar, directamente derivado del trabajo realizado y con el objetivo de minimizar los inconvenientes del diseño de la MCVL basada en el MAS, como investigación futura (inmediata) cabría plantearse si es posible mejorar el ajuste de los datos de prestaciones de la MCVL respecto a los de la población de pensionistas. Los autores están en condiciones de afirmar que se podrían diseñar procedimientos, eficientes y fáciles de llevar a cabo, que proporcionarían sub-muestras de la MCVL que se ajustarían mejor a la distribución de pensiones de la población, por edad y género, como sería el caso en un Muestreo Aleatorio Estratificado y que reducirían notablemente los errores en la proyección del gasto en pensiones. En concreto, la selección se realizaría mediante la obtención de una solución factible de un problema de optimización con restricciones sobre la integridad y la no negatividad de los valores de cada cohorte, tal que se mejore la representatividad respecto a la población en

términos de un test de bondad del ajuste. También se garantizaría que la sub-muestra esté contenida en la MCVL y en la población tal que no contenga los datos atípicos existentes en la primera y que no aparecieran en la segunda; así como para que el número de pensiones en cada cohorte de la sub-muestra sea menor o igual al correspondiente de la misma cohorte de la MCVL.

Notas

1. Old Age, Survivors and Disability Insurance Program (OASDI). Sobre el Sistema público de Seguridad Social el lector interesado puede consultar OASDI Trustees Report (2014).
2. Recopilado por el Austrian Central Social Security Register (CSSR), Register des Hauptverbandes der österreichischen Sozialversicherungsträgerque. Más información disponible en:
<http://www.jpi-dataproject.eu/Home/Database/217?topicId=2> [Consulta: 22 diciembre 2014].
3. http://fdz.iab.de/en/FDZ_Data_Access/FDZ_On-Site_Use.aspx [Consulta: 22 diciembre 2014].
4. <http://www.jpi-dataproject.eu/Home/Database/365?topicId=2> [Consulta: 22 diciembre 2014].
5. Además de los múltiples trabajos que utilizan la MCVL en el ámbito de la Economía Laboral y sin ánimo de ser exhaustivos, entre los que analizan el sistema de pensiones español, se pueden citar los siguientes: Antón-Pérez *et al.* (2007); Argimón *et al.* (2007); Arranz *et al.* (2013); Boado-Penas y Lanot. G. (2012); Boado-Penas *et al.* (2008); Cairó-Blanco (2010); Conde-Ruiz y González (2012); Devesa *et al.* (2012); Domínguez *et al.* (2012); Meneu-Gaya y Encinas-Goenechea (2011); Moral Arce *et al.* (2008); Muñoz de Bustillo *et al.* (2011); Patxot *et al.* (2009); Peinado-Martínez (2011); Rosado-Cebrián (2014); Vegas-Sánchez *et al.* (2013); Vicente-Merino *et al.* (2012), Vidal-Melia *et al.* (2009) o Vidal-Meliá (2014). Una relación más amplia de trabajos que usan la MCVL se encuentra en:
<http://www.uv.es/perezsa/investigacion/BibliogrMCVL.htm>.
6. Está disponible en el Informe Estadístico del Instituto Nacional de la Seguridad Social de 2010, otorgando a dicha información la fiabilidad que se le supone.
7. Para conocer el proceso de definición de la población de la que se extrajo la primera ola de la MCVL en 2004 puede consultarse MTAS (2006) en sus páginas 25-29.
8. Según MTAS (2006) en la versión de la MCVL de 2004 se depuraron de la población de referencia los registros cuyo número de identificación contuviera símbolos diferentes a cifras o letras, las personas con más de 115 años, (en la versión de 2005 se eliminaron más registros, las personas nacidas en 1900 o antes, por la existencia de muchos errores en ese año), los activos de más de 100 años, los menores de 16 años activos (excepto artistas) o pensionistas (excepto los de orfandad) y los que con fecha de fallecimiento estuvieran en situación de alta.
9. Los autores han comprobado para sexo y edad que efectivamente esta afirmación se cumple.
10. MTAS (2006), Ministerio de Empleo y Seguridad Social (MESS) (2009a), (2009b) y (2015).
11. Sin ánimo de ser exhaustivos, se pueden citar los trabajos de Argimón y González (2006), Durán y Sevilla (2006), Toharia *et al.* (2007), Durán (2007), García-Segovia y Durán, (2008), Lapuerta (2010), López Roldán, (2011) o Arranz *et al.* (2013).
12. Para un análisis minucioso de la MCVL CDF puede consultarse el trabajo de Arranz y García-Serrano (2011).
13. Esta limitación ha sido advertida por F. García Segovia de la Secretaría General de Planificación y Análisis Económico-Financiero de la Seguridad Social del Ministerio de Empleo y S.S.

14. Puede consultarse la fecha de publicación de los Informes (Memorias de Actividades) en http://www.seg-social.es/Internet_1/Estadistica/Documentacion/Memorias/index.htm, así como la fecha de aprobación de los mismos por el Consejo General.
15. Después del análisis detallado de los distintos ficheros, la primera dificultad que comenta Lapuerta (2010) referente a la duplicidad de números de identificación, no se ha detectado en la MCVL 2010. El resto de dificultades no se han tenido en cuenta, dadas las características de las prestaciones.
16. Para una descripción más exhaustiva se pueden consultar los trabajos de Pérez-Salamero *et al.* (2015) y Pérez-Salamero (2015).
17. Los datos no corresponden siempre a las mismas personas, sino que corresponden a casos distintos.
18. El problema radica en que no existe un estadístico que dé respuesta a esa pregunta. Será el contexto y el conocimiento que sobre la materia a estudiar tenga la persona que realice el test, lo que determine si la diferencia es o no significativa en la práctica.
19. Según el MTAS (2011), pág. 6, a partir de diciembre de 1997 las pensiones de incapacidad permanente de beneficiarios de 65 y más años pasan a considerarse como pensiones de jubilación a efectos estadísticos.
20. Nuevamente esto puede ser así porque los datos se han extraído inicialmente mediante un muestreo aleatorio simple y no uno estratificado que hubiera tenido en cuenta la agrupación de las personas por cohortes de edad, género y tipo de prestación, o por cuantía.
21. Los autores son conscientes de las muchas limitaciones que tiene el contraste de la hipótesis nula, como bien recogen los trabajos de Nickerson (2000), Díaz *et al.* (2008), Wang (1993) y otros muchos recogidos en una lista de publicaciones y bibliografía recopilada en Sewell (1999). Se advierte en esos trabajos del mal uso, interpretaciones erróneas de elementos y resultados del test, y se facilitan propuestas de mejora. En estas páginas se ha tratado de atender lo mejor posible a dichas recomendaciones para un buen desarrollo del test y una correcta interpretación de los resultados.
22. Este y otros estadísticos que aparecen en el trabajo son de conocimiento generalizado entre los especialistas en estadística, pero se incluyen para que el lector pueda seguir mejor el trabajo.
23. Esta propiedad sirve también para justificar que el coeficiente V de Cramér, que se calcula posteriormente, elimina el peso del tamaño de la muestra comparando diferencia de proporciones.

Referencias

- Antón Pérez, J., Braña Pino, J., y Muñoz de Bustillo Llorente, R. (2007), “Edad efectiva de jubilación en España: un análisis a partir de la explotación de la Muestra Continua de Vidas Laborales de la Seguridad Social”, Jornadas MCVL-FEDEA, 4 y 5 de octubre de 2007, pp. 1-44. Madrid: FEDEA. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.
- Argimón, I., y González, C. I. (2006), “La Muestra Continua de Vidas Laborales de la Seguridad Social”, *Boletín Económico del Banco de España* (Mayo), 40-53.
- Argimón, I., González, C., y Vegas, R. (2007), “Jubilación entre los 60 y los 65 años. Algunas características”, *Presupuesto y Gasto Público*, 47: 161-184.
- Arranz, J. M., y García-Serrano, C. (2011), “Are the MCVL tax data useful? Ideas for mining”, *Hacienda Pública Española/ Review of Public Economics*, 199 (4): 151-186.
- Arranz, J. M., García-Serrano, C., y Hernanz, V. (2013), “How do we pursue “labormetrics”? An application using the MCVL”, *Estadística Española*, 55 (181): 231-254.

- BBN Corporation. (13 de marzo de 1997), "PROPHET StatGuide: Do your data violate goodness of fit (chi-square) test assumptions?" Recuperado el 10 de octubre de 2014, de PROPHET StatGuide: Goodness of Fit (Chi-square) Test: http://www.basic.northwestern.edu/statguidefiles/gf-dist_ass_viol.html
- Bender, S. y S Wolter. (2014), "Accessing German Social Security Records Through the Research Data Center (FDZ) of the BA at IAB", *German Administrative Data Project, Harvard University*. http://economics.harvard.edu/files/economics/files/140211_rdc_bu-mit.pdf
- Berkson, J. (1938), "Some Difficulties of Interpretation Encountered in the Application of the Chi-Square Test", *Journal of the American Statistical Association*, 33 (203): 526-536.
- Boado Penas, M. C., y Lanot, G. (2012), "Impacto redistributivo y solvencia ante reformas en el sistema de pensiones español. Una aproximación a partir de la Muestra Continua de Vidas Laborales", Madrid: Secretaría de Estado de Seguridad Social. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. FIPROS.
- Boado-Penas, M.C, Valdés-Prieto, S. y Vidal-Meliá, C. (2008), "An Actuarial Balance Sheet for Pay-As-You-Go Finance: Solvency Indicators for Spain and Sweden", *Fiscal Studies*, 29: 89-134.
- Buckler, W. (1988), "Commentary: Continuous Work History Sample", *Social Security Bulletin* 51(4): 12 y 56.
- Cairó Blanco, I. (2010), "An empirical analysis of retirement behaviour in Spain: Partial versus full retirement", *SERIEs - Journal of the Spanish Economic Association*, 2010(1): 325-356.
- Cohen, J. (1988), *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Conde Ruiz, J., y González, C. (2013), "Reforma de pensiones 2011 en España", *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, 204: 9-44.
- Devesa-Carpio, J. E., Devesa-Carpio, M., Meneu-Gaya, R., Nagore-García, A., Domínguez- Fabián, I. y Encinas-Goenechea, B. (2012), "Equidad y sostenibilidad como objetivos ante la reforma del sistema contributivo de pensiones de jubilación", *Hacienda Pública Española/ Review of Public Economics*, 201: 9-38.
- Díaz, C., Batanero Bernabéu, C., y Wilhelmi, M. R. (2008), "Errores frecuentes en el análisis de datos en Educación y Psicología", *Publicaciones*, 9-23. <http://hdl.handle.net/10481/24692>
- Dirección General de Ordenación (DGO). Secretaría de Estado de la Seguridad Social (SESS). (2011), Muestra Continua de Vidas Laborales 2010. Madrid: Ministerio de Trabajo e Inmigración.
- Domínguez Fabián, I., Devesa Carpio, M., y Rosado Cebrián, B. (2012), "La Muestra Continua de Vidas Laborales y su potencial para analizar la solvencia del sistema de pensiones desde la perspectiva del empleo". Madrid: Secretaría de Estado de Seguridad Social. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. FIPROS.
- Durán, A. (2007), "La Muestra Continua de Vidas Laborales de la Seguridad Social", *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales* (1): 231-240.

- Durán, A., y Sevilla, M. (2006), "Una muestra continua de vidas laborales", en Marcos, C. (coord.). *El papel de los registros administrativos en el análisis social y económico y el desarrollo del sistema estadístico*. Madrid: Ministerio de Hacienda, Instituto de Estudios Fiscales, 241-252.
- Galindo Villardón, M., Barrera Mellado, I., Benito Maestre, M., Díaz Leno, M., Fernández Gómez, M., Galindo Villardón, M., . . . Vicente Villardón, J. (2006). "Introducción a la Estadística". Recuperado el 17 de octubre de 2014, en *Libro de Estadística básica*. Departamento de Estadística. Universidad de Salamanca: <http://biplot.usal.es/problemas/libro/index.html>
- García Segovia, F., y Durán, A. (2008), "Nuevos avances en la información laboral: la Muestra Continua de Vidas Laborales", *Economistas* (116): 228-231.
- García, R. M. (1995), "Contraste Chi-cuadrado" *Cuadernos de UADE*, 123: 27.
- Hamermesh, D. S. (2000), "The Craft of Labormetrics", *Industrial and Labor Relations Review*, 53 (3): 363-380.
- Himmelreicher, R.K. y M Stegmann (2008), "New Possibilities for Socio-Economic Research through Longitudinal Data from the Research Data Centre of the German Federal Pension Insurance (FDZ-RV)", *Schmollers Jahrbuch*, 128 (4): 647-660. Recuperado el 30 de abril de 2015: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/190489.pdf>.
- INSS. (2011), *Informe Estadístico 2010*. Madrid: INSS. SESS. MTAS.
- Klugman, S. A., Panjer, H. H., y Willmot, G. E. (2004), *Loss Models. From Data to Decisions*. Wiley.
- Lapuerta, I. (2010), "Claves para el trabajo con la Muestra Continua de Vidas Laborales", *DemoSoc Working Paper*, 2010-37.
- Lin, M., Lucas, H. C., y Shmieli, G. (2013), "Research Commentary: Too Big to Fail: Large Samples and the p-value Problem", *Information Systems Research*, 24 (4): 906-917.
- López Roldán, P. (2011), "La Muestra Continua de Vidas Laborales: posibilidades y limitaciones. Aplicación al estudio de la ocupación de la población inmigrante", *Metodología de Encuestas*, 13: 7-32.
- Martínez Bencardino, C. (2012), *Estadística y muestreo*. Bogotá: Ecoe Ediciones.
- Meneu Gaya, R., y Encinas Goenechea, B. (2011), "Valoración de la reforma del sistema de pensiones español de 2011 desde la óptica de la viabilidad financiero-actuarial. Un análisis a través de la MCVL", Secretaría de Estado de la Seguridad Social. Madrid: Ministerio de Empleo y Seguridad Social. FIPROS.
- Ministerio de Empleo y Seguridad Social (MESS), Secretaría de Estado de Seguridad Social (MESS). (2009a), "La Muestra Continua de Vidas Laborales. Descripción general". Recuperado el 26 de 05 de 2014, de Estadísticas, Presupuestos y Estudios. Estadísticas: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/120735.pdf>
- MESS (2009b), "Muestra Continua de Vidas Laborales. Contenido y utilización". Recuperado el 26 de 05 de 2014, de Estadísticas, Presupuestos y Estudios. Estadísticas: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/120736.pdf>

- MESS (2015), “La Muestra Continua de Vidas Laborales. Guía del contenido”. Estadísticas, Presupuestos y Estudios. Estadísticas: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/190489.pdf>
- Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. (MTAS) (2006), *La Muestra Continua de Vidas Laborales*, Colección Informes y Estudios. Serie Seguridad Social, 26. Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.
- Monge Ivars, J. F., y Juan Pérez, Á. A. (2002), *UOC. Proyecto E-MATH. “Uso de las TIC en asignaturas cuantitativas aplicadas”*. (U. O. Catalunya, Ed.) Recuperado el 29 de 05 de 2014, de “Estadística no paramétrica: Prueba Chi-Cuadrado”. Proyecto e- Math. Financiado por la Secretaría de Estado de Educación y Universidades (MECD): http://www.uoc.edu/in3/emath/docs/Chi_cuadrado.pdf
- Moral Arce, I., Patxot, C., y Souto, G. (2008), “La sostenibilidad del sistema de pensiones. Una aproximación a partir de la MCVL”, *Revista de Economía Aplicada*, XVI (E-1): 29-66.
- MTAS. (2011), *Fichas de las variables que aparecen en los ficheros de prestaciones. “Fichas Prestaciones 2010 v2”*. MCVL 2010. Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Recuperado el 23 de 07 de 2013: <http://www.seg-social.es/prdi00/groups/public/documents/binario/176378.pdf>
- Muñoz de Bustillo, R., De Pedraza, P., Antón, J. I., y Rivas, L. A. (2011), “Working life and retirement pensions in Spain: The simulated impact of a parametric reform”, *International Social Security Review*, 64 (1): 73-93.
- Nickerson, R. S. (2000), “Null Hypothesis Significance Testing: A Review of an Old and Continuing Controversy”, *Psychological Methods*, 5 (2): 241-301.
- OASDI Trustees Report (2014), *The 2014 Annual Report of the Board of Trustees of the Federal Old-Age and Survivors Insurance and Federal Disability Insurance Trust Funds*, <http://www.socialsecurity.gov/OACT/TR/2014/tr2014.pdf>
- Olsen, A. y R. Hudson. (2009), “Social Security Administration’s Master Earnings File: Background Information”, *Social Security Bulletin*, 69 (3): 29-45.
- Patxot, C., Souto, G., y Villanueva, J. (2009), “Fostering the contributory nature of the Spanish retirement pension system: An arithmetic micro-simulation exercise using the MCVL”, *Presupuesto y Gasto Público*, 57: 7-32.
- Peinado Martínez, P. (2011), *Pension System’s reform in Spain: a dynamic analysis of the effects on welfare*. Tesis doctoral. Universidad del País Vasco.
- Pérez Salamero González, J.M. (2015), *La MCVL como fuente generadora de datos para el estudio del sistema de pensiones*. Tesis doctoral. Universidad de Valencia.
- Pérez Salamero González, J.M., M. Regúlez-Castillo y C. Vidal-Meliá (2015), “¿Es la MCVL representativa de las prestaciones del Sistema Público de Pensiones?” (March 23, 2015). SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2548631>
- Rodríguez, R. J. (2004), *Ayuda SPSS. Chi-cuadrado- Notas metodológicas*. Recuperado el 17 de octubre de 2014, de Rubé José Rodríguez: http://www.rubenjoserodriguez.com.ar/wp-content/uploads/2011/06/Ayuda_SPSS-Chi_Cuadrado_Notas_Metodologicas.pdf

- Rosado Cebrián, B. (2014), *Análisis de la solvencia del sistema de pensiones de jubilación español desde la perspectiva del empleo a partir de la muestra continua de vidas laborales*. Tesis doctoral. Universidad de Extremadura.
- Sewell, M. (1999), *Statistical Inference (and What is Wrong With Classical Statistics)*. Recuperado el 12 de marzo de 2014, de Statistics FAQ: <http://www.stats.org.uk/statistical-inference/>
- Singh, D., y Chaudhary, F. S. (1986), *Theory and analysis of sample survey designs*. Wiley Eastern Limited.
- Smith, C. (1989), "The Social Security Administration's Continuous Work History Sample", *Social Security Bulletin*, 52 (10): 20-28.
- Toharia Cortés, L., Moreno, G., y Muñoz, C. (2007), "La mejora del sistema de información estadística procedente de los registros de la Seguridad Social". Madrid: Secretaría de Estado de Seguridad Social. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. FIPROS.
- Vegas Sánchez, R., Argimón, I., Botella, M., y González, C. (2013), "Old age pensions and retirement in Spain", *SERIEs Journal of The Spanish Economic Association*, 2013 (4): 273-307.
- Vicente Merino, A., Calderón Milán, M., y Martínez Aguado, T. (2012), "Muchos pierden y pocos ganan: efectos de la reforma legislativa sobre el poder adquisitivo del trabajador tras la jubilación!", *Anales del Instituto de Actuarios Españoles* (18): 77-110.
- Vidal-Meliá, C. (2014), "An assessment of the 2011 Spanish pension reform using the Swedish system as a benchmark", *Journal of Pension Economics and Finance*, 13 (3): 297-333.
- Vidal-Meliá, C., Boado-Penas, M.C. y Settergren, O. (2009), "Automatic Balance Mechanisms in Pay-As-You-Go Pension Systems", *The Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice*, 33 (4): 287-317.
- Wang, C. (1993), *Sense and Nonsense of Statistical Inference: Controversy, Misuse, and Subtlety*. New York: Marcel Dekker.
- Zweimüller, J., R. Winter-Ebmer, R. Lalive, A. Kuhn, J.P. Wuellrich, O. Ruf y S. Büchi, (2009), Austrian Social Security Database (May 4, 2009). SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1399350>

Abstract

The goal of this article is to contribute to a better knowledge of the Continuous Sample of Working Lives (CSWL) relatively to the pension benefits information as well as warning about possible errors that could be made if it was to be used in certain types of studies about the public pension system. The 2010 CSWL is analyzed considering the data grouped by type of benefit, age cohorts and gender as well as by amount. After performing the appropriate statistical tests on the adjustment of the sample to the population based on the INSS 2010 statistics report data, it is concluded that using the CSWL for some kind of analysis given its initial design (simple random sampling), some administrative errors and misclassification problems, could imply that the selected data is not representative of the population under study. This result warns about the implications it could have on research conducted with a selection of a sub-sample from the CSWL on some type of benefits.

Keywords: Continuous Sample of Working Lives, INSS annual statistics report, stratified sampling, chi-square test, effect size.

JEL Classification: H55, J26, M41.

Apéndice A

Debido a la gran cantidad de datos que lleva aparejado la realización de esta investigación y con el fin de proporcionar una transparencia máxima sobre cómo se han obtenido los resultados, en este apéndice se relacionan todas las tablas que se han ido mencionando dentro de los distintos epígrafes del trabajo. Las tablas se agrupan en el apéndice para facilitar la lectura del trabajo, en el texto principal se han dejado las imprescindibles para poder seguir los razonamientos.

La asignación de las diversas tablas a los epígrafes correspondientes es la siguiente

2.2. Método de extracción y agrupación de los datos de prestaciones

Las tablas A.1, A.2 y A.3 recogen el resultado de todo el proceso de agrupación.

3. Ajuste de la MCVL a la población: análisis previo

En la tabla A.4 se calcula el porcentaje que supone cada cohorte de la muestra respecto a la cohorte correspondiente de la población de pensionistas. En las tablas A.5 y A.6 se estudia el peso que tienen los distintos tipos de prestaciones sobre el total de prestaciones, y en la tabla A.7 se compara si la distribución de las pensiones por tramos de cuantía, se distancia mucho o no del 4% de los tramos de cuantía correspondientes en la población.

En las tablas A.8 (Invalidez permanente), A.9 (Jubilación), A.10 (Viudedad), A.11 (Orfandad) y A.12 (Favor de familiares) se presentan los resultados de la estimación del gasto y sus diferencias por cohortes entre la población y la MCVL. Se incluyen en estas tablas dos medidas de la magnitud de las diferencias, la raíz del error cuadrático medio (RECM) y la suma de las diferencias en valor absoluto (SDVA).

4.1. Distribución de prestaciones por edad y por cuantía

Las frecuencias, pensiones medias y las prestaciones estimadas para la distribución de prestaciones por edad para cada uno de los 3 niveles A, B, C, se presentan en las tablas A.13, A.14, A.15, A.16, A.17 y A.18, mientras que la información sobre la distribución de prestaciones por cuantía para cada uno de los dos niveles D y E se puede encontrar en las tablas A.19, A.20, A.21 y A.22.

5.2. Coeficiente V de Cramér y tamaño del efecto

Los valores de la tabla A.23 permiten clasificar el tamaño del efecto (TE), mientras que la tabla A.24 muestra los valores calculados de la V de Cramér para cada uno de los contras-

tes de los 5 casos (A, B, C, D y E). En la tabla A.25 se presenta la potencia de las pruebas, calculada con un nivel de significación del 5%.

5.3. Análisis del peso de cada cohorte en el valor de χ^2

La tabla A.26 resume los resultados del análisis del peso de cada cohorte en el valor de χ^2 .

5.4. Análisis del efecto de los “outlier” en el valor del χ^2

Las tablas A.27 (jubilación, hombres), A.28 (jubilación, mujeres) y A.29 (viudedad, hombres), muestran los resultados de la eliminación de los valores atípicos en ese tipo de pensiones. Por último, en las tablas A.30 (IP, hombres), A.31 (IP, mujeres), A.32 (jubilación, hombres), y A.33 (jubilación, mujeres), se analiza el efecto conjunto de la eliminación de los valores atípicos y la reasignación de todas las pensiones no procedentes del SOVI por incapacidad permanente a sus correspondientes cohortes de pensiones de jubilación.

Tabla A.1
PRESTACIONES EN LA MCVL POR COHORTES DE EDAD
PENSIÓN MEDIA MENSUAL EN EUROS. 31-12-2010

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE						JUBILACIÓN					
	Hombre		Mujer		TOTAL		Hombre		Mujer		TOTAL	
	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media
15-19	1	884,22	—	—	1	884,22	—	—	—	—	—	—
20-24	56	535,76	15	592,80	71	547,81	—	—	—	—	—	—
25-29	280	752,98	82	625,79	362	724,17	—	—	—	—	—	—
30-34	622	773,33	243	684,87	865	748,48	1	392,40	—	—	1	392,40
35-39	1.259	785,29	560	665,09	1.819	748,29	1	278,76	1	425,40	2	352,08
40-44	2.043	788,74	974	688,59	3.017	756,41	4	329,64	—	—	4	329,64
45-49	2.997	800,97	1.435	715,74	4.432	773,37	7	685,54	—	—	7	685,54
50-54	4.082	851,36	2.296	742,42	6.378	812,14	31	2.033,79	13	1.637,85	44	1.916,81
55-59	5.539	971,50	2.833	767,40	8.372	902,43	395	1.885,94	20	1.721,92	415	1.878,04
60-64	7.464	1.017,31	3.555	747,39	11.019	930,23	10.290	1.402,87	3.943	916,03	14.233	1.268,00
65-69	1.550	1.013,24	781	715,45	2.331	913,47	31.999	1.190,45	16.557	705,68	48.556	1.025,15
70-74	12	581,79	23	439,33	35	488,17	28.999	1.023,05	14.809	614,31	43.808	884,88
75-79	15	788,94	109	376,67	124	426,54	27.984	959,63	14.240	581,99	42.224	832,27
80-84	18	552,04	344	366,07	362	375,32	19.317	893,06	11.487	559,02	30.804	768,49
85 y más	22	512,80	444	362,50	466	369,60	13.123	799,44	12.046	507,17	25.169	659,56
TOTAL	25.960	916,16	13.694	710,48	39.654	845,13	132.151	1.041,00	73.116	619,00	205.267	891,00
Edad media	55		57		56		75		76		76	

Grupos de edad	VIUDEDAD						ORFANDAD					
	Hombre		Mujer		TOTAL		Hombre		Mujer		TOTAL	
	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media
0-4	—	—	—	—	—	—	95	265,96	76	262,08	171	264,24
5-9	—	—	—	—	—	—	342	263,20	313	260,01	655	261,68
10-14	—	—	—	—	—	—	688	263,90	662	268,06	1.350	265,94
15-19	1	396,36	2	1.042,79	3	827,31	1.170	272,37	1.184	265,82	2.354	269,08
20-24	6	894,40	11	664,19	17	745,44	704	286,34	709	296,96	1.413	291,67
25-29	57	642,69	63	711,74	120	678,94	80	313,52	45	279,11	125	301,13
30-34	97	673,96	175	653,24	272	660,63	135	345,78	97	349,61	232	347,38
35-39	72	616,53	386	648,78	458	643,71	236	347,02	164	367,01	400	355,22
40-44	137	594,51	862	625,15	999	620,95	364	374,65	256	388,96	620	380,56
45-49	252	564,79	1.563	627,18	1.815	618,52	460	410,16	309	424,74	769	416,02
50-54	345	576,48	2.387	646,28	2.732	637,47	434	443,42	344	445,60	778	444,38
55-59	435	570,87	3.526	638,26	3.961	630,86	357	466,53	280	475,74	637	470,58
60-64	523	539,97	5.470	659,33	5.993	648,91	231	476,60	267	496,56	498	487,30
65-69	534	462,44	7.660	634,15	8.194	622,96	154	488,78	234	498,23	388	494,48
70-74	663	400,04	10.625	605,55	11.288	593,48	87	516,53	143	499,55	230	505,97
75-79	912	383,33	15.957	588,50	16.869	577,41	66	526,40	115	534,87	181	531,78
80-84	1.018	359,75	16.870	562,96	17.888	551,40	25	525,99	72	563,58	97	553,89
85 y más	1.251	333,78	19.940	515,48	21.191	504,75	6	585,80	32	510,36	38	522,27
TOTAL	6.303	436,00	85.497	582,00	91.800	572,00	5.634	344,00	5.302	352,00	10.936	348,00
Edad media	72		76		76		33		34		33	
Grupos de edad	FAVOR DE FAMILIARES						TOTAL					
	Hombre		Mujer		TOTAL		Hombre		Mujer		TOTAL	
	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media	Núm.	P. Media
0-4	—	—	—	—	—	—	95	265,96	76	262,08	171	264,24
5-9	—	—	—	—	—	—	342	263,20	313	260,01	655	261,68
10-14	—	—	—	—	—	—	688	263,90	662	268,06	1.350	265,94
15-19	4	318,96	5	243,07	9	276,80	1.176	273,15	1.191	267,03	2.367	270,07
20-24	11	242,84	12	275,16	23	259,70	777	308,40	747	307,96	1.524	308,18
25-29	8	316,99	13	265,04	21	284,83	425	647,26	203	552,51	628	616,63
30-34	7	237,98	5	281,07	12	255,93	862	690,40	520	607,80	1.382	659,32
35-39	4	281,15	10	253,39	14	261,32	1.572	710,16	1.121	611,98	2.693	669,29
40-44	8	302,81	9	208,14	17	252,69	2.556	717,12	2.101	623,99	4.657	675,10
45-49	22	352,90	24	417,85	46	386,79	3.738	734,10	3.331	645,04	7.069	692,13
50-54	40	494,19	85	460,53	125	471,30	4.932	800,77	5.125	675,32	10.057	736,84
55-59	61	450,86	108	554,48	169	517,08	6.787	967,80	6.767	687,47	13.554	827,84
60-64	44	451,38	153	486,03	197	478,29	18.552	1.209,63	13.388	753,09	31.940	1.018,27
65-69	39	490,43	136	530,45	175	521,53	34.276	1.167,15	25.368	681,53	59.644	960,60
70-74	16	499,33	106	498,91	122	498,97	29.777	1.007,24	25.706	609,42	55.483	822,92
75-79	22	470,51	163	491,46	185	488,97	28.999	940,06	30.584	584,00	59.583	757,29
80-84	23	529,06	164	425,30	187	438,06	20.401	865,29	28.937	558,28	49.338	685,23
85 y más	19	467,27	191	466,85	210	466,89	14.421	758,08	32.653	510,04	47.074	586,03
TOTAL	328	442,00	1.184	474,00	1.512	467,00	170.376	975,63	178.793	599,70	349.169	783,13
Edad media	61		71		69		70		73		72	

Nota: Aparecen sombreadas las cohortes en las que no existen pensiones en la población a 31 de diciembre, según INSS (2011).

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2010, DGO, SESS (2011).

Tabla A.2
MONTANTE MENSUAL DE PRESTACIONES EN LA MCVL POR COHORTES DE EDAD.
31-12-2010

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE						JUBILACIÓN					
	Hombre		Mujer		TOTAL		Hombre		Mujer		TOTAL	
	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%
15-19	884	0,00	—	—	884	0,00	—	—	—	—	—	—
20-24	30.003	0,13	8.892	0,09	38.895	0,12	—	—	—	—	—	—
25-29	210.834	0,89	51.315	0,53	262.149	0,78	—	—	—	—	—	—
30-34	481.011	2,02	166.423	1,71	647.435	1,93	392	0,00	—	—	392	0,00
35-39	988.680	4,16	372.450	3,83	1.361.131	4,06	279	0,00	425	0,00	704	0,00
40-44	1.611.396	6,78	670.687	6,89	2.282.082	6,81	1.319	0,00	—	—	1.319	0,00
45-49	2.400.507	10,09	1.027.087	10,56	3.427.594	10,23	4.799	0,00	—	—	4.799	0,00
50-54	3.475.252	14,61	1.704.596	17,52	5.179.848	15,46	63.047	0,05	21.292	0,05	84.340	0,05
55-59	5.381.139	22,63	2.174.044	22,35	7.555.183	22,54	744.946	0,54	34.438	0,08	779.385	0,43
60-64	7.593.202	31,93	2.656.971	27,31	10.250.173	30,59	14.435.532	10,49	3.611.906	7,98	18.047.439	9,87
65-69	1.570.522	6,60	558.766	5,74	2.129.288	6,35	38.093.210	27,68	11.683.944	25,81	49.777.153	27,22
70-74	6.981	0,03	10.105	0,10	17.086	0,05	29.667.427	21,56	9.097.317	20,10	38.764.744	21,20
75-79	11.834	0,05	41.057	0,42	52.891	0,16	26.854.286	19,52	8.287.538	18,31	35.141.824	19,22
80-84	9.937	0,04	125.928	1,29	135.865	0,41	17.251.240	12,54	6.421.463	14,19	23.672.703	12,95
85 y más	11.282	0,05	160.950	1,65	172.232	0,51	10.491.051	7,62	6.109.370	13,50	16.600.421	9,08
TOTAL	23.783.463	100	9.729.272	100	33.512.735	100	137.607.528	100	45.267.693	100	182.875.221	100

Grupos de edad	VIUDEDAD						ORFANDAD					
	Hombre		Mujer		TOTAL		Hombre		Mujer		TOTAL	
	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%
0-4	—	—	—	—	—	—	25.266	1,30	19.918	1,07	45.184	1,19
5-9	—	—	—	—	—	—	90.014	4,65	81.383	4,36	171.398	4,51
10-14	—	—	—	—	—	—	181.563	9,38	177.456	9,50	359.019	9,44
15-19	396	0,01	2.086	0,00	2.482	0,00	318.673	16,46	314.731	16,86	633.404	16,65
20-24	5.366	0,20	7.306	0,01	12.672	0,02	201.583	10,41	210.545	11,28	412.128	10,84
25-29	36.633	1,33	44.840	0,09	81.473	0,16	25.082	1,30	12.560	0,67	37.642	0,99
30-34	65.374	2,38	114.317	0,23	179.691	0,34	46.680	2,41	33.912	1,82	80.592	2,12
35-39	44.390	1,61	250.429	0,50	294.819	0,56	81.897	4,23	60.190	3,22	142.086	3,74
40-44	81.448	2,96	538.879	1,08	620.327	1,18	136.373	7,04	99.574	5,33	235.946	6,20
45-49	142.327	5,17	980.282	1,97	1.122.609	2,14	188.674	9,74	131.245	7,03	319.918	8,41
50-54	198.886	7,23	1.542.670	3,10	1.741.556	3,31	192.444	9,94	153.286	8,21	345.731	9,09
55-59	248.328	9,03	2.250.505	4,52	2.498.833	4,76	166.551	8,60	133.207	7,13	299.758	7,88
60-64	282.404	10,27	3.606.535	7,24	3.888.939	7,40	110.095	5,69	132.582	7,10	242.676	6,38
65-69	246.943	8,98	4.857.589	9,75	5.104.532	9,71	75.272	3,89	116.586	6,24	191.858	5,04
70-74	265.227	9,64	6.433.969	12,92	6.699.195	12,75	44.938	2,32	71.436	3,83	116.374	3,06
75-79	349.597	12,71	9.390.695	18,86	9.740.291	18,54	34.742	1,79	61.510	3,29	96.252	2,53
80-84	366.226	13,31	9.497.135	19,07	9.863.361	18,77	13.150	0,68	40.578	2,17	53.728	1,41
85 y más	417.559	15,18	10.278.671	20,64	10.696.230	20,36	3.515	0,18	16.332	0,87	19.846	0,52
TOTAL	2.751.104	100	49.795.908	100	52.547.012	100	1.936.512	100	1.867.029	100	3.803.541	100

Grupos de edad	FAVOR DE FAMILIARES						TOTAL					
	Hombre		Mujer		TOTAL		Hombre		Mujer		TOTAL	
	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%	Montante	%
0-4	—	—	—	—	—	—	25.266	0,02	19.918	0,02	45.184	0,02
5-9	—	—	—	—	—	—	90.014	0,05	81.383	0,08	171.398	0,06
10-14	—	—	—	—	—	—	181.563	0,11	177.456	0,17	359.019	0,13
15-19	1.276	0,88	1.215	0,22	2.491	0,35	321.224	0,19	318.033	0,30	639.257	0,23
20-24	2.671	1,84	3.302	0,59	5.973	0,85	239.627	0,14	230.046	0,21	469.673	0,17
25-29	2.536	1,75	3.446	0,61	5.981	0,85	275.086	0,17	112.160	0,10	387.245	0,14
30-34	1.666	1,15	1.405	0,25	3.071	0,43	595.125	0,36	316.056	0,29	911.181	0,33
35-39	1.125	0,78	2.534	0,45	3.659	0,52	1.116.372	0,67	686.030	0,64	1.802.401	0,66
40-44	2.422	1,67	1.873	0,33	4.296	0,61	1.832.959	1,10	1.311.003	1,22	3.143.962	1,15
45-49	7.764	5,35	10.028	1,79	17.792	2,52	2.744.066	1,65	2.148.628	2,00	4.892.694	1,79
50-54	19.768	13,62	39.145	6,97	58.913	8,34	3.949.398	2,38	3.461.015	3,23	7.410.413	2,71
55-59	27.502	18,95	59.884	10,67	87.386	12,37	6.568.459	3,95	4.652.109	4,34	11.220.568	4,10
60-64	19.861	13,69	74.363	13,25	94.223	13,34	22.441.056	13,50	10.082.369	9,40	32.523.425	11,89
65-69	19.127	13,18	72.141	12,85	91.268	12,92	40.005.233	24,07	17.289.053	16,12	57.294.286	20,95
70-74	7.989	5,51	52.884	9,42	60.874	8,62	29.992.585	18,04	15.665.751	14,61	45.658.336	16,70
75-79	10.351	7,13	80.108	14,27	90.459	12,81	27.260.800	16,40	17.861.056	16,66	45.121.856	16,50
80-84	12.168	8,39	69.749	12,43	81.918	11,60	17.652.781	10,62	16.154.948	15,07	33.807.730	12,36
85 y más	8.878	6,12	89.168	15,89	98.046	13,88	10.932.272	6,58	16.654.336	15,53	27.586.608	10,09
TOTAL	145.104	100	561.246	100	706.351	100	166.223.885	100	107.221.350	100	273.445.235	100

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2010, DGO, SESS (2011).

Tabla A.3
PRESTACIONES EN LA MCVL POR COHORTES DE CUANTÍA. 31-12-2010

Tramos de cuantía	I.P.		JUBILACIÓN		VIUDEDAD	
	Núm.	%	Núm.	%	Núm.	%
Hasta 150 euros	213	0,537	3.523	1,716	1.985	2,162
De 150,01 a 250,00	359	0,905	2.182	1,063	4.744	5,168
De 250,01 a 300,00	565	1,425	3.081	1,501	9.253	10,080
De 300,01 a 350,00	2.335	5,888	4.277	2,084	4.803	5,232
De 350,01 a 400,00	2.802	7,066	17.236	8,397	5.302	5,776
De 400,01 a 450,00	2.102	5,301	3.146	1,533	4.106	4,473
De 450,01 a 500,00	1.292	3,258	3.055	1,488	2.595	2,827
De 500,01 a 550,00	3.131	7,896	8.403	4,094	4.486	4,887
De 550,01 a 600,00	3.850	9,709	46.211	22,513	27.569	30,032
De 600,01 a 633,29	1.351	3,407	4.046	1,971	2.756	3,002
De 633,30 a 700,00	2.751	6,938	7.842	3,820	5.152	5,612
De 700,01 a 800,00	3.850	9,709	21.380	10,416	5.414	5,898
De 800,01 a 900,00	2.416	6,093	8.348	4,067	4.436	4,832
De 900,01 a 1.000,00	2.017	5,086	8.546	4,163	2.419	2,635
De 1.000,01 a 1.100,00	1.693	4,269	8.245	4,017	1.756	1,913
De 1.100,01 a 1.200,00	1.403	3,538	7.754	3,778	1.214	1,322
De 1.200,01 a 1.300,00	1.162	2,930	6.398	3,117	1.018	1,109
De 1.300,01 a 1.400,00	946	2,386	5.531	2,695	1.559	1,698
De 1.400,01 a 1.500,00	836	2,108	4.943	2,408	910	0,991
De 1.500,01 a 1.600,00	664	1,674	4.798	2,337	129	0,141

Tramos de cuantía	I.P.		JUBILACIÓN		VIUEDAD	
	Núm.	%	Núm.	%	Núm.	%
De 1.600,01 a 1.700,00	572	1,442	4.115	2,005	130	0,142
De 1.700,01 a 1.800,00	539	1,359	3.379	1,646	18	0,020
De 1.800,01 a 1.900,00	415	1,047	3.105	1,513	14	0,015
De 1.900,01 a 2.000,00	405	1,021	2.779	1,354	9	0,010
De 2.000,01 a 2.100,00	337	0,850	2.266	1,104	6	0,007
De 2.100,01 a 2.200,00	266	0,671	1.946	0,948	7	0,008
De 2.200,01 a 2.300,00	236	0,595	1.862	0,907	2	0,002
De 2.300,01 a 2.400,00	241	0,608	1.489	0,725	—	—
De 2.400,01 a 2.466,18	107	0,270	933	0,455	2	0,002
De 2.466,19 a 2.466,21	464	1,170	4.017	1,957	4	0,004
Más de 2.466,21 euros	334	0,842	431	0,210	2	0,002
TOTAL	39.654	100,000	205.267	100,000	91.800	100,000

Tramos de cuantía	ORFANDAD		F.F.		TOTAL	
	Núm.	%	Núm.	%	Núm.	%
Hasta 150 euros	594	5,432	134	8,862	6.449	1,847
De 150,01 a 250,00	5.111	46,736	178	11,772	12.574	3,601
De 250,01 a 300,00	737	6,739	24	1,587	13.660	3,912
De 300,01 a 350,00	518	4,737	32	2,116	11.965	3,427
De 350,01 a 400,00	411	3,758	56	3,704	25.807	7,391
De 400,01 a 450,00	454	4,151	687	45,437	10.495	3,006
De 450,01 a 500,00	260	2,377	45	2,976	7.247	2,075
De 500,01 a 550,00	584	5,340	40	2,646	16.644	4,767
De 550,01 a 600,00	139	1,271	29	1,918	77.798	22,281
De 600,01 a 633,29	1.423	13,012	23	1,521	9.599	2,749
De 633,30 a 700,00	161	1,472	36	2,381	15.942	4,566
De 700,01 a 800,00	110	1,006	53	3,505	30.807	8,823
De 800,01 a 900,00	111	1,015	45	2,976	15.356	4,398
De 900,01 a 1.000,00	88	0,805	32	2,116	13.102	3,752
De 1.000,01 a 1.100,00	64	0,585	30	1,984	11.788	3,376
De 1.100,01 a 1.200,00	67	0,613	21	1,389	10.459	2,995
De 1.200,01 a 1.300,00	24	0,219	12	0,794	8.614	2,467
De 1.300,01 a 1.400,00	21	0,192	6	0,397	8.063	2,309
De 1.400,01 a 1.500,00	19	0,174	10	0,661	6.718	1,924
De 1.500,01 a 1.600,00	9	0,082	4	0,265	5.604	1,605
De 1.600,01 a 1.700,00	9	0,082	6	0,397	4.832	1,384
De 1.700,01 a 1.800,00	5	0,046	4	0,265	3.945	1,130
De 1.800,01 a 1.900,00	6	0,055	3	0,198	3.543	1,015
De 1.900,01 a 2.000,00	7	0,064	1	0,066	3.201	0,917
De 2.000,01 a 2.100,00	2	0,018	—	—	2.611	0,748
De 2.100,01 a 2.200,00	1	0,009	—	—	2.220	0,636
De 2.200,01 a 2.300,00	1	0,009	—	—	2.101	0,602
De 2.300,01 a 2.400,00	—	—	—	—	1.730	0,495
De 2.400,01 a 2.466,18	—	—	—	—	1.042	0,298
De 2.466,19 a 2.466,21	—	—	—	—	4.485	1,284
Más de 2.466,21 euros	—	—	1	0,066	768	0,220
TOTAL	10.936	100,000	1.512	100,000	349.169	100,000

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2010, DGO, SESS (2011).

Tabla A.4

PORCENTAJE DE PENSIONES DE LA MCVL POR COHORTE DE EDAD SOBRE LA CORRESPONDIENTE COHORTE DE PENSIONES EN LA POBLACIÓN. 31-12-2010

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE			JUBILACIÓN			VIUEEDAD		
	Hombre	Mujer	TOTAL	Hombre	Mujer	TOTAL	Hombre	Mujer	TOTAL
15-19	2,50	0,00	2,22	—	—	—	Dato atípico	50,00	75,00
20-24	3,47	4,13	3,60	—	—	—	85,71	10,68	15,46
25-29	4,30	3,74	4,16	—	—	—	73,08	8,20	14,18
30-34	3,78	3,61	3,73	Dato atípico	—	Dato atípico	26,29	5,52	7,68
35-39	4,08	3,84	4,00	Dato atípico	Dato atípico	Dato atípico	5,89	4,52	4,69
40-44	4,02	4,03	4,02	Dato atípico	—	Dato atípico	4,93	4,28	4,36
45-49	4,02	3,89	3,98	10,00	0,00	7,22	4,39	4,14	4,17
50-54	3,96	4,08	4,00	3,71	14,44	4,75	3,59	3,88	3,84
55-59	4,00	3,98	4,00	3,39	7,07	3,47	3,51	3,93	3,88
60-64	4,01	4,02	4,01	4,00	4,09	4,03	3,73	3,99	3,97
65-69	88,02	96,78	90,77	3,86	3,79	3,83	3,70	3,96	3,94
70-74	11,32	5,58	6,76	4,05	4,00	4,03	4,09	4,01	4,02
75-79	5,79	4,33	4,46	4,00	3,97	3,99	3,94	4,01	4,01
80-84	4,11	4,16	4,16	3,97	3,92	3,95	4,05	3,97	3,97
85 y más	4,58	3,94	3,97	3,89	3,93	3,91	3,70	3,97	3,96
TOTAL	4,25	4,22	4,24	3,96	3,92	3,95	3,97	3,99	3,99

Grupos de edad	ORFANDAD			FAVOR DE FAMILIARES			TOTAL		
	Hombre	Mujer	TOTAL	Hombre	Mujer	TOTAL	Hombre	Mujer	TOTAL
0-4	4,58	3,75	4,17	0,00	—	0,00	4,58	3,75	4,17
5-9	4,32	4,21	4,27	0,00	0,00	0,00	4,32	4,20	4,26
10-14	4,28	4,37	4,32	0,00	0,00	0,00	4,27	4,36	4,31
15-19	3,88	4,06	3,97	2,90	3,23	3,07	3,88	4,06	3,97
20-24	4,07	3,96	4,01	3,01	3,39	3,20	4,03	3,99	4,01
25-29	4,39	3,52	4,03	3,38	4,21	3,85	4,91	4,46	4,76
30-34	3,71	3,88	3,78	5,00	2,94	3,87	4,18	4,13	4,16
35-39	3,76	3,93	3,83	3,51	5,99	4,98	4,08	4,08	4,08
40-44	3,98	4,05	4,01	4,19	4,35	4,27	4,06	4,13	4,09
45-49	4,06	3,92	4,00	5,56	3,56	4,30	4,06	4,00	4,03
50-54	4,08	4,24	4,15	4,16	4,30	4,26	3,94	4,00	3,97
55-59	4,13	3,86	4,01	4,53	3,48	3,79	3,94	3,95	3,94
60-64	3,63	4,05	3,84	3,42	4,02	3,87	3,99	4,03	4,01
65-69	3,65	4,56	4,15	5,12	4,15	4,34	4,03	3,97	4,00
70-74	3,66	4,09	3,91	3,83	3,79	3,79	4,05	4,01	4,03
75-79	4,29	3,82	3,98	4,69	4,40	4,43	4,00	3,99	3,99
80-84	3,89	4,38	4,24	5,12	4,09	4,20	3,98	3,95	3,96
85 y más	2,62	3,40	3,25	3,15	3,93	3,85	3,87	3,95	3,93
TOTAL	4,01	4,08	4,04	4,13	4,00	4,03	4,00	3,98	3,99

Nota: Aparecen sombreadas las cohortes con porcentajes claramente superiores o inferiores al 4%, así como las que contienen datos atípicos (casos en los que no existen pensiones en la población, pero sí en la MCVL).

Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.5
COMPARACIÓN DEL PESO DEL TIPO DE PRESTACIÓN
Nº PENSIONES. MCVL/INSS. 31-12-2010

Tipo de pensión	Población		MCVL	
	Nº pensiones	%	Nº pensiones	%
Incapacidad permanente	935.476	10,69	39.654	11,36
Jubilación	5.202.810	59,48	205.267	58,79
Viudedad	2.301.201	26,31	91.800	26,29
Orfandad	270.426	3,09	10.936	3,13
Favor de familiares	37.557	0,43	1.512	0,43
TOTAL	8.747.470	100,00	349.169	100,00

Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.6
COMPARACIÓN DEL PESO DEL TIPO DE PRESTACIÓN
MONTANTES MENSUALES. MCVL/INSS. 31-12-2010

Tipo de pensión	Población		MCVL	
	Montante	%	Montante	%
Incapacidad permanente	799.096.415	11,61	33.512.735	12,26
Jubilación	4.647.318.382	67,55	182.875.221	66,88
Viudedad	1.321.492.405	19,21	52.547.012	19,22
Orfandad	95.032.646	1,38	3.803.541	1,39
Favor de familiares	17.392.801	0,25	706.351	0,26
TOTAL	6.880.324.068	100,00	273.445.235	100,00

Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.7
PROPORCIÓN PRESTACIONES MCVL SOBRE INSS POR COHORTES DE CUANTÍA.
31-12-2010

Tramos de cuantía	I.P.	JUBILACIÓN	VIUEDEDAD	ORFANDAD	F.F.	TOTAL
	MCVL/INSS	MCVL/INSS	MCVL/INSS	MCVL/INSS	MCVL/INSS	MCVL/INSS
Hasta 150 euros	4,649	4,389	4,499	4,068	3,917	4,387
De 150,01 a 250,00	4,963	3,824	3,837	4,042	4,079	3,945
De 250,01 a 300,00	4,531	3,993	4,007	4,251	3,329	4,034
De 300,01 a 350,00	4,394	3,687	3,954	3,936	3,265	3,926
De 350,01 a 400,00	4,226	4,035	4,221	4,264	4,678	4,097
De 400,01 a 450,00	4,229	3,747	4,078	4,084	4,019	3,997
De 450,01 a 500,00	4,030	4,053	3,973	4,361	3,788	4,028
De 500,01 a 550,00	4,018	4,188	4,108	3,808	4,044	4,119
De 550,01 a 600,00	4,170	3,884	3,880	4,034	3,713	3,896
De 600,01 a 633,29	4,147	4,025	4,222	3,917	3,764	4,079
De 633,30 a 700,00	4,345	4,041	4,043	4,871	3,561	4,097
De 700,01 a 800,00	4,271	3,947	3,872	3,522	4,443	3,970
De 800,01 a 900,00	4,098	3,883	4,005	4,394	4,132	3,955
De 900,01 a 1.000,00	4,364	3,932	4,030	3,651	4,457	4,010
De 1.000,01 a 1.100,00	4,327	3,957	4,020	4,345	4,518	4,019
De 1.100,01 a 1.200,00	4,201	3,911	3,986	4,169	3,925	3,958
De 1.200,01 a 1.300,00	4,335	3,832	4,072	3,329	3,871	3,919
De 1.300,01 a 1.400,00	4,140	3,915	3,996	4,357	3,030	3,956
De 1.400,01 a 1.500,00	4,237	3,955	3,766	5,556	5,780	3,966
De 1.500,01 a 1.600,00	4,067	3,946	4,095	3,629	4,255	3,963
De 1.600,01 a 1.700,00	4,288	3,951	31,026	4,813	9,524	4,090
De 1.700,01 a 1.800,00	4,720	3,920	5,505	3,472	5,797	4,019
De 1.800,01 a 1.900,00	4,079	3,860	5,761	3,030	3,797	3,887
De 1.900,01 a 2.000,00	4,177	4,133	4,186	3,590	2,083	4,136
De 2.000,01 a 2.100,00	4,300	3,909	4,380	2,597	0,000	3,953
De 2.100,01 a 2.200,00	4,230	3,983	7,865	4,167	0,000	4,017
De 2.200,01 a 2.300,00	4,628	4,094	3,077	8,333	0,000	4,148
De 2.300,01 a 2.400,00	5,277	4,007	0,000	0,000	0,000	4,138
De 2.400,01 a 2.466,18	3,500	3,923	6,061	0,000	—	3,877
De 2.466,19 a 2.466,21	3,610	3,779	3,279	0,000	0,000	3,760
Más de 2.466,21 euros	5,595	5,164	3,333	0,000	20,000	5,337
TOTAL	4,239	3,945	3,988	4,043	4,018	3,991

Nota: Aparecen sombreadas las cohortes con porcentajes claramente superiores o inferiores al 4%.

Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.8
INCAPACIDAD PERMANENTE. ESTIMACIÓN DE GASTO EN EUROS
Y DIFERENCIAS ENTRE POBLACIÓN Y MCVL. 2010

Grupos de edad	Hombre				Mujer			
	INSS	MCVL	Dif.	% total*	INSS	MCVL	Dif.	% total
15-19	305.359	309.252	-3.894	0,00	34.536	0	34.536	0,00
20-24	14.786.630	10.493.270	4.293.360	0,05	3.081.628	3.109.940	-28.312	0,00
25-29	66.209.555	73.738.449	-7.528.894	-0,10	18.866.015	17.947.130	918.885	0,03
30-34	176.911.053	168.231.676	8.679.377	0,11	63.016.398	58.205.891	4.810.507	0,15
35-39	338.371.751	345.786.733	-7.414.982	-0,09	140.961.764	130.262.969	10.698.794	0,33
40-44	568.653.160	563.578.947	5.074.213	0,06	238.294.696	234.569.854	3.724.842	0,11
45-49	855.446.741	839.567.313	15.879.428	0,20	368.676.723	359.219.347	9.457.376	0,29
50-54	1.239.548.394	1.215.454.681	24.093.712	0,31	576.453.861	596.175.432	-19.721.571	-0,61
55-59	1.923.518.684	1.882.030.680	41.488.004	0,53	790.117.387	760.362.865	29.754.522	0,91
60-64	2.684.968.946	2.655.690.580	29.278.366	0,37	936.367.151	929.264.650	7.102.501	0,22
65-69	23.152.651	549.283.500	-526.130.848	-6,66	7.253.435	195.426.228	-188.172.793	-5,78
70-74	607.041	2.441.743	-1.834.703	-0,02	2.113.207	3.534.038	-1.420.831	-0,04
75-79	1.341.538	4.138.927	-2.797.389	-0,04	12.951.477	14.359.524	-1.408.048	-0,04
80-84	2.208.409	3.475.326	-1.266.917	-0,02	42.361.593	44.042.819	-1.681.227	-0,05
85 y más	2.312.152	3.945.692	-1.633.540	-0,02	57.016.176	56.291.589	724.587	0,02
TOTAL	7.898.342.064	8.318.166.770	-419.824.707	-5,32	3.257.566.047	3.402.772.277	-145.206.230	-4,46
Medidas de error	RECM**				RECM			
	SDVA***				SDVA			
%SDVA****				%SDVA				
		136.740.985	677.397.628	8,58		49.654.029	279.659.332	8,58

* Diferencia de gasto sobre el total del gasto por género en ese tipo de pensión según INSS.

** RECM: Raíz del Error Cuadrático Medio.

*** SDVA: Suma Diferencias en Valor Absoluto.

****%SDVA: porcentaje que supone la SDVA sobre el total de gasto por género en ese tipo de pensión según INSS.

Fuente: Elaboración a partir de los datos de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.9
JUBILACIÓN. ESTIMACIÓN DE GASTO EN EUROS
Y DIFERENCIAS ENTRE POBLACIÓN Y MCVL. 2010

Grupos de edad	Hombre				Mujer			
	INSS	MCVL	Diferencia	% total	INSS	MCVL	Diferencia	% total
30-34	0	133.832	-133.832	0,00	—	—	—	—
35-39	0	95.074	-95.074	0,00	0	145.087	-145.087	0,00
40-44	0	449.707	-449.707	0,00	—	—	—	—
45-49	1.884.601	1.636.668	247.933	0,00	758.669	0	758.669	0,00
50-54	24.499.006	21.502.921	2.996.084	0,01	2.284.703	7.261.848	-4.977.145	-0,03
55-59	306.141.307	254.070.729	52.070.578	0,11	7.239.099	11.745.530	-4.506.431	-0,03
60-64	4.914.463.413	4.923.369.928	-8.906.515	-0,02	1.188.822.298	1.231.873.577	-43.051.279	-0,27
65-69	13.406.217.316	12.992.036.488	414.180.828	0,87	4.218.376.029	3.984.915.565	233.460.465	1,48
70-74	10.077.730.451	10.118.346.498	-40.616.047	-0,09	3.116.816.883	3.102.722.849	14.094.033	0,09
75-79	9.162.497.410	9.158.899.096	3.598.314	0,01	2.869.723.260	2.826.540.272	43.182.987	0,27
80-84	5.929.168.734	5.883.692.722	45.476.011	0,10	2.225.413.106	2.190.098.425	35.314.681	0,22
85 y más	3.706.048.108	3.578.068.652	127.979.456	0,27	2.110.090.970	2.083.656.288	26.434.681	0,17
TOTAL	47.528.650.345	46.932.302.314	596.348.030	1,25	15.739.525.016	15.438.959.441	300.565.575	1,91
Medidas de error	RECM				RECM			
	SDVA				SDVA			
%SDVA				%SDVA				
		127.297.263	696.750.379	1,47		81.929.651	405.925.458	2,58

Fuente: Elaboración a partir de los datos de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.10
VIUDEDAD. ESTIMACIÓN DE GASTO EN EUROS Y DIFERENCIAS ENTRE
POBLACIÓN Y MCVL. 2010

Grupos de edad	Hombre				Mujer			
	INSS	MCVL	Diferencia	% total	INSS	MCVL	Diferencia	% total
15-19	0	136.320	-136.320	0,00	49.299	717.291	-667.992	0,00
20-24	66.012	1.845.660	-1.779.648	-0,18	923.660	2.512.776	-1.589.116	-0,01
25-29	540.207	12.599.261	-12.059.054	-1,25	6.681.706	15.421.642	-8.739.935	-0,05
30-34	2.755.087	22.484.050	-19.728.963	-2,05	28.328.635	39.316.921	-10.988.286	-0,06
35-39	9.656.873	15.267.059	-5.610.186	-0,58	75.840.064	86.129.801	-10.289.737	-0,06
40-44	21.698.019	28.012.277	-6.314.258	-0,66	174.441.227	185.336.172	-10.894.945	-0,06
45-49	43.628.605	48.950.398	-5.321.792	-0,55	329.710.308	337.147.439	-7.437.131	-0,04
50-54	74.875.470	68.402.508	6.472.962	0,67	546.726.858	530.568.939	16.157.919	0,09
55-59	97.628.786	85.407.334	12.221.452	1,27	800.380.580	774.013.655	26.366.926	0,15
60-64	106.978.233	97.127.007	9.851.226	1,02	1.246.492.626	1.240.391.695	6.100.931	0,04
65-69	96.878.632	84.930.824	11.947.808	1,24	1.690.748.796	1.670.665.302	20.083.494	0,12
70-74	96.308.570	91.219.069	5.089.501	0,53	2.213.633.386	2.212.827.875	805.511	0,00
75-79	126.987.076	120.236.502	6.750.574	0,70	3.221.908.415	3.229.731.347	-7.822.932	-0,05
80-84	128.757.086	125.955.538	2.801.548	0,29	3.299.424.258	3.266.339.381	33.084.876	0,19
85 y más	156.871.581	143.610.537	13.261.044	1,38	3.543.138.960	3.535.132.208	8.006.752	0,05
TOTAL	963.630.238	946.184.344	17.445.893	1,81	17.178.428.778	17.126.252.444	52.176.334	0,30
Medidas de error		RECM	SDVA	%SDVA		RECM	SDVA	%SDVA
		9.394.116	119.346.335	12,39		14.369.911	169.036.483	0,98

Fuente: Elaboración a partir de los datos de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.11
ORFANDAD. ESTIMACIÓN DE GASTO EN EUROS Y DIFERENCIAS ENTRE
POBLACIÓN Y MCVL. 2010

Grupos de edad	Hombre				Mujer			
	INSS	MCVL	Diferencia	% total	INSS	MCVL	Diferencia	% total
0-4	7.803.814	8.748.165	-944.351	-0,14	7.753.220	6.896.433	856.787	0,13
5-9	29.121.248	31.166.572	-2.045.324	-0,30	27.528.180	28.178.083	-649.903	-0,10
10-14	58.463.674	62.864.415	-4.400.741	-0,65	55.514.400	61.442.242	-5.927.842	-0,93
15-19	111.301.046	110.337.257	963.789	0,14	107.417.247	108.972.373	-1.555.125	-0,24
20-24	70.741.611	69.796.192	945.418	0,14	72.979.006	72.898.945	80.062	0,01
25-29	7.948.892	8.684.249	-735.357	-0,11	5.630.378	4.348.755	1.281.622	0,20
30-34	16.334.843	16.162.580	172.263	0,03	11.195.430	11.741.745	-546.315	-0,09
35-39	30.858.459	28.355.908	2.502.551	0,37	20.350.288	20.840.052	-489.764	-0,08
40-44	47.979.733	47.217.629	762.105	0,11	34.026.989	34.476.404	-449.415	-0,07
45-49	64.821.422	65.326.319	-504.897	-0,07	45.644.547	45.442.131	202.416	0,03
50-54	66.142.789	66.631.879	-489.089	-0,07	51.255.265	53.073.860	-1.818.595	-0,29
55-59	56.916.741	57.666.666	-749.925	-0,11	48.391.282	46.121.641	2.269.641	0,36
60-64	43.038.496	38.119.138	4.919.358	0,73	45.588.515	45.905.006	-316.491	-0,05
65-69	29.513.936	26.062.208	3.451.728	0,51	36.227.916	40.366.657	-4.138.741	-0,65
70-74	17.199.888	15.559.364	1.640.523	0,24	25.384.419	24.733.869	650.550	0,10
75-79	11.423.752	12.029.203	-605.451	-0,09	22.551.540	21.297.230	1.254.309	0,20
80-84	4.884.672	4.552.967	331.704	0,05	12.465.921	14.049.638	-1.583.717	-0,25
85 y más	1.731.825	1.216.964	514.861	0,08	7.286.992	5.654.623	1.632.369	0,26
TOTAL	676.226.841	670.497.676	5.729.166	0,85	637.191.533	646.439.684	-9.248.152	-1,45
Medidas de error		RECM	SDVA	%SDVA		RECM	SDVA	%SDVA
		2.031.453	26.679.437	3,95		2.027.610	25.703.663	4,03

Fuente: Elaboración a partir de los datos de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.12
FAVOR DE FAMILIARES. ESTIMACIÓN DE GASTO EN EUROS Y DIFERENCIAS
ENTRE POBLACIÓN Y MCVL. 2010

Grupos de edad	Hombre				Mujer			
	INSS	MCVL	Diferencia	% total	INSS	MCVL	Diferencia	% total
0-4	2.774	0	2.774	0,01	—	—	—	—
5-9	34.908	0	34.908	0,07	35.740	0	35.740	0,02
10-14	184.745	0	184.745	0,39	138.191	0	138.191	0,07
15-19	575.031	440.092	134.939	0,29	616.310	419.226	197.084	0,10
20-24	1.368.438	921.426	447.012	0,95	1.295.905	1.138.974	156.931	0,08
25-29	917.851	874.748	43.103	0,09	1.110.834	1.188.508	-77.674	-0,04
30-34	495.252	574.627	-79.374	-0,17	574.951	484.766	90.185	0,05
35-39	376.279	387.923	-11.644	-0,02	545.950	874.051	-328.101	-0,17
40-44	634.403	835.618	-201.215	-0,43	690.938	646.168	44.771	0,02
45-49	2.489.721	2.678.068	-188.348	-0,40	4.309.013	3.459.226	849.787	0,44
50-54	6.337.047	6.818.695	-481.648	-1,02	13.519.600	13.502.811	16.789	0,01
55-59	8.709.746	9.486.781	-777.035	-1,65	21.753.681	20.656.511	1.097.170	0,57
60-64	8.304.595	6.850.816	1.453.779	3,09	26.154.546	25.650.855	503.691	0,26
65-69	5.075.368	6.597.645	-1.522.278	-3,24	23.230.375	24.884.602	-1.654.227	-0,86
70-74	2.595.981	2.755.846	-159.865	-0,34	19.558.726	18.242.124	1.316.602	0,68
75-79	2.931.378	3.570.581	-639.203	-1,36	25.022.058	27.632.687	-2.610.629	-1,36
80-84	2.773.359	4.197.397	-1.424.038	-3,03	25.558.498	24.059.498	1.498.999	0,78
85 y más	3.228.359	3.062.449	165.910	0,35	28.329.905	30.757.998	-2.428.093	-1,26
TOTAL	47.035.236	50.052.712	-3.017.476	-6,42	192.445.222	193.598.006	-1.152.784	-0,60
		RECM	SDVA	%SDVA		RECM	SDVA	%SDVA
Medidas de error		670.562	7.951.819	16,91		1.132.813	13.044.665	6,78

Fuente: Elaboración a partir de los datos de la MCVL 2010 y de INSS (2011).

Tabla A.13
FRECUENCIA DE DISTRIBUCIÓN POR EDAD DE LAS PRESTACIONES
DE LA POBLACIÓN CASO A. 31-12-2010

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE		JUBILACIÓN		VIUDEDAD		ORFANDAD		FAVOR DE FAMILIARES	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
0-4	—	—	—	—	—	—	1,48	1,56	0,01	—
5-9	—	—	—	—	—	—	5,64	5,72	0,14	0,04
10-14	—	—	—	—	—	—	11,46	11,66	0,63	0,12
15-19	0,01	0,00	—	—	—	0,00	21,47	22,41	1,74	0,52
20-24	0,26	0,11	—	—	0,00	0,01	12,33	13,78	4,60	1,20
25-29	1,07	0,68	—	—	0,05	0,04	1,30	0,98	2,99	1,04
30-34	2,69	2,08	—	—	0,23	0,15	2,59	1,92	1,76	0,57
35-39	5,05	4,50	—	—	0,77	0,40	4,47	3,21	1,44	0,56
40-44	8,32	7,45	—	—	1,75	0,94	6,51	4,86	2,41	0,70
45-49	12,19	11,38	0,00	0,00	3,61	1,76	8,07	6,07	4,99	2,28
50-54	16,85	17,37	0,03	0,01	6,05	2,87	7,58	6,24	12,10	6,67
55-59	22,64	21,95	0,35	0,02	7,80	4,18	6,16	5,58	16,97	10,49
60-64	30,43	27,30	7,70	5,18	8,82	6,40	4,54	5,07	16,21	12,85
65-69	0,29	0,25	24,86	23,45	9,07	9,04	3,00	3,94	9,60	11,06
70-74	0,02	0,13	21,44	19,88	10,19	12,36	1,69	2,69	5,27	9,45
75-79	0,04	0,78	20,96	19,28	14,57	18,58	1,10	2,32	5,91	12,52
80-84	0,07	2,55	14,57	15,74	15,79	19,84	0,46	1,26	5,66	13,53
85 y más	0,08	3,48	10,10	16,46	21,29	23,43	0,16	0,72	7,61	16,40
TOTAL	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Nota: Las frecuencias que aparecen como 0,00 no son nulas, pero al ser extremadamente pequeñas el redondeo determina ese valor.

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011). Frecuencia sobre 100 en cada género de cada prestación.

Tabla A.14
PRESTACIONES ESTIMADAS POR EDAD SEGÚN FRECUENCIA DE LA POBLACIÓN Y TAMAÑO DE LA MCVL. CASO A. 31-12-2010

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE		JUBILACIÓN		VIUDEDAD		ORFANDAD		FAVOR DE FAMILIARES	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
0-4	—	—	—	—	—	—	83,237	82,561	0,041	—
5-9	—	—	—	—	—	—	317,575	303,376	0,454	0,520
10-14	—	—	—	—	—	—	645,465	618,126	2,065	1,439
15-19	1,699	0,211	—	—	—	0,160	1,209,499	1,188,102	5,701	6,196
20-24	68,457	15,334	—	—	0,278	4,111	694,467	730,776	15,078	14,152
25-29	276,631	92,637	—	—	3,092	30,651	73,203	52,146	9,790	12,353
30-34	699,094	284,584	—	—	14,629	126,556	146,045	102,009	5,783	6,796
35-39	1,311,810	616,564	—	—	48,446	340,996	252,078	169,974	4,709	6,676
40-44	2,158,818	1,020,608	—	—	110,214	804,118	366,899	257,712	7,890	8,275
45-49	3,163,421	1,557,926	2,770	1,060	227,643	1,506,623	454,711	321,723	16,359	26,945
50-54	4,373,692	2,378,307	33,080	3,532	381,110	2,456,813	426,858	330,814	39,699	78,955
55-59	5,876,689	3,006,107	461,777	11,106	491,799	3,577,022	347,194	295,751	55,644	124,209
60-64	7,900,419	3,738,583	10,170,998	3,783,705	555,945	5,472,254	255,609	268,965	53,166	152,113
65-69	74,785	34,089	32,846,016	17,142,209	571,724	7,730,432	169,122	209,114	31,478	130,885
70-74	4,502	17,404	28,326,381	14,532,773	642,253	10,563,243	95,357	142,739	17,268	111,936
75-79	10,999	106,450	27,703,121	14,092,765	918,303	15,884,635	61,685	122,761	19,374	148,195
80-84	18,601	349,257	19,255,891	11,511,076	995,413	16,964,774	25,806	66,986	18,548	160,188
85 y más	20,384	475,940	13,350,966	12,037,774	1,342,150	20,034,613	9,191	38,365	24,951	194,168
TOTAL	25,960	13,694	132,151	73,116	6,303	85,497	5,634	5,302	328	1,184

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011).

Tabla A.15
FRECUENCIA DE DISTRIBUCIÓN POR EDAD DE LAS PRESTACIONES DE LA POBLACIÓN CASO B. 31-12-2010

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE		JUBILACIÓN		VIUDEDAD		ORFANDAD		FAVOR DE FAMILIARES	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
0-4	—	—	—	—	—	—	0,77	0,75	0,00	—
5-9	—	—	—	—	—	—	2,93	2,75	0,03	0,04
10-14	—	—	—	—	—	—	5,95	5,61	0,13	0,10
15-19	0,00	0,00	—	—	—	0,00	11,14	10,78	0,37	0,41
20-24	0,17	0,04	—	—	0,00	0,01	6,40	6,63	0,97	0,94
25-29	0,70	0,23	—	—	0,00	0,03	0,68	0,47	0,63	0,82
30-34	1,76	0,72	—	—	0,02	0,14	1,35	0,93	0,37	0,45
35-39	3,30	1,56	—	—	0,05	0,37	2,32	1,54	0,30	0,45
40-44	5,43	2,58	—	—	0,12	0,88	3,38	2,34	0,51	0,55
45-49	7,96	3,94	0,00	0,00	0,25	1,64	4,19	2,92	1,05	1,80
50-54	11,01	6,02	0,02	0,00	0,42	2,68	3,93	3,00	2,56	5,26
55-59	14,79	7,61	0,22	0,01	0,54	3,90	3,20	2,68	3,59	8,27
60-64	19,89	9,46	4,94	1,85	0,61	5,96	2,36	2,44	3,43	10,13
65-69	0,19	0,09	15,96	8,40	0,63	8,42	1,56	1,90	2,03	8,72
70-74	0,01	0,04	13,76	7,12	0,70	11,50	0,88	1,30	1,11	7,46
75-79	0,03	0,27	13,46	6,90	1,01	17,30	0,57	1,11	1,25	9,87
80-84	0,05	0,88	9,35	5,64	1,09	18,47	0,24	0,61	1,20	10,67
85 y más	0,05	1,20	6,49	5,90	1,47	21,81	0,09	0,35	1,61	12,93
TOTAL	65,35	34,65	64,20	35,80	6,91	93,09	51,91	48,09	21,14	78,86

Nota: Frecuencia sobre 100 en cada prestación.

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011).

Tabla A.16
PRESTACIONES ESTIMADAS POR EDAD SEGÚN FRECUENCIA DE LA POBLACIÓN
Y TAMAÑO DE LA MCVL. CASO B. 31-12-2010

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE		JUBILACIÓN		VIUEDAD		ORFANDAD		FAVOR DE FAMILIARES	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
0-4	—	—	—	—	—	—	83,872	81,891	0,040	—
5-9	—	—	—	—	—	—	320,001	300,913	0,443	0,523
10-14	—	—	—	—	—	—	650,395	613,109	2,013	1,449
15-19	1,696	0,212	—	—	—	0,160	1,218,737	1,178,459	5,556	6,240
20-24	68,331	15,387	—	—	0,279	4,109	699,772	724,845	14,694	14,252
25-29	276,123	92,959	—	—	3,112	30,637	73,762	51,723	9,541	12,440
30-34	697,810	285,575	—	—	14,720	126,498	147,161	101,181	5,636	6,844
35-39	1,309,400	618,712	—	—	48,748	340,839	254,003	168,594	4,590	6,723
40-44	2,154,851	1,024,163	—	—	110,900	803,748	369,702	255,621	7,689	8,334
45-49	3,157,608	1,563,353	2,762	1,065	229,061	1,505,931	458,184	319,111	15,942	27,134
50-54	4,365,655	2,386,592	32,983	3,551	383,484	2,455,685	430,119	328,129	38,689	79,511
55-59	5,865,891	3,016,579	460,418	11,165	494,863	3,575,379	349,846	293,351	54,229	125,084
60-64	7,885,901	3,751,606	10,141,065	3,803,831	559,409	5,469,741	257,562	266,782	51,813	153,185
65-69	74,647	34,208	32,749,350	17,233,392	575,286	7,726,882	170,414	207,416	30,677	131,807
70-74	4,493	17,464	28,243,017	14,610,076	646,254	10,558,392	96,085	141,580	16,828	112,725
75-79	10,979	106,821	27,621,591	14,167,728	924,023	15,877,340	62,156	121,765	18,881	149,239
80-84	18,566	350,473	19,199,221	11,572,305	1,001,614	16,956,983	26,003	66,443	18,076	161,317
85 y más	20,347	477,598	13,311,674	12,101,805	1,350,511	20,025,412	9,261	38,054	24,316	195,537
TOTAL	25,912	13,742	131,762	73,505	6,342	85,458	5,677	5,259	320	1,192

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011).

Tabla A.17
FRECUENCIA DE DISTRIBUCIÓN POR EDAD DE LAS PRESTACIONES
DE LA POBLACIÓN CASO C. 31-12-2010

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE		JUBILACIÓN		VIUEDAD		ORFANDAD		FAVOR DE FAMILIARES	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
0-4	—	—	—	—	—	—	0,02	0,02	0,00	—
5-9	—	—	—	—	—	—	0,09	0,09	0,00	0,00
10-14	—	—	—	—	—	—	0,18	0,17	0,00	0,00
15-19	0,00	0,00	—	—	—	0,00	0,35	0,33	0,00	0,00
20-24	0,02	0,00	—	—	0,00	0,00	0,20	0,21	0,00	0,00
25-29	0,08	0,03	—	—	0,00	0,01	0,02	0,02	0,00	0,00
30-34	0,19	0,08	—	—	0,00	0,04	0,04	0,03	0,00	0,00
35-39	0,35	0,17	—	—	0,01	0,10	0,07	0,05	0,00	0,00
40-44	0,58	0,28	—	—	0,03	0,23	0,11	0,07	0,00	0,00
45-49	0,85	0,42	0,00	0,00	0,07	0,43	0,13	0,09	0,01	0,01
50-54	1,18	0,64	0,01	0,00	0,11	0,70	0,12	0,09	0,01	0,02
55-59	1,58	0,81	0,13	0,00	0,14	1,03	0,10	0,08	0,02	0,04
60-64	2,13	1,01	2,94	1,10	0,16	1,57	0,07	0,08	0,02	0,04
65-69	0,02	0,01	9,49	4,99	0,17	2,21	0,05	0,06	0,01	0,04
70-74	0,00	0,01	8,18	4,23	0,19	3,03	0,03	0,04	0,01	0,03
75-79	0,00	0,03	8,00	4,11	0,27	4,55	0,02	0,03	0,01	0,04
80-84	0,01	0,10	5,56	3,35	0,29	4,86	0,01	0,02	0,01	0,05
85 y más	0,01	0,13	3,86	3,51	0,39	5,74	0,00	0,01	0,01	0,06
TOTAL	6,99	3,71	38,18	21,30	1,82	24,49	1,61	1,49	0,09	0,34

Nota: Frecuencia sobre 100 respecto al total de prestaciones.

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011).

Tabla A.18

**PRESTACIONES ESTIMADAS POR EDAD SEGÚN FRECUENCIA DE LA POBLACIÓN
Y TAMAÑO DE LA MCVL. CASO C. 31-12-2010**

Grupos de edad	INCAPACIDAD PERMANENTE		JUBILACIÓN		VIUDEDAD		ORFANDAD		FAVOR DE FAMILIARES	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
0-4	—	—	—	—	—	—	82,787	80,831	0,040	—
5-9	—	—	—	—	—	—	315,860	297,019	0,439	0,519
10-14	—	—	—	—	—	—	641,978	605,175	1,996	1,437
15-19	1,597	0,200	—	—	—	0,160	1,202,966	1,163,209	5,508	6,187
20-24	64,346	14,490	—	—	0,279	4,111	690,716	715,465	14,570	14,130
25-29	260,017	87,537	—	—	3,113	30,656	72,808	51,053	9,460	12,334
30-34	657,107	268,918	—	—	14,729	126,575	145,256	99,871	5,588	6,786
35-39	1,233,023	582,622	—	—	48,778	341,047	250,716	166,412	4,550	6,666
40-44	2,029,159	964,424	—	—	110,968	804,239	364,917	252,313	7,624	8,263
45-49	2,973,425	1,472,163	2,794	1,078	229,201	1,506,851	452,255	314,982	15,807	26,904
50-54	4,111,008	2,247,383	33,370	3,592	383,718	2,457,184	424,553	323,883	38,360	78,835
55-59	5,523,735	2,840,623	465,826	11,296	495,165	3,577,563	345,318	289,555	53,768	124,021
60-64	7,425,919	3,532,776	10,260,195	3,848,516	559,750	5,473,081	254,229	263,330	51,373	151,883
65-69	70,293	32,213	33,134,066	17,435,837	575,637	7,731,600	168,208	204,732	30,416	130,687
70-74	4,231	16,446	28,574,796	14,781,705	646,648	10,564,838	94,842	139,748	16,685	111,766
75-79	10,338	100,590	27,946,070	14,334,160	924,588	15,887,034	61,352	120,189	18,721	147,971
80-84	17,483	330,030	19,424,760	11,708,249	1,002,225	16,967,336	25,666	65,583	17,923	159,946
85 y más	19,160	449,740	13,468,050	12,243,969	1,351,336	20,037,639	9,141	37,561	24,110	193,875
TOTAL	24,401	12,940	133,310	74,368	6,346	85,510	5,604	5,191	317	1,182

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011).

Tabla A.19

**FRECUENCIA DE DISTRIBUCIÓN POR CUANTÍA DE LAS PRESTACIONES
DE LA POBLACIÓN. CASO D. 31-12-2010**

Tramos de cuantía	IP	JUBILACIÓN	VIUEDAD	ORFANDAD	FF	TOTAL
Hasta 150 euros	0,490	1,543	1,917	5,398	9,092	1,680
De 150,01 a 250,00	0,773	1,097	5,371	46,749	11,598	3,643
De 250,01 a 300,00	1,333	1,483	10,032	6,410	1,916	3,871
De 300,01 a 350,00	5,681	2,229	5,276	4,866	2,604	3,483
De 350,01 a 400,00	7,088	8,209	5,457	3,563	3,181	7,200
De 400,01 a 450,00	5,314	1,614	4,373	4,110	45,426	3,001
De 450,01 a 500,00	3,427	1,448	2,838	2,204	3,157	2,056
De 500,01 a 550,00	8,330	3,856	4,744	5,670	2,628	4,619
De 550,01 a 600,00	9,870	22,866	30,865	1,274	2,076	22,824
De 600,01 a 633,29	3,482	1,932	2,835	13,430	1,624	2,690
De 633,30 a 700,00	6,768	3,730	5,536	1,222	2,687	4,448
De 700,01 a 800,00	9,635	10,411	6,074	1,155	3,171	8,870
De 800,01 a 900,00	6,303	4,131	4,811	0,934	2,894	4,438
De 900,01 a 1.000,00	4,941	4,177	2,607	0,891	1,908	3,735
De 1.000,01 a 1.100,00	4,182	4,004	1,897	0,545	1,765	3,352
De 1.100,01 a 1.200,00	3,570	3,810	1,323	0,594	1,422	3,020
De 1.200,01 a 1.300,00	2,866	3,208	1,086	0,267	0,824	2,512
De 1.300,01 a 1.400,00	2,442	2,715	1,695	0,178	0,526	2,330
De 1.400,01 a 1.500,00	2,109	2,402	1,050	0,126	0,460	1,936
De 1.500,01 a 1.600,00	1,745	2,337	0,137	0,092	0,250	1,616
De 1.600,01 a 1.700,00	1,426	2,001	0,018	0,069	0,167	1,350
De 1.700,01 a 1.800,00	1,221	1,657	0,014	0,053	0,183	1,122
De 1.800,01 a 1.900,00	1,088	1,546	0,011	0,073	0,210	1,042
De 1.900,01 a 2.000,00	1,036	1,292	0,009	0,072	0,128	0,885
De 2.000,01 a 2.100,00	0,838	1,114	0,006	0,028	0,064	0,755
De 2.100,01 a 2.200,00	0,672	0,939	0,004	0,009	0,008	0,632
De 2.200,01 a 2.300,00	0,545	0,874	0,003	0,004	0,003	0,579
De 2.300,01 a 2.400,00	0,488	0,714	0,003	0,005	0,008	0,478
De 2.400,01 a 2.466,18	0,327	0,457	0,001	0,001	—	0,307
De 2.466,19 a 2.466,21	1,374	2,043	0,005	0,006	0,008	1,363
Más de 2.466,21 euros	0,638	0,160	0,003	0,003	0,013	0,164
TOTAL	100	100	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011). Frecuencia sobre 100 en cada prestación.

Tabla A.20
PRESTACIONES ESTIMADAS POR CUANTÍA SEGÚN FRECUENCIA
DE LA POBLACIÓN Y TAMAÑO DE LA MCVL. CASO D. 31-12-2010

Tramos de cuantía	IP	JUBILACIÓN	VIUEDAD	ORFANDAD	FF	TOTAL
Hasta 150 euros	194,219	3.166,248	1.759,348	590,368	137,466	5.847,648
De 150,01 a 250,00	306,630	2.251,152	4.930,552	5.112,494	175,358	12.776,186
De 250,01 a 300,00	528,528	3.044,154	9.209,430	700,986	28,972	13.512,069
De 300,01 a 350,00	2.252,720	4.575,954	4.843,660	532,108	39,379	12.243,821
De 350,01 a 400,00	2.810,666	16.850,283	5.009,510	389,670	48,099	25.108,228
De 400,01 a 450,00	2.107,035	3.312,090	4.014,690	449,427	686,845	10.570,087
De 450,01 a 500,00	1.358,813	2.973,264	2.604,867	241,047	47,737	7.225,728
De 500,01 a 550,00	3.302,995	7.914,554	4.354,843	620,044	39,741	16.232,178
De 550,01 a 600,00	3.913,925	46.936,304	28.333,838	139,324	31,383	79.354,774
De 600,01 a 633,29	1.380,897	3.965,798	2.602,913	1.468,683	24,552	9.442,842
De 633,30 a 700,00	2.683,715	7.655,612	5.081,648	133,623	40,625	15.595,223
De 700,01 a 800,00	3.820,630	21.370,930	5.575,887	126,265	47,938	30.941,650
De 800,01 a 900,00	2.499,246	8.480,449	4.416,454	102,128	43,759	15.542,035
De 900,01 a 1.000,00	1.959,188	8.574,732	2.393,517	97,438	28,851	13.053,726
De 1.000,01 a 1.100,00	1.658,322	8.219,100	1.741,802	59,554	26,681	11.705,460
De 1.100,01 a 1.200,00	1.415,697	7.820,863	1.214,663	64,972	21,498	10.537,693
De 1.200,01 a 1.300,00	1.136,321	6.585,955	996,853	29,151	12,457	8.760,737
De 1.300,01 a 1.400,00	968,510	5.572,947	1.555,694	19,488	7,956	8.124,594
De 1.400,01 a 1.500,00	836,346	4.930,245	963,516	13,827	6,952	6.750,886
De 1.500,01 a 1.600,00	692,059	4.796,119	125,614	10,027	3,777	5.627,595
De 1.600,01 a 1.700,00	565,405	4.108,248	16,709	7,561	2,532	4.700,454
De 1.700,01 a 1.800,00	484,022	3.400,811	13,040	5,822	2,773	3.906,467
De 1.800,01 a 1.900,00	431,249	3.173,506	9,690	8,005	3,174	3.625,626
De 1.900,01 a 2.000,00	410,946	2.652,426	8,574	7,884	1,929	3.081,758
De 2.000,01 a 2.100,00	332,232	2.287,090	5,463	3,113	0,964	2.628,863
De 2.100,01 a 2.200,00	266,574	1.927,434	3,549	0,970	0,121	2.198,648
De 2.200,01 a 2.300,00	216,133	1.794,136	2,592	0,485	0,040	2.013,387
De 2.300,01 a 2.400,00	193,583	1.465,961	2,512	0,526	0,121	1.662,702
De 2.400,01 a 2.466,18	129,578	938,174	1,316	0,081	—	1.069,149
De 2.466,19 a 2.466,21	544,763	4.193,182	4,865	0,607	0,121	4.743,537
Más de 2.466,21 euros	253,053	329,280	2,393	0,323	0,201	585,250
TOTAL	39.654	205.267	91.800	10.936	1.512	349.169

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011).

Tabla A.21
FRECUENCIA DE DISTRIBUCIÓN POR CUANTÍA DE LAS PRESTACIONES
DE LA POBLACIÓN CASO E. 31-12-2010

Tramos de cuantía	IP	JUBILACIÓN	VIUEDAD	ORFANDAD	FF	TOTAL
Hasta 150 euros	0,052	0,917	0,504	0,167	0,039	1,680
De 150,01 a 250,00	0,083	0,652	1,413	1,445	0,050	3,643
De 250,01 a 300,00	0,143	0,882	2,640	0,198	0,008	3,871
De 300,01 a 350,00	0,607	1,326	1,388	0,150	0,011	3,483
De 350,01 a 400,00	0,758	4,882	1,436	0,110	0,014	7,200
De 400,01 a 450,00	0,568	0,960	1,151	0,127	0,195	3,001
De 450,01 a 500,00	0,366	0,861	0,747	0,068	0,014	2,056
De 500,01 a 550,00	0,891	2,293	1,248	0,175	0,011	4,619
De 550,01 a 600,00	1,055	13,599	8,121	0,039	0,009	22,824
De 600,01 a 633,29	0,372	1,149	0,746	0,415	0,007	2,690
De 633,30 a 700,00	0,724	2,218	1,457	0,038	0,012	4,448
De 700,01 a 800,00	1,030	6,192	1,598	0,036	0,014	8,870
De 800,01 a 900,00	0,674	2,457	1,266	0,029	0,012	4,438
De 900,01 a 1.000,00	0,528	2,484	0,686	0,028	0,008	3,735
De 1.000,01 a 1.100,00	0,447	2,381	0,499	0,017	0,008	3,352
De 1.100,01 a 1.200,00	0,382	2,266	0,348	0,018	0,006	3,020
De 1.200,01 a 1.300,00	0,306	1,908	0,286	0,008	0,004	2,512
De 1.300,01 a 1.400,00	0,261	1,615	0,446	0,006	0,002	2,330
De 1.400,01 a 1.500,00	0,226	1,428	0,276	0,004	0,002	1,936
De 1.500,01 a 1.600,00	0,187	1,390	0,036	0,003	0,001	1,616
De 1.600,01 a 1.700,00	0,152	1,190	0,005	0,002	0,001	1,350
De 1.700,01 a 1.800,00	0,131	0,985	0,004	0,002	0,001	1,122
De 1.800,01 a 1.900,00	0,116	0,919	0,003	0,002	0,001	1,042
De 1.900,01 a 2.000,00	0,111	0,769	0,002	0,002	0,001	0,885
De 2.000,01 a 2.100,00	0,090	0,663	0,002	0,001	0,000	0,755
De 2.100,01 a 2.200,00	0,072	0,558	0,001	0,000	0,000	0,632
De 2.200,01 a 2.300,00	0,058	0,520	0,001	0,000	0,000	0,579
De 2.300,01 a 2.400,00	0,052	0,425	0,001	0,000	0,000	0,478
De 2.400,01 a 2.466,18	0,035	0,272	0,000	0,000	—	0,307
De 2.466,19 a 2.466,21	0,147	1,215	0,001	0,000	0,000	1,363
Más de 2.466,21 euros	0,068	0,095	0,001	0,000	0,000	0,164
TOTAL	10,69	59,47	26,31	3,10	0,430	100

Nota: Frecuencia sobre 100 sobre el total de prestaciones.

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011).

Tabla A.22
PRESTACIONES ESTIMADAS POR CUANTÍA SEGÚN FRECUENCIA
DE LA POBLACIÓN Y TAMAÑO DE LA MCVL. CASO E. 31-12-2010

Tramos de cuantía	IP	JUBILACIÓN	VIUDEDAD	ORFANDAD	FF	TOTAL
Hasta 150 euros	182,865	3.203,204	1.760,760	582,756	136,530	5.866,115
De 150,01 a 250,00	288,704	2.277,427	4.934,511	5.046,576	174,164	12.721,383
De 250,01 a 300,00	497,630	3.079,684	9.216,823	691,948	28,775	13.514,860
De 300,01 a 350,00	2.121,022	4.629,364	4.847,549	525,247	39,111	12.162,293
De 350,01 a 400,00	2.646,349	17.046,957	5.013,531	384,646	47,772	25.139,255
De 400,01 a 450,00	1.983,854	3.350,749	4.017,913	443,632	682,170	10.478,318
De 450,01 a 500,00	1.279,374	3.007,967	2.606,958	237,940	47,412	7.179,651
De 500,01 a 550,00	3.109,896	8.006,932	4.358,340	612,050	39,470	16.126,687
De 550,01 a 600,00	3.685,109	47.484,137	28.356,586	137,528	31,169	79.694,529
De 600,01 a 633,29	1.300,167	4.012,086	2.605,003	1.449,747	24,385	9.391,387
De 633,30 a 700,00	2.526,820	7.744,967	5.085,727	131,900	40,348	15.529,763
De 700,01 a 800,00	3.597,269	21.620,368	5.580,364	124,637	47,612	30.970,249
De 800,01 a 900,00	2.353,135	8.579,431	4.420,000	100,811	43,461	15.496,838
De 900,01 a 1.000,00	1.844,650	8.674,815	2.395,439	96,182	28,655	13.039,739
De 1.000,01 a 1.100,00	1.561,373	8.315,032	1.743,200	58,787	26,500	11.704,892
De 1.100,01 a 1.200,00	1.332,932	7.912,147	1.215,639	64,134	21,352	10.546,204
De 1.200,01 a 1.300,00	1.069,890	6.662,825	997,654	28,775	12,372	8.771,515
De 1.300,01 a 1.400,00	911,889	5.637,993	1.556,943	19,236	7,902	8.133,963
De 1.400,01 a 1.500,00	787,451	4.987,790	964,290	13,649	6,904	6.760,084
De 1.500,01 a 1.600,00	651,600	4.852,098	125,714	9,898	3,752	5.643,061
De 1.600,01 a 1.700,00	532,351	4.156,199	16,722	7,463	2,514	4.715,249
De 1.700,01 a 1.800,00	455,725	3.440,505	13,050	5,747	2,754	3.917,781
De 1.800,01 a 1.900,00	406,038	3.210,547	9,698	7,902	3,153	3.637,338
De 1.900,01 a 2.000,00	386,921	2.683,385	8,581	7,782	1,916	3.088,584
De 2.000,01 a 2.100,00	312,809	2.313,784	5,468	3,073	0,958	2.636,092
De 2.100,01 a 2.200,00	250,990	1.949,931	3,552	0,958	0,120	2.205,550
De 2.200,01 a 2.300,00	203,498	1.815,077	2,594	0,479	0,040	2.021,688
De 2.300,01 a 2.400,00	182,266	1.483,071	2,514	0,519	0,120	1.668,490
De 2.400,01 a 2.466,18	122,003	949,124	1,317	0,080	—	1.072,524
De 2.466,19 a 2.466,21	512,915	4.242,124	4,869	0,599	0,120	4.760,626
Más de 2.466,21 euros	238,259	333,123	2,395	0,319	0,200	574,296
TOTAL	37.336	207.663	91.874	10.795	1.502	349.169

Fuente: Elaboración propia a partir de INSS (2011).

Tabla A.23
TAMAÑO DEL EFECTO SEGÚN LA V DE CRAMÉR

G.lib.(k-1)	Pequeño	Medio	Grande	G.lib.(k-1)	Pequeño	Medio	Grande	G.lib.(k-1)	Pequeño	Medio	Grande
1	0,10000	0,30000	0,50000	48	0,01443	0,04330	0,07217	95	0,01026	0,03078	0,05130
2	0,07071	0,21213	0,35355	49	0,01429	0,04286	0,07143	96	0,01021	0,03062	0,05103
3	0,05774	0,17321	0,28868	50	0,01414	0,04243	0,07071	97	0,01015	0,03046	0,05077
4	0,05000	0,15000	0,25000	51	0,01400	0,04201	0,07001	98	0,01010	0,03030	0,05051
5	0,04472	0,13416	0,22361	52	0,01387	0,04160	0,06934	99	0,01005	0,03015	0,05025
6	0,04082	0,12247	0,20412	53	0,01374	0,04121	0,06868	100	0,01000	0,03000	0,05000
7	0,03780	0,11339	0,18898	54	0,01361	0,04082	0,06804	101	0,00995	0,02985	0,04975
8	0,03536	0,10607	0,17678	55	0,01348	0,04045	0,06742	102	0,00990	0,02970	0,04951
9	0,03333	0,10000	0,16667	56	0,01336	0,04009	0,06682	103	0,00985	0,02956	0,04927
10	0,03162	0,09487	0,15811	57	0,01325	0,03974	0,06623	104	0,00981	0,02942	0,04903
11	0,03015	0,09045	0,15076	58	0,01313	0,03939	0,06565	105	0,00976	0,02928	0,04880
12	0,02887	0,08660	0,14434	59	0,01302	0,03906	0,06509	106	0,00971	0,02914	0,04856
13	0,02774	0,08321	0,13868	60	0,01291	0,03873	0,06455	107	0,00967	0,02900	0,04834
14	0,02673	0,08018	0,13363	61	0,01280	0,03841	0,06402	108	0,00962	0,02887	0,04811
15	0,02582	0,07746	0,12910	62	0,01270	0,03810	0,06350	109	0,00958	0,02873	0,04789
16	0,02500	0,07500	0,12500	63	0,01260	0,03780	0,06299	110	0,00953	0,02860	0,04767
17	0,02425	0,07276	0,12127	64	0,01250	0,03750	0,06250	111	0,00949	0,02847	0,04746
18	0,02357	0,07071	0,11785	65	0,01240	0,03721	0,06202	112	0,00945	0,02835	0,04725
19	0,02294	0,06882	0,11471	66	0,01231	0,03693	0,06155	113	0,00941	0,02822	0,04704
20	0,02236	0,06708	0,11180	67	0,01222	0,03665	0,06108	114	0,00937	0,02810	0,04683
21	0,02182	0,06547	0,10911	68	0,01213	0,03638	0,06063	115	0,00933	0,02798	0,04663
22	0,02132	0,06396	0,10660	69	0,01204	0,03612	0,06019	116	0,00928	0,02785	0,04642
23	0,02085	0,06255	0,10426	70	0,01195	0,03586	0,05976	117	0,00925	0,02774	0,04623
24	0,02041	0,06124	0,10206	71	0,01187	0,03560	0,05934	118	0,00921	0,02762	0,04603
25	0,02000	0,06000	0,10000	72	0,01179	0,03536	0,05893	119	0,00917	0,02750	0,04583
26	0,01961	0,05883	0,09806	73	0,01170	0,03511	0,05852	120	0,00913	0,02739	0,04564
27	0,01925	0,05774	0,09623	74	0,01162	0,03487	0,05812	121	0,00909	0,02727	0,04545
28	0,01890	0,05669	0,09449	75	0,01155	0,03464	0,05774	122	0,00905	0,02716	0,04527
29	0,01857	0,05571	0,09285	76	0,01147	0,03441	0,05735	123	0,00902	0,02705	0,04508
30	0,01826	0,05477	0,09129	77	0,01140	0,03419	0,05698	124	0,00898	0,02694	0,04490
31	0,01796	0,05388	0,08980	78	0,01132	0,03397	0,05661	125	0,00894	0,02683	0,04472
32	0,01768	0,05303	0,08839	79	0,01125	0,03375	0,05625	126	0,00891	0,02673	0,04454
33	0,01741	0,05222	0,08704	80	0,01118	0,03354	0,05590	127	0,00887	0,02662	0,04437
34	0,01715	0,05145	0,08575	81	0,01111	0,03333	0,05556	128	0,00884	0,02652	0,04419
35	0,01690	0,05071	0,08452	82	0,01104	0,03313	0,05522	129	0,00880	0,02641	0,04402
36	0,01667	0,05000	0,08333	83	0,01098	0,03293	0,05488	130	0,00877	0,02631	0,04385
37	0,01644	0,04932	0,08220	84	0,01091	0,03273	0,05455	131	0,00874	0,02621	0,04369
38	0,01622	0,04867	0,08111	85	0,01085	0,03254	0,05423	132	0,00870	0,02611	0,04352
39	0,01601	0,04804	0,08006	86	0,01078	0,03235	0,05392	133	0,00867	0,02601	0,04336
40	0,01581	0,04743	0,07906	87	0,01072	0,03216	0,05361	134	0,00864	0,02592	0,04319
41	0,01562	0,04685	0,07809	88	0,01066	0,03198	0,05330	135	0,00861	0,02582	0,04303
42	0,01543	0,04629	0,07715	89	0,01060	0,03180	0,05300	136	0,00857	0,02572	0,04287
43	0,01525	0,04575	0,07625	90	0,01054	0,03162	0,05270	137	0,00854	0,02563	0,04272
44	0,01508	0,04523	0,07538	91	0,01048	0,03145	0,05241	138	0,00851	0,02554	0,04256
45	0,01491	0,04472	0,07454	92	0,01043	0,03128	0,05213	139	0,00848	0,02545	0,04241
46	0,01474	0,04423	0,07372	93	0,01037	0,03111	0,05185	140	0,00845	0,02535	0,04226
47	0,01459	0,04376	0,07293	94	0,01031	0,03094	0,05157				

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.24
RESULTADOS DEL TAMAÑO DEL EFECTO SEGÚN V DE CRAMÉR

Casos	χ^2	Rechazo	k	V	Tamaño efecto
Incapacidad permanente – Hombre	29.200,108	Sí	13	0,30616	Grande
Incapacidad permanente – Mujer	16.415,390	Sí	14	0,30366	Grande
Jubilación – Hombre	57,650	Sí	8	0,00789	Despreciable
Jubilación – Mujer	54,868	Sí	7	0,01118	Despreciable
A Viudedad – Hombre	1.178,545	Sí	12	0,13038	Medio
Viudedad – Mujer	84,101	Sí	13	0,00905	Despreciable
Orfandad-Hombre	16,626	No	18	0,01318	Despreciable
Orfandad-Mujer	12,816	No	18	0,01192	Despreciable
Favor de familiares- Hombre	12,691	No	14	0,05456	Pequeño
Favor de familiares- Mujer	8,816	No	15	0,02306	Despreciable
Incapacidad permanente	45.612,523	Sí	27	0,21034	Grande
Jubilación	115,603	Sí	15	0,00634	Despreciable
B Viudedad	1.255,650	Sí	25	0,02387	Pequeño
Orfandad	30,100	No	36	0,00887	Despreciable
Favor de familiares	22,053	No	29	0,02282	Pequeño
C Todas	50.033,044	Sí	132	0,03307	Medio
Incapacidad permanente	102,057	Sí	31	0,00926	Despreciable
Jubilación	187,577	Sí	31	0,00552	Despreciable
D Viudedad	873,238	Sí	27	0,01913	Despreciable
Orfandad	23,037	No	25	0,00937	Despreciable
Favor de familiares	9,978	No	21	0,01816	Despreciable
E Todas	1.373,286	Sí	135	0,00542	Despreciable

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.25
POTENCIA DE LAS PRUEBAS. PARA $\alpha = 5$

Casos	$w \sqrt{\frac{\chi^2}{N}}$	N	Rechazo	GL	TE	p-valor	Potencia
Incapacidad permanente – Hombre	1,06057	25.960	Sí	12	Grande	0,0000000	1
Incapacidad permanente – Mujer	1,09486	13.694	Sí	13	Grande	0,0000000	1
Jubilación – Hombre	0,02089	132.151	Sí	7	Desprec.	0,0000000	0,9999945
Jubilación – Mujer	0,02739	73.116	Sí	6	Desprec.	0,0000000	0,9999929
A Viudedad – Hombre	0,43241	6.303	Sí	11	Medio	0,0000000	1
Viudedad – Mujer	0,03136	85.497	Sí	12	Desprec.	0,0000000	1
Orfandad-Hombre	0,05432	5.634	No	17	Desprec.	0,4799745	0,7073791
Orfandad-Mujer	0,04917	5.302	No	17	Desprec.	0,7483849	0,5601612
Favor de familiares- Hombre	0,19670	328	No	13	Pequeño	0,4719527	0,6144788
Favor de familiares- Mujer	0,08629	1.184	No	14	Desprec.	0,8426521	0,4148183
Incapacidad permanente	1,07250	39.654	Sí	26	Grande	0,0000000	1
Jubilación	0,02373	205.267	Sí	14	Desprec.	0,0000000	1
B Viudedad	0,11695	91.800	Sí	24	Pequeño	0,0000000	1
Orfandad	0,05246	10.936	No	35	Desprec.	0,7039555	0,8712275
Favor de familiares	0,12077	1.512	No	28	Pequeño	0,7788355	0,755826
C Todas	0,29876	349.169	Sí	131	Medio	0,0000000	1
Incapacidad permanente	0,05073	39.654	Sí	30	Desprec.	0,0000000	0,9999999
Jubilación	0,03023	205.267	Sí	30	Desprec.	0,0000000	1
D Viudedad	0,09753	91.800	Sí	26	Desprec.	0,0000000	1
Orfandad	0,04590	10.936	No	24	Desprec.	0,5175857	0,812655
Favor de familiares	0,08124	1.512	No	20	Desprec.	0,9685709	0,4009629
E Todas	0,06271	349.169	Sí	134	Desprec.	0,0000000	1

Nota: Se ha obtenido la potencia en cada caso con el programa R y el paquete pwr con la función/comando `pwr.chisq.test()` introduciendo el dato de w obtenido en cada caso, el tamaño de la muestra analizado, los grados de libertad, GL, y el nivel de significación, obteniendo como resultado la potencia entre 0 y 1.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.26
RESUMEN DE RESULTADOS DE LA CONTRIBUCIÓN DE LAS COHORTES AL VALOR DEL ESTADÍSTICO

Casos	Cohortes mayor contribución	Contribución	Muestra	Cohorte rechazo	Cohortes con contribución > media
Incapacidad permanente-Hombre	65-69	99,66	5,97		
	60-64	0,08	28,75	45-49	10/13 = 76,92
	50-54	0,07	15,72		
Incapacidad permanente- Mujer	65-69	99,69	5,70		
	55-59	0,06	20,69	45-49	10/14 = 71,43
	45-49	0,06	10,48		
A Jubilación- Hombre	65-69	37,89	24,21		
	70-74	27,70	21,94	65-69	6/8 = 75,00
	55-59	16,75	0,30		
Jubilación- Mujer	0-59	38,89	0,05		
	65-69	36,41	22,64	0-59	4/7 = 57,14
	60-64	12,22	5,39		
Viudedad-Hombre	0-34	96,40	2,55		
	35-39	0,97	1,14	0-34	9/12 = 75,00
	55-59	0,56	6,90		
Viudedad-Mujer	0-29	57,46	0,09		
	30-34	22,05	0,20	0-29	6/13 = 46,15
	35-39	7,06	0,45		
Incapacidad permanente	Hombre 65-69	63,93	5,97		
	Mujer 65-69	35,74	3,01	Hombre 50-54	21/27 = 77,78
	Hombre 60-64	0,05	28,75		
B Jubilación	Mujer 65-69	22,96	8,07		
	Mujer 55-59	18,19	0,02	Hombre 65-69	11/15 = 73,33
	Hombre 70-74	17,50	14,13		
Viudedad	Hombre 0-34	89,78	0,18		
	Mujer 0-29	3,85	0,05	Hombre 0-34	15/25 = 60
	Mujer 30-34	1,48	0,19		
C Total	Inc. Per. H. 65-69	62,26	0,44		
	Inc. Per. M. 65-69	34,79	0,22	Hombre 65-69	48/132 = 36,36
	Viudedad H. 0-34	2,25	0,05		
Incapacidad permanente	Más de 2.466,21 €	25,37	0,84		
	2.466,19 a 2.466,21 €	11,73	1,17	1.700,01 a 1.800,00	15 = 48,39
	2.300,01 a 2.400,00 €	11,38	0,61		
D Jubilación	Hasta 150 €	21,43	1,72		
	Más de 2.466,21 €	16,75	0,21	300,01 a 350,00	17/31 = 54,84
	De 500,01 a 550,00 €	16,07	4,09		
Viudedad	1.600,01 a 1.700,00 €	87,97	0,14		
	Hasta 150 €	3,31	2,16	350,01 a 400,00	12/27 = 44,44
	550,01 a 600,00€	2,36	30,03		
E Total	Viud. 1.600,0 - 1.700,00	55,88	0,04	Incap. Perman.	
	I.P. Más de 2.466,21 €	2,80	0,10	1.600,01-	68/135 = 50,37
	Jub. 550,01 - 600,00	2,49	13,23	1.700,00	

Nota: Los resultados completos están a disposición de los investigadores que lo soliciten.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.27
DISTRIBUCIÓN PENSIONES JUBILACIÓN. HOMBRE
SIN DATOS ATÍPICOS. MCVL 2010

Cohortes agrupadas	Observado MCVL	Esperado INSS	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\frac{N_{i,j,k}}{N_{j,k}}$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{\chi^2 E_i}$	Contribución > media
0-54	38	35,848	0,129	0,129	0,03	0,23	Menor
55-59	395	461,756	9,651	9,780	0,30	17,26	Mayor
60-64	10.290	10.170,536	1,403	11,183	7,79	2,51	Menor
65-69	31.999	32.844,524	21,767	32,950	24,22	38,92	Mayor
70-74	28.999	28.325,095	16,033	48,983	21,94	28,67	Mayor
75-79	27.984	27.701,863	2,873	51,857	21,18	5,14	Mayor
80-84	19.317	19.255,017	0,200	52,056	14,62	0,36	Menor
85 y más	13.123	13.350,360	3,872	55,928	9,93	6,92	Mayor
TOTAL	132.145	132.145	55,928	χ^2 55,928	100,00	100,00	62,50
GL = 7	V = 0,00778	χ^2 tablas = 14,067	TE = Despreciable	CSV = 65-69			

GL: Grados de libertad; V: V de Cramér; CSV: Cohorte que Supera el Valor crítico del estadístico; TE: Tamaño del efecto.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.28
DISTRIBUCIÓN PENSIONES JUBILACIÓN. MUJER
SIN DATOS ATÍPICOS. MCVL 2010

Cohortes agrupadas	Observado MCVL	Esperado INSS	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\frac{N_{i,j,k}}{N_{j,k}}$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{\chi^2 E_i}$	Contribución > media
0-59	33	15,698	19,072	19,072	0,05	36,26	Mayor
60-64	3.943	3.783,653	6,711	25,782	5,39	12,76	Mayor
65-69	16.557	17.141,974	19,962	45,745	22,65	37,95	Mayor
70-74	14.809	14.532,574	5,258	51,003	20,25	10,00	Mayor
75-79	14.240	14.092,573	1,542	52,545	19,48	2,93	Menor
80-84	11.487	11.510,918	0,050	52,595	15,71	0,09	Menor
85 y más	12.046	12.037,609	0,006	52,600	16,48	0,01	Menor
TOTAL	73.115	73.115	52,600	χ^2 52,600	100,00	100,00	57,14
GL = 6	V = 0,01095	χ^2 tablas = 12,592	TE = Despreciable	CSV = 0-59			

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.29
DISTRIBUCIÓN PENSIONES VIUDEDAD. MUJER
SIN DATOS ATÍPICOS. MCVL 2010

Cohortes agrupadas	Observado MCVL	Esperado INSS	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\frac{N_{i,j,k}}{N_{j,k}}$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} / \chi^2$	Contribución > media
0-34	160	17,996	1.120,527	1.120,527	2,54	96,36	Mayor
35-39	72	48,439	11,460	1.131,988	1,14	0,99	Mayor
40-44	137	110,196	6,520	1.138,508	2,17	0,56	Mayor
45-49	252	227,607	2,614	1.141,122	4,00	0,22	Mayor
50-54	345	381,049	3,410	1.144,532	5,47	0,29	Mayor
55-59	435	491,721	6,543	1.151,075	6,90	0,56	Mayor
60-64	523	555,857	1,942	1.153,017	8,30	0,17	Mayor
65-69	534	571,633	2,478	1.155,495	8,47	0,21	Mayor
70-74	663	642,151	0,677	1.156,172	10,52	0,06	Menor
75-79	912	918,157	0,041	1.156,213	14,47	0,00	Menor
80-84	1.018	995,255	0,520	1.156,733	16,15	0,04	Menor
85 y más	1.251	1.341,937	6,162	1.162,895	19,85	0,53	Mayor
TOTAL	6.302	6.302	1.162,895	χ^2 1.162,895	100,00	100,00	75,00
GL = 11	V = 0,12952		χ^2 tablas = 19,675		TE = Medio		CSV = 0-34

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A.30
DISTRIBUCIÓN PENSIONES INCAPACIDAD PERMANENTE. HOMBRE.
TRAS REASIGNACIÓN A JUBILACIÓN. MCVL 2010

Cohortes agrupadas	Observado MCVL	Esperado INSS	$(O_i - E_i)$	$\sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\frac{N_{i,j,k}}{N_{j,k}}$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} / \chi^2$	Contribución > media
0-24	57	65,943	1,213	1,213	0,23	2,08	Menor
25-29	280	260,018	1,536	2,748	1,15	2,64	Menor
30-34	622	657,111	1,876	4,624	2,55	3,22	Mayor
35-39	1.259	1.233,031	0,547	5,171	5,16	0,94	Menor
40-44	2.043	2.029,172	0,094	5,265	8,37	0,16	Menor
45-49	2.997	2.973,445	0,187	5,452	12,28	0,32	Menor
50-54	4.082	4.111,035	0,205	5,657	16,73	0,35	Menor
55-59	5.539	5.523,771	0,042	5,699	22,70	0,07	Menor
60-64	7.464	7.425,968	0,195	5,894	30,59	0,33	Menor
65-74	10	70,294	51,716	57,610	0,04	88,82	Mayor
75-79	12	14,570	0,453	58,063	0,05	0,78	Menor
80-84	16	17,484	0,126	58,189	0,07	0,22	Menor
85 y más	20	19,160	0,037	58,226	0,08	0,06	Menor
TOTAL	24.401	24.401	58,226	χ^2 58,226	100,00	100,00	15,38
GL = 12	V = 0,01410		χ^2 tablas = 21,026		TE = Despreciable		CSV = 65-74

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.31
DISTRIBUCIÓN PENSIONES INCAPACIDAD PERMANENTE. MUJER.
TRAS REASIGNACIÓN A JUBILACIÓN. MCVL 2010

Cohortes agrupadas	Observado MCVL	Esperado INSS	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\frac{N_{i,j,k}}{N_{j,k}}$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} / \chi^2$	Contribución > media
0-24	15	14,660	0,008	0,008	0,12	0,03	Menor
25-29	82	87,360	0,329	0,337	0,63	1,11	Menor
30-34	243	268,374	2,399	2,736	1,88	8,12	Mayor
35-39	560	581,445	0,791	3,527	4,34	2,68	Menor
40-44	974	962,475	0,138	3,665	7,54	0,47	Menor
45-49	1.435	1.469,188	0,796	4,460	11,11	2,69	Menor
50-54	2.296	2.242,840	1,260	5,720	17,78	4,27	Menor
55-59	2.833	2.834,882	0,001	5,722	21,94	0,00	Menor
60-64	3.555	3.525,636	0,245	5,966	27,53	0,83	Menor
65-69	6	32,148	21,267	27,234	0,05	72,01	Mayor
70-74	21	16,412	1,282	28,516	0,16	4,34	Menor
75-79	106	100,386	0,314	28,830	0,82	1,06	Menor
80-84	344	329,363	0,650	29,480	2,66	2,20	Menor
85 y más	444	448,831	0,052	29,532	3,44	0,18	Menor
TOTAL	12.914	12.914	29,532	χ^2 29,532	100,00	100,00	14,29
GL = 13	V = 0,01326		χ^2 tablas = 22,362		TE = Despreciable		CSV = 65-69

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.32
DISTRIBUCIÓN PENSIONES JUBILACIÓN. HOMBRE.
TRAS REASIGNACIÓN A JUBILACIÓN DE PENSIONES DE INCAPACIDAD. MCVL 2010

Cohortes agrupadas	Observado MCVL	Esperado INSS	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\frac{N_{i,j,k}}{N_{j,k}}$	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} / \chi^2$	Contribución > media
0-54	38	36,271	0,082	0,082	0,03	0,27	Menor
55-59	395	467,203	11,159	11,241	0,30	36,42	Mayor
60-64	10.290	10.290,525	0,000	11,241	7,70	0,00	Menor
65-69	33.546	33.232,013	2,967	14,208	25,09	9,68	Mayor
70-74	29.004	28.659,264	4,147	18,354	21,69	13,54	Mayor
75-79	27.987	28.028,680	0,062	18,416	20,93	0,20	Menor
80-84	19.319	19.482,181	1,367	19,783	14,45	4,46	Menor
85 y más	13.125	13.507,863	10,852	30,635	9,82	35,42	Mayor
TOTAL	133.704	133.704	30,635	χ^2 30,635	100,00	100,00	50,00
GL = 7	V = 0,00572		χ^2 tablas = 14,067		TE = Despreciable		CSV = 65-69

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.33
DISTRIBUCIÓN PENSIONES JUBILACIÓN. MUJER.
TRAS REASIGNACIÓN A JUBILACIÓN DE PENSIONES DE INCAPACIDAD. MCVL 2010

Cohortes agrupadas	Observado MCVL	Esperado INSS	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$\frac{N_{i,j,k}}{N_{j,k}}$	$\frac{(O_i - E_i)^2 / E_i}{X^2}$	Contribución > media
0-59	33	15,865	18,507	18,507	0,04	70,41	Mayor
60-64	3.943	3.824,018	3,702	22,209	5,34	14,09	Mayor
65-69	17.332	17.324,847	0,003	22,212	23,45	0,01	Menor
70-74	14.811	14.687,610	1,037	23,248	20,04	3,94	Menor
75-79	14.243	14.242,914	0,000	23,248	19,27	0,00	Menor
80-84	11.487	11.633,718	1,850	25,099	15,55	7,04	Mayor
85 y más	12.046	12.166,028	1,184	26,283	16,30	4,51	Menor
TOTAL	73.895	73.895	26,283	X^2 26,283	100,00	100,00	42,86
GL = 6	V = 0,00770		X^2 tablas = 12,592		TE = Despreciable		CSV = 0-59

Fuente: Elaboración propia.

Apéndice B. Anexo estadístico

Tabla B.1

DEFINICIÓN DE LAS FRECUENCIAS DE DISTRIBUCIÓN RELATIVA ESPERADA DE LA POBLACIÓN \hat{f} Y ABSOLUTA ESPERADA EN LA MUESTRA \hat{e}

Prestaciones Edad	Caso A Tablas A.13 y A.14	$\hat{f}_{i,j,k} = \frac{N_{i,j,k}}{N_{j,k}}$	$\hat{e}_{i,j,k} = \hat{f}_{i,j,k} \cdot \bar{n}_{j,k}$
	Caso B Tablas A.15 y A.16	$\hat{f}_{i,j,k} = \frac{N_{i,j,k}}{\sum_{j=1}^2 N_{j,k}} \cdot \frac{N_{i,j,k}}{N_k}$	$\hat{e}_{i,j,k} = \hat{f}_{i,j,k} \cdot \bar{n}_k$
	Caso C Tablas A.17 y A.18	$\hat{f}_{i,j,k} = \frac{N_{i,j,k}}{\sum_{k=1}^5 \sum_{j=1}^2 N_{j,k}} \cdot \frac{N_{i,j,k}}{N}$	$\hat{e}_{i,j,k} = \hat{f}_{i,j,k} \cdot \bar{n}$
Prestaciones Cuantía	Caso D Tablas A.19 y A.20	$\hat{f}_{i,k} = \frac{N_{i,k}}{N_k}$	$\hat{e}_{i,k} = \hat{f}_{i,k} \cdot \bar{n}_k$
	Caso E Tablas A.21 y A.22	$\hat{f}_{i,k} = \frac{N_{i,k}}{\sum_{k=1}^5 N_k} \cdot \frac{N_{i,k}}{N}$	$\hat{e}_{i,k} = \hat{f}_{i,k} \cdot \bar{n}$

Nota: i , es el índice correspondiente a las cohortes en las que se ha dividido bien la variable edad (18) o bien la variable cuantía (31); j , es el índice correspondiente a los dos géneros (hombre, mujer); k , es el índice correspondiente a los 5 tipos de prestaciones (incapacidad permanente, jubilación, viudedad, orfandad, favor de familiares); N es el número de prestaciones en la población donde los subíndices indican para el grupo correspondiente de edad y/o, género y/o tipo de pensión; \bar{n} es el número total de prestaciones observado en la MCVL donde los subíndices indican para el grupo correspondiente de género y/o tipo de pensión. Sin subíndice corresponde al total en cada caso.

B.1. Test de bondad del ajuste Chi-cuadrado, χ^2 , de Pearson

Se trata de un test no paramétrico y es aplicable tanto para variables aleatorias discretas como continuas.

El estadístico de contraste es el siguiente²²:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad (\text{B.1})$$

Con O_i , valores observados (los de la MCVL), y E_i , valores esperados o teóricos (los obtenidos a partir de la distribución de la población, INSS), siendo E_i las frecuencias de distribución absoluta esperada en la muestra \hat{e} para cada caso A, B, C, D y E. Este estadístico, para muestras grandes, está probado que se distribuye como una función χ^2 con $v = k - r - 1$ grados de libertad, siendo k el número de grupos, cohortes o estratos en los que está organizada la población y la muestra, mientras que “ r ” es el número de parámetros que ha sido necesario estimar a partir de los datos de la muestra. Como no hay uso de la muestra para estimar los datos de la población, los grados de libertad coinciden con el número de cohortes de edad de cada caso menos 1.

Para el nivel B, el cálculo del estadístico χ^2 se ha realizado agrupando a las pensiones para que el tamaño sea como mínimo 5, pero sin mezclar pensiones de las últimas cohortes de un género con las primeras del otro género en la misma pensión. Se suman, pues, los errores corregidos de los dos géneros y de las cohortes resultantes de exigir que tengan al menos 5 sin mezclar género ni pensión. Para el nivel C, el cálculo del estadístico χ^2 se ha realizado para los grupos resultantes de exigir que los grupos contengan al menos 5 pensiones sin asignar individuos de las cohortes últimas con las primeras del otro género y/o pensión. Para los casos D y E, no se han agrupado las cohortes con número inferior a 5 con cohortes de otro tipo de prestación, sólo se han agrupado dentro de cada tipo de pensión.

Cuestiones a tener en cuenta:

- El test trabaja con números naturales para los valores observados, no con porcentajes o proporciones, ya que para la misma proporción, dependiendo del tamaño de los valores, se obtendrá un valor del estadístico u otro que hará que se verifique o no el test ²³.
- Los valores esperados determinados por la frecuencia esperada de la población son números reales positivos con los decimales que resulte.
- La exigencia de un número mínimo de elementos por grupo o estrato en 5 debe respetarse para la validez de los resultados del test, pues así se garantiza que la distribución del estadístico se aproxime a una χ^2 . Para muestras grandes, como en este caso, quizás pueda no suceder ese problema, pero sí que se ha considerado en el diseño del procedimiento en Visual Basic Aplicado diseñado para su cálculo.
- Para muestras pequeñas, se sugieren correcciones de este test que han dado origen a otros contrastes, pero no es el caso que ocupa este trabajo.
- El valor del estadístico χ^2 depende del tamaño de la muestra, por lo que a mayor tamaño, mayor valor y, por tanto, más fácilmente se rechazaría la hipótesis nula.

B.2. Coeficiente V de Cramér y tamaño del efecto

Cohen (1988: p. 216) utiliza para medir el efecto del tamaño de la muestra el índice w que computa la discrepancia entre la distribución de la población que supone la hipótesis nula y la distribución que propone la hipótesis alternativa comparando los pares de proporciones o frecuencias relativas de la siguiente manera:

$$w = \sqrt{\sum_{i=1}^m \frac{(P_{0i} - P_{1i})^2}{P_{1i}}} \quad (\text{B.2})$$

donde P_{0i} , es la frecuencia relativa acorde con la hipótesis nula en la cohorte i ; P_{1i} , es la frecuencia relativa acorde con la hipótesis alternativa en la cohorte i ; y m , es el número de cohortes.

Una generalización de este coeficiente para tablas de contingencia de cualquier dimensión, viene dado por el coeficiente V de Cramér (Cohen 1988: p. 223), y va a permitir tener en cuenta grados de libertad superiores a 1, como es el caso de los contrastes realizados.

$$V = \frac{w}{\sqrt{k-1}} \quad (\text{B.3})$$

con k = número de cohortes reagrupadas.

Cohen (1988: p. 224) estableció unos criterios para clasificar el tamaño del efecto en “pequeño”, “mediano” y “grande” a partir de los valores que tomara el índice w para que fueran usados por convención, aunque advertía que esas definiciones no deberían tomarse demasiado literalmente en referencia al tamaño del efecto (TE).