

**ACTITUDES HACIA LA INMIGRACIÓN EN ESPAÑA  
A TRAVÉS DE LA ENCUESTA SOCIAL EUROPEA**  
**ATTITUDES TOWARDS IMMIGRATION IN SPAIN THROUGH  
THE EUROPEAN SOCIAL SURVEY**

**Sergio Moldes-Anaya**

Instituto de la Paz y los Conflictos  
Universidad de Granada, España  
sergiomoldesanaya@gmail.com

**Francisco Jiménez Aguilar**

Instituto de la Paz y los Conflictos  
Universidad de Granada, España  
fjja@correo.ugr.es

**Francisco Jiménez Bautista**

Instituto de la Paz y los Conflictos  
Universidad de Granada, España  
fjbautis@ugr.es

**Cómo citar / Citation**

Moldes-Anaya, Sergio, Jiménez Aguilar, Francisco y Jiménez Bautista, Francisco (2018) “Actitudes hacia la inmigración en España a través de la Encuesta Social Europea”. *OBETS. Revista de Ciencias Sociales*, 13(1): 93-119. doi: 10.14198/OBETS2018.13.1.04

**Resumen**

Este artículo examina las actitudes hacia la inmigración en España a través del análisis de los datos más recientes de la Encuesta Social Europea (2014). El principal objetivo de este estudio será evaluar cómo los españoles se muestran frente a la inmigración, analizando cuáles son las amenazas que perciben, qué fuerza tienen y cómo ante estas modulan

su respuesta. En base a esto, se diseñó un modelo Logit de respuesta discreta para determinar qué factores relacionados con las amenazas económico-materiales y simbólicas eran desencadenantes de un comportamiento reacio y una actitud negativa hacia la inmigración entre los españoles.

**Palabras clave:** Actitudes sociales; Amenaza percibida; Encuesta Social Europea; España; inmigración; Regresión Logística; perfiles comportamentales.

#### **Abstract**

This article examines attitudes towards immigration in Spain through the analysis of the most recent data from the European Social Survey (2014). Thus, the main objective of this study is to evaluate how Spaniards represent themselves towards immigration, analyzing what are the threats they perceive, how strong they are and how they modulate their response towards immigration. Based on this, a discrete response Logit model was designed to define which factors related to the economic-material and symbolic threats were triggers of Spanish negative attitudes and reluctant behaviours towards immigration.

**Keywords:** Behavioural Profile; European Social Survey; Logistic Regression; Perceived Threat; Social Attitudes; Spain; immigration.

---

#### **Extended abstract**

Following the scientific literature about the attitudes towards immigration, this article attempts to evaluate a series of indicators related with the perceived problems attached to the material well-being and cultural threat by Spaniards that have been extracted from the Seventh Edition of the European Social Survey (ESS). The perception that immigration has a negative cultural and economic impact is something that predominates in the collective imaginary of European citizens. In order to explain this, it is necessary to take into account the threat theory, which has had an important reception on the contemporary scientific production, and can explain attitudes through two concrete dimensions (Stephan and Stephan, 1996; Stephan, Ybarra and Bachman, 1999, Stephan *et al.*, 2002, Stephan *et al.*, 2005).

On one hand, realistic threats are induced by the perception of proximity of the foreign out-group and referred to threats to the native in-group existence. Thus, threats to political and economic power are considered the most common risk factors for a reluctant attitude towards

the external group (Moldes-Anaya *et al.*, 2017). Realistic threats frequently emerge as a result of competition for scarce economic and material resources such as competitiveness in the labour market, threats to health, physical well-being, the perceived size of the out-group (Stephan *et al.*, 1998; Stephan *et al.*, 2002; Quillian, 1995; McLaren, 2003) or other threats attached to the material aspects of social life. On the other hand, symbolic threats are related to threats to the worldview of a particular native in-group. Hence, external groups that adhere to different views and interpretations of the world can be considered a threat to the worldview of the native group from where the external group has been inserted, which as a counterpart can lead to reluctant attitudes and behaviours from the native in-group (Stephan *et al.*, 1998; Stephan *et al.*, 2002). In accordance with this logic it should be emphasised that symbolic threats focus on inter-group differences of an axiological nature such as those concerning morality, values, norms, customs or beliefs.

From this frame of reference, the present study aims to analyze how Spanish society is facing the phenomenon of immigration as well as to explore the role played by the different types of threats described above on attitudes towards immigrants. Therefore, the main objective of this article is to evaluate how Spaniards represent themselves on immigration, analysing the problems of most concern to them (risk factors) and how they modulate their response to immigration. In line with this, there are two main hypotheses which have guided this work. It is pointed out that a negative response from Spaniards on issues concerning the threat to material well-being (realistic threat) and to cultural identity (symbolic threat) will operate as risk factors for the outcome of a pessimistic attitude to the question of whether the arrival of immigrants contributes to Spain being a better or worse place to live. Moreover, we propose that the strength of the risk factors related to the threat to material well-being for the outcome of a reluctant attitude towards immigration will, in all cases, be greater than the strength of the perceived symbolic threat factors.

To verify this, the analysis procedure has been as follows. A factorial analysis has been carried out using the principal components factorization method with the oblimin rotation (Tabachnick and Fidell, 2001). Then and taking into account the logical and orderly sequence between each of the levels of the response (negative or positive) as to whether the arrival of immigrants contributes to making Spain a worse or better

country to live, a discrete response Logit model was designed (Agresti, 2013; 2017; Collet, 1981) according to whether the explanatory variables considered were of a socio-demographic or threat (perceived or symbolic) type. A stepwise forward model using the Wald method, which contrasts the input of the variables based on the significance of the scoring statistic and contrasts the elimination of them derived from the probability of the Wald statistic, was considered as the model that best fitted to these data. The goodness of fit at the population level was contrasted with the likelihood ratio test, the pseudo-square test (Agresti, 1985), Pearson's Chi-square test, and point-to-point with the analysis of studentised residuals by means of the corresponding normal test. The statistical significance of the parameters in the model was studied with their respective Wald test. The exponential of the parameters (*Odds Ratio*) that came out significant (Poole, 2001) was interpreted in terms of the prognosis ratio of a negative response versus to a positive response, based on changes in the explanatory variables considered.

According to the data evaluated, it can be said that a negative response from Spaniards to questions about the threat of material well-being (realistic threat) and cultural identity (symbolic threat) (Stephan *et al.*, 1998, Stephan *et al.*, 2002) predicts the outcome of a negative attitude towards immigration due to subjects who have a reluctant or ambiguous attitude towards threats of a material or cultural nature are more susceptible to thinking negatively about the issue of the arrival of immigrants contributes to Spain being a better or worse place to live. On the other hand and according to the results, we proposed that the strength of the risk factors related to the threat of material welfare for the outcome of a reluctant attitude towards immigration, in all cases, is greater than the strength of the symbolic threat factors perceived. This does not fulfil our expectations at all since for the individuals classified as reluctant as well as for the ambiguous the strength of the symbolic threat factor is greater than the strength of the economic-material threat factors as long as when these are compared with subjects classified as tolerant. Furthermore, in terms of the influence of the sociodemographic variables that have entered the model after the analysis, it could be detected that women are more likely to have a positive attitude as apposed to men who are more likely to have a negative attitude towards immigration.

## 1. INTRODUCCIÓN

El análisis de las actitudes hacia la inmigración es en la actualidad uno de los temas más recurrentes dentro de la investigación sociológica (Cea, 2002; 2004; 2009; 2015; Rinken, 2015; 2016; Jiménez, 1997; 2006; para una revisión véase, Fernández, Valbuena y Caro, 2017). Si a esto le sumamos la paulatina realización y disponibilidad de grandes encuestas nacionales e internacionales,<sup>1</sup> nos hallamos en un momento en el que una importante cantidad de fuentes de información sociológica pueden ser de verdadera utilidad para seguir avanzando en las pruebas teóricas y metodológicas de este campo de análisis (Davidov, Meuleman, Cieciuch, Schmidt, y Billiet, 2014; Davidov, Cieciuch, Meuleman, Schmidt, Algesheimer, y Hausherr, 2015). En este sentido, podemos decir que las grandes encuestas sociales han abierto un amplio abanico de posibilidades para los científicos sociales interesados en estudios de caso, comparaciones transnacionales, longitudinales o evaluaciones de cualquier otra índole (Lynn, Japac y Lyberg, 2005). Partiendo de este contexto, este artículo tratará de evaluar una serie de indicadores relacionados con los problemas percibidos asociados a la amenaza del bienestar material y cultural de los españoles por parte de la inmigración obtenidos de la séptima edición de la Encuesta Social Europea.

El mundo actual se caracteriza por un creciente y continuo flujo de migraciones interregionales provocadas por la globalización que han cambiado notoriamente la composición social de los países occidentales (Ceobanu y Escandell, 2010). De ahí que la Organización de Naciones Unidas (2017) haya advertido recientemente que cada año millones de personas de todos los continentes se reubican en uno de los estados económicamente más avanzados del mundo,<sup>2</sup> otorgando así a la migración internacional el estatus de un posible problema social (económico, político y cultural). Como se ha demostrado, este incremento de población foránea puede acarrear para las sociedades receptoras –aunque no de forma ineluctable– una percepción de competencia asociada al bienestar material y a la identidad cultural (Moldes-Anaya, Romero-Béjar y Jiménez, 2017). En estos últimos años de crisis, todo este avance migratorio ha propi-

---

<sup>1</sup> Ejemplos destacados de tales proyectos de encuesta incluyen la Encuesta Social Europea (ESE), el Programa Internacional de Encuesta Social (PIES), Estudio de Valores Europeos (EVE) o la Encuesta Mundial de Valores (EMV).

<sup>2</sup> Los datos más recientes sobre el número de extranjeros con permiso de residencia en España muestran que a 30 de Junio de 2017 este es de 5.131.591, considerando que en el régimen jurídico de aplicación 3.047.450 extranjeros se incluyen en Régimen de Libre Circulación y 2.084.141 en Régimen General. Los principales colectivos de extranjeros residentes en España son el rumano con 1.017.597 de residentes y el marroquí con 760.702 residentes (OPI, 2017).

ciado el auge de un panorama político donde los partidos anti-inmigración han ido tomando una importante presencia (Golder 2003; Lubbers, Gijsberts, y Scheepers, 2002; Rydgren 2007; Rinken, 2015), lo cual nos indica que existe un número considerable de individuos que han percibido como una amenaza la llegada de extranjeros. De este modo, países como Alemania, Holanda, Francia o Italia han experimentado un claro ascenso de la extrema derecha, la cual a través de un discurso ultranacionalista y emotivo han culpabilizado a los inmigrantes de gran parte de los problemas sociales que se viven dentro de cada una de sus naciones. Para el caso de España este fenómeno no ha sido tan palpable (van Dijk, 2003), pues si bien existen los partidos anti-inmigración, sus discursos no han tenido la misma influencia directa sobre la ciudadanía (Alonso y Rovira, 2015; Fernández *et al.*, 2017).

La percepción de que la inmigración tiene repercusiones económicas y culturales negativas para la sociedad es algo extendido en el imaginario colectivo de muchos ciudadanos europeos. Estas preocupaciones han causado que una gran parte de la población esté a favor de políticas de inmigración más restrictivas o directamente contrarias a esta (Cea, 2004; 2015; Rinken; 2015; 2016; Cornelius y Rosenblum, 2005). Para explicar esto es preciso tener en cuenta teorías como la de la amenaza, que ha recibido una importante acogida en la literatura científica contemporánea y que nos puede servir para explicar las actitudes hacia la inmigración (Stephan y Stephan, 1996; Stephan, Ybarra y Bachman, 1998; Stephan *et al.*, 2002; Stephan, Renfro, Esses, Stephan y Martin 2005). En la versión más actual de esta teoría<sup>3</sup> se englobarían principalmente dos macrovariables, las cuales conjuntamente explican dos esferas trascendentales para la investigación sobre el prejuicio étnico y la posición social de grupo en el ámbito de las actitudes hacia la inmigración (Allport, 1954; Blumer, 1958; Bobo, 1996; Bobo y Hutchings, 1999; Quillian, 1995; McLaren, 2003; Pettigrew y Meertens, 1995).

Por una parte, esta teoría identifica la amenaza real (*realistic threat*) que surge de la teoría del conflicto realista, perspectiva de largo alcance y aplicabilidad dentro del ámbito de la psicología social de las relaciones intergrupales (Sherif, 1958; Levine y Campbell, 1972; Esses, Jackson y Armstrong, 1998; para una revisión véase, Jackson, 1993). Las amenazas realistas son inducidas por la percepción de proximidad del exogrupo foráneo y están ligadas a las

---

<sup>3</sup> En 1996 Stephan y Stephan elaboraron una escala de medición de amenaza percibida con cuatro macrovariables, siendo estas: amenaza realista, amenaza simbólica, ansiedad intergrupala y estereotipo negativo. Dicha formulación recibió el nombre de Teoría Integrada de la Amenaza. Ya en 2002 Stephan *et al.*, actualizaron el modelo que se compone ahora solo de dos macrovariables, siendo estas: amenaza realista y amenaza simbólica.

amenazas a la propia existencia del endogrupo nativo. De este modo, las amenazas al poder político y económico se consideran como los factores de riesgo más comunes para una actitud reacia hacia el grupo externo debido a que un mayor poder político y económico del grupo externo producirá mayores posibilidades de posicionarse en un lugar más competitivo dentro de las posiciones sociales de grupo. Las amenazas realistas suelen surgir como resultado de la competencia por recursos escasos de índole económica y material, como por ejemplo la competencia en el mercado laboral, las amenazas relativas a la salud, al bienestar físico, el tamaño percibido del exogrupo u otras amenazas relacionadas con el aspecto material de la vida (Stephan *et al.*, 1998; 2002; Quillian, 1995; McLaren, 2003).

Por otra parte, las amenazas simbólicas (*symbolic threat*) son amenazas relativas a la cosmovisión de un endogrupo nativo determinado. En este sentido, los grupos externos que se adhieren a diferentes visiones e interpretaciones del mundo se pueden considerar una amenaza a la cosmovisión del grupo nativo donde se han insertado, con la contrapartida de que puede generar actitudes y comportamientos reacios desde el endogrupo nativo hacia el exogrupo foráneo (Stephan *et al.*, 1998; Stephan *et al.*, 2002). Siguiendo esta lógica, las amenazas simbólicas se centran en las diferencias intergrupales axiológicas como la moral, los valores, las normas, las costumbres o las creencias. La investigación sobre el racismo simbólico (McConahay y Hough, 1976; Sears, 1988; Weigl y Howes, 1985), la teoría de la dominancia social (Sidanius, Devereux, Pratto, 1992; Sidanius, Laar, Levin y Sinclair, 2003; Sidanius, Pratto, Laar, y Levin, 2004; Rios Morrison y Ybarra, 2008), la teoría de la identidad social (Branscombe y Wann, 1994) y las creencias simbólicas (Esses, Haddock y Zanna, 1993) muestran la importancia de las amenazas simbólicas en la incubación del prejuicio hacia el grupo externo y el papel que estas desempeñan en el pronóstico de una actitud negativa en materia de políticas sociales que tengan como objeto beneficiar a dicho grupo. Para ejemplificar esto, Esses *et al.* (1993) demostraron que cuando se pensaba que los valores, costumbres o tradiciones de un grupo estaban siendo desdibujados por la influencia de un grupo externo, las actitudes hacia dicho grupo resultaban ser negativas.

Partiendo de esta propuesta teórica, una vía para buscar las distintas causas de un conflicto intergrupar sería mediante el estudio de los *factores de riesgo* o los *marcadores de riesgo*. Cuando en el análisis de conflictos relacionados con la inmigración hablamos de causalidad acostumbramos a hacer afirmaciones deterministas y universales que pueden resultar excesivas. Por esta razón, es mucho más acertado hablar de factores de riesgo, que no necesariamente son los que producen directamente los efectos que analizamos pero sí aumentan

la probabilidad de que un efecto determinado se produzca (Rothman, Greenland, y Lash, 2008). De este modo, el presente estudio pretende analizar cómo la sociedad española se enfrenta al fenómeno de la inmigración en el presente así como explorar el papel que desempeñan los diferentes tipos de amenazas descritos anteriormente sobre las actitudes de los individuos hacia los inmigrantes. Para ello consideramos especialmente necesario determinar qué factores de riesgo incrementan la probabilidad de que se desencadene una actitud reacia hacia la población inmigrante, ya que nos puede ayudar a mejorar la comprensión de las problemáticas asociadas a la cohesión social y a la puesta en marcha de propuestas de integración desde la diversidad.

El principal objetivo de este artículo es evaluar cómo los españoles se muestran hacia la inmigración analizando cuáles son los problemas que más les preocupan (factores de riesgo) y cómo estos modulan su respuesta hacia la inmigración. Asimismo, las principales hipótesis que han guiado este trabajo son: por una parte, que una respuesta negativa de los españoles hacia cuestiones relacionadas con la amenaza al bienestar material (amenaza realista) y a la identidad cultural (amenaza simbólica) van a funcionar como factores de riesgo para el desenlace de una actitud negativa a la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes contribuye a que España pueda ser un lugar peor o mejor para vivir; por otra parte, que la fuerza de los factores de riesgo relacionados con la amenaza al bienestar material para el desenlace de una actitud reacia hacia la inmigración será, en todos los casos, mayor que la fuerza de los factores de amenaza simbólica percibida.

## 2. MÉTODO

### 2.1. Técnicas y procedimiento de análisis

Partiendo de la naturaleza categórica de los datos que vamos a analizar utilizaremos procedimientos típicos del análisis de datos categóricos (Agresti, 2013; Collet, 1981; Mood, 2009). La regresión logística es una de las herramientas estadísticas con mayor capacidad para el análisis de este tipo de datos, al mismo tiempo que se considera como una herramienta realmente eficiente para la detección de marcadores o factores de riesgo. El fin de esta técnica es el de moldear cómo influye en la probabilidad de aparición de un suceso la presencia o no de diversos factores y el valor o nivel de los mismos, o lo que es lo mismo, estimar la probabilidad de aparición de cada una de las posibilidades de un suceso a partir de la influencia de los factores de riesgo considerados.

Según Agresti (2013; 2017) la regresión logística es una herramienta estadística de análisis multivariado que proporciona información de dos tipos:

información de carácter explicativo, puesto que destaca qué variables son factores desencadenantes de un proceso, e información de tipo predictivo, ya que proporciona modelos que calculan las probabilidades de que un sujeto se clasifique en una respuesta de la variable categórica dependiente en función de los valores de las variables explicativas. Esto permite construir herramientas diagnósticas que, una vez validadas, pueden ser útiles para clasificar a los individuos en relación a su respuesta frente a los factores de riesgo considerados. De igual modo, los modelos Logit permiten otro tipo de análisis por medio de las *Odds Ratio* o *razón de ventajas*, que podría entenderse como el grado probabilidad de que un suceso ocurra (Agresti, 1980; 2013; 2017; Collet, 1981; Mood, 2009). En este sentido, las *Odds Ratio* no serían otra cosa que las exponenciales de los parámetros estimados para cada uno de los factores de riesgo que entran en el modelo predictivo y nos informan de por cuánto se multiplica la ventaja de respuesta de un valor de la variable dependiente frente a otro comparando dos categorías de la variable explicativa cuya *Odds Ratio* estamos interpretando (Agresti, 2013; 2017; Mood, 2010).

A fin de completar este análisis se empleó la curva de rendimiento de diagnóstico, (ROC en adelante) con el objetivo de comprobar la adecuación del modelo Logit diseñado para el diagnóstico de clasificación de una respuesta positiva o negativa en la variable de respuesta. El área bajo la curva ROC equivale a la probabilidad de que si se eligiesen al azar los individuos, unos tolerantes hacia la inmigración y otros reacios, la prueba los clasificase a ambos correctamente (Hanley y McNeil, 1982; Haynes, Sackett, Guyatt y Tugwell, 2006; Kleinbaum y Klein, 2010). Así pues, el área bajo la curva ROC estima la capacidad de distinguir o discriminar entre optimistas y pesimistas que tiene una prueba diagnóstica. La prueba tendrá mayor capacidad de discriminación cuanto mayor sea el área bajo la curva, o lo que es lo mismo, el punto que deja mayor área debajo de la curva es el de mayor razón de máxima verosimilitud y, por lo tanto, es el que ofrece una mayor exactitud global. Luego esta es una herramienta que nos proporciona información de interés porque permite un análisis cuantitativo preciso para la evaluación de la exactitud de una prueba diagnóstica, lo que a su vez se traduce en la validez del modelo diseñado.

Paralelamente a la estimación del modelo de regresión logística se empleó el análisis factorial con el propósito de identificar la estructura de factores subyacentes a los datos seleccionados para el modelaje estadístico. El análisis factorial puede hacer referencia tanto a un conjunto de técnicas estadísticas como a un método único de interdependencia (Khan, 2006) que usualmente se emplea con el objetivo de reducir un número considerable de indicadores operativos en un número inferior de variables conceptuales. De modo que la

tarea última del análisis factorial es interpretar y denominar los factores, lo cual se logra examinando la matriz rotada y el patrón de correlaciones bajas y altas de cada variable con los distintos factores (Reise, Waller y Comrey, 2000).

En atención a lo dicho, el procedimiento de análisis llevado a cabo ha sido el siguiente. A priori se ha realizado un análisis factorial utilizando el método de factorización de componentes principales con rotación *Oblimin* (Reise, Waller y Comrey, 2000; Tabachnick y Fidell, 2001). A posteriori y teniendo en cuenta la secuencia lógica y ordenada entre cada uno de los niveles de la respuesta (negativa o positiva), se diseñó un modelo Logit de respuesta discreta (Agresti, 2013; 2017; Collet, 1981) según si las variables explicativas consideradas eran de tipo sociodemográfico o de amenaza (realista o simbólica) percibida para establecer así cuáles de ellas eran las que influían en el pronóstico de un nivel de respuesta frente a otro. Un modelo *stepwise forward* mediante el método Wald, el cual contrasta la entrada de las variables basándose en la significación del estadístico de puntuación y contrasta la eliminación de las mismas basándose en la probabilidad del estadístico de Wald, fue considerado como el modelo que mejor se ajustaba a estos datos. La bondad del ajuste fue contrastada con el test de razón de verosimilitudes, los test pseudo *r*-cuadrado (Agresti, 1985), Chi-cuadrado de Pearson, y punto a punto con el análisis de residuos estudentizados mediante el correspondiente test normal. La significación estadística de los parámetros en el modelo fue estudiada con sus respectivos test de Wald y la exponencial de los parámetros (*Odds Ratio*) que salieron significativos (Agresti, 1980; Poole, 2001) fue interpretada en términos de la razón de pronóstico de una respuesta negativa frente a una respuesta positiva en función de cambios en las variables explicativas consideradas.

## 2.2. Muestra e instrumento

Los administradores de la Encuesta Social Europea (ESS) han realizado serios esfuerzos para adoptar los más altos estándares de recopilación de datos para garantizar una contextualización extrapolable de los indicadores evaluados (Jowell *et al.* 2007). El número total de casos incluido en la base de datos sobre la edición de 2014 estuvo compuesto por  $n= 1925$  ciudadanos de origen español.<sup>4</sup> El 73,2% de los casos fueron incluidos para el análisis factorial y de fiabilidad, el 65% de los casos fueron incluidos en el modelo logit estimado y el 72.8% para el análisis de rendimiento de diagnóstico. La media de edad fue de

---

<sup>4</sup> Las observaciones sobre los valores perdidos en cada una de las variables (originales y recodificadas) así como los excluidos para cada uno de los análisis multivariantes realizados se describe en el Anexo 1. Para los análisis se establecieron por defecto como valores perdidos los casos que se marcaron en el trabajo de campo por encuesta como “Rechazado”, “No sabe” y “No contesta”.

48 años. El 48,7% de los participantes fueron mujeres frente al 51,3% que fueron hombres. El 46,5% dijeron ser de izquierdas, el 29% decían situarse en el centro de espectro político y el 24,4% dijeron ser de derechas. El 39,4% aseguraron haber votado al Partido Popular (PP), el 31,2% al Partido Socialista Obrero Español (PSOE), el 8,9% a Izquierda Unida (IU) frente a porcentajes menores a 5% que aseguraron haber votado a otros partidos políticos. El 66% se consideraba de alguna religión frente al 33,7% que no lo hacía. De los que se consideraban de alguna religión el 92,4% dijeron ser católicos, el 1,4% ortodoxos, el 2,4% de otras confesiones cristianas y el 2,8% musulmanes frente a porcentajes menores al 1% que aseguraban confesar otras religiones. En cuanto al nivel de religiosidad el 40,6% se declararon no muy religiosos, el 26,2% algo religiosos y el 32,8% se declaraban religiosos.

Las variables utilizadas en este estudio se corresponden con algunos de los indicadores de actitudes hacia la inmigración del instrumento utilizado en la séptima edición de la Encuesta Social Europea (2014). Las variables seleccionadas presentan diferentes medidas. De entre ellas, las variables explicativas que hacen referencia al impacto de la inmigración en la economía (IE), el impacto de la cultura exogrupal en la cultura receptora (OM), la influencia de la inmigración sobre la competencia en el ámbito laboral (CT), la percepción de que los inmigrantes no contribuyen en la medida en que se benefician de servicios sociales (SE) y el incremento de la criminalidad asociado a la inmigración (IC), fueron diseñadas originalmente mediante una escala Likert con categorías desde 0 hasta 10 puntos. Dichas variables fueron recodificadas sobre tres categorías de análisis a fin de identificar factores de riesgo para el desenlace de una actitud negativa hacia la inmigración. En el ámbito epidemiológico es muy común estimar el riesgo de eventos adversos medidos originalmente en una escala de intervalo (como el peso al nacer) o en una escala ordinal (pobre, regular, buena, muy buena, óptima), pero a menudo se elige dividir el resultado en dos o más categorías para calcular una estimación del efecto (riesgo o *odds ratio*) (Ananth y Kleinbaum, 1997).<sup>5</sup>

Del mismo modo se aplicó el mismo criterio en la variable de respuesta (MP) la cual se recodificó en una variable de respuesta binaria originalmente construida sobre una escala Likert ordinal de 0 a 10 puntos, dado que en el ámbito epidemiológico las variables de respuesta originalmente medidas en una escala ordinal (Likert) a menudo se categorizan en una o varias variables binarias durante el modelaje estadístico (Ananth y Kleinbaum, 1997), asimis-

---

<sup>5</sup> Ananth y Kleinbaum (1997) sugieren que aunque se puede derivar en pérdida de información tales enfoques no son incorrectos. Por consiguiente y en consonancia con la literatura, se utilizaron las medianas como punto de corte para la dicotomización y recategorización de variables (DeCoster *et al.*, 2009).

mo DeCoster, Iselin y Gallucci (2009) desde el ámbito de la psicología justifican empírica y conceptualmente este procedimiento de categorización. De otro lado, las variables explicativas que hacen referencia a: si los inmigrantes reciben por parte del gobierno beneficios en el trato (TG) y la que hace referencia a si es mejor para el país que todo el mundo comparta las mismas tradiciones y costumbres (AC) confeccionadas mediante una escala Likert con categorías desde 1 hasta 5 puntos fueron también recodificadas sobre tres categorías de análisis para la misma finalidad que el resto de variables explicativas. Finalmente, se agregaron variables de índole sociodemográfica habituales en este tipo de estudios como son la orientación política (OP), el nivel de religiosidad (NR) y el sexo (GN).

### 3. RESULTADOS

Para presentar los resultados hemos identificado tres fases de análisis. La primera parte corresponde al análisis exploratorio de datos donde se muestran los datos de carácter descriptivo además de la prueba factorial realizada para explorar las dimensiones de la escala con la que hemos trabajado (Tabla 1). En la segunda parte se presentan los diagnósticos relativos a la bondad de ajuste del modelo de regresión logística así como el análisis del rendimiento de la prueba (Tabla 2 y Gráfica 1). Finalmente, en la tercera parte se ofrece el diseño y el modelo de regresión logística estimado y se establecen los pronósticos e inferencias a través del análisis de las *Odds Ratio* (Tabla 3).

#### 3.1. Análisis exploratorio

Se realizó un análisis descriptivo de variables que se muestra en la Tabla 1. Seguidamente, se realizó un análisis factorial para explorar las características de la escala que también se muestra en la Tabla 1. Los valores Kaiser Meyer Olkin mostraron una puntuación  $KMO = .840$ . Por su parte, la esfericidad también se mostró estadísticamente significativa  $\chi^2 = 2239.735$ ,  $gl (21)$ ,  $p = .000$ , por lo que se procedió a la factorización mediante el método de componentes principales con rotación *Oblimin*. Los resultados detectaron dos factores que explicaron el 56% de la varianza, un 43,8% (amenaza realista) en el primero, compuesto por cinco variables y un 12,2% en el segundo (amenaza simbólica), compuesto por dos variables. El coeficiente de Cronbach (Cronbach, 1951; Nunnally, 1978) para el conjunto de los ítems mostró una puntuación de  $\alpha = .782$ .<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup> Los criterios para la identificación de dimensiones teóricas mediante el análisis factorial fueron establecidos conforme a la literatura científica y han sido seleccionados según los criterios establecidos en el módulo de actitudes hacia la inmigración de la ESS. Si bien

Tabla 1. Relación de variables en el estudio (niveles, frecuencias, porcentajes, medias, desviaciones típicas, análisis de fiabilidad y pruebas factoriales)

Variables incluidas en el análisis factorial y análisis de fiabilidad	Nivel	N (%)	ME	DT	ACE	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	h <sup>2</sup>	
<b>AMENAZA REALISTA</b> <b>CT</b> = Las personas que vienen a vivir a España les quitan el trabajo a los españoles o contribuyen a crear nuevos empleos	(1) Quitar	751 (40.5)	1.89	.831	.738	.761	.352	.578	
	(2) Igual	553 (29.8)							
	(3) Contribuyen	552 (29.7)							
<b>IE</b> = Para la economía española es bueno o malo que la gente de otros países venga a vivir aquí	(1) Malo	631 (34.6)	2.05	.859	.733	.750	.452	.575	
	(2) Igual	476 (26.1)							
	(3) Bueno	717 (39.3)							
<b>SE</b> = La mayoría de las personas que vienen a España trabajan y pagan impuestos. Al mismo tiempo reciben atención sanitaria y otras prestaciones. ¿Cree que estas personas reciben más de lo que aportan o aportan más de lo que reciben?	(1) Reciben más	774 (42.6)	1.75	.731	.750	.740	.217	.570	
	(2) Igual	728 (40.1)							
	(3) Aportan más	313 (17.2)							
<b>IC</b> = El problema de la inseguridad ciudadana en España ¿empeora o mejora con la llegada de inmigrantes?	(1) Empeora	555 (30.1)	2.06	.813	.755	.692	.258	.485	
	(2) Igual	619 (33.5)							
	(3) Mejora	672 (36.4)							
<b>TG</b> = En comparación con UD., ¿Cómo cree que el gobierno trata a quienes han venido recientemente a vivir aquí desde otros países?	(1) Mejor	624 (37.5)	1.84	.749	.768	.568	.361	.334	
	(2) Igual	686 (41.3)							
	(3) Peor	352 (21.2)							
<b>AMENAZA SIMBÓLICA</b> <b>AC</b> = Para un país es mejor que casi todo el mundo comparta las mismas costumbres y tradiciones	(1) Acuerdo	878 (46.6)	1.79	.824	.783	.303	.912	.852	
	(2) Igual	523 (27.7)							
	(3) Desacuerdo	484 (25.1)							
<b>OM</b> = La vida cultural española se empobrece o enriquece con las personas de otros países que vienen a vivir aquí	(1) Empobrece	631 (34.6)	1.89	.842	.748	.612	.634	.528	
	(2) Igual	476 (26.1)							
	(3) Enriquece	717 (39.3)							
<b>Análisis Factorial Exploratorio</b>		<b>Test Bartlett</b>	$\chi^2 = 2239.735$	<b>Alfa Cronbach</b>	<b>Escala</b>				
<b>% Varianza Explicada 2 factores</b>		<b>Factor 1</b>	<b>gl</b>	<b>Prueba KMO</b>	<b>p-valor</b>				
		<b>Factor 2</b>	<b>% Varianza acumulada</b>	<b>Factor 1</b>	<b>Factor 2</b>				
						<b>56.03</b>			
<b>Variable de respuesta modelo Logit binario</b>		<b>N (%)</b>	<b>ME</b>	<b>DT</b>					
<b>MP</b> = La inmigración contribuye a que España sea un lugar mejor o peor para vivir		(0) Peor	1203 (65.1)						
		(1) Mejor	646 (34.9)	.35				.477	

Nota: Método de extracción, análisis de componentes principales. Método de rotación, Oblimin con Kaiser. Las variables fueron recodificadas antes de proceder al análisis factorial. A posteriori se emplearon para calcular la estimación del efecto de riesgo (odds ratio) mediante un modelo logit binario. Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la 7ª edición de la Encuesta Social Europea (2014).

### 3.2. Diagnóstico: bondad de ajuste del modelo Logit y análisis de rendimiento de la prueba

En primera instancia el modelo *stepwise forward* estimado mediante el método Wald, que contrasta la entrada de las variables basándose en la significación del estadístico de puntuación y contrasta la eliminación de las mismas basándose en la probabilidad del estadístico de Wald ofreció siete pasos. Así pues, el contraste de entrada de variables concluyó en el séptimo paso e incluyó las variables IE, CT, IC, SE, TG, (de amenaza realista) OM (de amenaza simbólica) y GN (de carácter sociodemográfico) (Tabla 3). Quedaron fuera de la ecuación las variables AC (de amenaza simbólica), NR y OP (de índole sociodemográfica).

Más tarde y en base a los resultados ofrecidos por el modelo se procedió a estudiar la bondad de ajuste. El test de log-verosimilitud realizado proporciona  $\chi^2 = 477,258$ , *gl* (13),  $p = .000$ , lo que indica que el modelo con las variables introducidas mejora con respecto al modelo que solo tendría en cuenta la constante y la variable referente al optimismo multicultural. Por otra parte, se estudiaron los test pseudo  $R^2$  de Nagelkerke y Cox y Snell obteniéndose un valor  $R^2_{NGK} = .434$  que por un lado explica que 43% de la varianza de la variable dependiente asociada a las variables predictoras y  $R^2_{CYS} = .317$  que por otro lado resume un 31% de la varianza de la variable dependiente según las variables explicativas consideradas, lo que en un primer momento indica que el modelo con las variables introducidas se ajusta bien a los datos. El análisis de residuos indica que solo existen 43 (2,23%) residuos significativos en el modelo que representa menos del 10% del total, lo que corrobora que los modelos se ajustan bien a los datos. Por último, el test de bondad del ajuste Hosmer y Lemeshow ofrece  $\chi^2 = 11.064$ , *gl* (8),  $p = .198$  de modo que el modelo también se ajusta satisfactoriamente a nivel poblacional.

En cuanto al rendimiento del diagnóstico, por un lado la tasa global de clasificaciones correctas por el modelo es del 78,3%. Evaluando los valores predictivos de la prueba diagnóstica (extraídos de la Tabla 4) se puede observar que, por un lado, hubo 391 casos de sujetos con una actitud optimista y 860 clasificados como pesimistas. Aunque la prueba detecte al 73,4% de los 391 que realmente son optimistas a la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes a España hace del país un lugar peor o mejor para vivir, tan solo 63% de los detectados como optimistas son verdaderos casos de optimismo ante la presencia de inmigrantes. Este es el valor predictivo positivo (VPP=63%), el cual significa

---

la factorización parece proceder de forma laxa conforme a las hipótesis teóricas planteadas, las variables de amenaza simbólica que entraron en el modelo predictivo serán interpretadas como tales siguiendo la literatura científica que aborda el tema y los criterios de la ESS en su módulo de actitudes hacia la inmigración.

que un 37% de los aparentemente optimistas son en realidad fallos de la prueba (falsos positivos).

Por otro lado, hubo 693 casos de sujetos con una actitud pesimista y un total de 860 clasificados como pesimistas. Aunque la prueba detecte al 80,5% de los 860 que realmente son pesimistas a la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes a España hace del país un lugar peor o mejor para vivir, el 87% de los detectados como pesimistas son verdaderos casos de pesimismo ante la presencia de inmigrantes. Este es su valor predictivo negativo (VPN=87%), lo que significa que un 13% de los resultados de los aparentemente pesimistas son en realidad fallos de la prueba (falsos negativos).

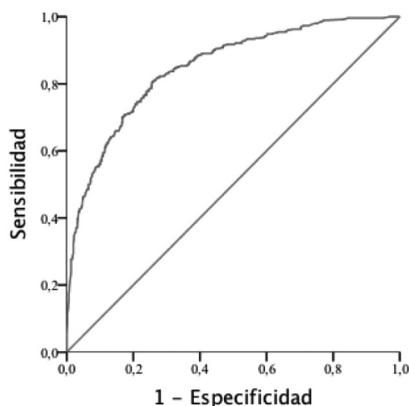
Tabla 2. Prueba de oro

Estándar de oro	Test +	Test -	Total	Valores predictivos
Optimistas	287 (VP)	167 (FP)	454	63%
Pesimistas	104 (FN)	693 (VN)	797	87%
Total	391	860	1594	Sobre el 100%

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la 7ª edición de la Encuesta Social Europea

En último lugar, se procedió a estimar el área bajo la Curva de Rendimiento de Diagnóstico (Gráfico 1), siendo ROC = .848 (IC 95% i = .827 s = .869)  $p = .000$ , lo que corrobora gráficamente que el modelo de regresión logística tiene una capacidad de discriminación alta entre optimistas y pesimistas (Gráfica 1).

Gráfico 1. Curva ROC



Nota: El estado positivo es optimista. Fuente: Elaboración propia.

### 3.3. Pronóstico: Estimación del modelo de regresión logística e inferencia sobre las Odds Ratio

El modelo estimado para el diagnóstico de una actitud negativa frente a una actitud positiva sobre si la llegada de inmigrantes contribuye a que España sea un lugar peor o mejor para vivir en función de las variables relacionadas con la amenaza percibida, que incluye siete variables explicativas, IE, OM, CT, IC, SE, TG y GN, tiene la siguiente forma (véase, Tabla 3):

$$\hat{L}_{s/i,j,k,l,m,n,o} = \hat{\beta}_{0s} - \hat{\tau}_i^{IE} - \hat{\tau}_j^{OM} - \hat{\tau}_k^{CT} - \hat{\tau}_l^{IC} - \hat{\tau}_m^{SE} - \hat{\tau}_n^{TG} - \hat{\tau}_o^{GN}$$

$$s = 0,1; i = 3,1,2; j = 3,1,2; k = 3,1,2; l = 3,1,2; m = 3,1,2; n = 3,1,2; o = 0,1.$$

$$cte = 1.947; \hat{\tau}_1^{IE} = -1.205; \hat{\tau}_2^{IE} = -801; \hat{\tau}_1^{OM} = -1.727; \hat{\tau}_2^{OM} = -896; \hat{\tau}_1^{CT} = -798;$$

$$\hat{\tau}_2^{CT} = -809; \hat{\tau}_1^{IC} = -581; \hat{\tau}_2^{IC} = -051; \hat{\tau}_1^{SE} = -796; \hat{\tau}_2^{SE} = -178;$$

$$\hat{\tau}_1^{TG} = -130; \hat{\tau}_2^{TG} = -515; \hat{\tau}_1^{GN} = .344$$

Tabla 3. Resultados ajuste Logit respuesta discreta para MP en función de las variables IE, OM, CT, IC, PS, TG y GN (amenaza percibida y sociodemográficos)

Variables	$\hat{\beta}_{0s}$ $\hat{\tau}_i^{IE}$	$\hat{\tau}_j^{OM}$ $\hat{\tau}_m^{SE}$	$\hat{\tau}_k^{CT}$ $\hat{\tau}_n^{TG}$	$\hat{\tau}_l^{IC}$ $\hat{\tau}_o^{GN}$	DT	Wald	gl	p-valor	Odds Ratio	IC 95% Sup/inf	
IE (3)						30.959	2	.000***			
IE (1)	-1.025				.212	23.405	1	.000***	.359	.237 .543	
IE (2)	-.801				.180	19.772	1	.000***	.449	.315 .639	
OM (3)						76.991	2	.000***			
OM (1)	-1.727				.199	75.590	1	.000***	.178	.121 .263	
OM (2)	-.896				.175	26.185	1	.000***	.408	.289 .575	
CT (3)						22.930	2	.000***			
CT (1)	-.798				.208	14.641	1	.000***	.450	.299 .678	
CT (2)	-.809				.182	19.750	1	.000***	.445	.312 .636	
IC (3)						8.072	2	.018*			
IC (1)	-.581				.219	7.047	1	.008*	.559	.364 .859	
IC (2)	-.051				.169	.092	1	.762	.950	.682 1.323	
SE (3)						15.572	2	.000***			
SE (1)	-.796				.226	12.352	1	.000***	.451	.290 .703	
SE (2)	-.178				.201	.784	1	.376	.837	.565 1.241	
TG (3)						9.285	2	.010**			
TG (1)	-.130				.207	.397	1	.529	.878	.585 1.317	
TG (2)	-.515				.183	7.930	1	.005**	.598	.418 .855	
GN (1)	.344				.149	5.322	1	.021*	1.411	1.053 1.890	
<b>Cte. MP=1</b>	<b>1.947</b>				<b>.245</b>	<b>63.167</b>	<b>1</b>	<b>.000***</b>	<b>7.004</b>		
<b>Bondad de Ajuste y Rendimiento del Diagnóstico</b>	<b>Test log-verosimilitud</b>		$\chi^2 = 477,258,$	<b>gl</b>	13	<b>p-valor</b>	.000***	$R^2_{NGK}$	.434		
							$R^2_{CvS}$	.317			
	<b>Test Hosmer-Lemeshow</b>		$\chi^2 = 11.064$	<b>gl</b>	8	<b>p-valor</b>	.198 <sup>+</sup>	$Z_{resid}$	2.23%		
								<b>ROC</b>	.848		

Nota: +  $p > .05$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ . Las categorías de referencia son: IE=3 (Bueno), OM=3 (Enriquece), CT=3 (Contribuyen), IC=3 (Mejora), SE=3 (Aportan más), TG=3 (Peor), GN=0 (Hombres), constante MP= (Peor frente a Mejor). Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la 7ª edición de la Encuesta Social Europea (2014).

Los resultados del modelo Logit obtenidos relativos al pronóstico de una actitud pesimista frente a una actitud optimista en la variable respuesta, sobre la estimación de sus parámetros beta ( $\hat{\beta}$ ) y las exponenciales (*Odds Ratio*) con sus correspondientes intervalos de confianza al 95%, estadísticos (DT) y *p-valores* de los test de significación (Wald y grados de libertad) de las variables explicativas relacionadas con las amenazas percibidas, son listados en la Tabla 3.

En base a los resultados obtenidos por el test de Wald (véase, Tabla 3) se observa que las variables relacionadas con la amenaza percibida IE, OM, CT, IC, SE, TG, son significativas a nivel poblacional para MP en alguna de sus categorías. En el caso de variables sociodemográficas GN es significativa a nivel poblacional para MP. Analizando las *Odds Ratio* estimadas en las variables que han resultado ser significativas y que pueden ser consideradas como factores de riesgo para el desenlace de una actitud negativa frente a una actitud positiva, se obtienen las siguientes inferencias que hemos clasificado en base al tipo de respuesta en la variable explicativa. Así pues, estarían los reacios o intolerantes, que serían quienes tienen una actitud negativa y los ambivalentes, que serían quienes tienen una actitud ambigua. A ambos se los comparará siempre con los tolerantes, quienes vendrían a ser los que tienen una actitud positiva hacia las cuestiones planteadas.

### 3.4. Los reacios frente a los tolerantes

Por una parte, podemos observar que en los sujetos que responden que la inmigración tiene repercusiones negativas para la economía (IE) se multiplica por 2,7 veces<sup>7</sup> la razón de ser pronosticados en una respuesta negativa a la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes contribuye a que España sea un lugar peor o mejor para vivir frente a los sujetos que responden a que sería bueno la presencia de inmigrantes para la economía española. Por otra parte, se observa que en los sujetos que responden que la vida cultural (OM) española se empobrece con la presencia de personas de otros países que vienen a vivir aquí se multiplica por 5,6 veces la razón de ser pronosticado en una respuesta negativa a la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes contribuye a que España sea un lugar peor o mejor para vivir frente a los sujetos que responden que la vida cultural española se enriquecería con la presencia de inmigrantes.

Del mismo modo, y analizando la *Odds Ratio* para la variable CT, se observa que en los sujetos que responden que las personas que vienen a vivir a

---

<sup>7</sup> Las *odds ratios* por debajo de 1 deben calcularse inversamente ( $1/\text{odds ratio}$ ) (Agresti, 2017). En base a esto, todas las variables explicativas fueron estimadas de forma inversa, según dicta este criterio, exceptuando la variable "sexo" (véase, Tabla 3).

España quitan el trabajo a los españoles se multiplica por 2,2 la razón de ser pronosticado en una respuesta negativa a la cuestión sobre que la llegada de inmigrantes contribuye a que España sea un lugar peor o mejor para vivir frente a los sujetos que responden que las personas que vienen a vivir a España contribuyen a crear trabajos. En cuanto a la variable IC se observa que en los sujetos que responden que el problema de la inseguridad ciudadana en España empeora con la llegada de gente de otros países se multiplica por 1,8 la razón de ser pronosticado en una respuesta negativa frente a los sujetos que responden que el problema de la inseguridad ciudadana en España mejora con la llegada de gente de otros países.

Seguidamente, se observa para la variable SE que en los sujetos que responden que la mayoría de las personas que vienen a vivir, trabajar y pagar impuestos en España y que además reciben atención sanitaria y otras prestaciones sociales reciben más de lo que aportan se multiplica por 2,2 la razón de ser pronosticado en una respuesta negativa frente a los sujetos que responden que los inmigrantes aportan más de lo que reciben. Finalmente, sobre la variable GN se observa que en las mujeres se multiplica por 1,4 veces la razón de ser pronosticadas en una respuesta positiva a la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes contribuye a que España sea un lugar peor o mejor para vivir frente a los hombres, lo que muestra que los sujetos de sexo masculino son más susceptibles de tener una actitud pesimista.

### 3.5. Los ambivalentes frente a los tolerantes

En los sujetos que responden que la economía española (IE) no mejora ni empeora con la inmigración se multiplica por 2,2 veces la razón de ser pronosticado en una respuesta negativa a la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes contribuye a que España sea un lugar peor o mejor para vivir frente a los sujetos que responden que sería bueno la presencia de inmigrantes para la economía española.

Mientras que en cuanto a la amenaza simbólica los individuos que responden que la vida cultural española ni se empobrece ni se enriquece con la presencia de personas de otros países que vienen a vivir aquí (OM) se multiplica por 2,45 veces la razón de ser pronosticado en una respuesta negativa frente a los sujetos que responden que la vida cultural española se enriquecería con la presencia de inmigrantes.

Seguidamente, se observa que los sujetos que responden que las personas que vienen a vivir a España ni contribuyen a crear trabajo ni quitan el trabajo a los españoles (CT) se multiplica por 2,2 la razón de ser pronosticado en una respuesta negativa a la cuestión sobre que si la llegada de inmigrantes contri-

buye a que España sea un lugar peor o mejor para vivir frente a los sujetos que responden que las personas que vienen a vivir a España contribuyen a crear trabajos.

Por último, en referencia a la variable TG, se observa que los sujetos que responden que el gobierno trata igual tanto a quienes han venido recientemente a vivir a España desde otros países como a aquellos que han nacido en España se multiplica por 1,7 la razón de ser pronosticado en una respuesta negativa frente a los sujetos que responden que a los inmigrantes el gobierno les trata peor que a los nativos españoles.

#### 4. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En la introducción de este artículo se propuso como principal objetivo evaluar cómo se muestran los españoles hacia la inmigración analizando para ello cuáles son los problemas que más los preocupan (factores de riesgo) y cómo estos modulan su respuesta a través de los datos más recientes de la Encuesta Social Europea (2014). En consonancia, las principales hipótesis que planteábamos eran: que una respuesta negativa de los españoles hacia cuestiones relacionadas con la amenaza al bienestar material (amenaza realista) y a la identidad cultural (amenaza simbólica) iban a funcionar como factores de riesgo para el desenlace de una actitud pesimista ante la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes contribuye a que España pueda ser un lugar peor o mejor para vivir. De igual modo que también apuntábamos que la fuerza de los factores de riesgo relacionados con la amenaza al bienestar material para el desenlace de una actitud reacia hacia la inmigración iba a ser, en todos los casos, mayor que la fuerza de los factores de amenaza simbólica percibida.

Partiendo de estas propuestas y según los datos que hemos evaluado podemos decir que una respuesta negativa de los españoles hacia cuestiones relacionadas con la amenaza al bienestar material (amenaza realista) y a la identidad cultural (amenaza simbólica) predice el desenlace de una actitud negativa hacia la inmigración, debido a que los sujetos que tienen una actitud reacia o ambigua hacia amenazas de índole material o cultural son más susceptibles a tener una actitud negativa hacia la cuestión sobre si la llegada de inmigrantes contribuye a que España pueda ser un lugar peor o mejor para vivir. De otro lado, propusimos que la fuerza de los factores de riesgo relacionados con la amenaza al bienestar material para el desenlace de una actitud reacia hacia la inmigración iba a ser, en todos los casos, mayor que la fuerza de los factores de amenaza simbólica percibida. Esto no cumple con nuestras expectativas del todo puesto que, tanto para los individuos clasificados como reacios, como para los ambiguos la fuerza del factor de amenaza simbólica es mayor que la fuerza de

los factores de amenaza económico-material cuando a estos se los compara con los sujetos clasificados como tolerantes. De otro lado, en cuanto a la influencia de las variables sociodemográficas que han entrado en el modelo, cabe destacar que tras el análisis se pudo detectar que las mujeres son más susceptibles a tener una actitud positiva frente a los hombres, pues estos últimos tienen casi dos veces menos probabilidad de tener una actitud positiva hacia la inmigración.

Buscando relaciones entre el estudio aquí presentado y el trabajo realizado por Fernández *et al.* (2017) en el *Informe sobre la Evolución del Racismo en España* se pueden apreciar similitudes y paralelismos en ambos resultados. Por una parte, en el citado estudio se observa que los sujetos clasificados como recelosos (reacios o intolerantes) ven al inmigrante como alguien que accede a los servicios universales de sanidad y educación en los que consideran que los españoles deberían de tener preferencia. También, perciben que los inmigrantes reciben recursos en mayor medida de lo que aportan, que vienen a quitar el empleo a los españoles, que hacen empeorar los servicios públicos de educación y que contribuyen a que bajen los salarios. Sin embargo, en contraposición a la amenaza económico-material que expresan hacia la competencia por los servicios públicos y prestaciones hay un reconocimiento expreso al factor de la inmigración como motor económico del país. Todo esto coincide parcialmente con los resultados de nuestra investigación, salvo que en nuestros resultados se muestra que el 34,6% de los españoles tienen una actitud negativa hacia esta última cuestión y el rechazo casi se triplica en los clasificados como reacios o intolerantes cuando se los compara con los sujetos clasificados como tolerantes.

Por otro lado, siguiendo con Fernández *et al.* (2017) y en cuanto a la cuestión referente a la amenaza cultural, los individuos clasificados como reacios, si bien no con una alta intensidad, prefieren que los extranjeros se acerquen lo máximo posible a los hábitos y las costumbres españolas. En el caso de la presente investigación se observa cómo el 41,7% de los españoles piensa que la vida cultural española se empobrece con las personas de otros países que vienen a vivir aquí, mientras que un 30,4% piensa que se enriquece. Concretamente, en los individuos clasificados como reacios hay casi seis veces más posibilidades de obtener una actitud negativa hacia la inmigración ante esta cuestión cuando a estos se les compara con los sujetos tolerantes.

Igualmente, se observa que los individuos clasificados como distantes (ambivalentes o ambiguos) manifiestan abiertamente la aceptación de la inmigración en el país, no la perciben como competencia en el mundo laboral, ni como rival con respecto a las prestaciones sociales y el acceso a los servicios, ni tampoco culpabilizan a esta población por el empeoramiento de la sanidad o la

educación. Además no llegan a aceptar las posibles aportaciones positivas que los inmigrantes hacen en nuestra identidad o entorno cultural en tanto que defienden la idea de que los inmigrantes deben asimilar los arquetipos vigentes en nuestra cultura.

En este estudio hemos encontrado que la fuerza de los factores de amenaza económico-material es similar entre los ambiguos y los reacios. El 26,1% de los españoles dieron una respuesta ambivalente hacia la cuestión sobre si la inmigración tiene efectos positivos sobre la economía. De este modo, los clasificados como ambiguos en nuestra investigación duplicaban el rechazo hacia la inmigración cuando se los comparaba con los tolerantes, quienes defienden que la inmigración es buena para la economía del país. En cuanto a la competencia laboral, el 29,8% manifiestan una actitud ambigua. Concretamente en los clasificados como ambiguos se duplica el rechazo hacia la inmigración cuando a estos se los compara con los tolerantes que piensan que las personas que vienen a vivir a España contribuyen a crear empleo. Y sobre el trato del Gobierno a los inmigrantes, el 41,3% de los españoles manifestaban una actitud ambigua, mientras que los reacios casi duplican el rechazo hacia la inmigración en comparación con los tolerantes, quienes opinan que el gobierno trata peor a los inmigrantes que al resto de los españoles.

De otro lado, en el caso de los factores de amenaza simbólica, en los ambiguos hay diferencias en el nivel de fuerza del predictor con respecto a los reacios. Así pues, el 27,8% de los españoles entrevistados presentaba un comportamiento ambivalente en su respuesta hacia el posible enriquecimiento de la vida cultural española por la presencia de personas extranjeras que vienen a vivir a España. Además, los resultados muestran que en los clasificados como ambiguos casi se triplica el rechazo hacia la inmigración en comparación con los tolerantes, que opinan que la vida cultural de España se enriquece por la presencia de inmigrantes.

Continua siendo necesario tratar de construir herramientas diagnósticas que no solo clasifiquen a los individuos sino que nos permitan pronosticar de algún modo comportamientos individuales y colectivos a fin de implementar actuaciones que permitan prevenir y transformar conflictos intergrupales (Galtung, 2003) en ámbitos como el de las migraciones y las relaciones interétnicas (Moldes-Anaya *et al.*, 2017). Estas herramientas diagnósticas, basadas en modelos como el que aquí se han presentado y que habrá que validar con todas las herramientas disponibles, nos permitirán seguir avanzando en el estudio de los problemas sociales y en la puesta en práctica de respuestas políticas a estos. Es por ello que consideramos fundamental seguir realizando estudios que permitan ratificar los resultados obtenidos y, posiblemente, depurar los modelos aquí presentados, teniendo en cuenta los efectos de la interacción entre las varia-

bles explicativas consideradas, eliminando los posibles efectos de confusión provocados por las variables que no han resultado significativas así como acrisolar las dimensiones teóricas de análisis causa principal de las limitaciones de este estudio.

De igual forma, dada la versatilidad que ofrecen los modelos de regresión logística tanto para la identificación de factores de riesgo y su fuerza como para la construcción de modelos predictivos, consideramos interesante utilizarlos también para analizar otro tipo de variables relacionadas con el estudio de las actitudes hacia la inmigración y para el establecimiento de los diferentes perfiles de riesgo para el rechazo. Solo así podremos diseñar propuestas efectivas para la prevención del racismo y la xenofobia o útiles para la detección de los elementos que impiden la convivencia o la transformación pacífica de los conflictos provocados por los efectos estructurales de los flujos migratorios.

## REFERENCIAS

- Agresti, A. (1980). "Generalized Odds Ratios for Ordinal Data". *Biometrics*, 36 (1), 59-67.
- Agresti, A. (1985). "Applying R 2-Type Measures to Ordered Categorical Data". *Technometrics*, 28 (2), 133-138.
- Agresti, A. (2013). *Categorical Data Analysis* (Third Edition). Nueva York: Wiley.
- Agresti, A. (2017). *Statistical Methods for the Social Sciences* (Fifth Edition). Florida: Pearson.
- Allport, G. (1954). *The Nature of Prejudice*. Oxford: Addison-Wesley.
- Alonso, S. y Rovira Kaltwasser, C. (2015) "Spain: No Country for the Populist Radical Right?" *South European Society and Politics*, 20 (1), 21-45.
- Ananth, C.V. y Kleinbaum, D.G. (1997). "Regression Models for Ordinal Responses: A Review of Methods and Applications". *International Journal of Epidemiology*, 26 (6), 1323-1333.
- Branscombe, N.R. y Wann, D.L. (1994). "Collective self-esteem consequences of out-group derogation when a valued social identity is on trial". *European Journal of Social Psychology*, 24 (1), 641-657.
- Bobo, L. y Hutchings, V.L. (1996). "Perceptions of Racial Group Competition: Extending Blumer's Theory of Group Position to a Multiracial Social Context". *American Sociological Review*, 61 (6), 951-972.
- Bobo, L. (1999). "Prejudice as group position: microfoundations of a sociological approach to racism and race relations". *Journal of Social Issues*, 55 (1), 445-472.
- Blumer, H. (1958). "Race Prejudice as a Sense of Group Position". *Pacific Sociological Review*, 1 (1), 3-7.
- Cea D'Ancona, M.Á. (2002). "La medición de las actitudes ante la inmigración: Evaluación de los indicadores tradicionales de racismo". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 99 (2), 87-111.

- Cea D'Ancona, M.Á. (2004). *La activación de la xenofobia en España. ¿Qué miden las encuestas?* Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Cea D'Ancona, M.Á. (2009). "La compleja detección del racismo y la xenofobia a través de encuesta: Un paso adelante en su medición". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 125 (1), 13-45.
- Cea D'Ancona, M.Á. (2015). "Los efectos de la crisis económica en la modulación y evolución de la opinión pública española ante la inmigración". *Migraciones*, 37 (1), 29-52.
- Ceobanu, A.M. y Escandell, X. (2010). "Comparative Analyses of Public Attitudes Toward Immigrants and Immigration Using Multinational Survey Data: A Review of Theories and Research". *Annual Review of Sociology*, 36 (1), 309-328.
- Collett, D. (1981). *Modelling Binary Data*. Nueva York: Chapman and Hall.
- Cornelius, W.A. y Rosenblum, M.R. (2005). "Immigration and Politics". *Annual Review of Political Science*, 8 (19), 99-119.
- Cronbach, L.J. (1951). "Coefficient alpha and the internal structure of test". *Psychometrika*, 16 (1), 297-334.
- Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P. and Billiet, J. (2014). "Measurement Equivalence in Cross-National Research". *The Annual Review of Sociology*, 40 (1), 55-75.
- Davidov, E., Cieciuch, J., Meuleman, B., Schmidt, P., Algesheimer, R. y Hausherr, M. (2015). "The Comparability of Measurements of Attitudes Toward Immigration in the European Social Survey: Exact versus Approximate Measurement Equivalence". *Public Opinion Quarterly*, 79, 244-266.
- DeCoster, J., Iselin, A. M.R., and Gallucci, M. (2009) "A Conceptual and Empirical Examination of Justifications for Dichotomization". *Psychological Methods*, 14 (4), 349-366.
- Esses, V.M., Haddock, G. y Zanna, M.P. (1993). "Values, Stereotypes, and Emotions as Determinants of Intergroup Attitudes". En D.M. Mackie y D.L. Hamilton (Eds.), *Affect, Cognition and Stereotyping: Interactive Processes in Group Perception*. Orlando: Academic Press, 137-166.
- Esses, V.M., Jackson, L.M. y Armstrong, T.L. (1998). "Intergroup Competition and Attitudes Toward Immigrants and Immigration: An Instrumental Model of Group Conflict". *Journal of Social Issues*, 54 (4), 699-724.
- ESS Round 7: European Social Survey Round 7 Data. (2016). *Data file edition 1.0. NSD*. Norwegian Centre for Research Data, Norway. Data Archive and distributor of ESS data for ESS ERIC.
- Fernández, M., Valbuena, C. y Caro, R. (2017). *Evolución del racismo, la xenofobia y otras formas de intolerancia*. Madrid: Ministerio de Empleo y Seguridad Social.
- Galtung, J. (2003). *Paz por medios pacíficos. Paz y conflicto, desarrollo y civilización*, Bilbao: Bakeaz.
- Golder, M. (2003). "Explaining Variation in the Success of Extreme Right Parties in Western Europe". *Comparative Political Studies*, 36 (4), 432-466.
- Hanley, J.A. y McNeil, B.J. (1982). "The Meaning and Use of the Area under Receiver Operating Characteristic (ROC) curve". *Radiology*, 143 (1), 29-36.

- Haynes, R.B., Sackett, D.L., Guyatt, G.H., Tugwell, P. (2006) *Clinical Epidemiology, How to do Clinical Practice Research (Third Edition)*. Nueva York: Lippincott Williams & Wilkins.
- Jackson, J. (1993). "Realistic group conflict theory: a review and evaluation of the theoretical and empirical literature". *The Psychological Record*, 43 (3), 395-413.
- Jiménez Bautista, F. (1997). *Juventud y racismo. Actitudes y comportamientos en Granada*. Granada. IMFE.
- Jiménez Bautista, F. (2006). "La inmigración marroquí en Granada: su imagen y percepción por los jóvenes granadinos". *Estudios Geográficos*, 261 (LXVII), 549-578.
- Jowell, R., Roberts, C., Fitzgerald, R. and Eva, G. (2007). *Measuring Attitudes Cross-Nationally: Lessons from the European Social Survey*. Londres: Sage.
- Kahn, J.H. (2006). "Factor Analysis in Counseling Psychology Research, Training, and Practice". *The Counseling Psychologist*, 34 (5), 684-718.
- Kleinbaum, D. G. y Klein, M. (2010). *Logistic Regression: A Self-Learning Text*. New York: Springer.
- LeVine, R.A. y Campbell, D.T. (1972). *Ethnocentrism*. New York: John Wiley & Sons.
- Lubbers, M., Gijsberts, M. y Scheepers, P. (2002). "Extreme right-wing voting in Western Europe". *European Journal of Political Research*, 41 (1), 345-378.
- Lynn, P., Japac, L. y Lyberg, L. (2005). "What's so special about cross-national surveys?". En J. Harkness (Ed.). *Conducting cross-national and cross-cultural surveys: papers from the 2005 meeting of the International Workshop on Comparative Survey Design and Implementation*. Mannheim: GESIS-ZUMA, 7-20.
- McConahay, J.B. y Hough, J.C. (1976). "Symbolic racism". *Journal of Social Issues*, 32 (1), 23-45.
- McLaren, L. (2003). "Anti-Immigrant Prejudice in Europe: Contact, Threat Perception and Preferences for the Exclusion of Immigrants". *Social Forces*, 81 (3), 910-933.
- Moldes-Anaya, S., Romero-Béjar, J.L. y Jiménez Bautista, F. (2017). "Diagnóstico de factores de riesgo del rechazo social a inmigrantes en un municipio del Poniente Almeriense según un modelo Logit". *Revista de Paz y Conflictos*, 10 (2), 235-263.
- Mood, C. (2010). "Logistic Regression: Why we cannot do what we think we can do, and we can do about it". *European Sociological Review*, 26 (1), 67-82.
- Nunnally, J. (1978). *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw Hill.
- ONU, Population Division (2017) *International Migration Report 2017*. New York: ONU Publications.
- OPI (2017). *Extranjeros residentes en España. Principales resultados, Madrid*, 30 de Junio de 2017. [Consultado el 20 de marzo de 2017], desde: <http://extranjeros.empleo.gob.es/es/Estadisticas/index.html>
- Pettigrew, T. y Meertens, R. (1995). "Subtle and Blatant Prejudice in Western Europe". *European Journal of Social Psychology*, 25, 57-75.
- Poole, C. (2001). "Low P-Values or narrow confidence intervals: which are more durable?". *Epidemiology*, 12 (3), 291-294.

- Quillian, L. (1995). "Prejudice as a Response to Perceived Group Threat: Population Composition and Anti-Immigrant and Racial Prejudice in Europe". *American Sociological Review*, 60 (4), 586-611.
- Reise, S., Waller, N. y Comrey, A. (2000). "Factor analysis and scale revision". *Practical Assessment*, 12 (1), 287-297.
- Rinken, S. (2015). "Actitudes hacia la inmigración y los inmigrantes: ¿En qué es España excepcional?". *Migraciones*, 37 (1), 53-74.
- Rinken, S. (2016). "Crisis económica y sentimiento anti-inmigrante: el caso de Andalucía". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 156 (1), 77-96.
- Rios Morrison, K. y Ybarra, O. (2008). "The effects of realistic threat and group position identification on social dominance orientation". *Journal of Experimental Social Psychology*, 44 (1), 156-163.
- Rothman, K., Greenland, S. y Lash T. (2008). *Modern epidemiology*. Philadelphia: Lippincott-Raven.
- Rydgren, J. (2007). "The Sociology of the Radical Right". *Annual Review of Sociology*, 33 (1), 241-262.
- Sears, D.O. (1988). "Symbolic racism". En P.A. Katz y D.A. Taylor (Eds.). *Eliminating racism: Profiles in controversy*. Nueva York: Plenum, 53-84.
- Sherif, M. (1958). "Superordinate goals in the reduction of intergroup conflict". *American Journal of Sociology*, 63 (1), 349-356.
- Sidanius, J., Devereux, E. y Pratto, F. (1992). "A comparison of symbolic racism theory and social dominance theory as explanations for racial policy attitudes". *Journal of Social Psychology*, 132 (1), 377-395.
- Sidanius, J., Laar, C., Levin, S. and Sinclair, S. (2003). "Social hierarchy maintenance and assortment into social roles: A social dominance perspective". *Group Processes and Intergroup Relations*, 6 (1), 333-352.
- Sidanius, J., Pratto, F., Laar, C. and Levin, S. (2004) "Social Dominance Theory: Its Agenda and Method". *Political Psychology*, 25 (6), 845-880.
- Stephan, W.G. and Stephan, C. (1996). "Predicting Prejudice". *International Journal of Intercultural Relations*, 20 (1), 1-12.
- Stephan, W.G., Ybarra, O. y Bachman, G. (1999). "Prejudice Toward Immigrants". *Journal of Applied Social Psychology*, 29 (1), 2221-2237.
- Stephan, W.G., Boniecki, K.A., Ybarra, O., Bettencourt, A., Ervin, K.S., Jackson, L.A., McNatt, P.S. y Renfro, C.L. (2002). "The Role of Threats in the Racial Attitudes of Blacks and Whites". *Personality and Social Psychology*, 28 (1), 1242-1254.
- Stephan, W.G., Renfro, L.C., Esses, V.M., White, S.C. and Martin, T. (2005). "The effects of feeling threatened on attitudes towards immigrants". *International Journal of Intercultural Relations*, 29 (1), 1-19.
- Tabachnick, B. y Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics*. New York: Harper & Row.
- Van Dijk, T.A. (2003). *Dominación étnica y racismo discursivo en España y América Latina*. Barcelona: Gedisa.
- Weigel, R.H. y Howes, P.W. (1985). "Conceptions of Racial Prejudice: Symbolic Racism Reconsidered". *Journal of Social Issues*, 41 (1), 7-138.

## ANEXOS

## Anexo 1. Descripción de datos perdidos en variables singulares y excluidos de los análisis multivariantes

Tabla 4. Observaciones sobre los casos perdidos

Variables Recodificadas	N (Válidos) %	N (Perdidos) %	ME	DT
IE	1824 (94.8)	101 (5.2)	2.05	.859
CT	1856 (96.4)	69 (3.6)	1.89	.831
IC	1846 (95.9)	79 (4.1)	2.06	.813
SE	1815 (94.3)	110 (5.7)	1.75	.731
TG	1662 (86.3)	263 (13.7)	1.84	.749
OM	1826 (94.9)	99 (5.1)	1.89	.842
AC	1885 (97.9)	40 (2.1)	1.79	.824
MP	1849 (96.1)	76 (3.9)	.35	.477
Variables Originales	N (Válidos) %	N (Perdidos) %	ME	DT
IE	1824 (94.8)	101 (5.2)	4.99	2.399
CT	1856 (96.4)	69 (3.6)	4.57	2.433
IC	1846 (95.9)	79 (4.1)	3.47	1.867
SE	1815 (94.3)	110 (5.7)	3.92	2.204
TG	1662 (86.3)	263 (13.7)	2.76	.982
OM	1826 (94.9)	99 (5.1)	6.02	2.449
AC	1885 (97.9)	40 (2.1)	2.71	1.067
MP	1849 (96.1)	76 (3.9)	5.07	2.197
Análisis de Fiabilidad	N (Incluidos) %		N (Excluidos) %	
	1409 (73.2)		516 (26.8)	
Análisis Factorial Exploratorio	N (Incluidos) %		N (Excluidos) %	
	1409 (73.2)		516 (26.8)	
Modelo Logit Binario	N (Incluidos) %		N (Excluidos) %	
	1251 (65)		674 (35)	
ROC	N (Incluidos) %		N (Excluidos) %	
	1402 (72.8)		523 (27.1)	

Nota: Exclusión por lista fue criterio para el análisis factorial y de fiabilidad. Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta Social Europea (2104).

## Anexo 2. Categorías originales de las variables incluidas en el análisis.

Tabla 5. Categorías originales (frecuencias, porcentajes y medianas)

Variabes/ Categorías	IE N (%)	CT N (%)	IC N (%)	SE N (%)	TG N (%)	OM N (%)	AC N (%)	MP N (%)
0	89 (4.9)	120 (6.5)	147 (8)	128 (7.1)		45 (2.5)		55 (3)
1	70 (3.8)	119 (6.2)	132 (7.2)	135 (7.4)	187 (11.3)	41 (2.2)	233 (12.4)	55 (3)
2	163 (8.9)	170 (8.8)	276 (15)	276 (15.2)	437 (26.3)	103 (5.6)	645 (33.5)	146 (7.9)
3	170 (9.3)	185 (10)	382 (20.7)	235 (12.9)	686 (41.3)	117 (6.4)	523 (27.2)	160 (8.7)
4	139 (7.6)	157 (8.5)	237 (12.8)	184 (10.1)	298 (17.9)	106 (5.8)	403 (20.9)	146 (7.9)
5	476 (26.1)	553 (29.8)	534 (29.9)	544 (30)	54 (3.2)	350 (18.2)	81 (4.2)	641 (33.3)
6	193 (10.6)	162 (8.7)	61 (3.3)	100 (5.5)		184 (10.1)		186 (10.1)
7	237 (13)	172 (9.3)	39 (2.1)	102 (5.6)		324 (17.7)		202 (10.9)
8	188 (10.3)	113 (6.1)	25 (1.4)	73 (4.0)		292 (16)		143 (7.7)
9	50 (2.7)	55 (3)	7 (4)	16 (9)		127 (7)		65 (3.5)
10	49 (2.7)	50 (2.7)	6 (3)	22 (1.1)		137 (7.5)		50 (2.7)
Medianas	5.00	5.00	3.00	4.00	3.00	6.00	3.00	5.00

Fuente: Elaboración propia a partir de Encuesta Social Europea (2104). Se utilizaron las medianas como punto de corte para la recodificación de las variables categóricas seleccionadas para el análisis.

**SERGIO MOLDES-ANAYA** es Máster Interuniversitario en Cultura de Paz, Conflictos, Educación y Derechos Humanos y candidato a doctor en Ciencias Sociales por la Universidad de Granada en el Departamento de Antropología Social, dentro de la línea de investigación Antropología y Diversidad Cultural: ciudadanía, movilidad y conflicto. Miembro colaborador del Instituto de la Paz y los Conflictos de la Universidad de Granada, España. Sus investigaciones se centran en el ámbito de las migraciones, racismos, análisis predictivo y de riesgos e Investigación para la paz. Entre sus publicaciones destacan: “Los conflictos socioculturales del Poniente Almeriense: Una aproximación desde la investigación para la paz” (2014); “Diagnóstico de factores de riesgo del rechazo social a inmigrantes en un municipio del Poniente Almeriense según un modelo Logit” (2017). Identificador Orcid: 0000-0002-0155-8095

**FRANCISCO JIMÉNEZ AGUILAR** es graduado en historia, Máster en Historia: de Europa a América: Sociedades, Poderes, Culturas, Máster Interuniversitario en Cultura de Paz, Conflictos, Educación y Derechos Humanos, y candidato a doctor en el Programa de Historia y Artes de la Universidad de Granada, España. Actualmente también es colaborador del Instituto de la Paz y los Conflictos de la misma universidad. Entre sus temas de interés están la Investigación para la paz, la teoría de la violencia, la historia de las mujeres y de género durante el franquismo y la extrema derecha. Identificador Orcid: 0000-0002-6194-5089

**FRANCISCO JIMÉNEZ BAUTISTA** es Doctor en Humanidades por la Universidad de Almería, Profesor Titular de Antropología Social e Investigador del Instituto de la Paz y los Conflictos de la Universidad de Granada, España. Sus líneas de investigación son: Teoría e historia de la paz y los conflictos, Antropología urbana y exclusión social, y Conflictos culturales, migraciones y racismo. Entre sus publicaciones destacan: *Juventud y Racismo* (1997), *Las gentes del área metropolitana de Granada. Relaciones, percepciones y conflictos* (2004), *Hablemos de paz* (2007), *Saber pacífico: la paz neutra* (2009), *Racionalidad pacífica. Una introducción a los Estudios para la paz* (2011), *Antropología ecológica* (2016); *Gestión de conflictos* (en preparación). Identificador Orcid: 0000-0001-8827-2913

Researcher Id: I-6811-2015

Recibido: 29-04-2018

Aceptado: 07-06-2018

 Licencia Creative Commons Reconocimiento (CC BY 4.0)