

DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS, CONSUMO DE DROGAS Y TERRITORIO EN ESPAÑA



Junio de 2015

Este trabajo ha sido financiado por la Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas a través de la orden de ayudas económicas a entidades privadas sin fines de lucro y de ámbito estatal, con cargo al Fondo de Bienes decomisados por tráfico ilícito de drogas y otros delitos relacionados, en aplicación de la Ley 17/2003, de 29 de mayo, para la realización de programas supracomunitarios sobre drogodependencias en el año 2014.



ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN, MARCO TEÓRICO Y OBJETIVOS DEL ESTUDIO	3
1.1. Introducción	3
1.2. Marco teórico; las desigualdades socioeconómicas en el consumo de drogas	5
1.3. Objetivos del estudio	9
2. METODOLOGÍA.....	11
2.1. Bases de datos	12
2.2. Variables de análisis	13
2.3. Tipo de análisis	17
2.4. Ponderación para el análisis	19
3. RESULTADOS	20
3.1. Características de la muestra	20
3.2. Resultados en relación con el consumo diario de tabaco.....	21
3.2.1. <i>Influencia del municipio de residencia en el consumo diario de tabaco.....</i>	<i>21</i>
3.2.2. <i>Influencia de las variables socioeconómicas de nivel individual.....</i>	<i>22</i>
3.2.3. <i>Influencia de las características del municipio de residencia.....</i>	<i>23</i>
3.3. Resultados en relación con el consumo de alcohol de alto riesgo para la salud	24
3.3.1. <i>Influencia del municipio de residencia en el consumo de alcohol de riesgo.....</i>	<i>24</i>
3.3.2. <i>Influencia de las variables socioeconómicas de nivel individual.....</i>	<i>25</i>
3.3.3. <i>Influencia de las características del lugar de residencia</i>	<i>26</i>
3.4. Resultados en relación con el consumo habitual de cannabis	28
3.4.1. <i>Influencia del municipio de residencia en el consumo habitual de cannabis.....</i>	<i>28</i>
3.4.2. <i>Influencia de las variables socioeconómicas de nivel individual.....</i>	<i>29</i>
3.4.3. <i>Influencia de las características del lugar de residencia</i>	<i>31</i>
3.5. Resultados en relación con el consumo de drogas ilegales (distintas al cannabis)	31
3.5.1. <i>Influencia del municipio de residencia en el consumo experimental</i> <i>de drogas ilegales distintas al cannabis.....</i>	<i>31</i>
3.5.2. <i>Influencia de las variables socioeconómicas de nivel individual.....</i>	<i>32</i>
3.5.3. <i>Influencia de las características del lugar de residencia</i>	<i>33</i>
4. PRINCIPALES CONCLUSIONES SOBRE DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS EN EL CONSUMO DE DROGAS EN ESPAÑA	35
4.1. Principales conclusiones del estudio	35
4.2. Limitaciones del estudio	39
5. BIBLIOGRAFÍA.....	41
ANEXOS	46

1. INTRODUCCIÓN, MARCO TEÓRICO Y OBJETIVOS DEL ESTUDIO

1.1. Introducción

A diferencia de otras esferas de la salud pública, en el ámbito de las adicciones, el interés por la influencia del contexto o del entorno ha estado presente desde hace décadas, quizá debido a que, tratándose de un fenómeno esencialmente cultural, ha resultado evidente que factores ajenos al propio individuo (como el contexto de socialización, la familia o los pares) podían ejercer una influencia significativa sobre el consumo. De esta manera, la literatura sobre adicciones, y en concreto, sobre los factores de riesgo que incrementan la vulnerabilidad hacia las drogas, ha tratado de incorporar este tipo de factores contextuales como variables explicativas del consumo individual.

Así, las primeras investigaciones sobre los factores de riesgo y de protección en el ámbito de las adicciones, que se centraron sobre todo en la población adolescente –puesto que se trata del momento en el que la mayoría de las personas inician el consumo de sustancias y desarrollan los patrones futuros de uso y abuso–, ya apuntaban a la importancia de la pobreza y la privación del entorno comunitario más próximo como factores que incrementaban la vulnerabilidad de los jóvenes frente al consumo de diversas sustancias¹. Por ejemplo, Hawkins (1992) en una revisión

¹ Cabe señalar que, en el ámbito de las adicciones, el estudio de los factores de riesgo referidos al grupo, al entorno social y a factores ambientales ha sido más frecuente que en otros ámbitos, concretamente en el de la salud, donde los determinantes individuales (biológicos y comportamentales) han recibido prácticamente toda la atención. Al tratarse de un fenómeno esencialmente cultural y, en su expresión más problemática, de un trastorno ligado al comportamiento, ha sido más fácil reconocer que factores externos al propio individuo (la presión ejercida por el grupo, la influencia de un entorno permisivo, la disponibilidad de las sustancias en el entorno, etc.) pueden incrementar el riesgo de experimentar y abusar de diversas sustancias. De este modo, toda una serie de teorías explicativas del consumo que Becoña (2002) denomina integrativas y comprensivas –como la teoría del aprendizaje social de Bandura, o el modelo del desarrollo social defendido por Catalano, Hawkins y sus colaboradores– reconocen la influencia que tiene el entorno social en el que vive la persona en el consumo de sustancias.

de los factores de riesgo entre adolescentes indica que la privación económica y social es uno de los cuatro factores relacionados con la comunidad que puede incrementar el consumo de sustancias psicoactivas en esta población. Igualmente, Petterson et al. (1992) encuentran que los niños que viven en ambientes deteriorados y en barrios con elevadas tasas de delincuencia tienen mayor riesgo de implicarse en conductas delictivas y de desarrollar problemas con las drogas. También Muñoz (1998), tras una revisión exhaustiva de los factores de riesgo en adolescentes, concluye que el residir en barrios con carencias de recursos o servicios públicos, con una alta densidad de población y con porcentajes altos de delincuencia y marginalidad contribuye –junto con otros factores personales y familiares– a un uso precoz de drogas y al posterior abuso de las mismas (cit. en Becoña, 1999).

Con todo, unido a la reciente hegemonía de los enfoques biomédicos en el ámbito de la salud pública, que priorizan el estudio de las causas individuales de la enfermedad y de sus determinantes, sobre las causas sociales, económicas y políticas, de carácter estructural (Diez Roux, 2008), el estudio de la influencia que ejercen los factores sociales o ligados al contexto en el que viven las personas en el consumo de drogas ha recibido comparativamente menos atención.

Aunque es innegable que el enfoque individual prevalente ha llevado a importantes descubrimientos sobre las causas de la enfermedad y sus determinantes, y ha facilitado el desarrollo de políticas e intervenciones (como, por ejemplo, las políticas antitabaco) de indudable impacto sobre la salud pública, analizar si existe una correlación en términos de salud o de comportamientos relacionados con la salud entre las personas que viven en un mismo área resulta valioso a la hora de valorar si las intervenciones de salud pública deben dirigirse a los individuos o si resulta más eficaz centrarse en determinadas comunidades o áreas geográficas (Merlo, 2003; Merlo, et al., 2009; Merlo, 2011; Diez Roux, 2001).

En efecto, con frecuencia, al analizar los factores determinantes del consumo de drogas, las investigaciones no han sabido distinguir adecuadamente entre los dos niveles –individual y contextual– de análisis, incurriendo en diversos tipos de falacias (Diez Roux, 2008). Podría por ejemplo, darse la situación en la que, a partir de investigaciones que relacionan el bajo nivel de renta de un individuo con el riesgo de ser consumidor habitual de tabaco, una administración decidiese poner en marcha un programa de prevención dirigido a las áreas de su territorio con menor renta per cápita. Sin embargo, las asociaciones que se observan a nivel individual no siempre se mantienen a nivel grupal, por lo que teóricamente existe la posibilidad de que, a pesar de existir una asociación entre bajo nivel de renta y consumo de tabaco a nivel individual, la prevalencia de consumo sea menor (no mayor) en las zonas del territorio con menor renta per cápita. La administración que puso en marcha la intervención mencionada habría caído en

una falacia atomista, al utilizar datos de nivel individual para realizar una inferencia a nivel grupal.

La aparición, a partir de los años 70, de las técnicas estadísticas de análisis multinivel, el posterior desarrollo de paquetes estadísticos cada vez más potentes y la disponibilidad de ordenadores personales con mayor capacidad de procesamiento de datos, han permitido una estimación más precisa de los efectos individuales y contextuales que influyen en el consumo de sustancias, lo que se espera podrá redundar en una mejor planificación de los servicios de prevención y reducción de daños de cara al futuro.

La presente investigación se plantea aportar nuevos datos a esta línea de investigación, a partir de un análisis multinivel de las características socioeconómicas –individuales y contextuales– que influyen en el consumo de sustancias a nivel municipal en España.

1.2. Marco teórico: las desigualdades socioeconómicas en el consumo de drogas

Más de cuarenta años de investigación en el ámbito de las adicciones han puesto de manifiesto que no todas las personas son igualmente vulnerables frente al consumo de drogas, ni frente a las consecuencias negativas de su abuso. Mientras que algunas experimentan con ellas sin sufrir graves consecuencias, otras acaban desarrollando patrones de consumo problemáticos que afectan negativamente no sólo a su salud, sino a otras esferas más amplias de su vida personal y social (Arbex, 2013). De acuerdo con datos de la OMS sobre el impacto global de las enfermedades en 2004, el consumo de tabaco, alcohol y drogas ilegales provocó más de 7,6 millones de muertes a nivel mundial, lo que representaría el 12,9% de todas las muertes ocurridas en ese año (OMS, 2009). De acuerdo con otro estudio llevado a cabo en 2010, el consumo de alcohol y drogas a nivel mundial resultó en la pérdida de 7,4 millones de años de vida por muerte prematura² y causó 30,2 millones de años vividos con discapacidad³ (Whiteford et al., 2013).

Conocer los factores que pueden incrementar la vulnerabilidad personal ante el consumo y, concretamente, ante el consumo problemático, resulta por lo tanto de indudable interés público, en la medida en que ayuda a centrar los esfuerzos de prevención del consumo y de reducción de los daños asociados. Al igual que, en la medicina, conocer los factores que elevan el riesgo de determinadas enfermedades (por ejemplo, la obesidad en lo referente al riesgo car-

² Years of life lost to premature mortality o YLL.

³ Years lived with disability o YLD.

diovascular) contribuye a combatirlas –gracias a la identificación de factores modificables sobre los que actuar y de colectivos en los que centrar los esfuerzos de prevención–, la identificación de los factores de riesgo asociados al consumo de drogas resulta consustancial a la prevención en materia de adicciones, tanto a la hora de desarrollar programas e intervenciones preventivas, como a la hora de identificar los colectivos que pueden ser objeto de programas de prevención selectiva e indicada (Becoña, 1999; Martínez, Trujillo y Robles, 2007). Más recientemente, el modelo del desarrollo social de Hawking, Catalano y Miller ha puesto de manifiesto la necesidad de incidir también en la potenciación de los factores de protección, en la medida en la que atenúan o reducen la influencia de los factores de riesgo presentes (cit. en Martínez, Trujillo y Robles, 2007).

Las características socioeconómicas –tanto personales como de la comunidad– constituyen uno de los factores que pueden influir en el consumo de sustancias. Por una parte, numerosas investigaciones señalan que el estatus socioeconómico de un individuo puede determinar sus hábitos de salud y, más concretamente, su relación con las drogas (Bacigalupe de la Hera, Esnaola y Martín, 2011; Hiscock et al., 2012; Daniel, et al., 2009; Shaw, a., et al., 2007; Kunst, 2007; Levy, 2008). Al mismo tiempo, diversos estudios han analizado el impacto que podrían tener las características sociodemográficas del territorio en el que uno reside en los hábitos de salud y en los consumos de drogas (Karriker-Jaffe, 2011). De acuerdo con una reciente revisión de la literatura realizada en el marco de un estudio sobre desigualdades socioeconómicas, consumo de drogas y territorio en las secciones censales de la CAPV, las principales conclusiones que cabe extraer de la literatura científica que ha analizado este tema son las siguientes (SIIS, 2014):

En primer lugar, la asociación entre características socioeconómicas individuales o personales y consumo de drogas varía en función del colectivo estudiado (es decir, de si se analiza el consumo por parte de adolescentes y jóvenes, o de personas adultas; y/o de hombres y mujeres), de la sustancia analizada y del tipo de variable utilizada para medir el estatus socioeconómico de la persona.

Por lo que se refiere a la medida de estatus socioeconómico utilizada, la variable de nivel educativo y situación laboral muestran una asociación clara con el consumo, mientras que tal asociación resulta más matizada si el estatus se mide a través del nivel de renta o del tipo de ocupación de la persona.

- a) La mayoría de los estudios que analizan la relación entre nivel educativo y consumo de sustancias encuentran una asociación significativa entre ambas variables: en general, los estudios tienden a mostrar que el bajo nivel educativo constituye un factor de riesgo para el consumo (tanto en adolescentes como en personas adultas) y hay una

- nimidad a la hora de relacionarlo con una mayor prevalencia de conductas de riesgo y de daños derivados del consumo.
- b) También parece existir suficiente evidencia científica para relacionar la situación laboral y el consumo de drogas. En el caso de las personas adolescentes, el hecho de tener padres desempleados parece estar asociado a un mayor riesgo en cuanto al consumo de tabaco y cannabis. En personas adultas, el desempleo se relaciona con una mayor probabilidad de consumo de tabaco y con patrones de consumo de alcohol de mayor riesgo.
 - c) En cuanto al nivel de ingresos, un elevado nivel de renta parece ejercer un efecto protector en la población adulta (reduce el riesgo de consumos excesivos de alcohol e incrementa las probabilidades de abandono de tabaco), al tiempo que las dificultades económicas se asocian con mayor probabilidad de determinadas conductas de riesgo (concretamente, fumar durante el embarazo). En el caso de los adolescentes, no hay consenso sobre el efecto del nivel de renta familiar en el consumo, aunque sí se observa una asociación entre mayor disponibilidad económica de los propios adolescentes (dinero de bolsillo del que disponen) y consumos más elevados.
 - d) En cuanto al tipo de ocupación, entre las personas adultas, un bajo nivel ocupacional se relaciona con mayor riesgo de ser consumidor habitual de tabaco y una menor probabilidad de abandonar el consumo. También se ha asociado a una mayor mortalidad por consumo de alcohol y otras drogas. En adolescentes, parece que el bajo estatus ocupacional de los padres se relaciona con un mayor riesgo de iniciarse en el consumo de tabaco y de cannabis pero, sin embargo, no existen evidencias suficientes respecto al consumo de alcohol.

Por lo que se refiere a las diferentes sustancias, los estudios sobre la población adulta se han centrado muy mayoritariamente en el consumo de tabaco y alcohol, dado que son las sustancias que generan más mortalidad y morbilidad y, por lo tanto, un mayor coste a la sociedad. Son además las sustancias respecto a las que existe una mayor disponibilidad de datos estadísticos y registros administrativos.

En general, se puede decir que existe consenso sobre la relación entre estatus socioeconómico y consumo de tabaco, mientras que los resultados son menos consistentes con respecto al alcohol. En el caso de los adolescentes, se confirma la relación entre estatus socioeconómico bajo y consumo de tabaco, pero hay un menor acuerdo respecto a la relación con el alcohol (la variable más influyente en este caso sería el nivel educativo). Los estudios llevados a cabo sobre el consumo de cannabis, por otra parte, indicarían un efecto protector del estatus ocupacional parental (con una mayor experimentación pero menor riesgo de consumo habitual por parte de

hijos e hijas de personas con un nivel ocupacional elevado) y una relación algo menos clara con respecto al nivel de estudios de los progenitores en el sentido de si ejerce un efecto protector o de riesgo. Por último, algún estudio que ha analizado la influencia del nivel educativo propio indicaría un mayor riesgo para los adolescentes con bajo nivel educativo, concretamente con determinados indicadores de fracaso escolar (repetir curso y abandonar prematuramente el sistema escolar).

Finalmente, respecto a los diversos colectivos o grupos sociodemográficos, una conclusión de importancia se refiere a la dificultad para establecer el estatus en la población adolescente. Si bien, en la mayoría de los casos, se utiliza como *proxy* el nivel educativo u ocupacional de los padres, la mayoría de las investigaciones analizadas señalan que este hecho constituye una limitación importante, ya que existen dudas sobre su capacidad para describir de modo adecuado la influencia de las desigualdades en el consumo de estos grupos etarios. Teniendo en cuenta estas limitaciones, puede decirse que un elevado nivel educativo parental ejerce un efecto protector frente al consumo de tabaco y un bajo estatus ocupacional de los padres incrementa el riesgo de consumo de cannabis. La relación de estas variables con el consumo de alcohol no queda clara y tampoco pueden extraerse conclusiones definitivas sobre el nivel de renta familiar y el consumo de drogas en la adolescencia.

Por lo que se refiere a la influencia de las características socioeconómicas del contexto en el consumo de drogas, la revisión de la literatura realizada confirma la existencia de una importante variabilidad territorial en el consumo.

Sin embargo, y esta sería la segunda conclusión, la base científica para afirmar la existencia de una relación entre características socioeconómicas del entorno y consumo de sustancias resulta algo más débil. En este sentido, una reciente revisión sistemática realizada por Karriker-Jaffe et al. (2013) apunta a la existencia de asociaciones significativas en aproximadamente una tercera parte de los casos analizados y siempre en relación con la población adulta. Por otra parte, la asociación encontrada no siempre indica un mayor consumo en barrios desfavorecidos: esta asociación puede afirmarse primordialmente respecto al consumo excesivo de alcohol y al uso de drogas ilegales distintas al cannabis; y la relación es inversa si se considera el consumo entre adolescentes, es decir, consumen más los adolescentes pertenecientes a barrios con una mejor posición socioeconómica.

Finalmente, la revisión de la literatura realizada (SIIS, 2014) apunta a la existencia de otros factores contextuales que podrían contribuir a explicar las diferencias territoriales en el consumo. Esto abre camino a nuevas vías de investigación. Podrían ser especialmente prometedores es-

tudios que trataran de analizar la influencia que ejercen, sobre el consumo, variables agregadas o de tipo macroeconómico como las tasas de pobreza o desigualdad, el desempleo, los ciclos económicos o la percepción social sobre la disponibilidad y la peligrosidad de las diferentes sustancias.

1.3. Objetivos del estudio

El objetivo de esta investigación consiste en analizar las desigualdades socioeconómicas en el consumo de tabaco, alcohol y drogas ilegales en España. El estudio aborda la cuestión tanto desde una perspectiva individual, analizando la asociación existente entre las características socioeconómicas personales y el consumo, como desde una perspectiva contextual o territorial, al objeto de averiguar si existe relación entre el nivel de privación de los municipios españoles y el uso de las diferentes sustancias.

Los objetivos específicos que se plantea la investigación son los siguientes:

- Determinar, a partir de datos de encuesta, si el estatus socioeconómico de las personas, medido a partir del tipo de ocupación y/o la situación ocupacional muestran una asociación significativa con el consumo de tabaco, alcohol y drogas ilegales.
- Determinar si existe variabilidad geográfica en el consumo de estas sustancias a nivel municipal, y si dicha variabilidad puede ser explicada por desigualdades socioeconómicas territoriales.
- Recoger las principales implicaciones que podría tener la evidencia generada para las políticas de prevención de las adicciones en el marco del Estado español y sus comunidades autónomas.

Las hipótesis que se quieren comprobar para el caso español son las siguientes:

- Las características socioeconómicas individuales influyen en el consumo de drogas, si bien el sentido y la fuerza de esa influencia varía en función de los factores sociodemográficos (como el sexo o la edad), las pautas de consumo o del tipo de variable utilizada para medir el estatus socioeconómico de la persona.

- En ese sentido, cabe pensar que un elevado estatus socioeconómico ejerce un efecto protector para los hombres frente al consumo de todas las sustancias, mientras que en el caso de las mujeres esa asociación es menos clara.
- En el caso de la edad, la capacidad protectora del estatus socioeconómico elevado es más elevada cuanto mayor es la edad de la persona.
- Desde el punto de vista territorial, existe una variabilidad significativa, a nivel municipal, en lo que se refiere a los consumos de las drogas, especialmente en el caso de las drogas ilegales.
- Tal variabilidad se asocia positivamente, al menos en el caso de algunas sustancias, al grado de privación socioeconómica del entorno de residencia.

2. METODOLOGÍA

Para verificar las hipótesis planteadas, el presente estudio elabora un modelo multinivel a partir de los datos de la Encuesta Domiciliaria sobre Alcohol y Drogas en España (EDADES).

Tanto en la investigación social como en el ámbito de la educación o de la sanidad, es frecuente encontrarse con datos anidados o jerarquizados, de manera que los alumnos y alumnas se agrupan en clases y colegios, los enfermos en hospitales y las personas en barrios o ciudades. Es plausible suponer que existen similitudes entre las personas que son tratadas en un mismo hospital o por un mismo médico (mismas técnicas, mismo instrumental, etc.), frente a las que se atienden en hospitales distintos. De la misma manera, se puede suponer que las personas que viven en determinado barrio comparten ciertas características, aunque no sea más que las del entorno que las rodea. Los datos están por lo tanto correlacionados, puesto que existen similitudes entre los individuos que pertenecen a un mismo grupo. Por otra parte, la correlación entre sujetos de la investigación también puede aparecer como artefacto de los diseños de investigación al utilizar muestras multietápicas, estratificadas, longitudinales, etc.

Cuando se emplean las tradicionales técnicas de regresión con este tipo de datos para analizar la influencia de determinado factor en el fenómeno de interés, se obvia la correlación que existe entre los sujetos de la investigación. Al incumplir la hipótesis de independencia de las observaciones en la que se basan las técnicas de regresión, surgen errores de estimación que pueden llegar a invalidar los resultados de la investigación (Andreu, 2011).

El análisis multinivel permite resolver tanto los problemas conceptuales como técnicos que surgen al analizar datos jerarquizados. Además resuelven otros problemas tales como determinar si las variables de grupo “moderan” las relaciones a nivel individual (interacciones entre niveles) y establecer qué porcentaje de la variabilidad observable en la variable dependiente es imputable al individuo y qué porcentaje es imputable al grupo. El análisis multinivel tiene por lo tanto como objetivo modelizar estadísticamente la influencia de variables contextuales sobre las actitudes o los comportamientos medidos a nivel individual (Andreu, 2011). En este sentido, constituye una herramienta idónea para comprobar las hipótesis que se plantean en este estudio.

2.1. Bases de datos

En este estudio, al objeto de analizar la relación entre las características socioeconómicas y el uso de sustancias, se utiliza la edición correspondiente al año 2011 de la Encuesta Domiciliaria Sobre Alcohol y Drogas en España (EDADES), que, desde 1995, promueve y elabora bianualmente la Delegación Nacional para el Plan Nacional sobre Drogas.

Esta encuesta recoge datos detallados sobre el uso de distintas sustancias legales e ilegales por parte de la población de 15 a 64 años de España, lo que la convierte en la fuente idónea para responder a las preguntas inicialmente planteadas en el estudio. La base o marco muestral utilizado para seleccionar la muestra incluye la población urbana y rural (municipios menores de 2.000 habitantes) de todas las comunidades autónomas y las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla; el muestreo se realiza entre la población residente en hogares familiares, quedando fuera de marco la población que reside en instituciones (cuarteles, conventos, cárceles, residencias de estudiantes o de ancianos, etc.), la población que vive en establecimientos colectivos (hoteles, pensiones, etc.) y la población sin techo. En 2011, la muestra estuvo constituida por 22.128 casos, agrupados en 910 municipios.

El diseño muestral de EDADES consiste en un muestreo por conglomerados trietápico sin sustitución (OED, 2009):

- En la primera etapa se seleccionan secciones censales correspondientes a un cierto número de municipios, de forma aleatoria con probabilidad proporcional al tamaño de la sección. Previamente, se realiza una estratificación de las secciones según tamaño de hábitat, dividido en ocho categorías: menos de 2.000 habitantes, de 2.001 a 10.000 habitantes, de 10.001 a 20.000, de 20.001 a 50.000 habitantes, de 50.001 a 100.001 habi-

tantes, de 100.001 a 400.000 habitantes, de 400.001 a 1.000.000 habitantes y más de 1.000.000 habitantes.

- En la segunda etapa se seleccionan hogares, siguiendo un procedimiento aleatorio sistemático. Esta operación la realizan los propios trabajadores de campo. Para ello, utilizan como instrumentos la hoja de ruta y el callejero de la sección censal. Se considera que un hogar está habitado y es vivienda habitual cuando alguna persona de 15-64 años ha vivido en él al menos 8 de los últimos 12 meses, o piensa vivir en él al menos durante 8 meses. No se consideran hogares las residencias colectivas (cuarteles, conventos, residencias de estudiantes o de ancianos, hoteles, etc.), las segundas residencias que no son viviendas habituales, las oficinas, las empresas y los hogares deshabitados (confirmado por tercera persona).
- Finalmente, en la tercera etapa, tras anotar los datos del hogar seleccionado en la hoja de contacto, se selecciona un individuo dentro de cada hogar, utilizando tablas de números aleatorios *ad hoc* que permiten aumentar la probabilidad de los jóvenes de 15-39 años de ser seleccionados. No se admiten sustituciones ni de hogares ni de individuos. Para cubrir las entrevistas irrealizables –negativas a abrir la puerta, ausencia prolongada del hogar, negativa del seleccionado, etc.–, se sobredimensiona la muestra inicial.

Aunque inicialmente se valoró la posibilidad de unir las bases correspondientes varios años de la encuesta en una única base, de cara a incrementar el poder estadístico de la muestra para el análisis multinivel, el análisis preliminar de las bases de datos recibidas determinó que la última base disponible (relativa a la encuesta de 2011) contenía datos suficientes para un análisis de componentes de varianza, por lo que, siguiendo un criterio de mayor rigor metodológico, se decidió realizar el análisis únicamente sobre los datos de la EDADES 2011.

2.2. Variables de análisis

A continuación se recogen las variables dependientes e independientes utilizadas en el análisis.

a) *Variables dependientes: consumo de sustancias*

Se ha procurado escoger para el análisis aquellas variables de consumo que, estando suficientemente extendidas para ser detectadas a través de encuestas a la población general como EDADES, pueden suponer un importante riesgo para la salud. En este sentido, se han obviado las variables relacionadas con el consumo experimental u ocasional (salvo en el caso de las drogas ilegales distintas al cannabis). Las variables objeto de análisis serán las siguientes:

- *Consumo diario de tabaco*: personas que declaran haber consumido tabaco diariamente en el último mes. La variable se ha codificado de la siguiente manera: 1 = Fumador diario; 0 = Resto.
- *Consumo de alcohol de alto riesgo para la salud en virtud de la cantidad consumida*: Se ha elaborado una variable equiparable a la que se utiliza en la Encuesta de Salud del País Vasco. Aunque podría haberse adoptado la definición utilizada en la Encuesta Nacional de Salud –muy similar, por otra parte, a la utilizada en el ámbito de la CAPV–, se ha considerado interesante adoptar la definición que se aplica en el estudio autonómico, dado que permitirá una comparación más directa con el Estudio sobre desigualdades sociales, consumo de drogas y territorio, realizado anteriormente para las secciones censales de la CAPV (ver SIIS, 2014).

De acuerdo con esta definición, se considera que mantienen un consumo de alcohol de alto riesgo para la salud:

- Las personas de 15 a 17 años, de ambos géneros, si consumieron alcohol al menos semanalmente en el último año y, o bien consumen alcohol más de 3 días por semana, o bien consumen más de 30 g de alcohol puro en un solo día.
- Los hombres de 18 y más años, si consumieron alcohol al menos semanalmente en el último año y, o bien tienen una media de consumo diario a lo largo de una semana mayor de 30 g de alcohol puro, o bien consumen más de 40 g en un solo día.
- Las mujeres de 18 y más años, si consumieron alcohol al menos semanalmente en el último año y, o bien tienen una media de consumo diario a lo largo de una semana mayor de 20 g de alcohol puro, o bien consumen más de 30 g en un solo día.

La variable se ha codificado de la siguiente manera: 1 = Bebedor de alto riesgo; 0 = Resto.

- *Consumo habitual de cannabis*: consumo de cannabis durante más de 4 días en el último mes. La variable se ha codificado de la siguiente manera: 1 = Sí; 0 = Resto.
- *Consumo experimental de drogas ilegales (distintas al cannabis)*: incluye el consumo de cocaína (base o clorhidrato), anfetaminas, éxtasis, alucinógenos, inhalables volátiles y opiáceos. La variable se ha codificado de la siguiente manera: 1 = ha consumido drogas ilegales (excluido el cannabis) alguna vez en la vida; 0 = Resto.

b) Variables independientes

Las variables independientes que se han tenido en cuenta son las que, en la investigación disponible, más claramente se asocian a las diferentes pautas de consumo (edad y sexo) por una parte, y, por otra, dos variables –relación con la actividad y clase social ocupacional– que pretenden medir el estatus socioeconómico de las personas encuestadas:

- *Género* de la persona encuestada, codificada 1 = Mujer; 0 = hombre.
- *Edad* de la persona encuestada, codificada como 1 = 15 a 29 años; 0 = 30 a 64 años.
- *Relación con la actividad*, codificada como 1=parado; 0=ocupado o inactivo.
- *Clase social*: variable que recoge el grupo socioeconómico de la persona encuestada en cuatro grupos a partir de su estatus ocupacional⁴: Grupo I, directores/as y gerentes de establecimientos de más de 10 asalariados/as y profesionales tradicionalmente asociados/as a licenciaturas universitarias; grupo II, directores/as y gerentes de establecimientos de menos de 10 trabajadores/as, profesionales tradicionalmente asociados a diplomaturas universitarias y otros/as profesionales de apoyo técnico. Deportistas y artistas; Grupo III, ocupaciones intermedias y trabajadores/as por cuenta propia; Grupo IV, supervisores/as y trabajadores/as en ocupaciones técnicas cualificadas y semicualificadas, Grupo V, trabajadores/as no cualificados.

De cara al análisis, se han construido dos variables dicotómicas: “SES.Alto”, con las categorías 1 = SES alto (grupos I y II); 0 = Resto; y “SES.Bajo” con las categorías 1 = SES bajo (Grupo V); 0 = Resto.

Dado que EDADES sólo recoge la ocupación para la población activa (personas que trabajan o están desempleadas), la clase social para las personas que nunca han participado en el mercado laboral se ha estimado a partir de la variable que recoge los ingresos mensuales del hogar. Para realizar la imputación a los casos con valores perdidos en la variable de clase social, se ha tenido en cuenta la mediana de los ingresos personales equivalentes de los Grupos Socioeconómicos II y V, teniendo en cuenta los casos con valores válidos. Así, se han incluido en el grupo de SES alto aquellos casos con valores perdidos en la variable de clase social, pero que superaban los ingresos personales medianos para el Grupo II y, por el contrario, se han clasificado como pertenecientes al grupo de SES bajo los que tenían ingresos inferiores a la mediana de los ingresos personales equivalentes del Grupo V.

⁴ Para elaborar la variable de clase social ocupacional se han utilizado las preguntas del cuestionario de EDADES referentes a la situación laboral, la actividad del centro de trabajo, el rango profesional en el último empleo, y el número de personas que trabajan en su centro (preguntas D9 a D14 del cuestionario del entrevistador).

c) *Variables socioeconómicas del entorno*

Para medir la situación socioeconómica de los municipios, se ha optado por la utilización de un índice de privación material municipal elaborado por investigadores de la Escuela Andaluza de Salud Pública a partir de datos del Censo de Población y Viviendas de 2001⁵. Esta variable se ha introducido como variable de escala en los modelos para estimar su influencia en el consumo de sustancias.

Por otra parte, dado el desfase temporal existente entre los datos utilizados para este índice (referidos al año 2001) y los referidos al consumo de sustancias (correspondientes al año 2011), se ha optado por incluir dos variables adicionales para medir el grado de privación municipal.

- *Tasa estimada de paro municipal (2011)*. Variable que recoge el paro registrado en cada municipio sobre la población activa estimada. Los datos se han obtenido del Anuario Económico de España 2013, publicado por La Caixa⁶.

De cara al análisis, la variable de tasa de paro se ha centrado en la media para el conjunto del Estado, de manera que el valor cero coincide con dicha media, lo que facilita la interpretación de las Odds Ratios obtenidas en el análisis.

- *Renta personal media por declarante*. Variable obtenida a partir de la base de datos *Renta personal de los municipios españoles y su distribución* elaborada por Fedea y que recoge, a partir de la información fiscal sobre la renta gravable total estimada para el año 2007, el valor de la renta personal media por declarante en cada uno de los municipios españoles de más de 5.000 habitantes pertenecientes a las Comunidades y Ciudades Autónomas de Régimen Fiscal Común.

De cara al análisis, la variable se ha centrado con respecto a la renta personal gravable media estimada para el conjunto del territorio cubierto por el Régimen Fiscal Común, de manera que el valor cero coincidiría con la renta personal media estimada para el conjunto de España.

⁵ Los detalles sobre la construcción del índice están recogidos en la siguiente publicación C Sánchez-Cantalejo, R Ocaña-Riola, A Fernández (2008). "Deprivation index for small areas in Spain". *Social Indicators Research*; 89: 259-273. Los datos con desglose municipal pueden descargarse online a través del Atlas Interactivo Sociodemográfico de España, disponible en el siguiente enlace: <http://www.demap.es/aise/>.

⁶ Los datos se pueden descargar a través del siguiente enlace: http://www.anuarieco.lacaixa.comunicacions.com/java/X?cgj=caixa.le_DEM.pattern&CLEAR=YES

2.3. Tipo de análisis

Para cada una de las variables dependientes analizadas se han construido cinco modelos multi-nivel, siguiendo la metodología propuesta en Heck, Thomas y Tabata (2012) y en Merlo et al. (2006): se comienza por un modelo vacío en el que sólo se incluye el intercepto tanto en la parte de efectos fijados como en la parte de efectos aleatorios del modelo; se continúa por un segundo modelo en el que se introducen, una a una, las variables explicativas de nivel individual en la parte de efectos fijados; en el tercer modelo se incluyen las variables que han resultado significativas en los análisis bivariados, construyendo un modelo multivariado de intersección aleatoria introduciendo las variables hacia adelante; el cuarto modelo añade a este modelo multivariado de nivel individual las posibles interacciones entre variables significativas; finalmente, se termina con un quinto modelo en el que se suman, a las anteriores, las variables explicativas de nivel de área en la parte de efectos fijados (variables descriptivas de la situación socioeconómica del municipio).

De cara a entender lo que representa la varianza entre municipios en relación con la varianza atribuible a las características individuales, se ha utilizado el llamado coeficiente de correlación intraclase (CCI), que se calcula de la siguiente manera:

$$CCI = \sigma^2_A / (\sigma^2_A + \sigma^2_I),$$

donde σ^2_A indica la varianza entre áreas y σ^2_I la varianza entre individuos dentro de una misma área. En el método de la variable latente convierte la varianza entre individuos de la escala probabilística a la escala logística asumiendo la existencia de un variable latente continua que subyace a la variable dependiente dicotómica. Esta variable latente tiene una distribución logística con una varianza entre individuos igual a $\pi^2/3 = 3,29$. (Goldstein, 2002).

El CCI nos ofrece una medida relativa, que indica la *proporción* de la variación total atribuible a la variación entre grupos o *clusters*, pero no ofrece en realidad una cuantificación de dicha variación, por lo que no resulta una medida muy útil cuando se desea determinar si el agrupamiento o *clustering* es un factor importante (Larsen y Merlo, 2005). Por otra parte, de acuerdo con algunos autores, cuando se utiliza con variables dependientes dicotómicas, el CCI presenta el inconveniente de no ser directamente comparable con los efectos fijados del modelo, que se interpretan en términos de odds ratios, es decir, no permite comparar directamente el efecto de la sección censal de residencia con el de las variables de nivel individual, como el género o la edad de la persona, cuando, en realidad, ambos tipos de efectos son de naturaleza similar (Goldstein, 2002, Larsen y Merlo, 2005). Por este motivo, estos autores proponen la interpretación de los efectos aleatorios en términos de odds ratios, mediante la utilización de la odds ratio mediana (ORM).

Esta medida cuantifica la variación entre grupos (en nuestro caso, municipios) mediante la comparación de dos individuos pertenecientes a dos grupos distintos escogidos al azar, y calculando la odds ratio mediana entre el individuo más propenso y el menos propenso. Se trata de una medida fácil de calcular, puesto que sólo depende de la varianza de grupo (σ^2_A): $ORM = \exp[\sqrt{(2 \times \sigma^2_A)} \times 0,6745]$, donde 0,6745 es el percentil 75 de la distribución normal acumulada con media 0 y varianza 1. La ORM es siempre igual o mayor que 1. Cuando su valor es igual a 1 indica que no hay variación entre grupos (o secciones) y su valor se irá incrementando cuanto mayor sea esta variación. La medida es directamente comparable con las odds ratios de los efectos fijados (Larsen y Merlo, 2005, Merlo et al., 2006).

Aunque hubiera sido deseable poder analizar la interacción entre el nivel individual y de área, para conocer si el área de residencia modera la relación entre situación socioeconómica individual y consumo de sustancias, no ha sido posible realizar este análisis debido a que no se disponía de un número suficiente de casos en cada municipio.

Por lo que se refiere a la interpretación de los resultados sobre la influencia de las características del municipio de residencia, al tratarse de una variable cuyo valor es igual para todos los individuos de municipio, la odds ratio que se obtiene en los resultados del modelo no tiene una interpretación directa, ya que exigiría comparar a dos individuos residentes en el mismo municipio⁷. Para comparar individuos pertenecientes a municipios diferentes (y que, por tanto, tienen índices de privación material distintos), se puede recurrir al odds ratio de intervalo (*interval odds ratio* o IOR), que es una medida de efectos fijados para la cuantificación de las variables de grupo, contextuales o de nivel de área (Larsen y Merlo, 2005).

Consiste en un intervalo que comprende a una elevada proporción –generalmente 80%– de las odds ratios que se obtendrían si se compararan todos los posibles pares de personas con las mismas características individuales, pero pertenecientes a grupos con valores distintos en la variable de interés (en nuestro caso, individuos que viven en municipios con elevados niveles de privación frente a individuos de características similares que viven en municipios con bajos niveles de privación). Aunque el intervalo puede referirse a cualquier porcentaje, suele adoptarse el intervalo que comprende al 80% de las odds ratios en el centro de la distribución (dejando fuera un 10% en cada extremo de la misma). La fórmula para su cálculo es la siguiente:

$$IOR_{inferior} = \exp [\beta + \sqrt{(2 \times \sigma^2_A)} \times (-1,2816)]$$

$$IOR_{superior} = \exp [\beta + \sqrt{(2 \times \sigma^2_A)} \times (1,2816)],$$

⁷ En el caso de las variables individuales, la interpretación de la odds ratio consiste en comparar el riesgo de ser consumidor de una sustancia para dos individuos que se diferencian por un factor (por ejemplo, el género) dentro de un mismo municipio.

donde, β es el coeficiente de regresión para la variable de grupo o de área, σ^2_A es la varianza de nivel de área, y los valores -1,2816 y +1,2816 son los percentiles 10 y 90 de la distribución normal con media 0 y varianza 1, respectivamente.

Un intervalo IOR amplio indica que hay una gran variabilidad entre municipios, mientras que un intervalo estrecho indica que la variabilidad entre municipios es pequeña. Cuando el intervalo incluye el valor 1 esto indica que la variable de nivel municipal estudiada tiene poca importancia en comparación con la variabilidad residual que permanece inexplicada (Larsen y Merlo, 2005).

Todos los modelos se han estimado utilizando la versión 20 del software estadístico SPSS y, más concretamente, el procedimiento GENLINUX que incorpora este software. El programa utiliza el método conocido como *active set method (ASM)* con estimación Newton-Raphson. De acuerdo con el tipo de variable dependiente, que es dicotómica, se ha utilizado la función de enlace logística binaria y la aproximación Satterthwaite, que resulta más útil con muestras desproporcionadas. Por otra parte, se ha utilizado el método de covarianzas robustas para estimar los errores estándar de los coeficientes fijados del modelo puesto que resulta más conservadora y está aconsejada cuando no se cumplen los supuestos de normalidad (Heck, Thomas y Tabata, 2012).

2.4. Ponderación para el análisis

En el caso de la EDADES, el diseño de la muestra implica que tanto los municipios de residencia como los individuos dentro de cada municipio tienen distintas probabilidades de selección, por lo que resulta necesario ponderar la muestra para corregir este efecto (Asparouhov, 2004; Heck, Thomas y Tabata, 2012; Chantala, Blanchette y Suchindran, 2011; Carle, 2009).

Para ello, se han utilizado los factores de ponderación que aporta la encuesta para corregir la disproporcionalidad de la muestra respecto al universo. Esta ponderación se realiza en función de la Comunidad Autónoma (19 grupos), tamaño del municipio (7 grupos), edad (7 grupos) y sexo (2 grupos).

3. RESULTADOS

3.1. Características de la muestra

La base de datos de EDADES 2011 contaba con 22.128 cuestionarios válidos correspondientes a 910 municipios españoles. Debido a que, de cara a preservar el secreto estadístico, la base de datos no disponía del código del municipio para las personas residentes en municipios con un tamaño inferior a 5.000 habitantes, hubo que eliminar un total de 4.470 casos, con lo que la muestra final estuvo compuesta por 17.658 casos agrupados en un total de 474 municipios.

La distribución de las muestras de acuerdo con las variables dependientes e independientes analizadas es la siguiente:

Tabla 1. Distribución de las muestras de acuerdo con las variables dependientes e independientes de nivel individual analizadas

			Tabaco: fumador diario		Bebedor de riesgo		Cannabis: fuma más de 4 días en el último mes		D. ilegales: consumo alguna vez en la vida	
			Sí	Resto	Sí	Resto	Sí	Resto	Sí	Resto
Sexo	Hombre	n	2.919	5.917	1.241	7.592	625	8.200	1.266	7.570
		% filas	33,0%	67,0%	14,0%	86,0%	7,1%	92,9%	14,3%	85,7%
	Mujer	n	2.325	6.497	711	8.107	224	8.592	514	8.308
		% filas	26,4%	73,6%	8,1%	91,9%	2,5%	97,5%	5,8%	94,2%
Edad	15 a 29 años	n	1.285	3.226	678	3.832	429	4.077	503	4.007
		% filas	28,5%	71,5%	15,0%	85,0%	9,5%	90,5%	11,2%	88,8%
	30 a 64 años	n	3.960	9.188	1.274	11.868	421	12.715	1.277	11.870
		% filas	30,1%	69,9%	9,7%	90,3%	3,2%	96,8%	9,7%	90,3%
Grupo SE bajo	Sí	n	1.436	2.920	457	3.898	252	4.101	460	3.897
		% filas	33,0%	67,0%	10,5%	89,5%	5,8%	94,2%	10,6%	89,4%
	Resto	n	3.354	7.845	1.312	9.882	512	10.678	1.215	9.984
		% filas	29,9%	70,1%	11,7%	88,3%	4,6%	95,4%	10,9%	89,1%
Grupo SE alto	Sí	n	417	1.298	206	1.507	51	1.664	171	1.543
		% filas	24,3%	75,7%	12,0%	88,0%	3,0%	97,0%	10,0%	90,0%
	Resto	n	4.374	9.468	1.563	12.273	713	13.115	1.504	12.338
		% filas	31,6%	68,4%	11,3%	88,7%	5,2%	94,8%	10,9%	89,1%
Parado	Sí	n	1.479	2.111	453	3.136	331	3.251	575	3.015
		% filas	41,2%	58,8%	12,6%	87,4%	9,2%	90,8%	16,0%	84,0%
	Resto	n	3.758	10.266	1.498	12.522	517	13.498	1.204	12.821
		% filas	26,8%	73,2%	10,7%	89,3%	3,7%	96,3%	8,6%	91,4%
	Total	n	5.245	12.413	1.952	15.699	849	16.792	1.781	15.878
		% filas	29,7%	70,3%	11,1%	88,9%	4,8%	95,2%	10,1%	89,9%

3.2. Resultados en relación con el consumo diario de tabaco

3.2.1. Influencia del municipio de residencia en el consumo diario de tabaco

Una primera cuestión de interés consiste en determinar si existe una variabilidad significativa en el consumo diario de tabaco por municipio de residencia. De acuerdo con el modelo vacío, en el que se incluye únicamente la variable dependiente y el intercepto –tanto en la parte de efectos fijados, como de efectos aleatorios–, la varianza entre municipios es de 0,174, con un error estándar de 0,026, y la CCI resultante es de 0,050, lo que indica que un 5% de la variabilidad observada en el consumo diario de tabaco es atribuible al municipio de residencia.

De cara a valorar la influencia que ejerce el municipio de residencia en comparación con las variables de estatus socioeconómico individual analizadas, se calcula la Odds Ratio Mediana (ORM) a partir de la varianza grupal que se obtiene en el modelo final, que incluye las variables de nivel individual, las intersecciones entre éstas y las variables de nivel municipal. Los resultados arrojan una ORM de 1,51, lo que estaría indicando que el municipio de residencia puede incrementar en un 51% el riesgo individual de ser fumador diario (manteniendo constantes las variables de nivel individual analizadas).

3.2.2. Influencia de las variables socioeconómicas de nivel individual

La influencia de las variables de nivel individual en la probabilidad de ser fumador diario se analiza en los modelos 1c y 1d (ver Tabla 2). Los resultados que se obtienen del análisis de dichos modelos indica que:

- El sexo, y concretamente el hecho de ser mujer, reduce el riesgo de ser fumador en un 24,1% (OR 0,759, $t=-4,977$; $p<0,01$). Un hombre de entre 30 y 64 años, perteneciente a una clase social media-baja y que no está en paro tendría una probabilidad de ser fumador de 0,32, mientras que una mujer de las mismas características residente en el mismo municipio, tendría una probabilidad de 0,27.
- El hecho de ser joven, con ser una variable frecuentemente asociada al consumo de sustancias, no ejerce una influencia significativa en el consumo de tabaco, de acuerdo con los resultados obtenidos. En los análisis univariados se observaba que una persona joven (menor de 30 años) tendría un 7,9% menos riesgo de ser fumadora diaria, aunque el resultado no alcanza significatividad estadística ($t=-1,873$; $p=0,061$), por lo que la variable se ha excluido del modelo final.
- La clase social, concretamente el hecho de pertenecer a una clase social alta, actúa como factor protector frente al consumo de tabaco, aunque su efecto se ve moderado por el sexo:
 - Para los hombres, la pertenencia a clases socioeconómicas favorecidas actúa reduciendo el riesgo de ser consumidor diario en un 31,5% (OR=0,685; $t=-3,847$; $p<0,01$).
 - Para las mujeres, el efecto protector es algo menor, de manera que una mujer perteneciente a un grupo socioeconómico alto tendría tan solo un 6,4% menos riesgo en comparación con una que perteneciera a una clase baja o media⁸.
- Por lo que se refiere a la relación con la actividad, el hecho de estar en paro se revela como un claro factor de riesgo, aunque, también en este caso, el efecto se ve moderado por el sexo. Así:
 - Los hombres parados tendrían aproximadamente el doble de riesgo de ser consumidores diarios de tabaco, (OR=2,029, $t=10,048$; $p<0,01$), frente a hombres que están ocupados o se encuentran en situación de inactividad.

⁸ La odds ratio que se recoge en la Tabla 2 para la interacción Mujer*SES alto (OR=1,365) compara el riesgo relativo de ser fumadora habitual para una mujer de clase alta con respecto a un hombre de clase alta. Para calcular el riesgo que tiene una mujer de clase alta respecto a una de clase baja, se utilizan los coeficientes correspondientes al intercepto (-0,738), sexo femenino (-0,275) SES alto (-0,378) y la interacción mujer*SES alto (0,311) (ver anexo 1). La Odds Ratio correspondiente se calcula como $OR = e^{-0,738+(-0,275)+(-0,378)+0,312} / e^{-0,738+(-0,275)} = 1,232$.

- Para las mujeres, el efecto de esta variable sería algo menor, incrementando el riesgo en un 45,5%⁹.

3.2.3. Influencia de las características del municipio de residencia

De acuerdo con el modelo final estimado, en el que se incluyen tanto las variables explicativas de nivel individual como de nivel de área, ninguno de los indicadores de “privación del entorno” analizados ejercen una influencia significativa en el consumo diario de tabaco: aunque los efectos irían en la dirección esperada –en el sentido de que las personas que residen en entornos con mayor privación tendrían un riesgo mayor de ser fumadoras diarias–, ninguno alcanza significatividad estadística.

Este resultado adquiere especial relevancia en el caso de la tasa de paro municipal, dado que, como se ha indicado, el hecho de estar parado/a sí influye en el riesgo de ser fumador diario a nivel individual. Para descartar que este resultado pudiera deberse a la diferente composición por sexos de los municipios, se ha estimado un modelo adicional incluyendo el sexo en la parte de efectos aleatorios del modelo, de manera que al calcular las pendientes de regresión de los efectos fijados, se tiene en cuenta la proporción de hombres y mujeres en cada municipio¹⁰. Los resultados de este modelo tampoco arrojan un resultado significativo para la tasa de paro municipal (OR=1,010; t=1,480; p=0,14), por lo que cabe descartar que la ausencia de efecto se deba a la composición por sexos de la población.

⁹ En este caso la Odds Ratio se calcularía como la ratio entre el riesgo para una mujer parada frente a una mujer ocupada o inactiva. De acuerdo con los coeficientes recogidos en el anexo 1, esta ratio se calcula como

$$OR = e^{-0,738 + (-0,275) + 0,708 + (-0,333)} / e^{-0,738 + (-0,275)} = 1,454.$$

¹⁰ El modelo se ha estimado incluyendo únicamente la variable municipal de tasa de paro en la parte de efectos fijados, para evitar problemas de convergencia del modelo debido a la falta de un número suficiente de casos en cada grupo.

Tabla 2. Medidas de asociación entre características individuales y de área y el consumo diario de tabaco en España, a partir de modelos logísticos multinivel de los datos de la encuesta EDADES 2011.

	Modelo 1a: modelo vacío	Modelo 1b: mode- los univariados	Modelo 1c: modelo indivi- dual multiva- riado	Modelo 1d: modelo indivi- dual multiva- riado con Intersecciones	Modelo 1e: Modelo final (individual + contextual)
Medidas de asociación (OR, IC 95%)					
Variables de nivel individual					
Género (mujer vs. hombre)		0,723 (0,662 – 0,790)**	0,726 (0,662 – 0,795)**	0,771 (0,696 – 0,855)**	0,759 (0,681 – 0,846)**
Edad (15-29 años vs. 30-64 años)		0,921 (0,846 – 1,004)	–	–	–
Grupo SE (bajo vs. medio o alto)		1,091 (0,981 – 1,213)	–	–	–
Grupo SE (alto vs. medio o bajo)		0,715 (0,614 – 0,833)**	0,786 (0,674 – 0,918)**	0,697 (0,579 – 0,839)**	0,685 (0,565 – 0,831)**
Actividad (parado vs. ocupado o inactivo)		1,873 (1,708 – 2,054)**	1,743 (1,586 – 1,915)**	2,016 (1,769 – 2,297)**	2,029 (1,768 – 2,330)**
Mujer * SES alto				1,284 (0,989 – 1,666)	1,365 (1,049 – 1,777)*
Mujer * Parado				0,713 (0,595 – 0,854)**	0,717 (0,592 – 0,867)**
Variables de área (municipios)					
Tasa estimada de paro		1,007 (0,994 – 1,020)			0,997 (0,977 – 1,019)
Renta media por declarante (2007)		0,864 (0,698 – 1,070)			0,946 (0,713 – 1,254)
Índice de privación (2001)		1,030 (0,932 – 1,138)			1,001 (0,841 – 1,192)
Medidas de variación o agrupamiento (clustering)					
Varianza entre secciones (EE)	0,174 (0,026)		0,177 (0,027)	0,178 (0,028)	0,185 (0,030)
ORM	1,49		1,49	1,49	1,51
CCI (método de variable latente)	0,050		0,051	0,051	0,053
Criterios de información sobre bondad de ajuste					
Akaike corregida	80.880,696		70.393,386	70.395,123	64.353,225

OR, odds ratio; IOR, odds ratio de intervalo; EE, error estándar; ORM, odds ratio mediana; CCI, coeficiente de correlación intraclase.

** Significativo con un nivel de confianza del 95%

***Significativo, con un nivel de confianza del 99%

3.3. Resultados en relación con el consumo de alcohol de alto riesgo para la salud

3.3.1. Influencia del municipio de residencia en el consumo de alcohol de riesgo

De acuerdo con los resultados recogidos en el modelo, el municipio de residencia ejerce una influencia estadísticamente significativa en el consumo de alcohol que supone un alto riesgo para la salud en virtud de la cantidad consumida. La varianza de segundo nivel (correspondiente al municipio de residencia) es de 0,782 en el modelo final estimado, con un error estándar de

0,096. Esto supone que el municipio de residencia podría explicar en torno a un 19,2% de la variabilidad individual en el consumo de alcohol de alto riesgo para la salud (CCI = 0,192).

En términos de Odds Ratio Mediana, esto significa que en para el 50% de las personas encuestadas, el hecho de residir en un municipio con una elevada prevalencia de consumo puede multiplicar por 2,3 el riesgo individual de ser consumidor de riesgo. Si se compara esta Odds Ratio con la estimada para las variables de nivel individual (modelo 2d, en la Tabla 3), se aprecia que la influencia del municipio de residencia es significativamente mayor que el de las variables individuales consideradas.

3.3.2. Influencia de las variables socioeconómicas de nivel individual

En relación con las variables sociodemográficas y socioeconómicas analizadas, los resultados de los modelos 2c y 2d, recogidos en la Tabla 3, permiten extraer las siguientes conclusiones:

En primer lugar, tanto el sexo como la edad influyen significativamente en el riesgo de consumir cantidades excesivas de alcohol, y también se aprecian efectos significativos para la interacción entre ambas variables. Así:

- El sexo, concretamente el hecho de ser mujer, resulta un factor de protección frente al consumo excesivo de alcohol, aunque su efecto varía en función de la edad:
 - Para las personas mayores de 30 años, el hecho de ser mujer reduciría el riesgo de mantener consumos excesivos de alcohol en un 51,4% (es decir, una mujer mayor de 30 años tendría un 51,4% menos de riesgo en comparación con un hombre de la misma edad).
 - Entre los jóvenes, en cambio, el efecto protector del género sería menor, de manera que el riesgo para una mujer joven sería un 25,2% menor que para un hombre de la misma edad¹¹.
- Por lo que se refiere a la influencia de la edad, el hecho de ser joven incrementaría el riesgo para personas de ambos sexos, aunque con mayor intensidad para las mujeres que para los hombres:
 - Para los hombres, el riesgo se incrementaría en un 54,5% (es decir, un hombre menor de 30 años tendría un 54,5% más de riesgo de mantener consumos excesivos de alcohol frente a un hombre que hubiese superado los 30 años).
 - Entre las mujeres, por otra parte, el efecto de la edad sería mayor, de manera que una mujer de menos de 30 años tendría 2,4 veces más riesgo de tener con-

¹¹ La Odds Ratio correspondiente se calcularía como la ratio entre el riesgo para una mujer joven y el riesgo para un hombre joven. Aplicando los coeficientes de regresión recogidos en el anexo 2, se obtiene:
 $OR = e^{-2,203 + (-0,721) + 0,435 + 0,431} / e^{-2,203 + 0,435} = 0,748$.

sumos excesivos de alcohol frente a una mujer que hubiese superado esa edad¹².

Por lo que se refiere al grupo socioeconómico, si bien el modelo multivariado en el que se incluían las variables de nivel individual (modelo 2c) no mostraba un efecto significativo de la variable correspondiente al grupo socioeconómico bajo, una vez introducidas las interacciones con la variable sexo (modelo 2d), se observa un efecto significativo de manera que:

- Para los hombres, el hecho de pertenecer a un grupo socioeconómico bajo tendería a incrementar el riesgo de consumos excesivos de alcohol, aunque de manera no significativa (OR=1,157; t=1,785; p=0,074).
- Para las mujeres, en cambio, la pertenencia a un grupo socioeconómico bajo sí tendría un efecto significativo, aunque en sentido inverso, de manera que la pertenencia a un grupo socioeconómico bajo reduciría el riesgo de mantener consumos excesivos de alcohol en un 29,9%¹³.

Aunque se analizaron las posibles interacciones entre la variable de grupo socioeconómico y la edad, no alcanzaron significatividad estadística, se excluyeron del modelo final.

Por último cabe mencionar que, si bien la variable de relación con la actividad mostró inicialmente un efecto significativo sobre el consumo de alcohol de alto riesgo en el modelo univariado correspondiente (OR=1,241; t=3,240; p<0,01), el efecto dejó de ser significativo una vez introducidas en el modelo el resto de las variables de nivel individual (modelo 2c). Por otra parte, como tampoco se detectaron efectos significativos de esta variable en interacción con el sexo o la edad, la variable quedó finalmente excluida del modelo.

3.3.3. Influencia de las características del lugar de residencia

Dos de las variables utilizadas para medir el nivel de privación del entorno –el índice de privación material elaborado por los investigadores de la Escuela Andaluza de Salud Pública, y la renta personal media por declarante del municipio– mostraron un efecto significativo sobre el consumo de alcohol de alto riesgo al ser introducidas en los respectivos modelos univariados. El efecto de ambas variables se manifestaba en el sentido esperado, de manera que valores cre-

¹² La Odds Ratio correspondiente se calcularía como la ratio entre el riesgo para una mujer joven y el riesgo para una mujer mayor. De acuerdo con los coeficientes de regresión recogidos en el anexo 2, esta ratio se calcularía como:

$$OR = e^{-2,203 + (-0,721) + 0,435 + 0,431} / e^{-2,203 + (-0,721)} = 2,377.$$

¹³ De acuerdo con los coeficientes de regresión recogidos en el anexo 2, el riesgo para una mujer perteneciente a un grupo socioeconómico bajo se calcularía como $e^{-2,203 + (-0,721) + 0,146 + (-0,501)} = 0,0377$, y el de una mujer perteneciente a un grupo socioeconómico medio o alto sería $e^{-2,203 + (-0,721)} = 0,0537$, por lo que la ratio entre ambas (Odds Ratio) sería igual a 0,702.

cientes en el índice de privación material del municipio conlleva un mayor riesgo de consumo excesivo de alcohol (OR=1,221; t=2,244; p<0,05), mientras que el efecto de la renta media del municipio sería el opuesto, reduciéndose el riesgo conforme se incrementa la renta (OR=0,545; t=-2,528; p<0,05).

Una vez introducidas las variables explicativas de nivel individual en el modelo, la relación entre las variables correspondientes al nivel de privación del entorno y el consumo de alcohol dejó de ser significativa, lo que indicaría que una vez controladas las características individuales –sexo, edad y grupo socioeconómico de la persona– las variables de nivel de área no ejercen mayor influencia en el riesgo de mantener consumos de alcohol de riesgo para la salud.

No obstante, la introducción de las variables contextuales en el modelo final sí tuvo el efecto de reducir la varianza de nivel de área, lo que sugiere que parte de la variabilidad en el consumo de alcohol debida al municipio de residencia se explica por los distintos niveles de privación y de renta en los municipios españoles.

Tabla 3. Medidas de asociación entre características individuales y de área y el consumo de alcohol de riesgo para la salud en España, a partir de modelos logísticos multinivel de los datos de la encuesta EDADES 2011.

	Modelo 2a: modelo vacío	Modelo 2b: modelos univariados	Modelo 2c: modelo indivi- dual multiva- riado	Modelo 2d: modelo indivi- dual multiva- riado con Intersecciones	Modelo 2e: Modelo final (individual + contextual)
Medidas de asociación (OR, IC 95%)					
Variables de nivel individual					
Género (mujer vs. hombre)		0,515 (0,460 – 0,576)**	0,504 (0,447 – 0,569)**	0,505 (0,423 – 0,603)**	0,486 (0,403 – 0,586)**
Edad (15-29 años vs. 30-64 años)		1,680 (1,459 – 1,935)**	1,821 (1,577 – 2,103)**	1,541 (1,292 – 1,839)**	1,544 (1,280 – 1,863)**
Grupo SE (bajo vs. medio o alto)		0,874 (0,773 – 0,988)*	0,903 (0,795 – 1,026)	1,135 (0,972 – 1,325)	1,157 (0,986 – 1,358)
Grupo SE (alto vs. medio o bajo)		1,008 (0,786 – 1,292)	–	–	–
Actividad (parado vs. ocupado o inactivo)		1,241 (1,089 – 1,414)**	1,137 (0,996 – 1,299)	–	–
Mujer * Joven				1,496 (1,177 – 1,902)**	1,538 (1,189 – 1,990)**
Mujer * Grupo SE bajo				0,609 (0,459 – 0,809)**	0,606 (0,449 – 0,818)**
Variables de área (municipios)					
Tasa estimada de paro		1,029 (1,000 – 1,060)			–
Renta media por declarante (2007)		0,545 (0,340 – 0,874)*			0,615 (0,352 – 1,073)
Índice de privación (2001)		1,221 (1,025 – 1,455)*			1,200 (0,952 – 1,512)
Medidas de variación o agrupamiento (clustering)					
Varianza entre secciones (EE)	0,815 (0,091)		0,817 (0,094)	0,820 (0,094)	0,782 (0,096)
CPV (%)*	Referencia		-0,24	-0,61	4,04
ORM	2,36		2,37	2,37	2,32
CCI (método de variable latente)	0,198		0,199	0,199	0,192
Criterios de información sobre bondad de ajuste					
Akaike corregida	94.815,786		82.247,667	82.508,484	75.843,614

OR, odds ratio; EE, error estándar; ORM, odds ratio mediana; CCI, coeficiente de correlación intraclase.

** Significativo con un nivel de confianza del 95%

***Significativo, con un nivel de confianza del 99%

3.4. Resultados en relación con el consumo habitual de cannabis

3.4.1. Influencia del municipio de residencia en el consumo habitual de cannabis

De acuerdo con el modelo final estimado (ver Tabla 4), el consumo habitual de cannabis – definido como consumo durante más de cuatro días al mes en los últimos 30 días– presenta una variabilidad significativa por municipio de residencia en España. La varianza entre municipios es de 0,516, con un error estándar de 0,088, lo que da lugar a un CCI de 0,135, indicando que la

variación entre municipios explicaría en torno a un 13,5% de la variabilidad individual en el consumo regular de cannabis.

En el mismo sentido, la Odds Ratio Mediana (ORM), nos indica que la variabilidad entre secciones tiene cierta relevancia en términos epidemiológicos, dado que para la mitad de los casos, el hecho de vivir en un municipio con una elevada prevalencia de consumo podría incrementar el riesgo individual de ser consumidor habitual de esta droga prácticamente por dos.

3.4.2. Influencia de las variables socioeconómicas de nivel individual

Tanto el sexo como la edad muestran una asociación significativa con el consumo habitual de cannabis:

- El sexo, como en el caso del tabaco y del alcohol, ejerce un efecto protector para las mujeres, reduciendo el riesgo de consumo en prácticamente un 60%, (OR=4,04; t=-5,124; p<0,01).
- El hecho de ser joven, por otra parte, puede triplicar el riesgo de ser consumidor habitual (OR=3,402, t=9,988; p<0,01), independientemente del sexo, ya que la interacción entre la variable sexo y la edad no incrementa ni reduce significativamente el riesgo estimado para los jóvenes (OR=1,002; t=0,008; p=0,994).

Por lo que se refiere a las variables relacionadas con la clase social y la relación con la actividad, cabe destacar lo siguiente:

- La variable de clase social muestra el efecto esperado, en el sentido de que el hecho de pertenecer a una clase social baja incrementaría (aunque muy ligeramente y de forma estadísticamente no significativa) el riesgo de consumo habitual de cannabis, mientras que la pertenencia a una clase social alta actuaría como factor de protección (ver Tabla 4). En este último caso, la variable alcanzaba significatividad estadística en el modelo univariado correspondiente, con una Odds Ratio de 0,583 (t=-2,773; p<0,01), aunque la relación perdía significatividad una vez introducidas el resto de variables de nivel individual en el modelo. Dado que el análisis previo descartó la existencia de colinealidad bivariada entre las variables independientes analizadas, podemos decir que una vez controlada la influencia del sexo, la edad y la relación de la persona con la actividad, la pertenencia a una clase social alta no parece ejercer mayor influencia en el consumo habitual de cannabis.
- La variable de relación con la actividad es, junto con la edad, la que más influye en el consumo de esta sustancia. El riesgo de ser consumidor habitual de cannabis para una

persona parada es entre 2 y 2,5 veces mayor que para una persona que tiene empleo o está inactiva. Por otra parte, no puede decirse que la relación se vea afectada por el sexo, dado que la interacción entre ambas variables (mujer*parado) no alcanza significatividad estadística.

Finalmente, por lo que respecta a la posible interacción entre la edad y las variables relacionadas con la posición social (clase social y actividad), no se encontraron efectos estadísticamente significativos para ninguna de las variables analizadas.

Tabla 4. Medidas de asociación entre características individuales y de área y el consumo habitual de cannabis en España, a partir de modelos logísticos multinivel de los datos de la encuesta EDADES 2011.

	Modelo 3a: modelo vacío	Modelo 3b: modelos univariados	Modelo 3c: modelo individual multivariado	Modelo 3d: modelo individual multivariado con Intersecciones
Medidas de asociación (OR, IC 95%)				
Variables de nivel individual				
Género (mujer vs. hombre)		0,366 (0,281 – 0,401)**	0,358 (0,297 – 0,430)**	0,404 (0,285 – 0,571)**
Edad (15-29 años vs. 30-64 años)		3,239 (2,710 – 3,870)**	3,399 (2,790 – 4,141)**	3,402 (2,676 – 4,326)**
Grupo SE (bajo vs. medio o alto)		1,183 (0,961 – 1,455)	–	–
Grupo SE (alto vs. medio o bajo)		0,583 (0,399 – 0,854) **	0,778 (0,533 – 1,136)	0,715 (0,458 – 1,115)
Actividad (parado vs. ocupado o inactivo)		2,582 (2,180 – 3,057)**	2,234 (1,865 – 2,675)**	2,488 (2,037 – 3,040)**
Mujer * Joven				1,002 (0,646 – 1,552)
Mujer * Grupo SE bajo				1,294 (0,612 – 2,733)
Mujer * Parado				0,666 (0,437 – 1,017)
Variables de área (municipios)				
Tasa estimada de paro		1,024 (0,997 – 1,051)		
Renta media por declarante (2007)		0,674 (0,440 – 1,031)		
Índice de privación (2001)		1,085 (0,904 – 1,303)		
Medidas de variación o agrupamiento (clustering)				
Varianza entre secciones (EE)	0,438 (0,074)		0,513 (0,087)	0,516 (0,088)
CPV (%)*			-17,2	-17,8
ORM	1,88		1,98	1,98
CCI (método de variable latente)	0,117		0,135	0,135
Criterios de información sobre bondad de ajuste				
Akaike corregida	105.750,573		94.868,046	94.535,040

OR, odds ratio; EE, error estándar; ORM, odds ratio mediana; CCI, coeficiente de correlación intraclase.

** Significativo con un nivel de confianza del 95%

***Significativo, con un nivel de confianza del 99%

3.4.3. Influencia de las características del lugar de residencia

Las tres variables utilizadas para medir el grado de privación del entorno –tasa de paro, renta personal media e índice de privación material municipal– apuntan a la existencia de una asociación entre municipios más desfavorecidos y mayor riesgo de consumo habitual de cannabis, aunque ninguna de ellas alcanza significatividad estadística.

3.5. Resultados en relación con el consumo de drogas ilegales distintas al cannabis

En relación con el consumo de drogas ilegales distintas al cannabis, se recogen únicamente los resultados relativos al consumo experimental (alguna vez en la vida), debido a que no ha sido posible alcanzar convergencia en el modelo para la variable relativa al consumo reciente (en el último año) por ser la prevalencia de este tipo de consumos demasiado baja para aportar casos suficientes para el análisis de pendientes aleatorias.

3.5.1. Influencia del municipio de residencia en el consumo experimental de drogas ilegales distintas al cannabis

Los resultados del análisis realizado confirman la existencia de una variabilidad estadísticamente significativa en el consumo experimental de drogas ilegales entre los municipios españoles. De acuerdo con el modelo final estimado (Tabla 5), la varianza entre municipios es de 0,488, con una desviación estándar de 0,068, lo que resulta estadísticamente significativo con un nivel de confianza del 99%.

La variabilidad entre municipios explicaría, de acuerdo con el coeficiente de correlación intraclase (CCI), en torno a un 12,9% de la variabilidad total que se da en el consumo a nivel individual, debiéndose, por lo tanto, el 87,1% de la variabilidad restante a características personales observables a nivel individual.

Por lo que se refiere a la importancia relativa del municipio de residencia en comparación con las variables de nivel individual analizadas en el presente estudio, se puede recurrir a la Odds Ratio Mediana (ORM). Este estadístico estaría indicando que, en el caso mediano, el hecho de residir en un municipio con una elevada prevalencia de consumo incrementa el riesgo individual

en un 95%. Si se compara esta OR con las obtenidas para las variables de nivel individual analizadas (modelos 4b, 4c y 4d en la Tabla 5), se observa que solamente la variable de relación con la actividad tendría un efecto mayor en el riesgo de haber consumido drogas ilegales distintas al cannabis en algún momento de la vida.

3.5.2. Influencia de las variables socioeconómicas de nivel individual

De acuerdo con el modelo final estimado (modelo 4e, Tabla 5), el sexo, la edad y la relación con la actividad ejercen una influencia significativa en el consumo experimental de drogas ilegales:

- El sexo, ejerce, como con las demás sustancias, un efecto protector, aunque varía en función de la edad de la persona:
 - Entre las personas mayores de 30 años, el hecho de ser mujer reduciría el riesgo de haber tenido consumos experimentales de drogas ilegales en un 63%, respecto a los hombres de la misma edad (OR=0,370; t=-12,637; p<0,01).
 - Entre los jóvenes, también tendría un efecto protector aunque de menor intensidad: el riesgo para una mujer joven sería un 51,3% menor que para un hombre de la misma edad¹⁴.
- La edad, por su parte, constituye un factor de riesgo, aunque la asociación sólo es significativa en el caso de las mujeres. Así:
 - En el caso de los hombres, habría una tendencia no significativa a un mayor riesgo entre los menores de 30 años, en comparación con los que han superado dicha edad (OR=1,059; t=0,857; p=0,391)
 - Entre las mujeres, en cambio, la edad sí tendría una influencia significativa, incrementando el riesgo en un 39,4% para las menores de 30 años¹⁵.

Por lo que se refiere a las variables relacionadas con el estatus socioeconómico, se obtuvieron los siguientes resultados:

- La variable de clase social no mostró una asociación significativa con el consumo experimental en los modelos univariados correspondientes, aunque la tendencia fue la de reducir el riesgo de estos consumos, tanto para personas de clases altas como para aquellas pertenecientes a clases desfavorecidas.

¹⁴ En este caso la Odds Ratio correspondiente se calcularía como la ratio entre el riesgo para una mujer joven y el riesgo para un hombre joven. Aplicando los coeficientes de regresión recogidos en el anexo 4,

$$OR = e^{(-2,113)+(-0,995)+0,057+0,275} / e^{(-2,113)+0,057} = 0,487.$$

¹⁵ Corresponde a la ratio entre el riesgo para mujeres jóvenes y el riesgo para mujeres mayores, de forma que

$$OR = e^{(-2,113)+(-0,995)+0,057+0,275} / e^{(-2,113)+(-0,995)} = 1,394.$$

- La variable de relación con la actividad, por otra parte, sí se reveló como una variable significativamente asociada al consumo experimental de drogas ilegales, de manera que el hecho de estar parado constituye un factor de riesgo frente al consumo, aunque con distinta intensidad en función del sexo:
 - Entre los hombres, el hecho de estar parado duplica el riesgo de consumos experimentales frente a aquellos que están ocupados o se encuentran en situación de inactividad (OR=2,07; t= 8,803; p<0,01).
 - Entre las mujeres, también incrementa el riesgo, aunque en menor medida, de manera que una mujer parada tendría un 53,4% más de riesgo, frente a aquellas que están ocupadas o las que se encuentran en situación de inactividad¹⁶.

3.5.3. Influencia de las características del lugar de residencia

De las tres variables sobre privación del entorno analizadas sólo el índice de privación material elaborado por los investigadores de la Escuela Andaluza de Salud Pública mostró una asociación significativa con la variable dependiente de consumo experimental de drogas ilegales (ver Tabla 5).

Tal y como se ha indicado en el apartado metodológico las OR relativas a variables de nivel municipal no tienen una interpretación directa –ya que implican comparar a dos individuos residentes en el mismo municipio– por lo que se recurre al odds ratio de intervalo (*Interval Odds Ratio* o *IOR*), que consiste en un intervalo que comprende al 80% de las odds ratio que se obtendrían si se comparan todos los posibles pares de individuos con las mismas características individuales, pero pertenecientes a municipios con distinto nivel de privación.

De acuerdo con los resultados obtenidos en el modelo 4e de la Tabla 5, el hecho de residir en un área con mayor privación material reduce significativamente el riesgo de consumo experimental de drogas ilegales, siendo todas las demás covariables constantes ($\beta=-0.299$; EE=0,149; t=-2,005; p<0,05). Es decir, se puede afirmar que más allá o al margen de las diferencias individuales que puedan existir, el nivel de privación material del municipio de residencia también influye en los consumos experimentales de drogas ilegales: en este caso, incrementar el nivel de privación

¹⁶ En este caso la Odds Ratio se calcula como la ratio entre el riesgo para una mujer parada sobre el riesgo para una mujer que no está parada. De acuerdo con los coeficientes de regresión recogidos en el anexo 4, esta ratio se calcula como:

$$OR = e^{(-2,113) + (-0,995) + (0,727) + (0,275)} / e^{(-2,113) + (-0,995)} = 1,534.$$

municipal en una desviación estándar sobre la media para el Estado, tendría el efecto de reducir el riesgo de consumo experimental de drogas ilegales en un 22,9%¹⁷.

No obstante, la odds ratio de intervalo, que oscila entre 0,22 y 2,73, e incluye, por lo tanto, el valor 1 dentro del mismo— indica que el efecto del índice de privación material municipal no es muy importante en relación con la heterogeneidad residual remanente a nivel municipal (Merlo et al., 2006).

Tabla 5. Medidas de asociación entre características individuales y de área y el consumo experimental de drogas ilegales en España, a partir de modelos logísticos multinivel de los datos de la encuesta EDADES 2011

	Modelo 0: modelo vacío	Modelo 1: modelos univariados	Modelo 2: modelo individual multivariado	Modelo 3: modelo individual multivariado con Intersecciones	Modelo 4: Modelo final (individual + contextual)
Medidas de asociación (OR, IC 95%)					
Variables de nivel individual					
Género (mujer vs. hombre)		0,360 (0,317 – 0,410)**	0,368 (0,323 – 0,419)**	0,370 (0,317 – 0,431)**	0,370 (0,317 – 0,431)**
Edad (15-29 años vs. 30-64 años)		1,171 (1,041 – 1,317)**	1,155 (1,021 – 1,307)*	1,057 (0,927 – 1,204)	1,059 (0,929 – 1,207)
Grupo SE (bajo vs. medio o alto)		0,955 (0,839 – 1,087)	–	–	–
Grupo SE (alto vs. medio o bajo)		0,893 (0,749 – 1,064)	–	–	–
Actividad (parado vs. ocupado o inactivo)		1,974 (1,743 – 2,236)**	1,879 (1,659 – 2,129)**	2,052 (1,746 – 2,412)**	2,069 (1,760 – 2,433)**
Mujer * Joven				1,314 (1,047 – 1,651)*	1,317 (1,048 – 1,653)*
Mujer * Parado				0,742 (0,554 – 0,995)*	0,741 (0,553 – 0,993)*
Variables de área (municipios)					
Tasa estimada de paro		0,989 (0,967 – 1,012)			–
Renta media por declarante (2007)		1,110 (0,762 – 1,617)			–
Índice de privación (2001)		0,807 (0,682 – 0,955)*			0,771 (0,647 – 0,918)**
Odds Ratio de intervalo (IOR-8°)					0,22 a 2,73
Medidas de variación o agrupamiento (clustering)					
Varianza entre secciones (EE)	0,460 (0,064)		0,494 (0,068)	0,500 (0,069)	0,488 (0,068)
CPV (%)*					
ORM	1,91		1,95	1,96	1,95
CCI (método de variable latente)	0,123		0,130	0,132	0,129
Criterios de información sobre bondad de ajuste					
Akaike corregida	94.507,319		96.186,075	96.064,423	96.049,146

OR, odds ratio; IOR, odds ratio de intervalo; EE, error estándar; ORM, odds ratio mediana; CCI, coeficiente de correlación intraclase.

** Significativo con un nivel de confianza del 95%

***Significativo, con un nivel de confianza del 99%

¹⁷ La Odds Ratio correspondiente al índice de privación material del municipio sería $e^{\beta} = e^{-0,260} = 0,771$.

4. PRINCIPALES CONCLUSIONES SOBRE DESIGUALDADES SOCIOECONÓMICAS EN EL CONSUMO DE DROGAS EN ESPAÑA

4.1. Principales conclusiones del estudio

La primera de las cuestiones que se ha planteado el presente estudio se refiere a la influencia que ejercen los factores socioeconómicos en el consumo de diversas sustancias en España. La presente investigación permite corroborar algunas de las conclusiones ya recogidas en trabajos anteriores y aporta nuevas estimaciones del impacto del desempleo y de la clase social ocupacional en el consumo.

En primer lugar, se confirma que el desempleo constituye un importante factor de riesgo frente al consumo de diversas sustancias, tal y como refieren estudios anteriores (Peretti-Watel et al., 2009, Leino-Arjas et al., 1999; Reine et al. 2004; Whooley et al. 2002; Novo, Hammarstrom y Janlert, 2000; Janlert, 1997; SIIS, 2014). En la presente investigación, se estima que una persona desempleada tendría un riesgo entre 1,5 y 2 veces mayor de ser consumidora diaria de tabaco frente a personas que están ocupadas o se encuentran en situación de inactividad. Tendría, asimismo, entre 2 y 2,5 veces más de riesgo de ser consumidora habitual de cannabis y entre 1,5 y 2,5 veces más riesgo de haber consumido drogas ilegales alguna vez. En cambio, no se observa una influencia significativa en el consumo de alcohol de riesgo, lo que contradice las conclusiones de algunos estudios previos (Mossakowski, 2008; Huckle et al. 2010).

La variable de estatus ocupacional o clase social ocupacional muestra una relación menos clara con los consumos. Por una parte, se confirma el efecto protector del hecho de pertenecer a una

clase social alta en el consumo de tabaco, reduciendo el riesgo de consumo diario en torno a una tercera parte para los hombres y en torno a un 6,4% para las mujeres. En un trabajo de similares características realizado anteriormente a nivel de sección censal en la C.A del País Vasco, se concluía que esta variable reducía el riesgo en un 23,2% para los hombres, mientras que no encontraba una asociación significativa para las mujeres (SIIS, 2014).

También se confirma que el hecho de pertenecer a clases sociales desfavorecidas tiende a incrementar el riesgo de consumos de alcohol que pueden considerarse excesivos en virtud de la cantidad consumida entre los hombres (aunque de forma no significativa) y, en cambio, reduce el riesgo en aproximadamente un 30% para las mujeres. En el estudio realizado en la CAPV, las diferencias para los hombres tampoco alcanzaban significatividad estadística, y la estimación para las mujeres era una reducción algo mayor, del 45,6%.

En el presente estudio no se observan resultados estadísticamente significativos respecto a la clase social ocupacional para el consumo experimental de drogas ilegales, ni para el cannabis. Este último resultado no era del todo esperado, dado que anteriormente se había detectado un efecto protector del estatus socioeconómico elevado para el consumo habitual de cannabis entre los hombres (con un 37,3% de reducción en el riesgo) (SIIS, 2014).

La mayor inconsistencia de los resultados obtenidos a partir de la variable de clase social ocupacional podría deberse a las dificultades inherentes que presenta la medición de esta variable en la población inactiva. En este sentido, el estatus social ocupacional de la población que nunca ha trabajado (generalmente por dedicarse a las labores del hogar o porque todavía no ha accedido a su primer empleo) suele aproximarse a partir de la ocupación de los cabeza de familia, como es el caso en el trabajo anteriormente realizado en la CAPV, o bien a partir de los ingresos del hogar, como en el caso de la presente investigación. En ambos casos, la solución parece igualmente insatisfactoria, dado que ambas aproximaciones arrojan resultados francamente similares. La variable de relación con la actividad –y concretamente la situación de desempleo– resulta más fácilmente constatable y, probablemente, las personas desempleadas comparten una serie de factores relevantes que pueden afectar el consumo de sustancias –tiempo para el ocio, estrés causado por la búsqueda de empleo, etc.– al margen de que sean personas que aún no han accedido a un puesto de trabajo o que han perdido el empleo.

Un segundo resultado de interés de la presente investigación, y que confirma hallazgos de estudios anteriores, se refiere al efecto mediador de las variables sociodemográficas en la relación entre estatus socioeconómico y consumo de sustancias.

Tanto en el caso del tabaco como de las drogas ilegales, el sexo –concretamente el hecho de ser mujer– actúa moderando la influencia del desempleo, reduciendo su impacto en al menos un 50%. También se observa este efecto moderador para la variable de pertenencia a un grupo socioeconómico desfavorecido en el caso del consumo de alcohol: entre las mujeres, la pertenencia a una clase baja no sólo no implicaría un mayor riesgo de consumo (como parece ser la tendencia –no significativa– entre los hombres), sino que llegaría a convertirlo un factor de protección frente al mismo. Ambos resultados se situarían en la línea de lo apuntado por investigaciones anteriores, que confirman un claro efecto protector para las mujeres respecto a la mayoría de sustancias (Bacigalupe et al., 2010 y 2011; SII, 2014).

Más inesperada resulta, en este sentido, la conclusión de que el hecho de ser mujer podría también atenuar el efecto positivo que ejerce la pertenencia a un grupo socioeconómico favorecido en el consumo de determinadas sustancias, llegando incluso a invertir el sentido de la relación, convirtiendo a las clases altas en un grupo de riesgo. En la investigación realizada anteriormente en la CAPV se detectaba este tipo de interacción entre la variable sexo y el grupo socioeconómico para el tabaco y el cannabis (en este último caso de forma estadísticamente no significativa). El presente estudio confirma la atenuación del efecto protector de la clase social alta en el caso del tabaco, pero no así en el caso del cannabis, en el que no se observan diferencias estadísticamente significativas por clase social ocupacional.

A pesar de que el estudio realizado no aporta grandes hallazgos en cuanto a la influencia que ejercen en el consumo de sustancias las características socioeconómicas personales, su mayor aportación podría consistir en una estimación más precisa de los efectos de las diferentes variables analizadas, al estar basadas en un análisis multinivel, especialmente al haberse detectado que el agrupamiento o clustering entre municipios tiene cierta relevancia en los consumos. En efecto, tal y como se ha indicado en el apartado metodológico, diversos autores señalan que las técnicas tradicionales de regresión podrían aportar estimadores poco precisos como consecuencia de la heterocedasticidad de los datos (Andreu, 2011; Merlo et al, 2005; Hox, 2010).

Más novedosos, y quizá por ello también menos robustos, pueden resultar los resultados en relación con la influencia de las variables socioeconómicas del entorno en el consumo de sustancias.

En relación con esta cuestión, una primera conclusión relevante es la existencia de cierta variabilidad entre los municipios españoles en el consumo de sustancias, variabilidad que no se explica por las variables de nivel individual analizadas en este estudio. Los resultados obtenidos indican que las diferencias entre los municipios podrían explicar entre un 5% y un 20% de la variabili-

dad total en el consumo, dependiendo de las sustancias. Estas estimaciones, con ser más modestas que las encontradas en el ámbito de las secciones censales de la CAPV –en aquel estudio se detectaba una variabilidad de hasta el 40% en el caso del consumo reciente de drogas ilegales–, tienen cierta relevancia epidemiológica a la hora de planificar los programas de prevención y reducción de riesgos, en la medida en la que indican que el municipio constituye un área geográfica con un impacto significativo en los consumos. Con todo, de confirmarse las diferencias observadas entre este estudio y el realizado a nivel de sección censal en la CAPV, habría que concluir que el municipio enmascara cierta heterogeneidad en cuanto a los consumos dentro de sus propios límites y que la sección censal podría constituir un ámbito geográfico más adecuado para la planificación, en la medida en la que permitiría abordar debidamente dicha diversidad.

Una vez determinada la existencia de diferencias debidas al municipio de residencia en el riesgo de consumo de las diversas sustancias, un segundo objetivo de la presente investigación consistía en analizar si las características socioeconómicas del entorno estaban asociadas, y en qué sentido, con el consumo, determinando por ejemplo un mayor riesgo de consumos de riesgo o problemáticos en municipios con un elevado nivel de privación o de vulnerabilidad socioeconómica. Este análisis tenía un doble interés: por una parte, permitiría detectar municipios en los que aplicar las intervenciones preventivas o de reducción de daños sin caer en la falacia atomística, es decir, sin concluir erróneamente a partir de asociaciones individuales entre, por ejemplo, bajo estatus socioeconómico y consumo, que los municipios con mayor proporción de personas con bajo estatus deberían ser objetivo prioritario para la intervención. Por otra parte, de detectarse una asociación significativa entre indicadores de privación socioeconómica del entorno y el consumo, ello permitiría intervenir indirectamente sobre el consumo a través de medidas para reducir el nivel de privación en zonas muy afectadas.

La investigación realizada no ha podido detectar asociaciones significativas entre la privación del municipio de residencia y el consumo de sustancias, salvo en el caso del consumo experimental de drogas ilegales. Incluso en este caso, se ha podido determinar que la variable de privación del entorno era de poca importancia a la hora de explicar la variabilidad total entre municipios, es decir, que gran parte de la variabilidad existente permanecía inexplicada a pesar de introducir las variables de privación municipal en el modelo. Este resultado es consistente con el obtenido en diversas investigaciones (karriker-Jaffe, 2011; SIIIS, 2014).

De especial relevancia resulta, en este sentido, la ausencia de asociación entre la tasa de paro municipal y los diversos consumos, dado que el desempleo sí se ha revelado como un factor de riesgo individual importante en la investigación. Este dato sirve para ilustrar las ventajas que presenta un análisis multinivel que considere conjuntamente las características individuales y

territoriales que influyen en el consumo, de cara a la planificación de programas de prevención y reducción de riesgos.

En efecto, si la planificación de los programas se basara únicamente en el análisis de las variables de nivel individual, se podría concluir erróneamente que, puesto que el desempleo constituye un factor de riesgo frente a diversos consumos, centrar los recursos en los municipios con mayor tasa de paro podría resultar eficiente. El análisis multinivel realizado permite descartar esta hipótesis, al demostrar que, la tasa de paro municipal no se asocia significativamente al riesgo individual de consumo de ninguna de las sustancias analizadas.

Finalmente, destacar que, aunque no se ha podido demostrar la existencia de asociaciones significativas entre la situación socioeconómica del lugar de residencia y el consumo de drogas, convendría investigar si otras características del entorno –como la cohesión social, la dotación de servicios públicos o la disponibilidad de programas de prevención o abandono– pueden explicar la variabilidad observada entre municipios.

4.2. Limitaciones del estudio

La interpretación de estos resultados requiere, en cualquier caso, describir las principales limitaciones metodológicas de un estudio de estas características.

En primer lugar, cabe señalar que el diseño muestral idóneo para un análisis multinivel en el que se analice la variabilidad del consumo de sustancias en los municipios de España debería consistir en un diseño en dos etapas, en el que en primer lugar se seleccionara una muestra aleatoria de municipios del universo de municipios españoles y a continuación una muestra aleatoria de individuos dentro de cada municipio.

En el caso de la Encuesta Domiciliaria de Alcohol y Drogas en España (EDADES) que se ha utilizado como base para este trabajo, la muestra está diseñada para ser representativa de la población de 15 a 64 años del Estado y de cada una de sus comunidades autónomas. Con todo, la muestra de la EDADES 2011 es desproporcional a su población, para sobrerrepresentar a las comunidades más pequeñas y dentro de cada comunidad, la distribución de la muestra por edad es también desproporcional, sobrerrepresentando en la muestra a la población joven (15-39 años), para posibilitar un análisis más detallado en este grupo de edad, que es el más expuesto al consumo de las drogas consideradas. Se ha tratado de eliminar este sesgo mediante la utilización del factor de ponderación que aporta la propia encuesta, y que permite corregir la dispro-

porcionalidad de la muestra con respecto al universo. No obstante, no se ha podido corregir la desigual probabilidad de selección de los municipios, dado que no ha sido posible acceder al marco muestral de la encuesta. En concreto, hubiera sido necesario conocer la probabilidad de selección de cada una de las secciones censales incluidas en la muestra final, para poder corregir la desigual probabilidad de selección de los municipios finalmente incluidos en la misma, por lo que no se puede asegurar que este sesgo se haya eliminado por completo.

Por otra parte, la base de datos de EDADES no recoge el municipio de residencia para los individuos residentes en municipios con un tamaño inferior a 5.000 habitantes, por lo que ha sido necesario eliminar estos casos de la base de datos. En cualquier caso, cabe pensar que el tamaño de la muestra finalmente obtenida ha sido suficiente en cuanto al número de municipios incluidos, y también en cuanto al número medio de individuos entrevistados en cada municipio (Heck, Thomas y Tabata, 2012). Se considera que el tamaño obtenido finalmente es adecuado para realizar un análisis de la varianza entre municipios, aunque ha imposibilitado analizar la cuestión de la interacción entre variables de distinto nivel (individual y de municipio).

Por lo que a las variables relacionadas con el estatus socioeconómico individual se refiere, el análisis se ha limitado a las variables de paro y de grupo socioeconómico, que se construye a partir de la ocupación de la persona encuestada y/o de los ingresos mensuales del hogar. Aunque la revisión de la literatura ha mostrado una asociación significativa con otras variables como el la renta o el nivel educativo, no ha sido posible utilizarlas en este estudio, dado que limitar el análisis a los casos para los que se dispondría de información relevante sobre estos aspectos no se habría dispuesto de un número suficiente de casos.

5. BIBLIOGRAFÍA

Anderson, C.J. et al. (2012). *Applied generalized linear mixed models: continuous and discrete data. For the Social and Behavioral Sciences*. Nueva York, Springer.

Andréu, J. (2011). “El análisis multinivel: una revisión actualizada en el ámbito sociológico”. *Metodología de Encuestas*, vol. 13, pp. 161-176.

Arbex, C. (2013). *Guía metodológica para la implementación de una intervención preventiva, selectiva e indicada*. Madrid: Asociación de Técnicos para el Desarrollo de Programas Sociales-ADES.

Asparouhov, T. *General multilevel modeling with sampling weights*. Los Ángeles, Muthen & Muthen.

Asparouhov, T. (2004). *Weighting for unequal probability of selection in multilevel modeling. Mplus Web Notes No. 8*. Los Ángeles, Muthen & Muthen.

Bacigalupe, A. Esnaola, S., Martín, U. (2011). *Evolución de la prevalencia y las desigualdades sociales del consumo de tabaco en la C.A de Euskadi: 1986-2007*. Vitoria-Gasteiz: Departamento de Sanidad y Consumo.

Barriuso, L y B. Sanz (2011). “Análisis multinivel del uso de servicios de salud bucodental por población infanto-juvenil”. *Gaceta Sanitaria*, vol. 25, nº5, págs. 391-396.

Becoña, E. (1999). *Bases teóricas que sustentan los programas de prevención de drogas*. Madrid: Ministerio de Interior.

Carle, A.C. (2009). “Fitting multilevel models in complex survey data with design weights: Recommendations”. *BMC Medical Research Methodology*, vol. 9:49, pp. 1-13.

Chantala, K. et al. (2011). *Software to compute sampling weights for multilevel analysis*. Chapel Hill, Carolina Population Center.

Clayton, R.R. (1992). “Transitions in drug use: Risk and protective factors”. En: M. Glantz y R. Pickens (Eds.). *Vulnerability to drug abuse*. Washington, DC: American Psychological Association, pp. 15-51.

Cooper, S.A. et al. (2011). "Neighbourhood deprivation, health inequalities and service access by adults with intellectual disabilities: a cross-sectional study". *Journal of Intellectual Disability Research*, vol. 55, part 3, pp. 313-323.

Diez Roux, A.V. (1998). "Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis". *American Journal of Public Health*, vol. 88, nº2, pp. 216-222.

Diez Roux, A.V. (2001). "Investigating neighborhood and area effects on health". *American Journal of Public Health*, vol. 91, nº 11, pp. 1783-1789.

Diez Roux, A.V. (2002). "A glossary for multilevel analysis". *Journal of Epidemiological Community Health*, vol. 56, pp. 588-294.

Diez Roux, A.V. (2004). "The study of group-level factors in epidemiology: rethinking variables, study designs, and analytical approaches". *Epidemiologic Reviews*, vol. 26, pp. 104-111.

Diez Roux, A.V. (2008). "La necesidad de un enfoque multinivel en epidemiología". *Región y Sociedad*, vol. 20, nº especial 2, pp. 1-8.

Domínguez-Berjón, M.F. et al. (2008). "Construcción de un índice de privación a partir de datos censales en grandes ciudades españolas (Proyecto MEDEA)". *Gaceta Sanitaria*, vol. 22, nº 3, pp. 179-187.

Duncan, C. et al. (1999). "Smoking and deprivation: are there Neighbourhood effects?". *Social Science & Medicine*, vol. 48, pp. 497-505.

Esnaola, S. et al. (2009). "Desigualdades socioeconómicas en la mortalidad en el País Vasco y sus capitales: un análisis de áreas geográficas pequeñas (Proyecto MEDEA)". *Estudios Geográficos*, vol. LXX, nº 267, pp. 443-462.

Eustat (2010). *Análisis de tipos de las secciones censales de la C.A. de Euskadi*.

Faden, R. y Shebaya, S. (2010). "Public Health Ethics". En: Zalta, E.N. (Ed.). *The Stanford Encyclopedia of Philosophy* (<http://plato.stanford.edu/archives/sum2010/entries/publichealth-ethics>).

Fegert, T. et al. (2009). *Preventing later substance use disorders in at-risk children and adolescents. A review of the theory and evidence base of indicated prevention*. Thematic Papers. European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction.

Galea, S. et al. (2003). "Income distribution and risk of fatal drug overdose in New York City neighborhoods". *Drug and Alcohol Dependence*, vol. 70, pp. 139-148.

Galea, S. et al. (2005). "Drug use, misuse, and the urban environment". *Drug and Alcohol Review*, vol. 24, pp. 127-136.

Garson, G.D. (2013). "Fundamentals of hierarchical linear multilevel modeling". En: G.D. Garson (ed.) *Hierarchical linear modeling Guide and Applications*. Londres, Sage, pp. 3-25.

Gelman, A y J. Hill (2007). *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge. Cambridge University Press, 651 págs.

Gobierno Vasco (2013) *Metodología Encuesta de Salud del País Vasco 2013. ESCAV 2013*. Vitoria-Gasteiz: Departamento de Salud. Eusko Jaurlaritza-Gobierno Vasco.

Goldstein, H. et al. (2002). *Partitioning variation in multilevel models*. Londres, Institute of Education.

Hawkins, J.D et al. (1992). "Risk and protective factors for alcohol and other drug problems in adolescence and early adulthood: implications for substance abuse prevention". *Psychological Bulletin*, vol. 112, nº 1, pp. 64-105.

Hayes, A.F. (2006). "A primer on multilevel modeling". *Human Communication Research*, vol. 32, pp. 385-410.

Heck, R.H. et al. (2012). *Multilevel modeling of categorical outcomes using IBM SPSS*. Nueva York, Routledge.

Herrero, V. y Bocco, M. (2007). "Comparación de ponderaciones en regresiones probit simultáneas en un modelo para la estimación de la participación laboral". *Revista de Economía y Estadística*, vol. XLV, nº 2, pp. 95-124.

Hofmann, D.A. (1997). "An overview of the logic and rationale of hierarchical linear models". *Journal of Management*, vol. 23, nº 6, pp. 723-744.

Jones, K. (1993). 'Everywhere is nowhere': multilevel perspectives on the importance of place. Portsmouth, The University of Portsmouth Inaugural Lectures.

Jones, K. y Duncan, C. (1995). "Individuals and their ecologies: analysing the geography of chronic illness within a multilevel modelling framework". *Health & Place*, vol. 1, nº 1, pp. 27-40.

Karvonen, S. et al. (2008). "Smoking in context. A multilevel approach to smoking among females in Helsinki". *BMC Public Health*, vol. 8:134, pp. 1-9.

Kleinschmidt, I. et al. (1995). "Smoking behavior can be predicted by neighbourhood deprivation measures". *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 49, Supl. 2, pp. S72-S77.

Larsen, K. y Merlo, J. (2005). "Appropriate assessment of neighborhood effects on individual health: integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression". *American Journal of Epidemiology*, vol. 161, nº 1, pp. 81-88.

Marmot, M. (2013). *Review of social determinants and the health divide in the WHO European Region. Final report*. Copenhagen: Organización Mundial de la Salud.

Meneu, R. (2012). "Aspectos y cuestiones de la salud pública susceptibles de una particular y específica consideración ética". En: *Ética y salud pública*. Cuadernos de la Fundació Víctor Grífols i Lucas, nº 27.

Merlo, J. (2003). "Multilevel analytical approaches in social epidemiology: measures of health variation compared with traditional measures of association". *Journal of Epidemiological Community Health*, vol. 57, pp. 550-552.

Merlo, J. et al. (2005). "A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon". *Journal of Epidemiological Community Health*, vol. 59, pp. 443-449.

Merlo, J. et al. (2005). "A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: investigating contextual phenomena in different groups of people". *Journal of Epidemiological Community Health*, vol. 59, pp. 729-736.

Merlo, J. et al. (2005). "A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: interpreting neighbourhood differences and the effect of neighbourhood characteristics on individual health". *Journal of Epidemiological Community Health*, vol. 59, pp. 1022-1029.

Merlo, J. et al. (2006). "A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: using measures of clustering in multilevel logistic regression to investigate contextual phenomena". *Journal of Epidemiological Community Health*, vol. 60, pp. 290-297.

Merlo, J. et al. (2009). "Individual and collective bodies: using measures of variance and association in contextual epidemiology". *Journal of Epidemiological Community Health*, vol. 63, pp. 1043-1048.

Merlo, J. (2011). "Contextual influences on the individual life course: building a research framework for social epidemiology". *Psychosocial Intervention*, vol. 20, nº 1, pp. 109-118.

Ministerio de Fomento (2012). *Atlas de la Vulnerabilidad Urbana en España. Metodología, contenidos y créditos*.

Moncada, S. (1997). "Factores de riesgo y de protección en el consumo de drogas". En: Plan nacional sobre Drogas (ed.). *Prevención de las drogodependencias. Análisis y propuestas de actuación*. Madrid: Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas.

NIDA (2003). *Preventing drug use among children and adolescents: a research-based guide for parents, educators, and community leaders*, 2nd ed. Rockville: National Institute on Drug Abuse.

Observatorio Español Sobre Drogas (2009). *Informe 2009 del Observatorio Español sobre Drogas: situación y tendencias de los problemas de drogas en España*.

Organización Mundial de la Salud (2009). *Global health risks: mortality and burden of disease attributable to selected major risks*. Ginebra: Organización Mundial de la Salud (<http://www.who.int/evidence/bod>).

Pardo, A. et al. (2007). "Cómo ajustar e interpretar modelos multinivel con SPSS". *Psicothema*, vol. 19, nº 2, pp. 308-321.

Petterson, P.L. et al. (1992). "Evaluating comprehensive community drug risk reduction interventions: Design challenges and recommendations". *Evaluation Review*, vol. 16, pp. 579-603.

Pfeffermann, D. et al. (1998). "Weighting for unequal selection probabilities in multilevel models". *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Statistical Methodology)*, vol. 60, nº 1, pp. 23-40.

Phung, H.N. et al. (2003). "Ecological and individual predictors of maternal smoking behavior. Looking beyond individual socioeconomic predictors at the community setting". *Addictive Behaviors*, vol. 28, pp. 1333-1342.

Puente, D. et al. (2013). "Prevalencia y factores asociados al consumo de Tabaco en alumnos de enseñanza secundaria de Cataluña". *Atención Primaria*; 46(6), págs. 315-323.

Raudenbush, S.W. (2008). "Many small groups". En: J. de Leeuw, E. Meijer (eds.) *Handbook of multilevel analysis*. Nueva York, Springer, pp. 207-236.

Sánchez-Cantalejo, C., R Ocaña-Riola y A. Fernández (2008). "Deprivation index for small areas in Spain". *Social Indicators Research*; 89: 259-273.

Scheier, L.M. (ed.) (2010). *Handbook of drug use etiology: theory, methods, and empirical findings*. Washington: American Psychological Association.

SIIS – Centro de Documentación y Estudios (2014). *Desigualdades socioeconómicas, consumo de drogas y territorio*. Vitoria-Gasteiz: Gobierno Vasco, Dirección de Salud Pública y Adicciones, 146 págs.

Subramanian, S.V. et al. (2003). “Multilevel methods for public health research”. En: Kawachi, I. y Berkman, L.F. *Neighborhoods and Health*. Oxford, Oxford University Press.

Vallejo, G. et al. (2014). “Performance evaluation of recent information criteria for selecting multilevel models in Behavioral and Social Sciences”. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, vol. 14, pp. 48-57.

Woltman, H. et al. (2012). “An introduction to hierarchical linear modeling”. *Tutorials in Quantitative Methods of Psychology*, vol. 8, nº 1, pp. 52-69.

Whiteford, H.A. et al. (2013). “Global burden of disease attributable to mental and substance use disorders: findings from the Global Burden of Disease Study 2010”. *The Lancet*, vol. 382, nº 9.904, pp. 1.575 – 1.586.

ANEXOS

Anexo 1. Salida de SPSS para el modelo final para el consumo diario de tabaco

Coeficientes fijados

Objetivo: TABACO: FUMADOR DIARIO
Categoría de referencia: Resto

Término del modelo	Coeficiente ▼	Error típico	t	Sig.	Intervalo de confianza 95%	
					Inferior	Superior
Intersección	-0,738	0,047	-15,734	,000	-0,830	-0,646
SEXO=1	-0,275	0,055	-4,977	,000	-0,384	-0,167
SEXO=0	0,000 ^a					
SES_ALTO_combinado=1	-0,378	0,098	-3,847	,000	-0,571	-0,186
SES_ALTO_combinado=0	0,000 ^a					
ACTIV_PARADO=1	0,708	0,070	10,046	,000	0,570	0,846
ACTIV_PARADO=0	0,000 ^a					
[SEXO=1]* [SES_ALTO_combinado=1]	0,311	0,134	2,318	,020	0,048	0,575
[SEXO=1]* [SES_ALTO_combinado=0]	0,000 ^a					
[SEXO=0]* [SES_ALTO_combinado=1]	0,000 ^a					
[SEXO=0]* [SES_ALTO_combinado=0]	0,000 ^a					
[SEXO=1]*[ACTIV_PARADO=1]	-0,333	0,097	-3,439	,001	-0,523	-0,143
[SEXO=1]*[ACTIV_PARADO=0]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[ACTIV_PARADO=1]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[ACTIV_PARADO=0]	0,000 ^a					
Paro_centradoEstado	-0,003	0,011	-0,239	,811	-0,023	0,018
Renta4_ratio	-0,056	0,143	-0,390	,697	-0,338	0,226
privacion_i_priva	0,001	0,089	0,012	,990	-0,173	0,176

Distribución de probabilidad: Binomial
Función de enlace: Logit^aEste coeficiente está establecido en cero porque es redundante.

Parámetros de covarianza
Objetivo:TABACO: FUMADOR DIARIO

Parámetros de covarianza	Efecto residual	0
	Efectos aleatorios	1
Columnas de matriz de diseño	Efectos fijos	18
	Efectos aleatorios	1 ^a
Sujetos comunes		418

Los sujetos comunes se basan en las especificaciones del sujeto de los efectos residuales y aleatorios y se utilizan para fragmentar los datos para mejorar el rendimiento.

^aEs el número de columnas por sujetos comunes.

Efecto aleatorio	Estimación	Error típico	Z	Sig.	Intervalo de confianza 95%	
					Inferior	Superior
Var(Intersección)	0,185	0,030	6,252	,000	0,135	0,253

Estructura de covarianza:Componentes de varianza
Especificación de sujeto:PROVMUN

Anexo 2. Salida de SPSS para el modelo final para el consumo excesivo de alcohol

Coeficientes fijados

Objetivo: BEBEDOR DE RIESGO (DEFINICIÓN ESCAV)
Categoría de referencia: Resto

Término del modelo	Coeficiente ▼	Error típico	t	Sig.	Intervalo de confianza 95%	
					Inferior	Superior
Intersección	-2,203	0,072	-30,390	,000	-2,345	-2,060
SEXO=1	-0,721	0,095	-7,568	,000	-0,908	-0,534
SEXO=0	0,000 ^a					
JOVEN29=1	0,435	0,096	4,545	,000	0,247	0,622
JOVEN29=0	0,000 ^a					
SES_BAJO_combinado=1	0,146	0,082	1,785	,074	-0,014	0,306
SES_BAJO_combinado=0	0,000 ^a					
[SEXO=1]*[JOVEN29=1]	0,431	0,131	3,275	,001	0,173	0,688
[SEXO=1]*[JOVEN29=0]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[JOVEN29=1]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[JOVEN29=0]	0,000 ^a					
[SEXO=1]*[SES_BAJO_combinado=1]	-0,501	0,153	-3,276	,001	-0,800	-0,201
[SEXO=1]*[SES_BAJO_combinado=0]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[SES_BAJO_combinado=1]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[SES_BAJO_combinado=0]	0,000 ^a					
Renta4_ratio	-0,486	0,283	-1,721	,087	-1,043	0,070
privacion_i_priv	0,182	0,117	1,549	,123	-0,049	0,413

Distribución de probabilidad: Binomial
Función de enlace: Logit

^aEste coeficiente está establecido en cero porque es redundante.

Parámetros de covarianza
Objetivo: BEBEDOR DE RIESGO (DEFINICIÓN ESCAV)

Parámetros de covarianza	Efecto residual	0
	Efectos aleatorios	1
Columnas de matriz de diseño	Efectos fijos	17
	Efectos aleatorios	1 ^a
Sujetos comunes		418

Los sujetos comunes se basan en las especificaciones del sujeto de los efectos residuales y aleatorios y se utilizan para fragmentar los datos para mejorar el rendimiento.

^aEs el número de columnas por sujetos comunes.

Efecto aleatorio	Estimación	Error típico	Z	Sig.	Intervalo de confianza 95%	
					Inferior	Superior
Var(Intersección)	0,782	0,096	8,162	,000	0,615	0,994

Estructura de covarianza: Componentes de varianza
Especificación de sujeto: PROVNUM

Anexo 3. Salida de SPSS para el modelo final para el consumo habitual de cannabis

Coeficientes fijados

Objetivo:CANNABIS: FUMA MÁS DE 4 DÍAS EN EL ÚLTIMO MES
Categoría de referencia:Resto

Término del modelo	Coeficiente ▼	Error típico	t	Sig.	Intervalo de confianza 95%	
					Inferior	Superior
Intersección	-3,336	0,094	-35,435	,000	-3,521	-3,152
SEXO=1	-1,068	0,093	-11,482	,000	-1,250	-0,886
SEXO=0	0,000 ^a					
JOVEN29=1	1,138	0,099	11,555	,000	0,945	1,331
JOVEN29=0	0,000 ^a					
ACTIV_PARADO=1	0,876	0,091	9,644	,000	0,698	1,054
ACTIV_PARADO=0	0,000 ^a					
Paro_centradoEstado	0,018	0,021	0,843	,399	-0,024	0,059
Renta4_ratio	-0,400	0,284	-1,410	,160	-0,960	0,159
privacion_i_priva	-0,170	0,162	-1,052	,293	-0,489	0,148

Distribución de probabilidad: Binomial
Función de enlace: Logit

^aEste coeficiente está establecido en cero porque es redundante.

Parámetros de covarianza

Objetivo: CANNABIS: FUMA MÁS DE 4 DÍAS EN EL ÚLTIMO MES

Parámetros de covarianza	Efecto residual	0
	Efectos aleatorios	1
Columnas de matriz de diseño	Efectos fijos	10
	Efectos aleatorios	1 ^a
Sujetos comunes		418

Los sujetos comunes se basan en las especificaciones del sujeto de los efectos residuales y aleatorios y se utilizan para fragmentar los datos para mejorar el rendimiento.

^aEs el número de columnas por sujetos comunes.

Efecto aleatorio	Estimación	Error típico	Z	Sig.	Intervalo de confianza 95%	
					Inferior	Superior
Var(Intersección)	0,527	0,089	5,912	,000	0,378	0,734

Estructura de covarianza: Componentes de varianza
Especificación de sujeto: PROVNUM

Anexo 4. Salida de SPSS para el modelo final para el consumo experimental de drogas ilegales (distintas al cannabis)

Coeficientes fijados

Objetivo:ILEGALES: CONSUMO ALGUNA VEZ EN LA VIDA
Categoría de referencia:No

Término del modelo	Coeficiente ▼	Error típico	t	Sig.	Intervalo de confianza 95%	
					Inferior	Superior
Intersección	-2,113	0,060	-35,218	,000	-2,230	-1,995
SEXO=1	-0,995	0,079	-12,637	,000	-1,150	-0,841
SEXO=0	0,000 ^a					
JOVEN29=1	0,057	0,067	0,857	,391	-0,074	0,188
JOVEN29=0	0,000 ^a					
ACTIV_PARADO=1	0,727	0,083	8,803	,000	0,565	0,889
ACTIV_PARADO=0	0,000 ^a					
[SEXO=1]*[JOVEN29=1]	0,275	0,116	2,367	,018	0,047	0,503
[SEXO=1]*[JOVEN29=0]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[JOVEN29=1]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[JOVEN29=0]	0,000 ^a					
[SEXO=1]*[ACTIV_PARADO=1]	-0,299	0,149	-2,005	,045	-0,592	-0,007
[SEXO=1]*[ACTIV_PARADO=0]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[ACTIV_PARADO=1]	0,000 ^a					
[SEXO=0]*[ACTIV_PARADO=0]	0,000 ^a					
privacion_i_priva	-0,260	0,089	-2,917	,004	-0,436	-0,085

Distribución de probabilidad:Binomial
Función de enlace:Logit

^aEste coeficiente está establecido en cero porque es redundante.

Parámetros de covarianza

Objetivo: ILEGALES: CONSUMO ALGUNA VEZ EN LA VIDA

Parámetros de covarianza	Efecto residual	0
	Efectos aleatorios	1
Columnas de matriz de diseño	Efectos fijos	16
	Efectos aleatorios	1 ^a
Sujetos comunes		474

Los sujetos comunes se basan en las especificaciones del sujeto de los efectos residuales y aleatorios y se utilizan para fragmentar los datos para mejorar el rendimiento.

^aEs el número de columnas por sujetos comunes.

Efecto aleatorio	Estimación	Error típico	Z	Sig.	Intervalo de confianza 95%	
					Inferior	Superior
Var(Intersección)	0,488	0,068	7,177	,000	0,371	0,641

Estructura de covarianza: Componentes de varianza
Especificación de sujeto: PROVNUM