
Diferencias interregionales en el uso del videojuego

Interregional Differences in the Use of Video Games

En la última década, la industria del videojuego ha experimentado un importante crecimiento, tanto en los ingresos generados por ventas, como en el tiempo dedicado al juego por parte de sus consumidores. Trabajos previos han investigado la influencia de factores socioeconómicos y demográficos en el uso de videojuegos y su relación con otros bienes culturales. Utilizando cuatro cortes transversales de la Encuesta de Hábitos y Prácticas Culturales en España, este estudio analiza las diferencias interregionales en la probabilidad de jugar y la frecuencia de uso de videojuegos de los jugadores entre 2010 y 2022. Para ello, se estima un modelo probit ordenado con inflación de ceros, en el que se correlaciona el uso del videojuego con las características socioeconómicas de los consumidores, tales como género, edad, nivel educativo y situación laboral y familiar, prestando especial atención a las diferencias existentes entre regiones. Los principales resultados muestran que las diferencias regionales en los hábitos de consumo de videojuegos parecen haberse ido atenuando con el paso de los años.

Azken hamarkadan, bideojokoaren industriak hazkunde handia izan du, bai salmentek sortutako diru-sarreretan, bai kontsumitzaileek jokoari eskainitako denboran. Aldez aurreko lanek bideojokoaren erabilera faktore sozioekonomiko eta demografikoek duten eragina eta beste kultura-ondasun batzuekin duten harremana ikertu dute. Espainiako Ohitura eta Praktika Kulturalen Inkestarren zeharkako lau lagin erabiliz, 2010 eta 2022 artean jokalariek jokatzeko probabilitatean eta bideojokoaren erabilera maiztasunean eskualdeen artean dituzten aldeak aztertzen ditu azterlan honek. Horretarako, zero inflazioa duen probit eredu ordenatua estimatzen da, non bideojokoaren erabilera kontsumitzaileen ezaugarri sozioekonomikoekin lotzen den, hala nola adinarekin, hezkuntza-mailarekin eta lan-egoerarekin, eskualdeen artean dauden aldeei arreta berezia eskainiz. Eraitza nagusien arabera, badirudi bideojoko en kontsumo-ohituretan eskualdeetan dauden aldeak arintzen joan direla urteak igaro ahala.

Over the past decade, the video game industry has experienced significant growth, both in terms of sales revenue and the amount of time consumers spend playing video games. Previous work has investigated the influence of socio-economic and demographic factors on video games consumption and their relationship with other cultural goods. Using four cross-sections of the Survey of Cultural Habits and Practices in Spain, this study analyzes interregional differences in the probability of playing and the frequency of using video games between 2010 and 2022. To do so, we estimate a Zero-inflated Ordered Probit in which video game use is correlated with consumers' socio-economic characteristics, such as age, education level, and employment status, paying special attention to regional differences. Our main findings show that regional differences in video game consumption habits seem to have become less pronounced over the years.

Sara Suárez-Fernández
Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Economía
Universidad de Oviedo

Hugo Rodríguez-Gómez
Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Economía
Universidad de Oviedo

Índice

1. Introducción
2. Revisión de la literatura
3. Base de datos
4. Metodología
5. Resultados
6. Conclusiones

Referencias bibliográficas

Anexo

Palabras clave: videojuegos, brecha de género, participación cultural, análisis regional, ZIOP.

Keywords: video games, gender gap, cultural participation, regional analysis, ZIOP.

Nº de clasificación JEL: Z11, D12, Z18, R50

DOI: <https://doi.org/10.69810/ekz.1498>

Fecha de entrada: 02/12/2024

Fecha de aceptación: 11/02/2025

1. INTRODUCCIÓN

Los videojuegos son habitualmente objeto de estudio en el ámbito de la psicología y la salud, sin embargo, en el campo de la economía su investigación ha sido escasa, incluso en el área de la economía de la cultura. Esta falta de investigación resulta llamativa, sobre todo si se tiene en cuenta el gran impacto económico y social de esta industria. A comienzos de la década de 2010, Goldberg (2011) afirmaba en

Agradecimientos: Esta investigación ha contado con la financiación del programa Partnership for Research and Innovation in the Mediterranean Area (PRIMA) como parte del programa PRIMA de la Unión Europea para la investigación y la innovación en el Área Mediterránea a través del proyecto AGRICOMPET. En concreto, la financiación procede de la Agencia Estatal de Investigación (EAI) del Ministerio de Ciencia e Innovación español (PCI2021-121942/AEI/10.13039/501100011033), el Consejo de Investigación Científica y Tecnológica de Türkiye (TUBİTAK, 121N200), la Agencia Nacional de Investigación francesa (ANR-21-PRIM-0022) y el Ministerio italiano de Universidad e Investigación (DD MUR n. 16292/2021).

Gracias a Vicky, por compartir siempre su conocimiento y sus buenas ideas con los demás para ayudarnos a mejorar; por su atención y preocupación para que no perdiésemos buenas oportunidades; y por sus palabras de ánimo, que nos impulsaban hacia adelante con ilusión.

un artículo de prensa que en Estados Unidos «la industria de los videojuegos vende claramente más que las entradas de cine, los discos de música y las películas en su conjunto». En España, la Asociación Española del Videojuego (AEVI) señala en su último anuario (AEVI, 2023) que la industria del videojuego ha tenido un crecimiento exponencial en la última década, aumentando sus ventas un 16% en 2023 respecto al año anterior y superando los 2.300 millones de euros; un incremento que en 2022 fue del 12%.

Además, este incremento de las ventas ha venido acompañado de un importante crecimiento de las industrias adyacentes. Borowiecki y Prieto-Rodríguez (2017) subrayan que, a diferencia de otros sectores culturales como el cine y la música, en los que los avances tecnológicos han reducido los costes y los tiempos de producción, la evolución de la tecnología en los videojuegos ha traído consigo un producto más complejo. Este aumento en la complejidad del producto viene derivado de las mejoras gráficas y el constante aumento de la cantidad de elementos interactivos, tales como mapas más amplios, mayor variedad de misiones, más personajes o un mayor número de historias paralelas, lo que ha incrementado los recursos necesarios para su producción.

Un aspecto diferencial de los videojuegos, frente al consumo de otros bienes culturales, es que los jugadores asumen un rol activo. Disfrutar de un videojuego requiere de la interacción constante y consciente del usuario, que actúa como protagonista de la experiencia o historia. Esta característica única ya fue señalada por Laurel (1991), quien estableció un paralelismo entre las artes escénicas y las nuevas tecnologías, subrayando que el jugador no sólo es espectador, sino que se convierte en el actor principal que da vida al videojuego.

En este artículo se analiza la evolución del consumo de videojuegos en las distintas comunidades autónomas de España, utilizando para ello datos de la Encuesta de Hábitos y Prácticas Culturales (EHPC) recopilados a lo largo de cuatro cortes transversales. La hipótesis de la que parte este estudio es que el consumo de videojuegos varía entre las diferentes regiones españolas, lo cual puede deberse a varios factores, como las diferencias culturales, geográficas o meteorológicas. Para el análisis econométrico, se emplea un modelo probit ordenado con inflación de ceros, adecuado para manejar la sobrerrepresentación de los no jugadores en la muestra analizada.

Los principales resultados obtenidos muestran que ser joven se correlaciona positivamente con ser jugador de videojuegos y, además, con una mayor frecuencia de juego. En lo que respecta al análisis regional de los hábitos de consumo de videojuegos, parece que las diferencias entre regiones se han ido atenuando con el paso de los años, aunque Aragón, Extremadura, Madrid y Navarra siguen mostrando patrones de consumo más marcados y ligeramente diferentes a los del resto de comunidades autónomas.

Este artículo está estructurado de la siguiente forma. La Sección 2 presenta el estado de la literatura, que recopila algunos de los principales trabajos previos sobre la industria del videojuego. En la Sección 3 se introduce la base de datos utilizada en el estudio, así como sus principales estadísticos descriptivos. La Sección 4 presenta el modelo econométrico utilizado. Finalmente, las Secciones 5 y 6 muestran los resultados y las conclusiones obtenidos, respectivamente.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

A pesar de que los videojuegos surgieron en la década de 1950, no fue hasta 1972, con el lanzamiento del Atari Pong, cuando su demanda comenzó a crecer (Eddy, 2012). Este hecho explica, en parte, la escasez de literatura sobre ellos.

Murray (1997) estudió la relación entre los videojuegos y la expresión verbal, destacando que las nuevas tecnologías tienen una capacidad descriptiva superior a la de los medios tradicionales (como libros, revistas o periódicos). Jenkins (2006) amplió este punto de vista, analizando cómo una multitud de videojuegos se basan en historias preexistentes (películas, libros o cómics) a la vez que ofrecen relatos paralelos o complementarios, sumergiendo a los jugadores en un universo más amplio. Por su parte, Tschan (2007) recalcó la importancia de la creatividad en el diseño de videojuegos, señalando que la combinación entre diseñadores gráficos innovadores e historias populares generan videojuegos de mayor éxito.

Los videojuegos, más allá del impacto que pueden tener en su propia industria, también contribuyen significativamente a otras industrias, lo que los convierte en un bien cultural multifacético. En el ámbito cinematográfico, los videojuegos han creado adaptaciones procedentes de la literatura e historias complementarias (Jenkins, 2006). En el ámbito de la educación, han ayudado a desarrollar herramientas de realidad virtual para el entrenamiento de profesionales, las cuales permiten replicar y recrear escenarios reales en formato digital (Zyda, 2005). En el sector tecnológico, la industria del videojuego ha impulsado avances en las áreas de gráficos computacionales e inteligencia artificial, cuyas aplicaciones se extienden a sectores tan diversos como la salud, la arquitectura y la simulación industrial (Marchand y Hennig-Thurau, 2013). Estos procesos de co-creación entre los videojuegos y otras ramas del conocimiento resaltan el papel de los videojuegos más allá del ámbito de la cultura, mostrando su capacidad para generar externalidades positivas en otros sectores.

Los estudios previos sobre la oferta de videojuegos se han centrado principalmente en la gestión empresarial, y han abordado temas como el precio de las consolas (Cox, 2008), la adecuación de aplicar discriminación de precios intertemporal por parte de los productores, considerando que los consumidores pueden retrasar estratégicamente sus compras (Nair, 2007), y el efecto que tiene en las ventas el ta-

maño de la red de clientes de una compañía, hallando que redes más amplias tienen una menor fortaleza, afectando negativamente a las ventas (Shankar y Bayus, 2003).

Por otro lado, desde la perspectiva del consumidor, Harada (2007) analizó el precio y la elasticidad-renta de los videojuegos, aunque no consideró las características socioeconómicas de los consumidores, como su nivel de estudios, su situación laboral o familiar.

En otros países, además de España, investigaciones recientes se han centrado en las características del consumidor de videojuegos, y en cómo el hecho de ser jugador afecta al consumo de otros bienes culturales. Por ejemplo, Borowiecki y Prieto-Rodríguez (2015) identificaron al jugador de videojuegos español como una persona más joven y con menor nivel educativo que el consumidor promedio de bienes culturales. Posteriormente, Borowiecki y Prieto-Rodríguez (2017) analizaron el caso danés desde la perspectiva del género del videojuego, hallando que el consumidor de videojuegos consume con mayor frecuencia otros bienes culturales, con la excepción de quien juega a juegos del género *First Person Shooter* (FPS), cuyo perfil consume menos bienes culturales y es más joven. En el Reino Unido, Borowiecki y Bakhshi (2018) encontraron que los jugadores tienen un mayor nivel educativo y una mayor participación en el consumo de bienes culturales que los no jugadores, con una diferencia más marcada entre quienes jugaron videojuegos en su juventud y quienes no lo hicieron.

A la vista de estas contribuciones, que se centran en un único corte transversal sin considerar la evolución temporal del mercado ni profundizar en las diferencias regionales, se considera interesante realizar un análisis del videojuego desde una perspectiva más amplia, especialmente dado que el número de consumidores ha ido creciendo significativamente en las últimas décadas. En este sentido, resulta fundamental analizar al consumidor de videojuegos en España utilizando una perspectiva temporal y geográfica, estudiando las diferencias regionales y su evolución, aspectos aún poco explorados en la literatura previa.

3. BASE DE DATOS

La base de datos utilizada en este trabajo es la Encuesta de Hábitos y Prácticas Culturales (EHPC) realizada en España por el Ministerio de Cultura y Deporte y perteneciente al Plan Estadístico Nacional (División de Estadística y Estudios, 2022). Esta encuesta está dirigida a personas de más de 14 años y su objetivo principal es obtener información sobre los hábitos y prácticas culturales de los ciudadanos españoles. Por ello, incluye información sobre distintos ámbitos culturales, desde la lectura hasta el cine, así como las principales características socioeconómicas de los encuestados. En el módulo que contiene información sobre los hábitos asociados al uso del ordenador e internet, a partir de 2010-2011 se incorpora un epígrafe dedicado a investigar el uso de videojuegos. Así, utilizar esta encuesta nos permite analizar

las posibles diferencias entre los usos del videojuego entre las distintas comunidades autónomas (regiones) españolas.

En este artículo se utilizan cuatro cortes transversales correspondientes a las EHPC de los años 2010-2011, 2014-2015, 2018-2019 y 2021-2022, lo que supone un total de 59.619 individuos encuestados en total entre los cuatro cortes. Esta encuesta se realiza de forma trimestral con la finalidad de recoger los comportamientos culturales asociados a las distintas épocas del año, captando así la variabilidad que se produce en el conjunto del año natural. Por esto, el periodo de muestreo se distribuye en cuatro submuestras trimestrales que se realizan a lo largo de los dos años de referencia de cada corte transversal, obteniéndose así una muestra aleatoria total de alrededor de 15 mil personas residentes en España para cada par de años. Por ejemplo, en el corte transversal correspondiente a los años 2021-2022, la recogida de información comenzó en marzo del 2021 y se realizó en los meses siguientes a cada uno de los cuatro periodos trimestrales que comprenden un año completo, entre marzo de 2021 y febrero de 2022 (Síntesis de resultados, División de Estadística y Estudios, 2022)¹. En ningún caso se sigue al mismo individuo durante el periodo de análisis. El resto de la información relativa al diseño muestral puede consultarse en los resultados detallados de cada encuesta.

La pregunta sobre el uso de videojuegos realizada en la EHPC es «¿Con qué frecuencia suele utilizar videojuegos?», a la que los individuos deben responder eligiendo una de las categorías de frecuencia siguientes: «Nunca o casi nunca», «Al menos una vez al año», «Al menos una vez al trimestre», «Al menos una vez al mes», «Al menos una vez por semana» o «Diariamente». En la Tabla 1 se muestran las frecuencias de uso del videojuego en cada uno de los cuatro cortes transversales, así como la proporción de encuestados que elige cada una de estas categorías. En la Tabla 2 se presentan los estadísticos descriptivos agregados de la base de datos utilizada. Se han incluido t-test de diferencia de medias para contrastar si las diferencias entre cortes transversales son significativas, comparando los datos del primer corte transversal, 2010-2011, con el segundo, tercero y cuarto, respectivamente. Los resultados se pueden ver en las columnas 3, 5 y 7 de la Tabla 1 y Tabla 2. Se ha considerado especialmente pertinente presentar los estadísticos descriptivos de la submuestra de los jugadores diarios (Tabla 3) y los no jugadores (Tabla 4), por ser estos dos extremos los grupos que muestran mayores diferencias entre sí. No obstante, en el Anexo se puede consultar la Tabla A1 con los estadísticos descriptivos de cada corte transversal, para las distintas frecuencias de juego.

Observando la Tabla 1, según los datos relativos a 2010-2011, el 2,7% de los encuestados juega a videojuegos diariamente. En la encuesta de 2021-2022, la par-

1 En cada corte transversal de los cuatro analizados, los meses concretos en los que se realizan las encuestas pueden cambiar. Sin embargo, el sistema de muestreo es siempre el mismo: se recoge la información a lo largo de los dos años de cada corte transversal cada tres meses (periodicidad trimestral) con el fin de recoger las fluctuaciones en el consumo cultural a lo largo del año natural.

ticipación diaria aumenta de forma significativa hasta alcanzar el 4,5% de los encuestados. Pese al aumento de los jugadores diarios, quienes casi duplican su número, los jugadores mensuales, trimestrales y anuales se redujeron significativamente, compensando la subida del número de jugadores diarios. Ni la proporción de encuestados que no juega, ni la proporción de quienes lo hacen semanalmente, muestran cambios significativos. Observando los estadísticos descriptivos, parece ser que quienes muestran mayor interés en los videojuegos tienden a jugar con una mayor frecuencia.

Tabla 1. FRECUENCIAS DE USO DEL VIDEOJUEGO EN ESPAÑA (EHPC)

Frecuencia	2010-2011	2014-2015	Diferencia (t-test) 2010-11 y 2014-15	2018-2019	Diferencia (t-test) 2010-11 y 2018-19	2021-2022	Diferencia (t-test) 2010-11 y 2021-22
Nunca o casi nunca	12.194 (84,2%)	12.624 (83,3%)	0,009 (2,04**)	12.984 (84,0%)	0,002 (0,39)	12.156 (83,7%)	0,005 (1,12)
Anualmente	172 (1,2%)	233 (1,5%)	-0,004 (-2,60***)	158 (1,0%)	0,002 (1,36)	122 (0,8%)	0,003 (2,95***)
Trimestralmente	214 (1,5%)	242 (1,6%)	-0,001 (-0,84)	145 (0,9%)	0,005 (4,25***)	176 (1,2%)	0,003 (1,96**)
Mensualmente	522 (3,6%)	479 (3,2%)	0,004 (2,11**)	360 (2,3%)	0,013 (6,48***)	413 (2,8%)	0,008 (3,66***)
Semanalmente	992 (6,9%)	940 (6,2%)	0,006 (2,25**)	1.021 (6,6%)	0,002 (0,83)	997 (6,9%)	0,00 (-0,06)
Diariamente	392 (2,7%)	636 (4,2%)	-0,015 (-7,05***)	787 (5,1%)	-0,024 (-10,73***)	660 (4,5%)	-0,018 (-8,39***)
Total	14.486	15.154		15.455		14.524	

Nota: t-test de diferencia de medias. Niveles de significatividad: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia

De acuerdo con la Tabla 2, la proporción de hombres y mujeres encuestados a lo largo de los diferentes cortes transversales se mantiene en la situación inicial de paridad. Además, la edad media de los encuestados, entre el primer y último corte, aumenta en 2 años aproximadamente. De igual forma, la proporción de empleados ha ido aumentando desde el 45% al 52% en los dos últimos cortes, así como la proporción de jubilados que ha pasado del 21% al 25%. Por otro lado, la proporción de encargados de las tareas del hogar se reduce más de la mitad. Un resultado llamativo es que la proporción de estudiantes se ha reducido en el último corte respecto al primero. Por otra parte, la proporción de encuestados con estudios primarios, secundarios y terciarios tiende a nivelarse a lo largo de los cortes transversales.

Tabla 2. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS AGREGADOS DE LA BASE DE DATOS UTILIZADA (EHPC)

	2010-2011		2014-2015		Diferencia entre 2010-11 y 2014-15	2018-2019		Diferencia entre 2010-11 y 2018-19	2021-2022		Diferencia entre 2010-11 y 2021-22
	Media	DT	Media	DT	Diferencia (t-test)	Media	DT	Diferencia (t-test)	Media	DT	Diferencia (t-test)
Hombres	0,48	0,50	0,49	0,50	-0,007 (-1,25)	0,49	0,50	-0,005 (-0,91)	0,49	0,50	-0,009 (-1,46)
Mujeres	0,52	0,50	0,51	0,50	0,007 (1,25)	0,51	0,50	0,005 (0,91)	0,51	0,50	0,009 (1,46)
Edad	47,22	19,10	48,14	18,83	-0,925 (-4,20***)	49,05	18,94	-1,833 (-8,33***)	49,70	18,82	-2,483 (-11,15***)
Primaria	0,56	0,50	0,52	0,50	0,043 (7,39***)	0,48	0,50	0,083 (14,45***)	0,42	0,49	0,136 (23,36***)
Secundaria	0,27	0,44	0,29	0,45	-0,019 (-3,59***)	0,23	0,42	0,04 (8,08***)	0,25	0,43	0,026 (5,13***)
Terciaria	0,17	0,38	0,19	0,40	-0,024 (-5,37***)	0,29	0,46	-0,124 (-25,71***)	0,33	0,47	-0,162 (-32,43***)
Empleados	0,45	0,50	0,45	0,50	0,003 (0,47)	0,49	0,50	-0,043 (-7,38***)	0,52	0,50	-0,068 (-11,63***)
Desempleados.	0,12	0,33	0,14	0,35	-0,018 (-4,50***)	0,10	0,31	0,02 (5,44***)	0,10	0,30	0,029 (7,76***)
Jubilados	0,21	0,40	0,22	0,41	-0,012 (-2,60***)	0,23	0,42	-0,028 (-5,91***)	0,25	0,43	-0,043 (-8,70***)
Estudiantes	0,09	0,29	0,09	0,29	0,002 (0,45)	0,09	0,29	0,001 (0,35)	0,08	0,27	0,012 (3,49***)
Hogar y otros	0,13	0,33	0,10	0,30	0,026 (7,05***)	0,08	0,27	0,05 (14,22***)	0,06	0,23	0,071 (21,12***)
Solteros	0,36	0,48	0,36	0,48	-0,002 (-0,39)	0,38	0,48	-0,015 (-2,63***)	0,39	0,49	-0,029 (-5,07***)
Casados	0,61	0,49	0,60	0,49	0,003 (0,57)	0,57	0,49	0,032 (5,61***)	0,58	0,49	0,030 (5,15***)
Con hijos	0,43	0,50	0,43	0,50	-0,001 (-0,19)	0,39	0,49	0,044 (7,71***)	0,38	0,49	0,051 (8,89***)

Nota: DT = desviación típica. Niveles de significatividad: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Las categorías "Primaria", "Secundaria" y "Terciaria" hacen referencia al máximo nivel educativo alcanzado por el individuo. La categoría "Hogar y otros" incluye todos aquellos individuos cuya actividad principal es trabajo doméstico no remunerado y otras situaciones laborales y la categoría "Jubilados" incluye pensionistas e individuos con incapacidad permanente.

Fuente: Elaboración propia

De acuerdo con la Tabla 1, en general, la proporción de encuestados que juega a videojuegos todos los días ha aumentado, especialmente si se compara la situación de 2010-2011 (2,7%) con los dos últimos cortes transversales de la EHPC, 2018-2019 y 2021-2022

(5,1% y 4,5%, respectivamente). La Tabla 3 muestra también que la edad media del jugador diario aumenta a lo largo de los diferentes cortes transversales, desde los casi 28 años a los más de 35 años. Además, la proporción de jugadores diarios con estudios terciarios también aumenta a lo largo del periodo analizado, mientras que la proporción de individuos con estudios primarios cae, siguiendo la misma evolución que el conjunto muestral. Lo mismo sucede entre empleados y desempleados. Por una parte, la proporción de jugadores diarios que tienen trabajo aumenta, mientras que la proporción de jugadores diarios en situación de desempleo disminuye. Llama la atención que, entre los jugadores diarios, se va reduciendo paulatinamente la proporción de estudiantes.

Atendiendo a las cifras regionales en el uso diario del videojuego, se observa que existen importantes diferencias entre las distintas comunidades autónomas españolas que se mantienen a lo largo del periodo de análisis. En la Figura 1 se puede ver la proporción de jugadores que declara jugar a diario por regiones. En particular, están por encima de la media en uso de juego diario las regiones de Andalucía, Aragón, Castilla-La Mancha, la Comunidad de Madrid, las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla y las Islas Canarias.

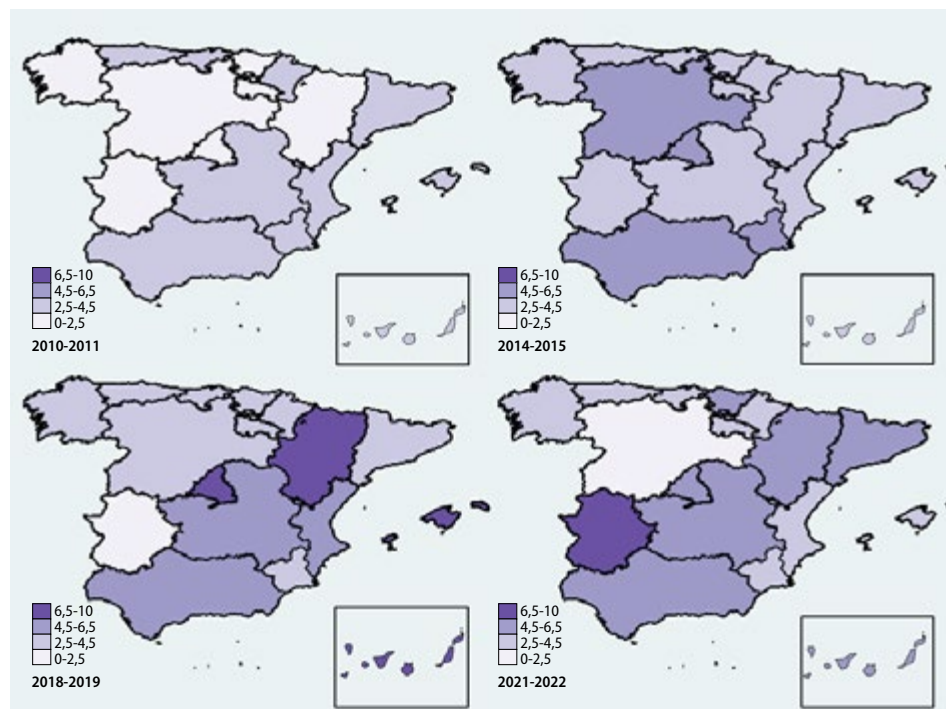
Tabla 3. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA SUBMUESTRA DE JUGADORES DIARIOS (EHPC)

	2010-2011		2014-2015		2018-2019		2021-2022	
	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT
Hombres	0,76	0,43	0,68	0,47	0,73	0,45	0,69	0,46
Mujeres	0,24	0,43	0,32	0,47	0,27	0,45	0,31	0,46
Edad	27,69	12,62	32,35	14,50	32,11	15,09	35,21	16,38
Primaria	0,55	0,50	0,51	0,50	0,43	0,50	0,37	0,48
Secundaria	0,36	0,48	0,35	0,48	0,32	0,47	0,30	0,46
Terciaria	0,09	0,28	0,14	0,35	0,25	0,43	0,32	0,47
Empleados	0,33	0,47	0,37	0,48	0,43	0,50	0,47	0,50
Desempleados	0,24	0,43	0,22	0,41	0,16	0,36	0,14	0,35
Jubilados	0,04	0,20	0,07	0,25	0,05	0,21	0,08	0,28
Estudiantes	0,35	0,48	0,31	0,46	0,32	0,47	0,25	0,44
Hogar y otros	0,04	0,20	0,04	0,19	0,04	0,20	0,05	0,22
Solteros	0,72	0,45	0,62	0,49	0,67	0,47	0,63	0,48
Casados	0,26	0,44	0,36	0,48	0,30	0,46	0,35	0,48
Con hijos	0,17	0,37	0,26	0,44	0,22	0,42	0,25	0,43
Observaciones	392		636		787		660	

Nota: DT = desviación típica.

Fuente: Elaboración propia

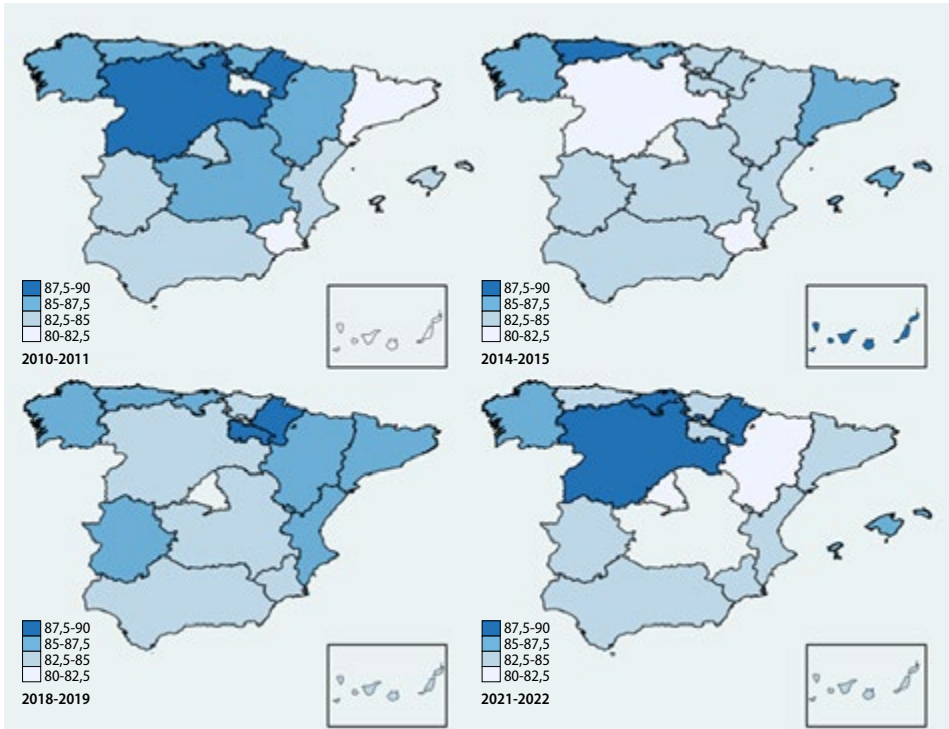
Figura 1. PROPORCIÓN DE INDIVIDUOS QUE JUEGA A VIDEOJUEGOS DIARIAMENTE POR REGIONES



Fuente: Elaboración propia

La proporción de individuos cuya frecuencia de juego declarada es nunca o casi nunca, y que, por tanto, se considera que no son jugadores, se mantiene relativamente constante en el tiempo, en torno al 84% de los encuestados (Tabla 1). En la Tabla 4 se muestran los estadísticos descriptivos de las variables sociodemográficas de esta submuestra de no jugadores. A diferencia de la Tabla 3, que recoge las características de los jugadores diarios, los estadísticos descriptivos de las personas que no juegan a videojuegos no reflejan grandes diferencias temporales. De acuerdo con la Tabla 4, la principal diferencia observada entre los no jugadores a lo largo de los cortes transversales se encuentra en el nivel educativo, con una tendencia hacia la paridad. Sin embargo, este fenómeno no es exclusivo de este grupo, sino que también se da para la muestra total (Tabla 2). Esto no es de sorprender ya que los no jugadores, como se ha mencionado anteriormente, suponen el 84% de la población analizada. Sin embargo, en la proporción de individuos que no juega también se observan algunas diferencias regionales. En la Figura 2 se muestra la proporción de individuos que no juega a videojuegos por regiones. En este caso, las regiones donde la proporción de no jugadores es mayor son Asturias, Cantabria, Castilla y León, Galicia y Navarra.

Figura 2. PROPORCIÓN DE ENCUESTADOS QUE NO JUEGA A VIDEOJUEGOS POR REGIONES



Fuente: Elaboración propia

4. METODOLOGÍA

En este trabajo se estima un modelo probit ordenado con inflación de ceros (*Zero-inflated Ordered Probit*, ZIOP). Este enfoque permite observar la influencia de los factores socioeconómicos y regionales sobre la probabilidad de jugar y la frecuencia de juego, teniendo en cuenta la existencia de una importante proporción de individuos encuestados que no utilizan videojuegos, lo que es conocido como inflación de ceros. Debido a que los individuos son encuestados sobre su hábito de jugar a videojuegos, estos no jugadores que se incluyen en la categoría de «ceros» no son atribuibles a una eventualidad temporal, como podría suceder en el caso de que les preguntasen si han jugado, por ejemplo, en el último mes, sino a la condición estructural de no ser jugadores de videojuegos (Harris y Zhao, 2007).

Así, el modelo ZIOP estima simultáneamente dos ecuaciones: un probit simple o estándar para estimar la probabilidad de ser un jugador (o lo que es lo mismo, no pertenecer al grupo de no jugadores) y un probit ordenado para estimar, una vez que el individuo pertenece al grupo de jugadores, su frecuencia de juego (es decir, la frecuencia de juego condicionada en ser jugador). Esta estrategia permite capturar

Tabla 4. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA SUBMUESTRA DE NO JUGADORES DE VIDEOJUEGOS (EHPC)

	2010-2011		2014-2015		2018-2019		2021-2022	
	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT
Hombres	0,44	0,50	0,45	0,50	0,44	0,50	0,45	0,50
Mujeres	0,56	0,50	0,55	0,50	0,56	0,50	0,55	0,50
Edad	50,65	18,32	51,48	18,06	52,34	18,04	52,54	18,17
Primaria	0,58	0,49	0,53	0,50	0,49	0,50	0,44	0,50
Secundaria	0,25	0,43	0,27	0,45	0,21	0,41	0,23	0,42
Terciaria	0,17	0,38	0,19	0,40	0,29	0,46	0,33	0,47
Empleados	0,45	0,50	0,44	0,50	0,49	0,50	0,51	0,50
Desempleados	0,12	0,32	0,14	0,34	0,10	0,30	0,09	0,29
Jubilados	0,24	0,43	0,25	0,44	0,27	0,44	0,28	0,45
Estudiantes	0,05	0,23	0,05	0,22	0,06	0,23	0,06	0,23
Hogar y otros	0,14	0,35	0,11	0,32	0,09	0,28	0,06	0,24
Solteros	0,31	0,46	0,32	0,46	0,33	0,47	0,35	0,48
Casados	0,65	0,48	0,65	0,48	0,62	0,49	0,61	0,49
Con hijos	0,46	0,50	0,46	0,50	0,41	0,49	0,39	0,49
Observaciones	12.194		12.624		12.984		12.156	

Nota: DT = desviación típica.

Fuente: Elaboración propia

adecuadamente las decisiones que caracterizan el comportamiento del consumidor de videojuegos: por una parte, la decisión de si jugar o no y, por otra parte, la decisión de la frecuencia de juego una vez que se ha decidido jugar (es decir, si se juega todos los días, una vez a la semana, al mes, al trimestre o al año).

Los modelos probit ordenados generales se utilizan para estimar la relación entre una variable dependiente ordinal categórica, en este trabajo, la frecuencia de juego (que puede ser diaria, semanal, trimestral, mensual o inferior) y un conjunto de variables independientes. Así, se estima una probabilidad subyacente como una función lineal de las variables independientes y un conjunto de puntos de corte. La probabilidad de observar un resultado determinado (una determinada frecuencia de juego) corresponde con la probabilidad de que la función lineal estimada, más un error aleatorio, se encuentre dentro del rango de los puntos de corte estimados para dicho resultado o frecuencia.

Por su parte, el ZIOP utilizado en este trabajo ajusta el probit ordenado anteriormente descrito en casos donde el resultado ordinal contiene una proporción de individuos que no realiza la actividad estudiada, significativamente más alta de la

que se esperaría en un modelo probit ordenado estándar, lo que se conoce como inflación de ceros. En el uso de videojuegos, esta categoría de encuestados, que declaran jugar «Nunca o casi nunca», supone el 84% de los encuestados, y se corresponde con la frecuencia de juego cero en el orden de frecuencias, que va desde 0 (para los que no juegan nunca o casi nunca) hasta 5 (para aquellos que juegan diariamente). Por ello, el modelo ZIOP se ha considerado como el modelo de estimación más adecuado para el análisis econométrico, al tener en cuenta que los encuestados que no son jugadores pueden ser de dos tipos. Por un lado, los que en la ecuación de inflación de ceros se les asigna una probabilidad alta de no jugar, y que por tanto no son jugadores. Por otro lado, los que el modelo probit ordenado asigna a la categoría más baja de frecuencia de juego, es decir, estos serían las personas que no han jugado, por la razón que sea, en el periodo en el que son encuestados, pero que son potenciales jugadores y en otras circunstancias si habrían jugado. La clave en estos modelos está en que tienen en cuenta el exceso de ceros, antes mencionado, y además permiten conjuntos de covariables potencialmente diferentes para cada ecuación del modelo (Bagozzi *et al.*, 2015, Dale y Sirthenko, 2021).

Así, de acuerdo con Harris y Zhao (2007), el modelo ZIOP estima simultáneamente dos ecuaciones distintas. Por una parte, se estima la ecuación (1), que es un probit estándar que mide la inflación de ceros y explica la probabilidad de no ser jugador (es decir, jugar con frecuencia «nunca o casi nunca»). En esta ecuación, la variable dependiente toma valor 1 para los no jugadores y 0 para los jugadores, ya que trata de identificar a aquellos que no juegan. Por otra parte, se estima la ecuación (2), que es un probit ordenado y estima la probabilidad de tener una determinada frecuencia de juego, una vez que se es jugador (probabilidad condicionada). En esta ecuación, la variable dependiente «frecuencia» toma valor 1 para los encuestados que declaran jugar al menos una vez al año, 2 para los que juegan al menos una vez al trimestre, 3 para los que juegan todos los meses, 4 para los que juegan todas las semanas y 5 para los que juegan a diario.

$$P(\text{No ser jugador}=1)=\Phi(\alpha+\beta_1 \text{ Años}+\beta_2 \text{ Regiones}+\gamma Z) \quad (1)$$

$$P(\text{Frecuencia}=j/\text{Ser jugador}=1)=\Phi(\theta_j-(\alpha+\beta_1 \text{ Años}+\beta_2 \text{ Regiones}+\gamma Z)) \quad j=1\dots J \quad (2)$$

- Φ es la función de distribución acumulativa de una distribución normal estándar
- α es el término constante
- β_1 y β_2 son los vectores de coeficientes de las variables referidas al año del corte transversal y las regiones, respectivamente²

2 En las ecuaciones del modelo se escriben de forma explícita las variables referidas a los cortes transversales y las regiones, mientras que las variables socioeconómicas se agrupan bajo el grupo de variables de control “Z”. Esto es debido a que este trabajo se centra en el análisis regional y la evolución temporal del uso de videojuegos, que constituyen el núcleo de estudio, no haciendo especial énfasis en los perfiles socioeconómicos de juego, ya revisados en la literatura previa.

- Z es el vector de otras variables de control
- γ es el vector de coeficientes de las variables de control
- j representa los distintos niveles de frecuencia de juego (desde 1 hasta 5)
- θ_j son los puntos de corte (thresholds) entre los niveles de frecuencia

En el grupo de variables de control, Z , se incluyen las variables sociodemográficas que indican el género, la edad, el nivel educativo, la situación laboral y la situación familiar del individuo.

Un coeficiente positivo en la ecuación (1) (probit estándar de inflación de ceros) indica correlación positiva entre la variable y la probabilidad de no ser jugador. Por el contrario, un coeficiente negativo en la ecuación (1) indica correlación negativa entre la variable y la probabilidad de no ser jugador o, dicho de otro modo, indica correlación positiva entre la variable y ser jugador. Por ejemplo, un coeficiente positivo en la variable género masculino indicaría que ser hombre se correlaciona positivamente con no ser jugador o, lo que es equivalente, se correlaciona negativamente con ser jugador.

Un coeficiente positivo en la ecuación (2) (probit ordenado de frecuencia de juego) indica una correlación positiva entre la variable y una frecuencia de juego mayor. Por ejemplo, un coeficiente positivo para los hombres indicaría que ser hombre se correlaciona positivamente con una frecuencia de juego más alta en el probit ordenado. Por el contrario, un coeficiente negativo en la ecuación (2) indica una correlación negativa entre la variable y una frecuencia de juego alta, así, un coeficiente negativo para los hombres indicaría que ser hombre se correlaciona con una frecuencia de juego más baja.

5. RESULTADOS

En este apartado se presentan los resultados obtenidos a partir de las estimaciones realizadas. Se estiman dos versiones diferentes del modelo. En primer lugar, se estima el Modelo 1, que es el modelo base, en el que se analiza la participación y frecuencia de juego utilizando como variables independientes los años de los distintos cortes transversales, las regiones españolas, y las variables de control sociodemográficas (género, edad, nivel educativo, situación laboral y situación familiar). En segundo lugar, se estima el Modelo 2, que añade al modelo base las interacciones³ entre los distintos cortes transversales de la encuesta y las regiones españolas,

3 Las interacciones calculadas en la Tabla 5 capturan las posibles fluctuaciones interregionales a lo largo del tiempo, tomando como referencia la Comunidad de Madrid y el primer corte (2010-2011). Su interpretación directa, por ser coeficientes, ya es complicada *per se* al ser el ZIOP un modelo probabilístico, pudiendo también resultar confusa por el volumen de coeficientes estimados (17 regiones * 4 cortes transversales). Por ello, en lugar de tratar de interpretar estos coeficientes directamente, se ha preferido realizar el análisis de los efectos marginales mostrados en las Tablas 6 y 7.

permitiendo analizar posibles diferencias en la evolución temporal de cada región. En la Tabla 5 se muestran los resultados obtenidos.

Tabla 5. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LOS MODELOS ZIOP

	Modelo 1. Base				Modelo 2. Interacciones			
	Frecuencia de juego de los jugadores (1)		No ser jugador = 1 Inflación de ceros (2)		Frecuencia de juego de los jugadores (3)		No ser jugador = 1 Inflación de ceros (4)	
	Coef.	DT	Coef.	DT	Coef.	DT	Coef.	DT
Mujer	-0,87***	(-43,84)	0,33***	(7,29)	-0,88***	(-43,92)	0,32***	(7,05)
Edad	-0,07***	(-12,76)	-0,20***	(-21,85)	-0,07***	(-12,44)	-0,19***	(-21,61)
Edad2	0,00***	(14,64)	0,00***	(15,67)	0,00***	(14,39)	0,00***	(15,48)
Referencia: primaria								
Secundaria	-0,06***	(-2,65)	0,31***	(7,93)	-0,06***	(-2,70)	0,32***	(8,07)
Terciaria	-0,16***	(-5,87)	0,38***	(8,77)	-0,17***	(-6,25)	0,39***	(8,96)
Referencia: jubilado e inhabilitado								
Empleado	0,11	(1,54)	-0,07	(-1,11)	0,12	(1,62)	-0,06	(-1,05)
Desempleado	0,28***	(3,72)	-0,16**	(-2,24)	0,30***	(3,90)	-0,17**	(-2,34)
Estudiante	0,25***	(3,26)	0,32	(1,58)	0,26***	(3,34)	0,34*	(1,71)
Labores del hogar	0,25***	(2,96)	-0,19**	(-2,45)	0,27***	(3,10)	-0,18**	(-2,33)
En pareja	-0,06**	(-2,01)	0,09**	(2,27)	-0,05*	(-1,90)	0,08**	(2,01)
Número de hijos	-0,18***	(-6,03)	0,14***	(3,53)	-0,18***	(-6,03)	0,13***	(3,38)
Referencia: año 2010-2011								
Año 2014-2015	0,08***	(2,92)	0,16***	(3,29)	0,34***	(4,49)	0,42***	(2,93)
Año 2018-2019	0,14***	(5,28)	0,15***	(3,20)	0,31***	(3,90)	0,16	(1,04)
Año 2021-2022	0,06**	(2,27)	0,44***	(8,94)	0,11	(1,35)	0,42***	(2,79)
Referencia: Comunidad de Madrid								
Andalucía	-0,02	(-0,58)	-0,38***	(-5,69)	0,14*	(1,73)	-0,36**	(-2,31)
Aragón	0,01	(0,10)	-0,44***	(-4,87)	0,05	(0,42)	-0,51**	(-2,47)
P. de Asturias	0,02	(0,35)	-0,35***	(-3,90)	0,09	(0,85)	-0,01	(-0,07)
Islas Baleares	-0,05	(-0,99)	-0,31***	(-3,26)	0,07	(0,59)	-0,48**	(-2,16)
Islas Canarias	-0,03	(-0,55)	-0,48***	(-5,42)	0,21**	(2,11)	-0,19	(-1,00)
Cantabria	-0,15**	(-2,55)	-0,37***	(-3,63)	0,09	(0,76)	-0,35	(-1,59)
Castilla y León	-0,09*	(-1,76)	-0,31***	(-3,85)	-0,10	(-0,89)	-0,47**	(-2,26)
C. La Mancha	-0,10**	(-2,09)	-0,20**	(-2,32)	-0,06	(-0,58)	-0,39*	(-1,80)
Cataluña	-0,08**	(-1,96)	-0,34***	(-4,86)	0,18**	(2,27)	-0,10	(-0,67)
C. Valenciana	-0,07*	(-1,69)	-0,34***	(-4,57)	0,02	(0,26)	-0,01	(-0,03)
Extremadura	0,06	(1,14)	-0,73***	(-7,51)	0,14	(1,27)	-0,60***	(-2,85)
Galicia	0,03	(0,51)	-0,59***	(-7,14)	0,19*	(1,70)	-0,67***	(-3,46)
R. Murcia	-0,07	(-1,44)	-0,49***	(-5,24)	0,11	(1,07)	-0,27	(-1,30)
C. Foral Navarra	-0,30***	(-5,15)	-0,33***	(-3,04)	-0,10	(-0,78)	-0,68**	(-2,57)
País Vasco	-0,12**	(-2,37)	-0,24***	(-2,84)	-0,02	(-0,14)	-0,40*	(-1,93)
La Rioja	-0,09	(-1,47)	-0,24**	(-2,31)	0,14	(1,30)	0,06	(0,29)
Ceuta y Melilla	0,04	(0,75)	-0,30***	(-2,94)	0,27**	(2,16)	-0,70***	(-3,01)
Constante			6,03***	(20,67)			5,92***	(18,71)

Tabla 5. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE LOS MODELOS ZIOP (continuación)

	Modelo 1. Base				Modelo 2. Interacciones			
	Frecuencia (1)		Inflación de ceros (2)		Frecuencia (3)		Inflación de ceros (4)	
Interacciones 2014-2015##Región (Referencia 2010-2011##Comunidad de Madrid)								
Andalucía					-0,25**	(-2,31)	-0,29	(-1,47)
Aragón					-0,35**	(-2,33)	0,20	(0,73)
P. de Asturias					-0,27	(-1,62)	-0,86***	(-3,19)
Islas Baleares					-0,42***	(-2,59)	-0,05	(-0,18)
Islas Canarias					-0,68***	(-4,73)	-0,49*	(-1,81)
Cantabria					-0,39**	(-2,29)	-0,27	(-0,89)
Castilla y León					0,17	(1,17)	-0,06	(-0,22)
C. La Mancha					-0,16	(-1,10)	-0,31	(-1,12)
Cataluña					-0,52***	(-4,70)	-0,34*	(-1,66)
C. Valenciana					-0,31***	(-2,61)	-0,43*	(-1,96)
Extremadura					-0,22	(-1,44)	-0,45	(-1,64)
Galicia					-0,28*	(-1,91)	-0,16	(-0,62)
R. Murcia					-0,23	(-1,63)	-0,54**	(-1,99)
C. Foral de Navarra					-0,27	(-1,59)	0,49	(1,49)
País Vasco					-0,29**	(-2,04)	0,06	(0,24)
La Rioja					-0,22	(-1,35)	-0,82***	(-2,81)
Ceuta y Melilla					-0,33**	(-1,97)	0,13	(0,42)
Interacciones 2018-2019##Región (Referencia 2010-2011##Comunidad de Madrid)								
Andalucía					-0,27**	(-2,48)	0,11	(0,53)
Aragón					0,09	(0,55)	-0,21	(-0,77)
P. de Asturias					0,01	(0,06)	-0,37	(-1,42)
Islas Baleares					0,10	(0,65)	0,40	(1,48)
Islas Canarias					-0,12	(-0,86)	-0,42*	(-1,68)
Cantabria					-0,28*	(-1,67)	0,33	(1,17)
Castilla y León					0,02	(0,16)	0,37	(1,46)
C. La Mancha					-0,08	(-0,57)	0,35	(1,31)
Cataluña					-0,39***	(-3,42)	-0,35*	(-1,67)
C. Valenciana					-0,13	(-1,08)	-0,40*	(-1,83)
Extremadura					-0,30*	(-1,85)	0,10	(0,35)
Galicia					-0,23	(-1,51)	0,17	(0,66)
R. Murcia					-0,22	(-1,47)	-0,39	(-1,43)
C. Foral de Navarra					-0,32*	(-1,78)	0,52	(1,53)
País Vasco					-0,13	(-0,92)	0,37	(1,44)
La Rioja					-0,45***	(-2,67)	-0,29	(-0,97)
Ceuta y Melilla					-0,22	(-1,38)	0,76***	(2,63)
Interacciones 2021-2022##Región (Referencia 2010-2011##Comunidad de Madrid)								
Andalucía					-0,09	(-0,80)	0,13	(0,66)
Aragón					0,17	(1,17)	0,25	(0,96)
P. de Asturias					0,05	(0,29)	-0,16	(-0,64)
Islas Baleares					-0,17	(-1,07)	0,26	(0,88)
Islas Canarias					-0,14	(-1,01)	-0,16	(-0,63)
Cantabria					-0,25	(-1,47)	-0,18	(-0,58)
Castilla y León					-0,21	(-1,36)	0,30	(1,11)
C. La Mancha					0,15	(1,06)	0,49*	(1,86)
Cataluña					-0,11	(-1,04)	-0,16	(-0,82)
C. Valenciana					0,10	(0,86)	-0,43*	(-1,95)
Extremadura					0,26	(1,60)	-0,08	(-0,29)
Galicia					-0,08	(-0,55)	0,28	(1,14)
R. Murcia					-0,23	(-1,59)	0,06	(0,21)
C. Foral de Navarra					-0,14	(-0,78)	0,20	(0,61)
País Vasco					0,08	(0,56)	0,13	(0,51)
La Rioja					-0,23	(-1,45)	-0,06	(-0,21)
Ceuta y Melilla					-0,27	(-1,59)	0,41	(1,29)

Niveles de significatividad: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. DT = desviación típica.

Fuente: Elaboración propia

Tras realizar la estimación de los modelos, se ha decidido tomar como modelo de referencia el Modelo 2, ya que presenta una mejor bondad de ajuste de acuerdo con los criterios de información⁴. Los coeficientes de estos modelos se interpretan de la siguiente forma. Por una parte, los coeficientes asociados a la ecuación de inflación de ceros (columnas 2 y 4) se interpretan como una mayor probabilidad de no ser jugador. Así, un coeficiente con signo positivo indica una mayor probabilidad de que el individuo no juegue a videojuegos, mientras que un signo negativo indica que es más probable que el individuo sí juegue a videojuegos. Por otro lado, la interpretación de los coeficientes asociados a la frecuencia de participación (columnas 1 y 3) es la siguiente: un coeficiente con signo positivo indica una mayor frecuencia de juego, condicional a que el individuo es jugador, mientras que un coeficiente con signo negativo indica una menor frecuencia de juego por parte del jugador.

Atendiendo a los resultados que se muestran en la Tabla 5, ser mujer se correlaciona con una mayor probabilidad de no jugar (columna 4) y, una vez que son jugadoras, es probable que lo hagan con una menor frecuencia (columna 3). El efecto de la edad es negativo, por lo que ser mayor se relaciona con una menor probabilidad de jugar (columna 4) y de hacerlo con menor frecuencia (columna 3). En lo referente a la educación, los niveles educativos más altos se correlacionan con una menor probabilidad de ser jugador y, una vez que son jugadores, los individuos con niveles educativos más altos juegan con menor frecuencia. Los desempleados y aquellos dedicados a las tareas del hogar tienen mayor probabilidad de ser jugadores y de jugar con mayor frecuencia, en comparación con los jubilados e inhabilitados, categoría de referencia. Por el contrario, los estudiantes juegan más frecuentemente, aunque tienen una probabilidad menor de ser jugadores, en comparación con la categoría de referencia. Por último, el número de hijos y estar en pareja se correlacionan con una mayor probabilidad de no jugar, a la vez que reducen la frecuencia de juego entre los jugadores.

En lo que respecta a las diferencias regionales, los ciudadanos de Andalucía, Aragón, Islas Baleares, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Galicia, Navarra, País Vasco y las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla tienen mayor probabilidad de ser jugadores, o lo que es lo mismo, es menos probable que no hayan jugado. En lo que respecta a la frecuencia de juego, los encuestados de Andalucía, Islas Canarias, Cataluña, Galicia y las ciudades de Ceuta y Melilla juegan a videojuegos con una frecuencia mayor.

No obstante, los coeficientes estimados de un ZIOP no son particularmente informativos, por lo que, como en todos los modelos de elección discreta, es mejor in-

4 Resultados de las medidas de bondad de ajuste:

Modelo 1: Log. Verosimilitud (-33.181,53) / AIC (66.499,06) / BIC (67.110,77)

Modelo 2: Log. Verosimilitud (-33.023,32) / AIC (66.386,63) / BIC (67.915,91)

interpretar los efectos marginales que se presentan en la Tabla 6 y Tabla 7. Se ha considerado relevante presentar exclusivamente los efectos marginales asociados a no jugar (Tabla 6) y los asociados a la probabilidad de jugar diariamente, condicionados en ser jugador (Tabla 7), omitiendo los efectos marginales en las demás frecuencias de juego (semanal, mensual, trimestral y anual), cuyos resultados no muestran diferencias significativas.

En la Tabla 6 se muestran los efectos marginales de las comunidades autónomas sobre la probabilidad de no ser un jugador de videojuegos para cada corte transversal. Un signo positivo en la Tabla 6 se interpreta como una menor probabilidad de ser jugador o, equivalentemente, mayor probabilidad de no ser jugador, en comparación con Madrid. Se selecciona Madrid como la región de referencia porque tiene la mayor proporción de jugadores. Así, la interpretación de estos resultados, tomando como ejemplo el País Vasco en el período 2010-2011, cuyo efecto marginal es 0,07**, es que los encuestados del País Vasco tienen un 7% más de probabilidad de no ser jugadores (menos probabilidad de ser jugadores) que los encuestados de Madrid. La mayor diferencia entre Madrid y el resto de España se observa en 2014-2015, con la excepción de Navarra, la única región que no es significativamente distinta de Madrid. Dados los efectos marginales obtenidos, en promedio, la probabilidad de ser jugador en 2014-2015 es casi un 12% mayor en Madrid que en el resto de España, siendo las mayores diferencias con Asturias y Extremadura, donde

Tabla 6. EFECTOS MARGINALES DE LA REGIÓN SOBRE LA PROBABILIDAD DE NO SER JUGADOR

	2010-2011		2014-2015		2018-2019		2021-2022	
	Pr	DT	Pr	DT	Pr	DT	Pr	DT
Andalucía	0,06**	0,03	0,12***	0,02	0,05**	0,02	0,04*	0,02
Aragón	0,09**	0,04	0,06*	0,03	0,13***	0,03	0,05*	0,03
P. de Asturias	0	0,03	0,16***	0,03	0,07**	0,03	0,03	0,03
Islas Baleares	0,08**	0,04	0,1***	0,04	0,01	0,03	0,04	0,04
Islas Canarias	0,03	0,03	0,13***	0,04	0,11***	0,03	0,07**	0,03
Cantabria	0,06	0,04	0,12***	0,04	0	0,03	0,1***	0,04
Castilla y León	0,08**	0,04	0,1***	0,03	0,02	0,03	0,03	0,03
C. La Mancha	0,07*	0,04	0,13***	0,03	0,01	0,03	-0,02	0,03
Cataluña	0,02	0,03	0,08***	0,03	0,08***	0,03	0,05**	0,02
C. Valenciana	0	0,03	0,08***	0,03	0,07***	0,03	0,08***	0,03
Extremadura	0,10***	0,04	0,19***	0,03	0,09**	0,04	0,13***	0,03
Galicia	0,11***	0,03	0,15***	0,03	0,09***	0,03	0,07***	0,03
R. Murcia	0,05	0,04	0,15***	0,03	0,12***	0,03	0,04	0,03
C. Foral de Navarra	0,12***	0,04	0,04	0,04	0,03	0,04	0,09**	0,04
País Vasco	0,07**	0,04	0,06***	0,03	0,01	0,03	0,05*	0,03
La Rioja	-0,01	0,04	0,14***	0,04	0,04	0,04	0	0,04
Ceuta y Melilla	0,12***	0,04	0,11***	0,04	-0,01	0,03	0,05	0,04

Región de referencia: Comunidad de Madrid. Niveles de significatividad: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia

se juega con una probabilidad un 16 y 19% menor, respectivamente. En Andalucía, Aragón, Extremadura y Galicia se obtiene un efecto marginal significativo y positivo para todos los periodos, por lo que aquellos que vivan en dichos territorios tienen menor probabilidad de ser jugadores que en Madrid. Este mismo patrón de comportamiento se observa en Cataluña, Comunidad Valenciana e Islas Canarias, quienes muestran un efecto positivo y significativo a partir del segundo corte. Esto podría indicar que, en todas las comunidades mencionadas, los individuos muestran un patrón de consumo diferente al resto de las regiones. Comparando entre regiones dentro cada corte transversal, se observa que en el periodo 2021-2022 destacan Extremadura y Cantabria con una probabilidad de no jugar un 13 y 10% mayor que la de Madrid, respectivamente. En el periodo 2018-2019, son Aragón y Murcia las regiones con una menor probabilidad de jugar en comparación con Madrid, un 13 y 12% respectivamente, mientras que las regiones con mayor probabilidad de no jugar en 2010-2011 son Galicia (11%) y Navarra (12%).

Como el objetivo de la investigación es estudiar a los consumidores de videojuegos, en la Tabla 7 se muestran los efectos marginales de pertenecer a cada región sobre la probabilidad de jugar a videojuegos diariamente, condicionado en ser jugador. Un signo positivo en la Tabla 7 se interpreta como un aumento de la probabilidad de jugar diariamente en el periodo de referencia para los que son jugadores. Destaca que estos efectos no siempre son significativos ni mantienen su signo a lo largo del tiempo. Para el primer corte transversal 2010-2011, el efecto marginal es negativo en Andalucía, Islas

Tabla 7. EFECTOS MARGINALES DE LA REGIÓN SOBRE LA PROBABILIDAD DE JUGAR DIARIAMENTE CONDICIONADA A SER JUGADOR

	2010-2011		2014-2015		2018-2019		2021-2022	
	Pr	DT	Pr	DT	Pr	DT	Pr	DT
Andalucía	-0,04*	0,03	0,03	0,02	0,04*	0,02	-0,02	0,02
Aragón	-0,01	0,03	0,10***	0,03	-0,04	0,04	-0,07**	0,03
P. de Asturias	-0,03	0,03	0,06	0,04	-0,03	0,04	-0,04	0,04
Islas Baleares	-0,02	0,04	0,11***	0,03	-0,05*	0,03	0,03	0,03
Islas Canarias	-0,07**	0,03	0,15***	0,03	-0,03	0,03	-0,02	0,03
Cantabria	-0,03	0,04	0,09**	0,04	0,06	0,04	0,05	0,04
Castilla y León	0,03	0,03	-0,02	0,03	0,02	0,03	0,09***	0,03
C. La Mancha	0,02	0,03	0,07**	0,03	0,05	0,03	-0,03	0,03
Cataluña	-0,06**	0,03	0,11***	0,02	0,07**	0,03	-0,02	0,02
C. Valenciana	-0,01	0,03	0,09***	0,03	0,04	0,03	-0,04	0,03
Extremadura	-0,04	0,04	0,03	0,03	0,05	0,04	-0,13***	0,04
Galicia	-0,06*	0,03	0,03	0,03	0,01	0,03	-0,03	0,03
R. Murcia	-0,03	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03
C. Foral de Navarra	0,03	0,04	0,12***	0,03	0,13***	0,04	0,08**	0,04
País Vasco	0	0,03	0,10***	0,03	0,05	0,03	-0,02	0,03
La Rioja	-0,04	0,03	0,03	0,04	0,10**	0,04	0,03	0,04
Ceuta y Melilla	-0,09**	0,04	0,02	0,04	-0,01	0,03	0	0,04

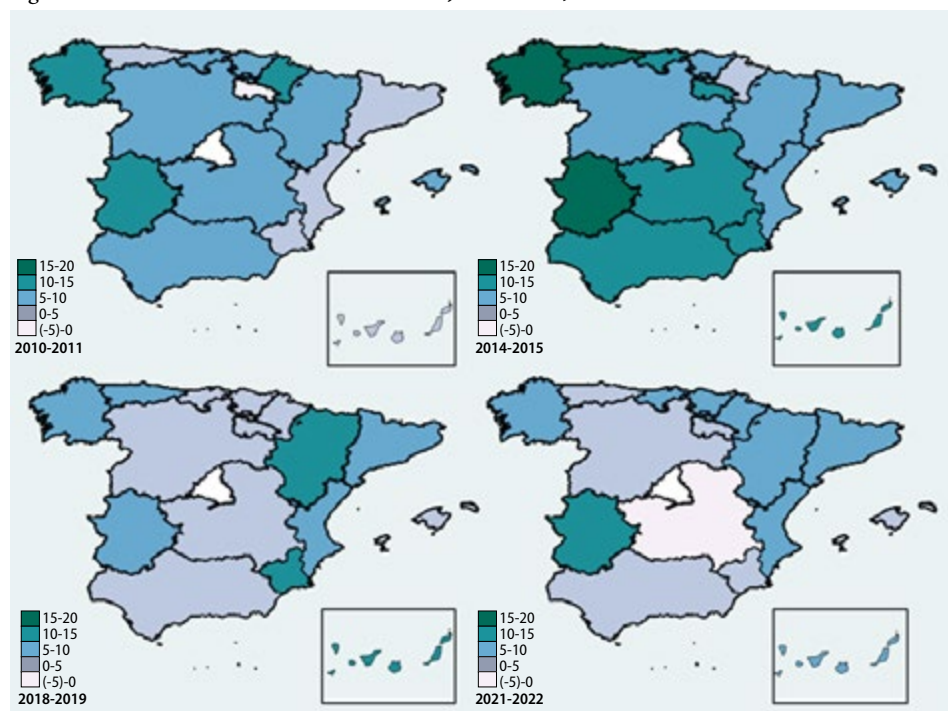
Región de referencia: Comunidad de Madrid. Niveles de significatividad: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia

Canarias, Cataluña, Galicia y en Ceuta y Melilla, es decir, en estas comunidades un jugador tendría menor probabilidad de jugar diariamente que en el resto de las regiones. Ser jugador de videojuegos en Cataluña, tiene efecto negativo en el primer periodo y positivo para los dos siguientes, es decir, hay un cambio en su comportamiento. A su vez, Navarra presenta un efecto positivo en los tres últimos periodos, es decir, aquellos que son jugadores y viven en Navarra tienen una probabilidad de jugar a videojuegos diariamente un 12%, 13% y 8% mayor, respectivamente, que los residentes en Madrid. Realizando una comparación interregional dentro de cada corte transversal, se observa que para los años 2021-2022 Extremadura muestra un efecto negativo del 13% y, Castilla y León, uno positivo del 9%, así que es en Extremadura donde menos juegan diariamente los jugadores y Castilla y León donde más, en comparación con Madrid. En el periodo 2018-2019, de nuevo comparando con Madrid, Navarra (+13%) muestra la mayor probabilidad de jugar diariamente y Baleares (-5%) la menor. En 2014-2015 destacan las elevadas probabilidades de juego de Canarias y Navarra (15 y 12%, respectivamente), en contraposición con 2010-2011 donde destacan los resultados negativos de Canarias y Ceuta y Melilla (-7 y -9%, respectivamente) en comparación con Madrid.

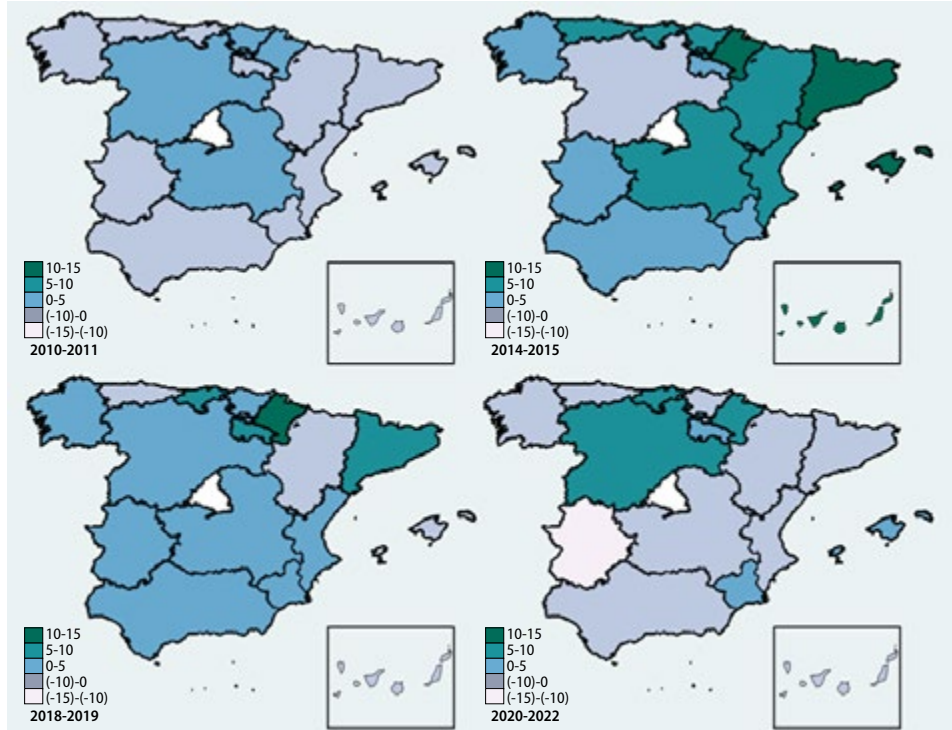
En la Figura 3 se observa la evolución de la probabilidad de no ser jugador. Aquellas regiones de un color más oscuro presentan una mayor probabilidad de que sus individuos no sean jugadores en comparación con Madrid. Las diferencias a lo

Figura 3. PROBABILIDADES DE NO SER JUGADOR, REFERENCIA MADRID



Fuente: Elaboración propia

Figura 4. PROBABILIDADES DE JUGAR DIARIAMENTE, CONDICIONADO EN SER UN JUGADOR, REFERENCIA MADRID



Fuente: Elaboración propia

largo del tiempo entre comunidades autónomas se atenúan. Las regiones que más destacan son Galicia y Extremadura, cuya probabilidad de que sus individuos no sean jugadores es mayor que en el resto de España. Asimismo, en los dos últimos períodos, el norte de España y la costa este muestran una probabilidad mayor de que sus encuestados no sean jugadores respecto al resto de regiones.

En la Figura 4 se muestra la probabilidad de jugar diariamente, condicionada en ser jugador. Un color más oscuro implica que los jugadores de la región sombreada juegan más a diario que los de Madrid. En el periodo 2014-2015, dicha probabilidad es mayor en el resto de las regiones que en Madrid. Pese a que, como se ha visto en la Figura 3 aquellos que viven en las regiones del norte muestran una mayor probabilidad de no jugar, una vez que son jugadores, su probabilidad de jugar diariamente es mayor.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza la evolución del uso de videojuegos en las diferentes regiones de España para el periodo comprendido entre 2010 y 2022. En este análisis se han utilizado cuatro cortes transversales de la Encuesta de Hábitos y Prácticas

Culturales (EHPC) realizada por el Ministerio de Cultura y Deporte y perteneciente al Plan Estadístico Nacional (División de Estadística y Estudios, 2022).

Para analizar las diferencias regionales en el consumo de videojuegos, se utiliza un modelo probit ordenado con inflación de ceros, por lo que el análisis econométrico se estructura en dos ecuaciones simultáneas: una primera ecuación que modela la probabilidad de pertenecer al grupo de jugadores, distinguiendo entre quienes tienen una disposición activa hacia los videojuegos y quienes no, y una segunda ecuación que, una vez identificado el individuo como jugador, estima la probabilidad de jugar con diferentes frecuencias.

De acuerdo con los coeficientes obtenidos como resultado del análisis econométrico, en Andalucía, Aragón, Islas Baleares, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Galicia, Comunidad Foral de Navarra, País Vasco y las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla la probabilidad de ser jugador es mayor. En lo que respecta a la frecuencia de juego, los encuestados de Andalucía, Islas Canarias, Cataluña, Galicia y Ceuta y Melilla, que son jugadores, juegan a videojuegos con mayor frecuencia.

También se encuentra que los jóvenes son más propensos a ser jugadores y a jugar con mayor frecuencia, aunque este efecto es menor en las mujeres. Estos resultados están en línea con los de Twenge y Martin (2020), que observaron que una de las razones por las que los jóvenes juegan en su tiempo libre es para estar en contacto con sus amigos a través de los videojuegos online. Sin embargo, las mujeres van dejando paulatinamente de jugar con la edad, ya que su herramienta de contacto con sus amigos son principalmente las redes sociales. La sexualización de los avatares femeninos es un factor fundamental en este comportamiento. Por otro lado, se observa que los españoles con mayor nivel de estudios tienen mayor probabilidad de no ser jugadores y de jugar con menor frecuencia, resultado en línea con Borowiecki y Prieto-Rodríguez (2015).

Observando los efectos marginales estimados, la probabilidad de ser jugador es menor en las comunidades de Andalucía, Aragón, Extremadura, Galicia, Islas Canarias, Cataluña y Comunidad Valenciana. Además, Extremadura y Aragón consumen menos videojuegos que el resto del país. Como plural (polos opuestos) encontramos Navarra y Madrid, donde se observa un mayor consumo de videojuegos. No obstante, estas diferencias regionales en los hábitos de consumo de videojuegos parecen haberse ido atenuando a lo largo de los años.

En el periodo 2014-2015 se observa un cambio en el comportamiento del consumidor de videojuegos en España. Se produjo un aumento del número de jugadores diarios y de la probabilidad de jugar, condicionado en ser jugador. Este hecho pudo deberse a varios acontecimientos que tuvieron lugar entre finales de 2013 e inicios de 2014. Primero fue el lanzamiento de las consolas PlayStation 4 y Xbox One a finales de 2013, las cuales supusieron un cambio drástico respecto a la generación anterior, incluyendo importantes mejoras tanto gráficas como de conectividad.

Por ejemplo, los videojuegos se adquirirían en formato digital, tenían un enfoque multijugador online y la calidad gráfica se asemejaba a la de un ordenador. Además, en 2014 se lanzó el Grand Theft Auto V, uno de los juegos con mayores ventas de la historia (Caixabank, 2023). Otro acontecimiento que impulsó la industria fue la compra de Twitch por parte de la compañía Amazon. Twitch es una plataforma en la que jugadores de todo el mundo juegan en directo, a juegos actuales o en fase beta (es decir, juegos que van a salir al mercado en el futuro). Y, por último, en 2014 se creó GAMERGY, un evento mundial de e-sports, el cual se celebra todos los años en Madrid y es uno de los eventos nacionales más grandes, habiendo atraído más de 69.000 asistentes en 2023 (IFEMA, 2023). Este evento podría ser una de las razones por las que Madrid tiene mayor proporción de jugadores que el resto de las regiones de España.

Este estudio presenta varias limitaciones. La primera es que no se pueden establecer relaciones de causalidad entre las variables debido a que se trabaja con cortes transversales. Lo óptimo sería seguir el comportamiento de los individuos encuestados a lo largo de los diferentes años, observando posibles cambios en el consumo del mismo individuo entre periodos. Otra limitación es el hecho de no disponer de información acerca de la renta de los encuestados, ni del precio de los videojuegos, variables relevantes en el comportamiento del consumidor.

En resumen, se puede concluir que el consumo de videojuegos va en aumento, porque cada vez es más probable ser jugador y jugar con una mayor frecuencia en España. En consonancia, las cifras de la industria del videojuego muestran un crecimiento exponencial de las ventas de videojuegos a nivel internacional (World Economic Forum, 2022). Esto puede tener una lectura positiva si se considera como un aumento del consumo cultural en la población española. Sin embargo, desde el punto de vista del campo de la salud, algunos estudios muestran preocupación por la adicción a este tipo de productos, sobre todo entre los menores de edad (Kann *et al.*, 2015).

Por último, en futuras investigaciones sería interesante analizar los posibles factores capaces de explicar las diferencias regionales observadas, no solo en términos de demanda, sino también de oferta. Asimismo, sería recomendable analizar la elasticidad precio-renta de los videojuegos, su relación de sustitubilidad y complementariedad con otros bienes culturales y los perfiles de los consumidores en función de la plataforma y el género del videojuego. Desde el punto de vista de la oferta sería interesante analizar la competitividad entre distintas plataformas de juego, desarrolladores o modelos de negocio del videojuego, por ejemplo, comparando la rentabilidad de un videojuego convencional frente a uno basado en el modelo free-to-play, en el que se puede jugar sin necesidad de pagar por el acceso inicial, pero que incluye microtransacciones dentro del juego que permiten comprar objetos, personajes o mejoras.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AEVI (2023): La industria del videojuego en España en 2023. Enlace de acceso: [02_DEF_AEVI_Anuario-2023_com.pdf](https://www.aevi.es/anuario-2023-com.pdf).
- BAGOZZI, B.E.; HILL J.R., D.W.; MOORE, W.H.; MUKHERJEE, B. (2015): "Modeling two types of peace: The Zero-inflated ordered probit (ZiOP) model in conflict research", *Journal of Conflict Resolution*, 59, 728-752.
- BOROWIECKI, J.K.; BAKHSHI, H. (2018): "Did you really take a hit? Understanding how video games playing affects individuals", *Research in Economics*, 72, 313-326.
- BOROWIECKI, J.K.; PRIETO-RODRIGUEZ, J. (2015): "Video games playing: A substitute for cultural consumptions?", *Journal of Cultural Economics*, 39(3), 239-258.
- (2017): "The Cultural Value and Variety of Playing Video Games", en V.M. Ateca-Amestoy et al. (eds.), *Enhancing Participation in the Arts in the EU*, Springer International Publishing, 323-336.
- CAIXABANK (2023): "Los videojuegos más vendidos de la historia". Enlace de acceso: <https://blog.caixabank.es/blogcaixabank/videojuegos-mas-vendidos-historia/#>.
- COX, J. (2008): "Purchasing power parity and cultural convergence: Evidence from the global video games market", *Journal of Cultural Economics*, 32(3), 201-214.
- DALE, D.; SIRCHENKO A. (2021): "Estimation of nested and zero-inflated ordered probit models", *Stata Journal* 21, 3-38.
- DIVISIÓN DE ESTADÍSTICA Y ESTUDIOS (2022): "Encuesta de hábitos y prácticas culturales en España 2021-2022", Secretaría General Técnica. Enlace de acceso: <https://www.cultura.gob.es/dam/jcr:0c54d7c3-abe2-43ae-9f9d-0fe17dd225d2/encuesta-de-habitos-y-practicas-culturales-2021-2022.pdf>.
- EDDY, B.R. (2012): "Classic video games: the golden age, 1971-1984", *Shire Publications*, 6.
- GOLDBERG, H. (2011): "All your base are belong to us: How fifty years of videogames conquered pop culture", *Three Rivers Press*.
- HARADA, N. (2007): "Video game demand in Japan: A household data analysis", *Applied Economics*, 39, 1705-1710.
- HARRIS, M.K.; ZHAO, X. (2007): "A zero-inflated ordered probit model, with an application to modelling tobacco consumption", *Journal of Econometrics*, 141(2), 1073-1099.
- IFEMA (2023): "GAMERGY by Cecotec cierra sus puertas con la asistencia de más de 69.000 visitantes". Enlace de acceso: <https://www.ifema.es/gamergy/notas-prensa/gamergy-cecotec-cierra-puertas-asistencia-mas-69000-visitantes>.
- JENKINS, H. (2006): "Convergence culture: Where old and new media collide", New York University Press, 368.
- KANN, L.; MCMANUS, T.; HARRIS, W.A.; SHANKLIN, S.L.; FLINT, K.H.; HAWKINS, J.; QUEEN, B.; LOWRY, R.; OLSEN, E.O.; CHYEN, D.; WHITTLE, L.; THORNTON, J.; LIM, C.; YAMAKAWA, Y.; BRENER, N.; ZAZA, S. (2015): "Youth Risk Behavior Surveillance - United States, 2015", *MMWR Surveillance Summaries*, 65(6), 1-174.
- LAUREL, B. (1991): "Computers as theatre", Boston MA: Addison-Wesley Longman,
- MARCHAND, A.; HENNIG-THURAU, T. (2013): "Value Creation in the Video Game Industry: Industry Economics, Consumer Benefits, and Research Opportunities", *Journal of Interactive Marketing*, 27(3), 141-157.
- MURRAY, J.H. (1997): "Hamlet on the holodeck: The future of narrative in cyberspace", New York, Free press.
- NAIR, H. (2007): "Intertemporal price discrimination with forward-looking consumers: Application to the US market for console video-games", *Quantitative Marketing and Economics*, 5, 239-292.
- SHANKAR, V.; BAYUS, B.L. (2003): "Network effects and competition: An empirical analysis of the home video game industry", *Strategic Management Journal*, 24, 375-384.
- TSCHANG, F.T. (2007): "Balancing the Tensions Between Rationalization and Creativity in the Video Games Industry", *Organization Science*, 18(6), 989-1005.
- TWENGE, J.M.; MARTIN, G.N. (2020): "Gender differences in associations between digital media use and psychological well-being: Evidence from three large datasets", *Journal of Adolescence*, 79, 91-102.

WORLD ECONOMIC FORUM (2022): “Gaming surged during pandemic lockdowns and will grow by 2026, PwC says”. Enlace de acceso: <https://www.weforum.org/stories/2022/07/gaming-pandemic-lockdowns-pwc-growth/>.

ZYDA, M. (2005): “From Visual Simulation to Virtual Reality to Games”, *IEEE Computer Society*, 38(9), 25-32.

ANEXO

Tabla A1. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA BASE DE DATOS PARA CADA FRECUENCIA DE JUEGO

	Nunca o casi nunca		Anualmente		Trimestralmente		Mensualmente		Semanalmente		Diariamente	
2010-2011	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT
Hombre	0,44	0,50	0,63	0,48	0,61	0,49	0,63	0,48	0,74	0,44	0,76	0,43
Edad	50,07	18,03	31,03	10,10	30,05	11,08	29,10	10,06	28,02	10,06	27,07	12,06
Primaria	0,58	0,49	0,34	0,47	0,41	0,49	0,45	0,50	0,48	0,50	0,55	0,50
Secundaria	0,25	0,43	0,41	0,49	0,33	0,47	0,37	0,48	0,39	0,49	0,36	0,48
Terciaria	0,17	0,38	0,25	0,43	0,26	0,44	0,17	0,38	0,13	0,34	0,09	0,28
Empleados	0,45	0,50	0,58	0,49	0,59	0,49	0,53	0,50	0,45	0,50	0,33	0,47
Desempleados.	0,12	0,32	0,15	0,36	0,11	0,32	0,14	0,35	0,18	0,38	0,24	0,43
Jubilados	0,24	0,43	0,01	0,08	0,00	0,07	0,02	0,12	0,02	0,14	0,04	0,20
Estudiantes	0,05	0,23	0,23	0,42	0,26	0,44	0,28	0,45	0,32	0,47	0,35	0,48
Hogar	0,14	0,35	0,03	0,17	0,03	0,18	0,04	0,19	0,03	0,17	0,04	0,20
Solteros	0,31	0,46	0,53	0,50	0,57	0,50	0,59	0,49	0,66	0,48	0,72	0,45
Casados	0,65	0,48	0,45	0,50	0,42	0,49	0,40	0,49	0,34	0,47	0,26	0,44
Con hijos	0,46	0,50	0,35	0,48	0,35	0,48	0,32	0,47	0,26	0,44	0,17	0,37
2014-2015	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT
Hombre	0,45	0,50	0,64	0,48	0,61	0,49	0,67	0,47	0,74	0,44	0,68	0,47
Edad	51,05	18,01	34,08	10,09	32,06	11,04	31,01	11,05	29,10	12,06	32,04	14,05
Primaria	0,53	0,50	0,28	0,45	0,38	0,49	0,38	0,49	0,46	0,50	0,51	0,50
Secundaria	0,27	0,45	0,43	0,50	0,36	0,48	0,41	0,49	0,37	0,48	0,35	0,48
Terciaria	0,19	0,40	0,29	0,46	0,26	0,44	0,21	0,41	0,17	0,38	0,14	0,35
Empleados	0,44	0,50	0,67	0,47	0,56	0,50	0,52	0,50	0,44	0,50	0,37	0,48
Desempleados.	0,14	0,34	0,15	0,36	0,19	0,39	0,15	0,36	0,15	0,36	0,22	0,41
Jubilados	0,25	0,44	0,01	0,11	0,02	0,14	0,02	0,14	0,03	0,16	0,07	0,25
Estudiantes	0,05	0,22	0,14	0,34	0,20	0,40	0,28	0,45	0,35	0,48	0,31	0,46
Hogar	0,11	0,32	0,03	0,18	0,03	0,18	0,03	0,16	0,03	0,17	0,04	0,19
Solteros	0,32	0,46	0,46	0,50	0,53	0,50	0,58	0,49	0,65	0,48	0,62	0,49
Casados	0,65	0,48	0,52	0,50	0,46	0,50	0,41	0,49	0,34	0,47	0,36	0,48
Con hijos	0,46	0,50	0,43	0,50	0,34	0,47	0,33	0,47	0,27	0,44	0,26	0,44

	Nunca o casi nunca		Anualmente		Trimestralmente		Mensualmente		Semanalmente		Diariamente	
2018-2019	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT
Hombre	0,44	0,50	0,61	0,49	0,64	0,48	0,71	0,46	0,76	0,42	0,73	0,45
Edad	52,03	18,00	34,04	12,00	34,04	12,05	32,06	12,05	30,04	12,02	32,01	15,01
Primaria	0,49	0,50	0,32	0,47	0,34	0,48	0,35	0,48	0,38	0,49	0,43	0,50
Secundaria	0,21	0,41	0,26	0,44	0,32	0,47	0,32	0,47	0,33	0,47	0,32	0,47
Terciaria	0,29	0,46	0,42	0,49	0,33	0,47	0,33	0,47	0,29	0,45	0,25	0,43
Empleados	0,49	0,50	0,67	0,47	0,62	0,49	0,59	0,49	0,54	0,50	0,43	0,50
Desempleados	0,10	0,30	0,10	0,30	0,10	0,31	0,11	0,31	0,11	0,32	0,16	0,36
Jubilados	0,27	0,44	0,03	0,18	0,02	0,14	0,01	0,11	0,03	0,16	0,05	0,21
Hogar	0,06	0,23	0,18	0,39	0,23	0,42	0,26	0,44	0,30	0,46	0,32	0,47
Estudiantes	0,09	0,28	0,01	0,11	0,03	0,16	0,03	0,18	0,01	0,12	0,04	0,20
Solteros	0,33	0,47	0,55	0,50	0,50	0,50	0,61	0,49	0,65	0,48	0,67	0,47
Casados	0,62	0,49	0,41	0,49	0,48	0,50	0,36	0,48	0,33	0,47	0,30	0,46
Con hijos	0,41	0,49	0,37	0,49	0,41	0,49	0,31	0,46	0,24	0,43	0,22	0,42
2021-2022	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT	Media	DT
Hombre	0,45	0,50	0,61	0,49	0,64	0,48	0,65	0,48	0,71	0,45	0,69	0,46
Edad	52,05	18,02	38,07	14,01	38,07	14,07	35,05	14,07	33,08	14,00	35,02	16,04
Primaria	0,44	0,50	0,28	0,45	0,26	0,44	0,30	0,46	0,34	0,47	0,37	0,48
Secundaria	0,23	0,42	0,30	0,46	0,34	0,48	0,30	0,46	0,31	0,46	0,30	0,46
Terciaria	0,33	0,47	0,42	0,50	0,40	0,49	0,39	0,49	0,35	0,48	0,32	0,47
Empleados	0,51	0,50	0,66	0,47	0,65	0,48	0,63	0,48	0,60	0,49	0,47	0,50
Desempleados	0,09	0,29	0,14	0,35	0,10	0,30	0,10	0,30	0,11	0,31	0,14	0,35
Jubilados	0,28	0,45	0,03	0,18	0,10	0,30	0,06	0,24	0,05	0,21	0,08	0,28
Hogar	0,06	0,23	0,15	0,36	0,13	0,33	0,20	0,40	0,22	0,41	0,25	0,44
Estudiantes	0,06	0,24	0,02	0,13	0,02	0,15	0,01	0,11	0,02	0,14	0,05	0,22
Solteros	0,35	0,48	0,47	0,50	0,47	0,50	0,56	0,50	0,58	0,49	0,63	0,48
Casados	0,61	0,49	0,49	0,50	0,52	0,50	0,42	0,49	0,41	0,49	0,35	0,48
Con hijos	0,39	0,49	0,40	0,49	0,40	0,49	0,32	0,47	0,31	0,46	0,25	0,43

Fuente: Elaboración propia