

Informe final del estudio:

IMPACTO DE LA APERTURA DE FESTIVOS ADICIONALES EN EL COMERCIO MINORISTA DE ARAGÓN

Realizado para:

Cámara Oficial de Comercio, Industria y Servicios de Zaragoza

Marcos Sanso Frago (Director)

Grupo de investigación ADETRE, ESI SL, Universidad de Zaragoza

Marcos Sanso Navarro

Grupo de investigación ADETRE, ESI SL, Universidad de Zaragoza

María Vera Cabello

Grupo de investigación ADETRE, ESI SL, Centro Universitario de la Defensa (CUD,
adscrito a la U. de Zaragoza)

Julio 2025

Con la colaboración de:

Resumen

Este trabajo contiene una respuesta a la pregunta de cuál podría ser el impacto de la apertura de 66 festivos en el comercio minorista de Aragón en lugar de 10 que se abren ahora. Para ello se ha realizado un cuidadoso análisis que ha tenido en cuenta que no todas las diferencias observadas entre dos CCAA tienen su origen en la diferente regulación. En efecto, la dinámica económica de cada una juega su papel, incluso circunstancias coyunturales, que es preciso descontar para aislar el efecto de la regulación.

Como resultado de este planteamiento se ha llegado a la conclusión de que el impacto directo sobre el empleo sería de 395 ocupados y 119,5 millones de euros sobre la cifra de negocio. Este impacto directo provoca otro indirecto por 406 ocupados más y 72,4 millones adicionales sobre la cifra de negocio. Finalmente, el impacto inducido es de 253 trabajadores adicionales y 37,8 millones de euros. El impacto total sobre el empleo sería de 1.054 trabajadores a tiempo completo y sobre la cifra de negocio de 229,7 millones de euros.

De todo el trabajo realizado con los datos de todas las CCAA se observa que la interacción entre turismo y comercio minorista es muy intensa, lo que se refleja en que las que están muy volcadas en el turismo, como Baleares y Canarias, muestran un comportamiento positivo diferencial y son las únicas que, junto con Madrid, destacan sobre el resto.

Contenido

Resumen	2
1. Interés de un estudio de impacto en Aragón del aumento en la apertura en festivos	6
2. Comparación de la evolución reciente del comercio minorista en Aragón y Madrid y primeros indicios de sus divergencias	10
3. La literatura disponible sobre el efecto económico de la apertura de festivos..	22
4. Resultados de la aplicación de la metodología a los datos del INE, EPA, afiliados a la SS y SABI con todas las CCAA	28
5. Impacto total: directo, indirecto e inducido	34
<i>El impacto directo de la apertura de 66 festivos en Aragón</i>	<i>34</i>
<i>Impacto indirecto de la apertura de 66 festivo en Aragón</i>	<i>34</i>
<i>Impacto inducido de la apertura de 66 festivos en Aragón</i>	<i>35</i>
ANEXO. RESULTADOS DE LAS REGRESIONES	38
Bibliografía sobre impacto de aperturas de más días festivos	52
Bibliografía de los autores sobre estudios de impacto	54

1. Interés de un estudio de impacto en Aragón del aumento en la apertura en festivos

El debate sobre una mayor apertura de los comercios en domingos y festivos sigue vigente en España desde hace años. No en vano es una de las economías europeas con más restricciones al respecto, junto con Alemania y Austria, ya que el resto en general ha tomado hace años medidas liberalizadoras.

Lo cierto es que la aparición del comercio electrónico no hizo más que agudizar la discusión, que cuenta con partidarios y detractores casi a partes iguales. Muchos piensan que es posible que el debate nunca termine y que fluctúe pendularmente entre la tendencia a liberalizar horarios y el rechazo firme de muchos minoristas a dar ese delicado paso. Sin embargo, en estos tiempos de una gran disponibilidad de datos y métodos técnicos para explotarlos con rigor debería ser posible encontrar evidencias que indiquen el camino para el progreso del sector del comercio minorista y de la economía en general.

Es bien conocida la postura de Anged, la patronal de grandes superficies como Carrefour, Alcampo, Eroski o El Corte Inglés, que no pierde oportunidad para pedir cambios en la legislación comercial actual, que "ha quedado anclada en el siglo XX", al considerar que operadores como Amazon se están beneficiando de las normas actuales frente a los minoristas tradicionales. La asociación considera que mientras una parte del comercio está sujeta a un corsé estricto que afecta a aspectos clave como los horarios, la fiscalidad o la libertad de establecimiento, grandes operadores online quedan al margen, convirtiendo en ventajas competitivas las limitaciones del resto. En

el pequeño comercio, en cambio, domina la creencia de que la liberalización total solo beneficia a las grandes superficies.

Anged siempre ha puesto como ejemplo a Madrid y su Ley de dinamización de la actividad comercial de 2012, que establece que los empresarios tienen libertad para abrir sus establecimientos todos los días de la semana en el horario que ellos determinen. La apuesta de Madrid se realizó a partir de la medida que había aprobado en julio de ese mismo año el Gobierno de Mariano Rajoy, que permitía a los comercios ampliar de ocho a diez el mínimo de festivos para las aperturas, aumentar de 72 a 90 el número de horas para abrir durante la semana o la 'creación' de zonas turísticas que tendrían gran demanda de comercios abiertos a todas horas. Después de Madrid, las regiones más liberalizadoras son Ceuta (igual que Madrid), Melilla (16 festivos), Andalucía (16 festivos) y Murcia (16 festivos).

En el otro extremo está el País Vasco, donde las plataformas de comercio, los sindicatos, la patronal del pequeño comercio y asociaciones de vecinos, junto con las organizaciones de consumidores, denuncian que los ayuntamientos de las capitales de provincia desean utilizar el turismo para justificar un modelo de aperturas que favorece solo a unos pocos, esto es, a las grandes superficies, que tienen como objetivo una política de 365 días de apertura. Los pequeños comerciantes del País Vasco mantienen que tendrían que abrir más horas pero que no se vende más, al tiempo que advierten que sus condiciones laborales y de vida empeorarían gravemente.

Este es básicamente el argumentario desde el punto de vista de las dos posiciones extremas en relación con la regulación del comercio minorista en España en un aspecto

de la misma como es la apertura en festivos, que es objeto de una discusión casi permanente o, al menos, recurrente.

¿Cuál de las dos partes tiene razón? Este estudio presenta un planteamiento que pretende encontrar respuestas adecuadas en el contexto de la economía aragonesa, ya que los responsables del comercio minorista en el Gobierno de Aragón se están planteando la posibilidad de aumentar los días de apertura en domingos y festivos.

El Periódico de Aragón publicaba el 1 de abril de 2025 que, “tras una larga etapa sin cambios en la materia, el Gobierno de Aragón cree que ha llegado el momento de reabrir la discusión con los agentes implicados, eso sí, partiendo de una posición claramente proclive a la ampliación del número de festivos y domingos de apertura, que actualmente está limitado a un máximo de diez al año para los establecimientos de más de 300 metros cuadrados”.

Informa que así lo ha avanzado al diario Carmen Herrarte, la nueva directora general de Comercio, Ferias y Artesanía del Gobierno de Aragón. Y vierte en la noticia una serie de manifestaciones de la citada responsable:

- Que es necesario extender el funcionamiento del gran comercio en días festivos para adaptarse a las demandas de consumidores y empresarios, siguiendo así la estela de otras comunidades autónomas que han dado pasos en esta línea. Donde el índice de libertad es mayor, crece mucho más el comercio minorista.
- El modelo de «éxito» que ha supuesto en la Comunidad de Madrid la entrada en vigor en 2012 de la ley de dinamización comercial, que tuvo «muchos detractores y agoreros que decían que el comercio iba a desaparecer», recuerda. «La realidad es que en este momento hay un 19,6% más de empleo, ocho puntos por encima de la media nacional, y un 20% más de ventas», afirma.
- El caso de Cataluña, *a priori* con una política más restrictiva en la materia, pero que en los últimos años también ha abierto la mano al gran comercio y permite más de 30 festivos al año en 26 barrios de Barcelona y decenas de municipios con alta afluencia turística. Y en Valencia, añade, «de facto hay libre apertura desde Semana Santa hasta Todos los Santos».

- Hay que «escuchar al sector» de la gran distribución y a los consumidores, así como romper con «falsos discursos derrotistas». Recuerda que, en ciudades como Jaca, el comercio depende en un 70%-80% de las ventas turísticas en fines de semana, pero la normativa actual limita su potencial. «Si quieres captar turismo, tienes que dar el servicio de tener las tiendas abiertas. No podemos atraer turistas y luego decirles que los domingos solo pueden ir a misa».
- No detalla hasta donde podría llegar la liberalización comercial en Aragón ni en qué plazos podría producirse, Herrarte cree que lo importante es abrir un debate sereno con todos los agentes implicados. «No sé si va a haber un cambio o no, pero no hay que tener miedo a avanzar y a que los negocios facturen más y generen más empleo. Los datos dicen que ese es el camino».

En el siguiente apartado de este trabajo se van a presentar algunos indicios preliminares de lo que se puede concluir con una primera aproximación a los datos del INE sobre el comercio minorista de Madrid y Aragón, para en los siguientes introducir las correcciones procedentes una vez que se profundice más sobre la problemática y se utilicen algunas fuentes alternativas para tratar de comparar y lograr un resultado lo más robusto posible. Fijamos Madrid como el referente ya que es quien más ha liberalizado, desde hace más tiempo y seguirá siendo así, aunque se consideren posteriormente todas las demás CCAA.

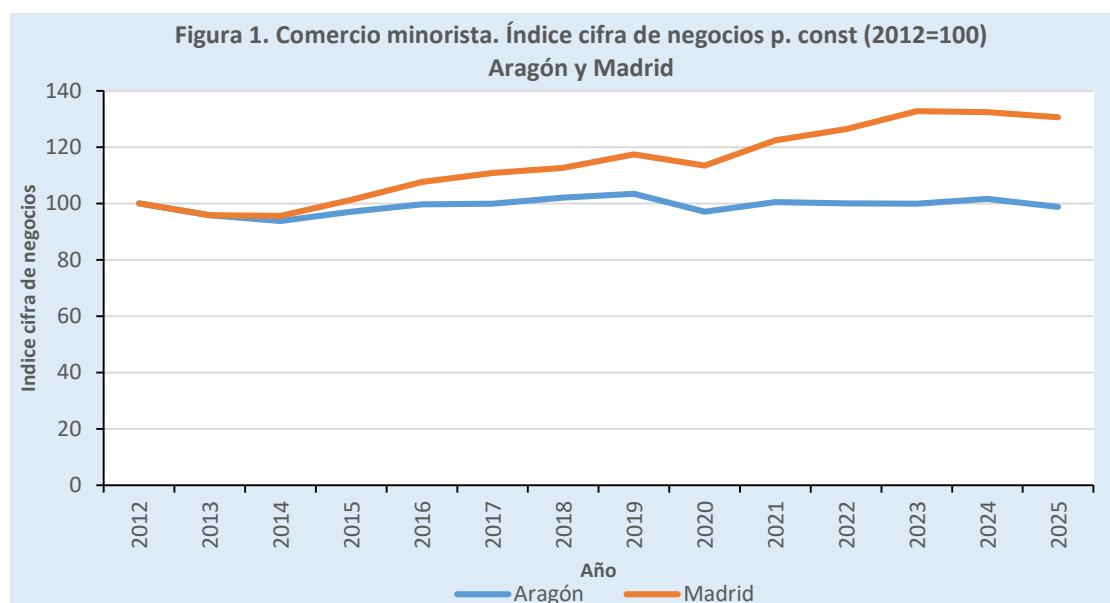
2. Comparación de la evolución reciente del comercio minorista en Aragón y Madrid y primeros indicios de sus divergencias

El INE proporciona información sobre la evolución del comercio minorista por medio de un índice de la cifra de negocio, tanto a precios corrientes como a precios constantes, así como de índice de ocupación en el sector. De la relación entre precios corrientes y constantes se puede deducir la dinámica del nivel de precios, que también tiene su interés. Sin embargo, sólo utilizamos el índice a precios constantes para dos versiones según se refiera a todo el sector o se excluya de él las estaciones de servicio (gasolineras). A estas cuatro variables que se pueden comparar para Aragón y Madrid, vamos a añadir una quinta que es también proporcionada por el INE y que completa una primera panorámica de la situación al informar de la evolución del número de establecimientos activos en el sector en el Directorio Central de Empresas (DIRCE).

Divergencia en la evolución de la cifra de negocio a precios constantes

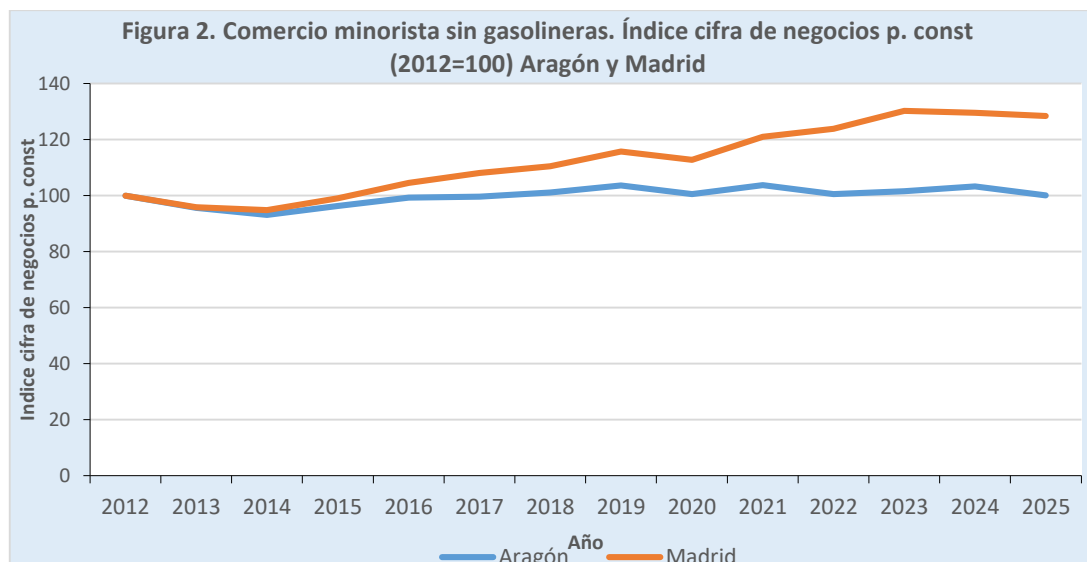
Lo primero que podemos hacer es la comparación entre la evolución de la cifra de negocio del comercio minorista en Aragón y Madrid entre los años 2012 y 2025, tomando la versión a precios constantes porque interesa descontar el efecto de la variación de precios (inflación). Con el fin de facilitar esa comparación, se reescalan los datos considerando 100 el valor de 2012, el primer año considerado, en ambas CCAA. De esa forma las dos comunidades parten del mismo nivel. Como ese año es el que comenzó la liberalización en Madrid, disponemos de trece datos como periodo experimental en el que comprobar los posibles efectos diferenciados.

La figura 1 muestra la evolución para todo el sector de comercio minorista, donde se puede observar que hasta 2014 se produce una caída (todavía el sector está en crisis), pero a partir de entonces comienza la recuperación, muy limitada en el caso de Aragón y mucho más intensa en el caso de Madrid. En el primer caso se queda en 100 en 2025 y en el segundo lo hace en 130, un 30% mejor. El impacto favorable a Madrid es claro.



Fuente: Índice de comercio minorista. INE

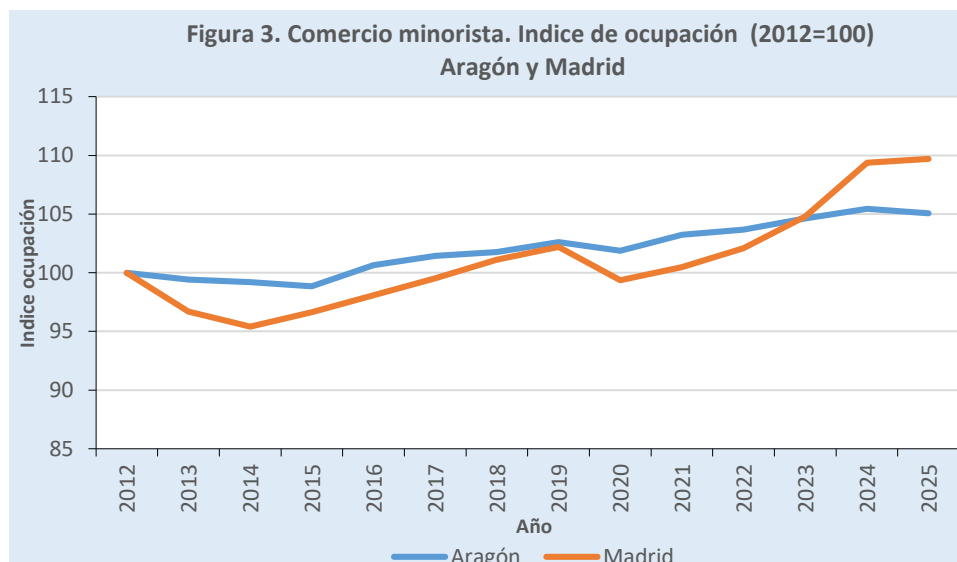
Cuando se representa la evolución del comercio minorista sin incluir las estaciones de servicio en la figura 2 vemos que la evolución es muy similar, por lo que la inclusión de este subsector no plantea diferencias relevantes y conduce a la misma conclusión.



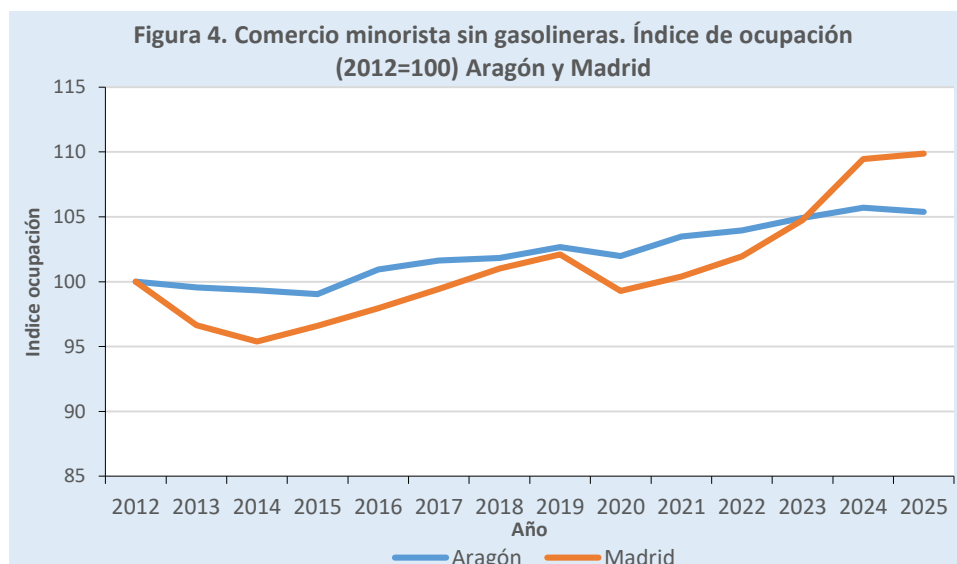
Fuente: Índice de comercio minorista. INE

Divergencia en la ocupación

Si hacemos lo mismo con el empleo (ocupación) obtenemos las figuras 3 y 4. Podemos comprobar en ambos casos que, si bien al final del periodo (2025) el nivel de Madrid es claramente superior al de Aragón, no se observa una evolución similar a la observada en el caso de la cifra de negocio donde siempre Madrid va por encima. Y es que, en lo que respecta al empleo, hay que concluir que en Madrid se observa el comportamiento de un mercado mucho más flexible que en Aragón. En concreto, en los primeros años, hasta 2014, todavía hay crisis en el sector y en Madrid cae mucho más el empleo que en Aragón. Pero en la recuperación, a partir de entonces, la reacción es mucho más rápida e intensa en Madrid. Nuevamente vuelve a caer el empleo con motivo de la pandemia en 2020, mucho más en Madrid, tras lo que la recuperación vuelve a ser mucho más intensa y rápida hasta superar por primera vez en el año 2023 el crecimiento de Aragón respecto a 2012, ampliando la brecha hasta 2025.

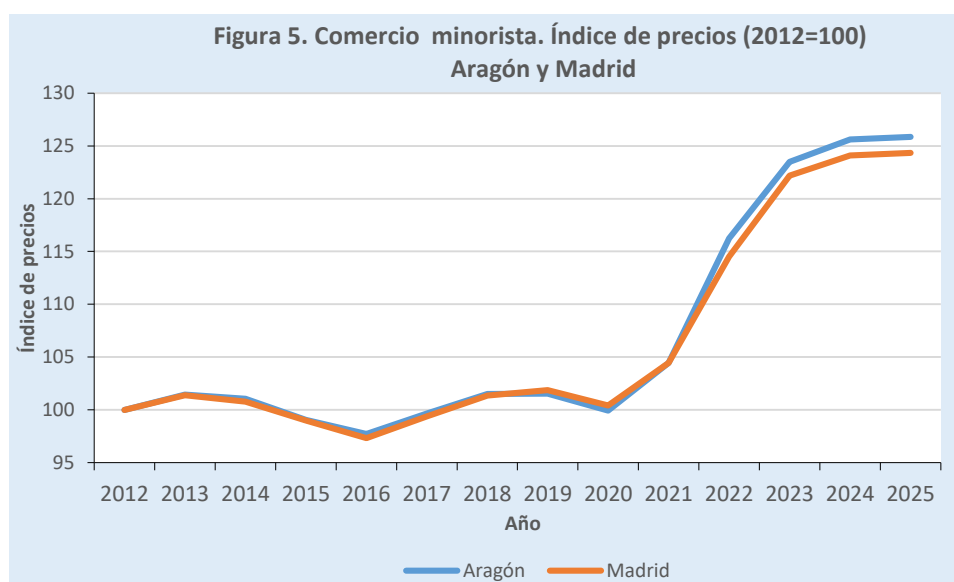


En el caso del sector de comercio minorista sin las estaciones de servicio se puede ver que la evolución es similar, con muy ligeras diferencias en las magnitudes.



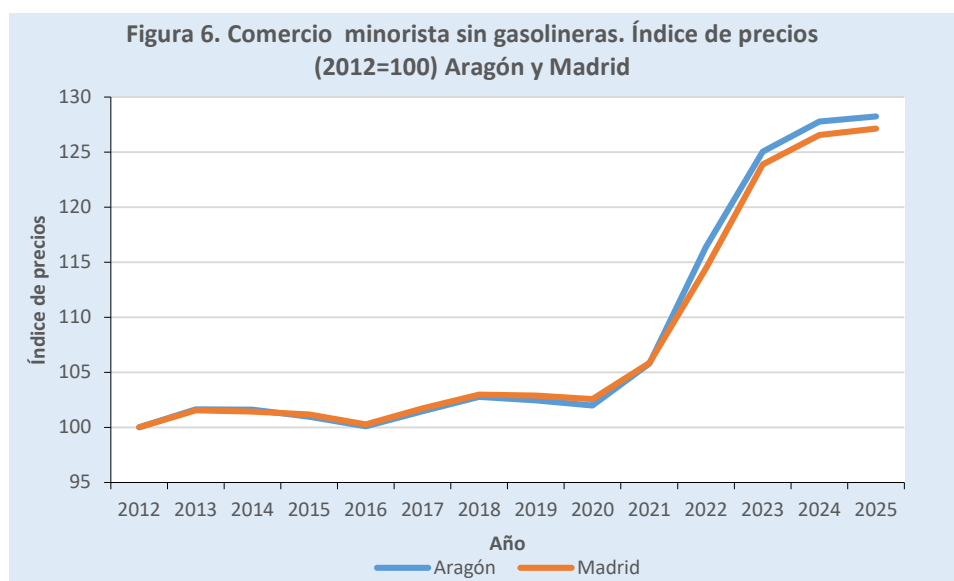
Divergencia en los precios

Consideramos la evolución del cociente entre el índice a precios corrientes y a precios constantes como indicativa de la evolución de los precios y procedemos con dicha variable como en las figuras anteriores para obtener las figuras 5 y 6, en las que se puede observar que hasta 2021 la evolución es muy pareja en las dos CCAA. Pero desde entonces los precios se elevan más en Aragón que en Madrid. Ello pone de manifiesto que, en una época de alta inflación, ha habido una menor eficiencia en Aragón con el consiguiente impacto negativo sobre el bienestar y el nivel de producción real.



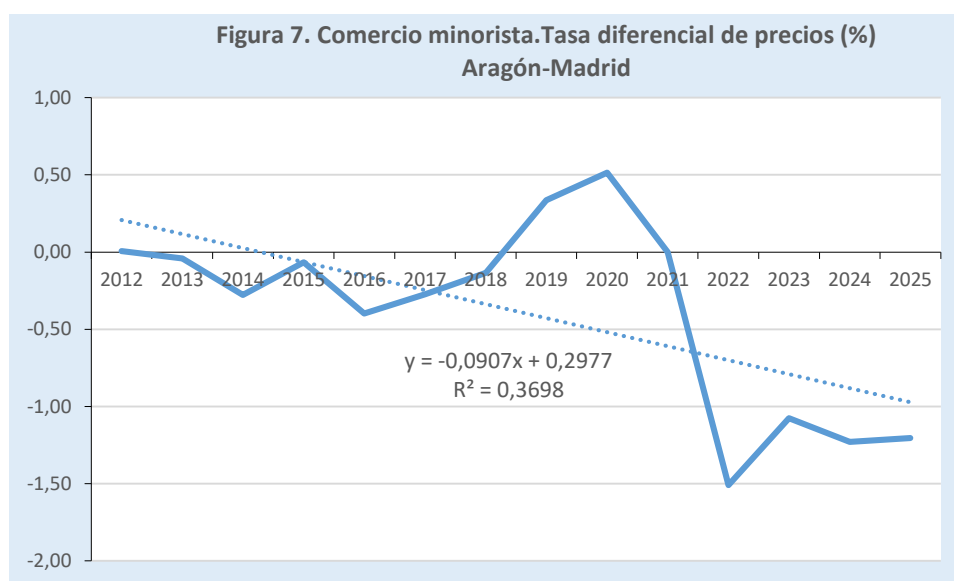
Fuente: Elaboración propia a partir del *Índice de comercio minorista*. INE

En el caso del sector sin estaciones de servicio (figura 6) se observa una diferencia de precios ligeramente menor.



Fuente: Elaboración propia a partir del *Índice de comercio minorista*. INE

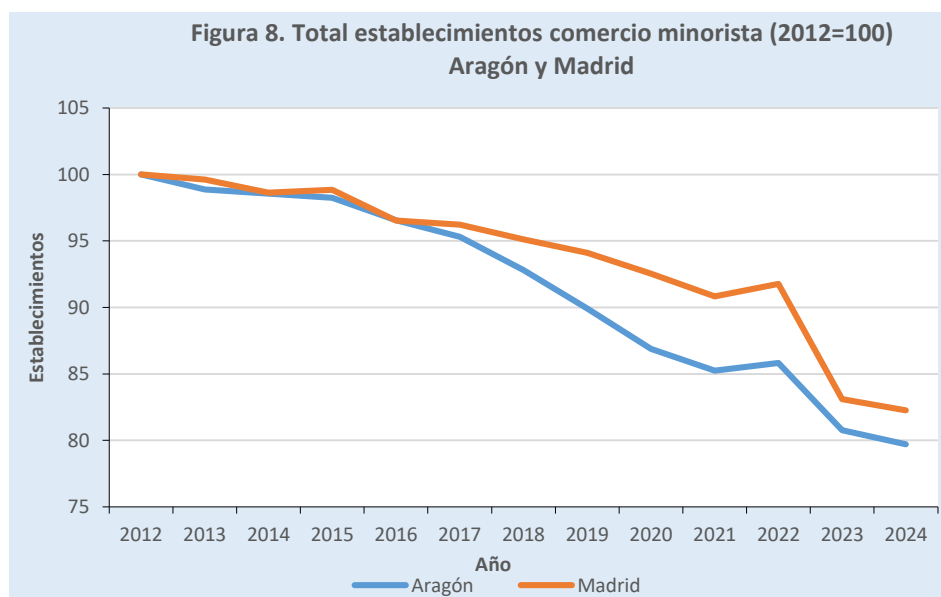
Si se calcula la tasa que supone la diferencia entre los precios de Madrid y Aragón, se representan los datos en la figura 7 y se traza la línea de tendencia, se concluye que a medida que pasa el tiempo la tasa de variación, que es prioritariamente negativa, lo es cada vez más, esto es, que el primer mercado va a ser progresivamente más eficiente que el segundo.



Fuente: Elaboración propia a partir del *Índice de comercio minorista*. INE

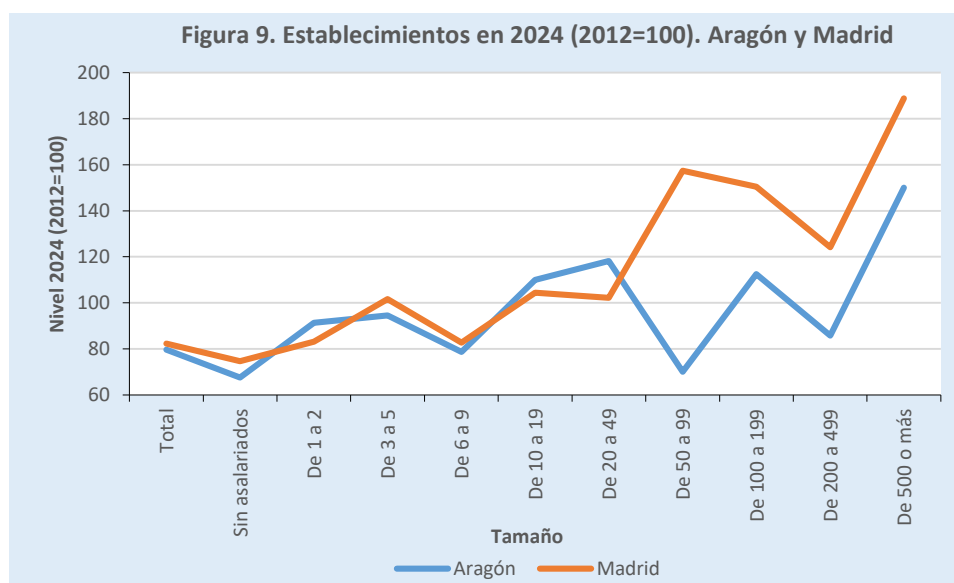
Divergencia en el número de establecimientos

La figura 8 muestra la evolución del número total de establecimientos de comercio minorista en Aragón y Madrid según el DIRCE, reescalando a 100 el dato de 2012. Se puede observar que en ambos casos está cayendo el número de establecimientos, pero que lo hace proporcionalmente más en Aragón. Inicialmente la evolución es muy pareja, siendo desde 2017 cuando se produce una clara divergencia entre las dos al caer más intensamente en Aragón. Lo que esto significa es que el hecho de aumentar el número de festivos abiertos no reduce el número de establecimientos en comparación con no hacerlo, sino todo lo contrario. Se podría haber pensado que iba a ser perjudicial para los pequeños comercios y entonces debería reducirse de manera intensa su número. Pero no es así. En todo caso, lo que esto significa, ya que hemos visto que la cifra de negocio total o bien se mantiene a precios constantes (Aragón) o aumenta (Madrid), es que la cifra media de negocio por establecimiento aumenta en ambos casos.



Fuente: Directorio Central de Empresas. INE

Cuando observamos lo que ocurre con los distintos tamaños de empleo, vemos en la figura 9, que representando el nivel de 2024 para ambas comunidades (siendo el de 2012=100), que hasta 19 trabajadores la evolución es parecida con alternancia del impacto, pero es a partir de los 20 cuando se producen las mayores divergencias, que son mayoritariamente favorables a Madrid.



Fuente: Directorio Central de Empresas. INE

En todo caso, el cuadro 1.1 completa la descripción de lo ocurrido al informar del valor del índice en 2024 para las dos CCAA respecto al valor 100 de 2012. Se puede observar lo que ocurre para todos los tamaños de establecimiento y comprobar si es cierto que la liberalización es peor para los pequeños comerciantes. La respuesta es negativa.

Cuadro 1.1. Índice del número de establecimientos en 2024 (2012=100)

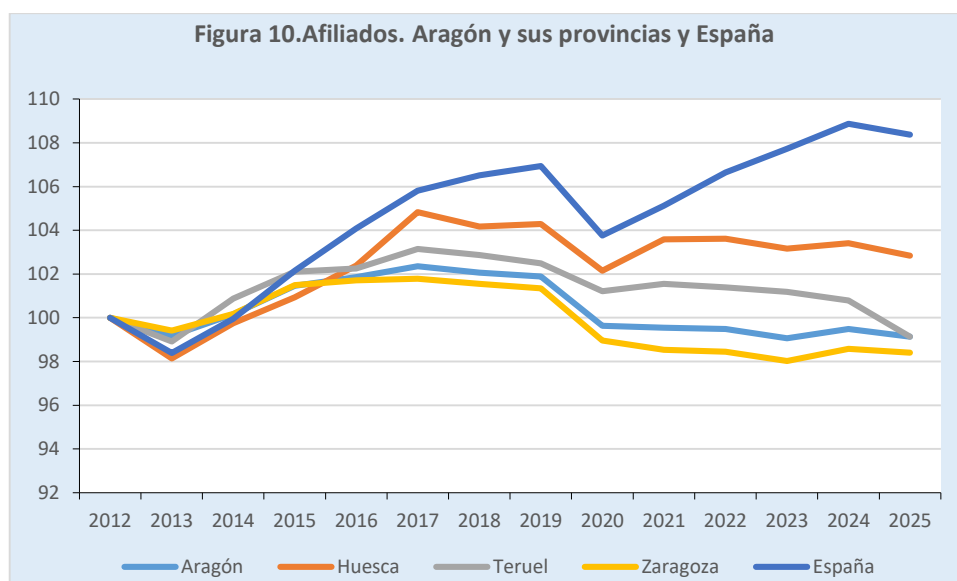
	Aragón	Madrid
Total	79,71	82,26
Sin asalariados	67,51	74,71
De 1 a 2	91,29	83,20
De 3 a 5	94,50	101,59
De 6 a 9	78,64	82,70
De 10 a 19	110,04	104,35
De 20 a 49	118,18	102,22
De 50 a 99	70,00	157,38
De 100 a 199	112,50	150,49
De 200 a 499	85,71	124,19
De 500 o más	150,00	188,89

Fuente: Directorio Central de Empresas. INE

La primera fila se refiere al total de establecimientos y el resto a los distintos tamaños de empleo. Se pone en negrita el mayor valor de cada fila (cada uno de los tamaños de establecimiento) para destacar cuál de las dos comunidades tiene la mejor evolución. Si consideramos pequeño tamaño hasta 50 trabajadores, observamos que en tres de ellos (1-2, 10-19 y 20-49) se comportan mejor en Aragón, pero también en otros tres se comporta mejor Madrid (sin asalariados, 3-5 y 6-9). En el resto de tamaños se comporta siempre mejor Madrid.

Una referencia al comportamiento provincial

Ya que por falta de datos no vamos a poder llevar a cabo el análisis por provincias, creemos conveniente dejar constancia de que no todas ellas tienen el mismo comportamiento que se ha observado para Aragón. En concreto, si nos fijamos en la figura 10, podemos ver que Teruel y Zaragoza se asemejan más a esa dinámica que Huesca, que muestra desde 2012 una evolución mucho más positiva, al menos en los datos de afiliados que es en los que hemos podido hacer la desagregación provincial.



Análisis cuantitativo de las divergencias

Además de las evidencias que ponen de manifiesto las anteriores comparaciones descriptivas sobre la evolución de las distintas variables del sector, se puede valorar cuantitativamente cómo se pueden resumir dichas diferencias de forma rigurosa. Si se realizan regresiones con los datos de Aragón y Madrid conjuntamente entre 2012 y 2025, representados en las figuras previas, utilizando una técnica conocida como diferencias en diferencias, se estima el impacto anual de la apertura de 10 festivos en Aragón frente a 66 en Madrid. Las regresiones correspondientes proporcionan los siguientes resultados:

1. La **cifra de negocio del comercio minorista aragonés** es un **2,30% menor** (sería un 0,04% mayor por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.1 del Anexo, donde se resalta en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje.

2. La **cifra de negocio del comercio minorista aragonés, excluidas las estaciones de servicio (gasolineras)**, es un **1,90% menor** (sería un 0,034% mayor por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.2 del Anexo, donde se resalta en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje.

3. El **empleo del comercio minorista aragonés** es un **0,9% menor** (sería un 0,016% mayor por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.3 del Anexo, donde se resalta en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje.

4. El **empleo del comercio minorista aragonés, excluidas las estaciones de servicio (gasolineras)**, es un **1,1% menor** (sería un 0,02% mayor por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.4 del Anexo, donde se resalta en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje.

5. Los **precios del comercio minorista aragonés no son diferentes** a los de Madrid. En el cuadro A5 del Anexo se puede ver que la variable que se refiere a Aragón no tiene un parámetro distinto de Madrid y por ello no aparece.

6. Los **precios del comercio minorista aragonés, excluidas las estaciones de servicio (gasolineras)**, son un **2,91% menores** (sería un 0,05% mayores por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.4 del Anexo, donde se resalta en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje.

Estos resultados se derivan de seis regresiones que se presentan en el apartado A.1 del Anexo de regresiones que se adjunta al final del estudio. Sin embargo, no podemos

considerarlos como definitivos porque hay que aplicar una metodología más completa que la aplicada en estas regresiones.

Como hay que presentar metodológicamente la extensión que llevamos a cabo posteriormente en la estimación del impacto directo de la apertura de festivos, lo que hacemos en el capítulo siguiente es discutir las metodologías aplicadas tanto nacional como internacionalmente y presentar la que vamos a usar, antes de exponer los resultados obtenidos más generales y definitivos en los capítulos posteriores.

3. La literatura disponible sobre el efecto económico de la apertura de festivos

El origen del impacto positivo

Es habitual escuchar argumentos indicando que la apertura de festivos no aumenta las ventas. Sin embargo, los trabajos empíricos publicados encuentran mayoritariamente efectos claramente positivos. Es interesante responder a la pregunta de por qué se produce el incremento en el comercio y en el empleo que se encuentran en la mayoría de estudios empíricos.

Lo más probable es que la ampliación del horario de apertura en festivo provoque un desplazamiento del gasto. Cabe esperar que las grandes superficies abran más los domingos, pero los consumidores dispondrán de la misma cantidad de dinero para gastar, ya que es muy improbable que el cambio altere las decisiones de los hogares sobre cuánto desean gastar y ahorrar. Como resultado de la desregulación, podrían optar por gastar su dinero de diferentes maneras, por ejemplo, trasladando el gasto de sectores no minoristas (como el ocio) al comercio minorista, o de las empresas online al comercio tradicional y local. Es un cambio claro que se puede dar, pero no hay muchas razones para pensar que originará cambios sustanciales en el gasto. Hay otros dos efectos que son también probables. En primer lugar, la demanda de los clientes se desplazará de las pequeñas tiendas, que actualmente no tienen restricciones para operar los domingos, a las grandes. En segundo lugar, gran parte de la nueva demanda en las grandes superficies los domingos corresponderá a un gasto que, de otro modo, se habría producido en otro momento de la semana. Por último, no hay que añadir el gasto

derivado de la interacción comercio-turismo que sí que provoca expansión neta del comercio y el incremento de la demanda impulsado por el nuevo empleo necesario para la apertura de festivos adicionales.

Referencias internacionales

En cuanto a los efectos de la apertura de festivos adicionales sobre el volumen de ventas, las estimaciones de Skuterud (2004) muestran que las ventas en el sector minorista aumentaron entre un 7,8% y un 9,0% en Canadá tras la liberalización de los horarios comerciales. Goos (2005) encuentra que el volumen de negocio aumentó en los Estados Federales de Estados Unidos que liberalizaron el comercio entre un 3,9% y un 10,7% según los casos. Danchev y Genakos (2015) muestran que la liberalización de horarios para permitir abrir en domingo tiene un impacto positivo sobre el nivel de empleo total y el nivel de gasto en 30 países europeos durante el período de 1999-2013.

Sobre todo, se pueden encontrar estudios sobre el efecto que la apertura en festivos tiene sobre el empleo. Gradus (1996) utilizó la experiencia previa de la liberalización en Suecia para estimar el impacto que tendría una regulación menos restrictiva en el nivel de empleo de los Países Bajos. Sus estimaciones sugieren que un incremento de 10 horas semanales en la apertura de los establecimientos comerciales conllevaría un incremento del 1,6% del empleo en el sector comercial. Skuterud (2004), adicionalmente, encuentra evidencias sólidas de que la liberalización comercial aumentó el nivel de empleo en las diferentes provincias canadienses entre un 7,8% y un 9,0%, con un efecto en el largo plazo de entre el 5,2% y 10,9%. Goos (2005) concluye que los cambios en las leyes de apertura los domingos en Estados Unidos incrementaron el empleo entre un 4.4% y un 6.4% en las industrias que liberalizan sus horarios comerciales. En el conjunto de países

de la OCDE, Fiori, Nicoletti, Scarpetta, y Schiantarelli (2008) estiman incrementos del mismo durante las dos últimas décadas previas atribuibles a la liberalización de los mercados. Finalmente, Oxford Economics (2015) estima un impacto negativo en el Reino Unido sobre el empleo, al igual que en su estudio de la liberalización de 1994.

Finalmente, sobre el número de establecimientos Bertrand y Kramarz (2002) argumentan que la desregularización habría aumentado el número de empresas en Francia. Goos (2005) también halla evidencias de que aumentaron entre un 1% y un 1.5% en las industrias liberalizadas a raíz del cambio regulatorio.

Como vemos los efectos son mayoritariamente positivos.

Referencias nacionales

Como se trata de un trabajo aplicado a la economía española, lo primero que debemos identificar es el conjunto de antecedentes de estudios similares que se hayan hecho con anterioridad. Podemos referenciar fundamentalmente dos, uno de AFI para el caso de la liberalización del comercio en Madrid (AFI, 2017) y otro para Andalucía realizado por un equipo de la Universidad de Pablo Olavide de Sevilla (De los Llanos y Mora, 2009).

De ellos el más relevante e interesante es el de AFI, por tener como objeto el caso paradigmático de liberalización de comercio de Madrid y por usar una metodología que tiene aspectos novedosos, aunque alguno que resulta clave sea bastante discutible. Da la sensación de que se abonan a la visión del problema en su análisis de que la vía por la que se produce el efecto en la actividad económica es sobre los precios, de tal manera que estiman un descenso del 0,05% y es de ese descenso de donde viene tanto un incremento en la demanda como un incremento en el excedente del consumidor.

Por otra parte, De los Llanos y Mora (2009) analizan el impacto de la flexibilización del comercio minorista en Andalucía al aumentar los domingos a 16 y aplicar las Zonas de Gran Afluencia Turística (ZGAT). En este caso lo que ocurre es que se toma una elasticidad de un trabajo muy anterior como un dato de partida sin buscar datos actuales, a partir de la cual fijan el impacto directo y luego todo se resume en aplicar las tablas IO para los impactos indirecto e inducido.

Son dos planteamientos desde nuestro punto de vista limitados, ya que establecen dos hipótesis de partida para fijar el impacto directo muy discutibles. Es necesario replantear el enfoque y adoptar otra perspectiva de partida que trate de estimar los efectos directos de forma rigurosa.

La normativa, la variedad de experiencias y la oportunidad para hacer un estudio riguroso

Como se ha indicado previamente, la normativa española en lo que respecta a las aperturas en domingos y festivos es de las más restrictivas de Europa, solamente en lo que se refiere a los establecimientos superiores a los 300 metros cuadrados. Como se ha indicado, las mayores restricciones están en el País Vasco que sólo autoriza apertura 8 días festivos de los 66 anuales, le sigue Navarra con 9, diez comunidades autónomas (CCAA) abren 10 domingos (Aragón, Asturias, Baleares, Canarias, Castilla y León, Cataluña, Galicia, Extremadura, Galicia y La Rioja), Comunidad Valenciana con 11, Castilla-La Mancha con 12, Andalucía, Murcia y Melilla con 16 y Madrid y Ceuta con 66. Vemos que no sólo Madrid, sino también Ceuta, no tienen restricciones para abrir en festivos.

Por lo tanto, hay una gran variedad de situaciones en nuestro mismo entorno nacional que, al compartir un mismo tipo de información estadística, puede facilitar el estudio comparativo y hacerlo de forma rigurosa. Además, el caso de Madrid tiene ya un recorrido que, si bien no es muy largo, sí que aporta datos que suponen una evidencia valiosa que se puede comparar con la evolución del resto de CCAA para sacar conclusiones del efecto de la liberalización.

Es esta comparación el núcleo central de nuestra metodología. Hemos de cuantificar el efecto que empíricamente está teniendo en España el aumento del número de aperturas de festivos con los datos estadísticos existentes. En realidad, no hay disponibilidad de modelos teóricos suficientemente fundamentados que permitan obtener conclusiones claras. La disponibilidad de datos es una gran oportunidad para aportar conocimiento. Las posiciones en torno al problema de la apertura de festivos están muy divididas y son difícilmente reconciliables, pero ello no es óbice para intentar profundizar en la evidencia que contienen los datos disponibles para aportar algo de luz que pueda clarificar esa discusión.

4. Resultados de la aplicación de la metodología a los datos del INE, EPA, afiliados a la SS y SABI con todas las CCAA

Los indicios que se han presentado en el capítulo 2 sólo sirven para anticipar que hay evidencias claras que se pueden cuantificar, pero en modo alguno se pueden dar por definitivas. Las razones para ello son las siguientes:

1. Se trata de resultados que usan una única fuente de datos (INE) y los estudios de impacto aconsejan llegar a las conclusiones por más de un camino.
2. Sólo se ha hecho la comparación entre dos CCAA, que son las que centran el interés, Aragón y Madrid. Si se introducen en la cuantificación los datos de todas las demás, los resultados serán mucho más depurados y definitivos al captar comportamientos mucho más generales.
3. En principio se han presentado indicios de lo que sería el impacto directo en lo que se refiere a la cifra de negocio y al empleo, por lo que es necesario completarlo con los impactos indirecto e inducido.

Por lo tanto, en este apartado y los siguientes se presentan los resultados obtenidos de todas las pruebas indicadas, tras lo cual podremos concluir con las cifras de impacto a las que nos conducen.

Explotación de los datos del INE para todas las CCAA

Cuando en lugar de estimar el impacto con sólo dos comunidades autónomas, como se ha hecho en las regresiones el capítulo 2, lo hacemos con la información de todas ellas y mantenemos como referencia la comparación con Madrid. Actuando así se obtienen los resultados siguientes, que se derivan de las regresiones que se presentan en el apartado A.2 del Anexo de regresiones.

1. La **cifra de negocio del comercio minorista aragonés** es un **1,54% menor** (0,03% más por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.7 del Anexo, donde se resalta en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje, que en este caso es la variable referida a Madrid.

2. La **cifra de negocio del comercio minorista aragonés, excluidas las estaciones de servicio (gasolineras)**, es un **1,66% menor** (0,03% más por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.8 del Anexo, donde se resalta en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje, que en este caso es la variable referida a Madrid.

3. El **empleo del comercio minorista aragonés** es un **0,73% menor** (0,013% más por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.9 del Anexo, donde se resalta en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje, que en este caso es la variable referida a Madrid.

4. El **empleo del comercio minorista aragonés, excluidas las estaciones de servicio (gasolineras)**, es un **0,79% menor** (0,014% más por cada festivo adicional abierto). Este resultado está recogido en la regresión del cuadro A.10 del Anexo, donde se resalta

en negrita el parámetro del que se deriva este porcentaje, que en este caso es la variable referida a Madrid.

5. Los **precios del comercio minorista aragonés** no son diferentes estadísticamente de los de Madrid. Por ello no aparece como explicativa. Ninguna comunidad autónoma destaca por un comportamiento diferente de los precios.

6. Los **precios del comercio minorista aragonés, excluidas las estaciones de servicio (gasolineras)** no son diferente estadísticamente de los de Madrid. Por ello no aparece como explicativa. Ninguna comunidad autónoma destaca por un comportamiento diferente de los precios.

De manera que confirmamos que sí que se produce una mejora en la cifra de negocios a precios constantes, si bien es más moderada que al comparar sólo Aragón y Madrid. Lo mismo puede afirmarse en lo que respecta al empleo. En ambos casos se están perdiendo oportunidades por no abrir más domingos. Lo que no se confirma, en ninguna de las pruebas realizadas, es que haya una repercusión sobre los precios. Por lo tanto, esto confirma el impacto directo sobre la cifra de negociación y sobre el empleo, tras lo cual habrá que estimar los impactos indirecto e inducido.

Hay tres ámbitos adicionales en los que cabe complementar el análisis en ese intento de confirmar la evidencia por otros caminos adicionales.

Explotación de los datos de afiliaciones, EPA, SABI Y DIRCE para todas las CCAA

Ni los datos de afiliaciones ni los de la EPA concluyen que hay un efecto diferencial en el empleo entre Aragón y Madrid. Estos resultados se recogen en los cuadros A.13 y A.14 del Anexo, respectivamente. Tampoco se constata diferencia en el comportamiento de los establecimientos según la regresión del cuadro A.15, esto es, que hay otros factores propios de cada comunidad que influyen en ellos, pero no la diferencia en la regulación.

Sin embargo, sí que los datos de SABI nos han permitido obtener una conclusión clara en el caso de Aragón respecto a la mayor parte de comunidades. El nivel de ventas a precios constantes de las empresas minoristas presentes en dicha base (prioritariamente medianas y grandes) está un 6% por debajo del promedio de las CCAA.

En el caso de SABI, con empresas que son SA y SL, se capta un diferencial en la cifra de negocios con Madrid para el mismo comportamiento del resto de variables del 6% negativo, al igual que País Vasco, Ceuta y Melilla, aunque cada una con una proporción distinta de desviación, como puede verse en el cuadro A.16.

Conclusión respecto al impacto con estos resultados

Los resultados obtenidos indican que hay impacto claro en ventas y empleo en los datos del INE, pero en esta última variable no se confirma con afiliaciones y EPA. Hay que tomar una decisión, primero con el tipo de ventas que se toman (con o sin estaciones de servicio) y segundo con el empleo. Lo cierto es que el impacto sobre el empleo no es muy alto, por lo que sabiendo que no hay coincidencia en las fuentes y es un impacto pequeño podemos aceptar que se produce ese impacto pequeño que indican los datos del INE.

Es claro, por otra parte, que en cuanto a la cifra de negocio hay que coger la segunda conclusión de los resultados con todas las CCAA. Lo mismo que en lo que respecta a los precios, ya que no hay efecto. ¿Qué cifras tomar? Para la cifra de negocios la correspondiente a precios constantes, así estaremos indicando que sólo nos interesa el efecto real, depurado de la evolución monetaria de la inflación. El sector ha de ser además sin estaciones de servicio, porque interesa tomar la parte del sector más homogénea. O sea, un impacto de 1,66% en cifra de negocios y un impacto de 0,79% en el empleo.

Aplicados estos dos coeficientes se estima el impacto directo, en porcentajes, y se pueden aproximar cifras.

5. Impacto total: directo, indirecto e inducido

Hasta aquí se habrá estimado el impacto directo de la apertura de festivales. Pero por la interacción entre sectores y por la dinámica temporal ahorro-inversión hay un efecto difusor del impacto que tiene dos versiones en lo que respecta a la actividad económica y al empleo. La interacción entre sectores permite estimar el impacto indirecto que es la primera versión y la dinámica ahorro inversión lleva a estimar el impacto inducido que es la segunda versión.

El impacto directo de la apertura de 66 festivales en Aragón

En principio los efectos directos según las estimaciones para 2019 serían de 99,6 millones de euros sobre la cifra de negocios del sector (1,66% de 6.000 millones del total) y 119,5 a precios de 2025. El impacto directo sobre el empleo sería de 395 trabajadores (0,79% de 50.000).

Impacto indirecto de la apertura de 66 festivales en Aragón

Esos impactos directos de producción y empleo deben considerarse para concluir el efecto indirecto correcto a partir del análisis IO. Por medio de multiplicadores se puede calcular el efecto producción (a precios básicos) que ese efecto directo genera. Por lo que respecta al impacto indirecto en la producción hay que utilizar los multiplicadores de todos los sectores y el uso que el sector de comercio minorista hace de cada uno de ellos. Aplicando adecuadamente la técnica resulta que el impacto indirecto total sobre la producción de todos los sectores de los 99,6 millones del impacto directo es de 160 millones de euros que a precios de 2025 serían 191,9 millones. Si se resta el efecto directo, el efecto indirecto neto es de 72,4 millones de euros.

De modo que el impacto indirecto sobre la producción (cifra de negocio), propiamente dicho, es de 72,4 millones de euros en 2025.

Queda por calcular el impacto indirecto en el empleo. Para ello es necesario multiplicar el coeficiente de necesidades de cada sector que tiene el comercio minorista por su correspondiente coeficiente de empleo (cociente entre la el empleo y la producción total). Con ello se ve que el impacto es de 801 trabajadores, que si se resta el impacto directo quedan en 406.

Impacto inducido de la apertura de 66 festivos en Aragón

El impacto sobre la renta es el nexo inevitable que pone en marcha dinámicas diferentes a las meramente intersectoriales porque suponen realimentaciones que se producen en el ámbito de la demanda. Esta realimentación se produce por el consumo y por la inversión. Si se aprovechan las ratios del consumo y la inversión con el valor añadido de las tablas IO se puede concluir una secuencia de sucesivas interacciones de generación de impactos renta que vuelven a producir nuevos impactos sobre producción y empleo. Aquí ya no es necesario restar efecto directo alguno. Volvemos a hablar de impactos inducidos en producción y empleo. La manera de calcularlos es un poco distinta. Los valores son para el impacto en la producción de 37,8 millones de euros a precios de 2025 y sobre el empleo de 253 ocupados.

Impacto total de la apertura de 66 festivos en Aragón

Los impactos indicados anteriormente se reflejan en el cuadro 5.1 y se añade un impacto total, que es la suma de los tres impactos parciales: directo, indirecto propiamente dicho e inducido. El impacto total en la producción es de 229,7 millones de euros y el del empleo de 1.054 trabajadores.

Cuadro 5.1. Impacto económico de la apertura de 66 festivales en Aragón

Año 2025	Sin impacto directo	
Impacto directo producción (millones euros)	119,5	
Impacto directo empleo (trabajadores)	395	
Impacto indirecto producción (millones euros)	191,9	72,4
Impacto indirecto empleo (trabajadores)	801	406
Impacto inducido producción (millones euros)	37,8	37,8
Impacto inducido empleo (trabajadores)	253	253
Impacto total producción (millones euros)	229,7	
Impacto total empleo (trabajadores)	1.054	

ANEXO. RESULTADOS DE LAS REGRESIONES

En este Anexo se presentan las regresiones en las que están basadas las cuantificaciones que se llevan a cabo para el impacto directo, así como las decisiones sobre los impactos que evidencian claramente los datos sobre las diferencias entre Aragón y Madrid, al ser esta la comunidad con mayor nivel de liberalización.

Todas las regresiones tienen un excelente poder explicativo y se realizan de una manera secuencial para poner de manifiesto que no todas las diferencias que reflejan los datos se deben a la diferencia en la regulación. El método de diferencias en diferencias aplicado permite distinguir qué parte de estas divergencias se deben a esa regulación y cuál es la que responde a la dinámica económica propia de cada comunidad autónoma.

Lo primero que se hace en este Anexo es presentar las variables utilizadas, para posteriormente recoger los resultados fundamentales de cada una de las regresiones en las que se basan las argumentaciones hechas en el texto.

Presentación de variables y terminología

Las variables utilizadas en las regresiones son las siguientes:

lcn1pcon= Índice de cifra de negocios (pc) del sector en las CCAAA según el INE (logaritmo neperiano)

lcn2pcon= Índice de cifra de negocios (pc) del sector sin estaciones de servicio a precios constantes en las CCAAA según el INE (logaritmo neperiano)

ltpib=Tasa de crecimiento del PIB de las CCAA según el INE (logaritmo neperiano)

lo1= Índice de ocupación del sector en las CCAAA según el INE (logaritmo neperiano)

lo2= Índice de ocupación del sector sin estaciones de servicio en las CCAAA según el INE (logaritmo neperiano)

lip1=índice de precios del sector en las CCAAA según el INE (logaritmo neperiano)

lip2=índice de precios del sector sin estaciones de servicio en las CCAAA según el INE (logaritmo neperiano)

lafil=Número de afiliados a la seguridad social del sector en las CCAAA (logaritmo neperiano)

lepa=Ocupación del sector según la EPA en las CCAAA (logaritmo neperiano)

lcn1pconsabi= Índice de cifra de negocios (pc) del sector en las CCAAA (logaritmo neperiano)

lest= Número de establecimientos del sector en las CCAAA según el DIRCE del INE (logaritmo neperiano)

(pc)= Precios constantes

cons = Término constante de las regresiones

Además de estas variables, en el método de diferencias en diferencias se utilizan, para recoger las dimensiones temporal y geográfica del comportamiento del sector, variables ficticias para todos los años desde 2012 hasta 2023, 2024 o 2025 (según la regresión y el tipo de fuente de datos) y para las 17 CCAA más Ceuta y Melilla y más el promedio nacional.

Cuando una variable aparece seguida de un paréntesis con un signo negativo, por ejemplo, $lo1(-1)$, significa que influye el valor del periodo anterior, si es -2 , de dos periodos anteriores y así sucesivamente. Es lo que en econometría se denominan retardos,

A.1.- Regresiones con datos del INE para Aragón y Madrid

En las regresiones con sólo Aragón y Madrid el término constante de la ecuación sería el correspondiente a Madrid y la variable Aragón es una ficticia para los datos de dicha CA, por lo que refleja la diferencia con Madrid. Al ser una ecuación doble logarítmica, el coeficiente de la variable Aragón es aproximadamente la diferencia en tanto por uno con el valor de la correspondiente variable para Madrid.

Así, el cuadro A.1 refleja el resultado de la regresión para la cifra de negocios, que tiene el máximo nivel de explicación ($R^2=1$), los coeficientes de todas las variables son estadísticamente muy diferentes de cero, siendo las variables explicativas un retardo de la propia variable que se explica, los años 2020 y 2021, la variable representativa de Aragón y el índice de precios retrasado os periodos. El coeficiente de la penúltima variable es -0,0233, estadísticamente muy diferente de cero, que indica que la cifra de negocios de Aragón es aproximadamente un 2,30% menor que la correspondiente a Madrid.

Cuadro A.1. Modelo del índice de cifra de ventas. Comercio minorista. Precios constantes

R²=1,00	Observaciones=24	F(5, 19) > 99999.00	Prob > F =0,0000
lcn1pcon	Coeficiente	t	P> t
lcn1pcon(-1)	1,0059	730,82	0,000
2021	0,0358	2,34	0,030
2020	-0,0698	-4,55	0,000
aragón	-0,0233	-2,75	0,013
lip1(-2)	-0,1563	-2,44	0,024

El cuadro A.2 refleja el resultado de la regresión para la cifra de negocios sin estaciones de servicio, que también tiene el máximo nivel de explicación ($R^2=1$), los coeficientes de las variables son estadísticamente diferentes de cero para un nivel de significación mayor, siendo las variables explicativas un retardo de la propia variable que se explica, los años 2020 y 2021 y la variable representativa de Aragón. El coeficiente de esta última variable es -0,0192, estadísticamente diferente al 10%, que indica que la cifra de negocios de Aragón es aproximadamente un 1,90% menor que la correspondiente a Madrid.

Cuadro A.2. Modelo del índice de cifra de ventas. Comercio minorista sin estaciones de servicio
Precios constantes

R²=1,00	Observaciones=26	F(4, 22) > 99999.00	Prob > F =0,0000
lcn2pcon	Coeficiente	t	P> t
lcn2pcon(-1)	1,0042	543,79	0,000
2021	0,0412	1,94	0,065
2020	-0,0374	-1,76	0,092

aragón	-0,0192	-1,69	0,104
--------	---------	-------	-------

El cuadro A.3 presenta el resultado de la regresión para el índice de ocupación del sector, que también tiene el máximo nivel de explicación ($R^2=1$), los coeficientes de las variables son estadísticamente diferentes de cero para un nivel de significación menor del 10%, siendo las variables explicativas un retardo de la propia variable que se explica, la cifra de negocios contemporánea y con un retardo y la variable representativa de Aragón. El coeficiente de esta última variable es -0,009, estadísticamente diferente de cero al 8,5%, que indica que el índice de ocupación de Aragón es aproximadamente un 0,90% menor que el correspondiente a Madrid.

Cuadro A.3. Modelo del índice de ocupación. Comercio minorista. Precios constantes

R ² =1,00	Observaciones=26	F(4, 22) > 99999.00	Prob > F =0,0000
lo1	Coeficiente	t	P> t
lo1(-1)	0,867	26,72	0,000
aragón	-0,009	-1,81	0,085
lcn1pcon	0,296	4,99	0,000
lcn1pcon(-1)	-0,160	-2,43	0,024

El cuadro A.4 presenta el resultado de la regresión para el índice de ocupación del sector sin incluir estaciones de servicio, que también tiene el máximo nivel de explicación ($R^2=1$), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero, siendo las variables explicativas un retardo de la propia variable que se explica, el año 2020, la cifra de negocios contemporánea y la variable representativa de Aragón. El coeficiente de esta última variable es -0,0109, estadísticamente muy diferente de cero, que indica que el índice de ocupación de Aragón es aproximadamente un 1,1% menor que el correspondiente a Madrid.

Cuadro A.4. Modelo del índice de ocupación. Comercio minorista sin estaciones de servicio
Precios constantes

R ² =1,00	Observaciones=26	F(4, 22) > 99999.00	Prob > F =0,0000
lo2	Coeficiente	t	P> t

lo2(-1)	0,8368	28,08	0,000
2020	-0,0233	-3,26	0,004
aragón	-0,0109	-2,69	0,013
lcn2pcon	0,1677	5,54	0,000

El cuadro A.5 presenta el resultado de la regresión para el índice de precios del sector, que tiene un nivel de explicación del 96,40% ($R^2=0,964$), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero, siendo las variables explicativas los retardos de uno y dos periodos de la propia variable que se explica, el retardo cuatro periodos de la cifra de negocios y la tasa de crecimiento del PIB. La variable representativa de Aragón no es significativamente distinta de cero a un nivel de significación aceptable, por lo que hay que concluir que no hay diferencia entre los precios de Aragón y Madrid.

Cuadro A.5. Modelo del índice de precios. Comercio minorista. Precios constantes

	R²=0,964	Observaciones=18	F(4 14) = 92,49	Prob > F =0,0000
lp1	Coefficiente	t	P> t 	
lip1(-1)	1,5017	8,27	0,000	
lip1(-2)	-0,6050	-2,70	0,017	
lcn1pcon(-4)	0,0290	2,59	0,021	
ltplib(-1)	0,0354	2,55	0,023	

Y finalmente el cuadro A.6 contiene el resultado de la regresión para el índice de precios del sector sin incluir las estaciones de servicio, que tiene un nivel de explicación del 99,70% ($R^2=0,997$), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero, siendo las variables explicativas los retardos de uno, dos y cuatro periodos de la propia variable que se explica, el año 2021, la cifra de negocios contemporánea y con retardo de cuatro periodos, la tasa de crecimiento del PIB con retardo de cuatro periodos y la variable representativa de Aragón muy significativamente distinta de cero. El valor estimado para su coeficiente indica que los precios en Aragón serían menores que los de Madrid aproximadamente en un 2,95%.

Cuadro A.6. Modelo del índice de precios. Comercio minorista sin estaciones de servicio
Precios constantes

	R ² =0,997	Observaciones=15	F(8, 7) = 275,39	Prob > F =0,0000
lip2	Coefficiente	t	P> t	
lip2(-1)	1,5587	15,72	0,000	
lip2(-2)	-1,4897	-13,54	0,000	
lip2(-4)	2,7532	8,69	0,000	
2021	0,0179	2,65	0,033	
aragón	-0,0295	-2,74	0,029	
lcn2pcon	-0,4167	-4,75	0,002	
lcn2pcon(-4)	0,4629	5,18	0,001	
ltplib(-4)	0,0170	2,68	0,032	

A.2.- Regresiones con datos del INE para todas las CCAA

En las regresiones con todas las CCAA el término constante de la ecuación es el valor correspondiente al promedio común de todas ellas. Si hay alguna que se distancia estadísticamente de ese comportamiento promedio deberá reflejarse en que el coeficiente representativo de la misma será significativamente distinto de cero. Por ejemplo, si el coeficiente de Madrid es significativamente distinto de cero y positivo y el de Aragón no lo es, el coeficiente de Madrid indicará aproximadamente el tanto por ciento de diferencia entre el valor de la variable explicada en las dos comunidades autónomas.

El cuadro A.7 contiene el resultado de la regresión para la cifra de negocios, que tiene un nivel de explicación del 91,4% (R²=0,914), los coeficientes de todas las variables son estadísticamente muy diferentes de cero, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica uno, dos y cuatro retardos, Canarias y Madrid, la tasa de crecimiento del PIB contemporánea, el índice de precios con un retardo de cuatro

periodos y la ocupación con un periodo de retardo. El coeficiente Madrid es 0,0153, estadísticamente muy diferente de cero, lo que indica que la cifra de negocios de Aragón es aproximadamente un 1,53% menor que la correspondiente a Madrid al tener coeficiente cero. Es esta la diferencia que podemos entender como originada por la diferente regulación de la libertad de horarios.

Cuadro A.7. Modelo del índice de cifra de negocios. Comercio minorista. Precios constantes

R2=0,914 Observaciones=179 F(8 170) = 225,02 Prob > F =0,0000			
Lcn1pcon	Coeficiente	t	P> t
lcn1pcon(-1)	1,0335	29,93	0,000
lcn1pcon(-3)	-0,1793	-4,39	0,000
lcn1pcon(-4)	0,0978	2,93	0,004
canarias	0,0243	3,38	0,001
madrid	0,0153	2,16	0,032
ltpib	0,0128	4,25	0,000
lip1(-4)	-0,7214	-7,48	0,000
lo1(-1)	-0,1281	-2,06	0,041
_cons	0,8426	3,24	0,001

Se puede observar también en el cuadro A7 que Canarias también aparece con su coeficiente distinto de cero e incluso mayor que Madrid. Ello es reflejo de la interacción entre el turismo, su principal actividad económica y fuente de demanda de comercio minorista, y la actividad de este sector. Vamos a ver que este rasgo se vuelve a presentar en alguna regresión adicional.

El cuadro A.8 refleja el resultado de la regresión para la cifra de negocios del sector sin estaciones de servicio, que tiene un nivel de explicación del 91,1% (R2=0,911), los coeficientes de las variables son estadísticamente muy diferentes de cero, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica con uno, tres y cuatro retardos, el año 2019, la tasa de crecimiento del PIB, el índice de precios contemporáneo, con uno y tres retardos y la variable representativa de Madrid. El coeficiente de esta última variable es 0,0165, estadísticamente diferente de cero, que indica que la cifra de

negocios del sector sin estaciones de servicio de Aragón es aproximadamente un 1,65% menor que la correspondiente a Madrid.

Cuadro A.8. Modelo del índice de cifra de negocios. Comercio minorista sin estaciones de servicio.

Precios constantes			
R²=0,911	Observaciones=179	F(9, 169) = 192,32	Prob > F =0,0000
lcn2pcon	Coefficiente	t	P> t
lcn2pcon(-1)	0,9883	29,20	0,000
lcn2pcon(-3)	-0,2312	-4,90	0,000
lcn2pcon(-4)	0,1892	4,86	0,000
madrid	0,0165	2,22	0,028
2019	0,0118	1,94	0,054
ltplib	0,0242	6,70	0,000
lip2	-0,3728	-5,69	0,000
lip2(-1)	0,5717	6,55	0,000
lip2(-3)	-0,6337	-8,23	0,000
_cons	0,3343	3,00	0,003

El cuadro A.9 presenta el resultado de la regresión para el índice de ocupación del sector, que también tiene un nivel de explicación del 92,3% ($R^2=0,923$), los coeficientes de las variables son estadísticamente muy diferentes de cero excepto uno, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica con uno y dos retardos, el índice de precios con un retardo de cuatro periodos, la tasa de crecimiento del PIB con uno y dos retardos y la variable representativa de Madrid. El coeficiente de esta última variable es -0,0073, estadísticamente diferente de cero, que indica que el índice de ocupación de Aragón es aproximadamente un 0,73% menor que el correspondiente a Madrid.

En este caso aparecen con su coeficiente distinto de cero Baleares y Canarias, e incluso mayor que el de Madrid e idéntico para las dos comunidades autónomas, como en el caso de la cifra de negocios del sector sin estaciones de servicio, que es reflejo, como ya se ha indicado, de la interacción entre el turismo y la actividad del sector del comercio

minorista. Es la segunda vez que se presentar este resultado.

Cuadro A.9. Modelo del índice de ocupación. Comercio minorista. Precios constantes

	R ² =0,923	Observaciones=154	F(8, 145) = 217,23	Prob > F =0,0000
lo1	Coefficiente	t	P> t	
lo1(-1)	1,1348	19,51	0,00	
lo1(-2)	-0,3082	-5,64	0,00	
balears	0,0112	3,05	0,00	
canarias	0,0112	3,14	0,00	
madrid	0,0073	2,22	0,03	
lip1(-4)	-0,1570	-3,52	0,00	
ltpib	0,0018	0,97	0,33	
ltpib(-2)	0,0034	2,33	0,02	
_cons	0,8177	6,14	0,00	

El cuadro A.10 presenta el resultado de la regresión para el índice de ocupación del sector sin incluir estaciones de servicio, que también tiene un nivel de explicación del 92.30% (R²=0,923), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero excepto uno, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica con retardos de uno y dos periodos, el índice de precios con tres periodos de retardo, la tasa de crecimiento del PIB contemporánea y con dos retardos y la variable representativa de Madrid. El coeficiente de esta última variable es -0,0079, estadísticamente muy diferente de cero, que indica que el índice de ocupación de Aragón es aproximadamente un 0,79% menor que el correspondiente a Madrid.

Cuadro A.10. Modelo del índice de ocupación. Comercio minorista sin estaciones de servicio. Precios constantes

	R ² =0,919	Observaciones=179	F(8, 148) = 208,62	Prob > F =0,0000
lo2	Coefficiente	t	P> t	
lo2(-1)	1,1209	19,04	0,00	
lo2(-2)	-0,2782	-5,02	0,00	
balears	0,0116	3,05	0,00	
canarias	0,0110	2,95	0,00	
madrid	0,0079	2,31	0,02	
lip2(-3)	-0,0475	-2,35	0,02	

ltpib	0,0020	1,10	0,27
ltpib(-2)	0,0030	2,01	0,05
_cons	0,7474	4,74	0,00

De nuevo vuelven a aparecer con su coeficiente distinto de cero Baleares y Canarias, también mayor que el de Madrid y casi idéntico para las dos comunidades autónomas, como reflejo, una vez más, de la interacción entre el turismo y la actividad del sector del comercio minorista. Es la tercera vez que se presenta este tipo de resultado.

El cuadro A.11 presenta el resultado de la regresión para el índice de precios del sector, que tiene un nivel de explicación del 96,70% ($R^2=0,967$), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica con retardo de un periodo, los años 2017 y 2019, el índice de ocupación con contemporáneo y dos periodos de retardo y la tasa de crecimiento del PIB con retardos de uno y tres periodos. No aparece la variable representativa de Madrid como significativamente distinta de cero a un nivel de significación aceptable, ni de ninguna otra comunidad autónoma por lo que hay que concluir que no hay diferencia entre el comportamiento de los precios de Aragón y Madrid, ni con ninguna otra comunidad autónoma.

Cuadro A.11. Modelo del índice de precios. Comercio minorista. Precios constantes

	$R^2=0,967$	Observaciones=137	$F(7, 130) = 542,16$	$\text{Prob} > F = 0,0000$
lip1	Coeficiente	t	P> t	
lip1(-1)	0,9982	40,79	0,000	
2017	-0,0206	-3,15	0,002	
2019	-0,0230	-4,15	0,000	
lo1	0,2537	2,74	0,007	
lo1(-2)	-0,2335	-2,46	0,015	
ltpib(-1)	0,0404	10,09	0,000	
ltpib(-3)	-0,0212	-5,95	0,000	

Y finalmente el cuadro A.12 contiene el resultado de la regresión para el índice de precios del sector sin incluir las estaciones de servicio, que tiene un nivel de explicación

del 99,60% ($R^2=0,996$), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero, siendo las variables explicativas los retardos de uno y dos periodos de la propia variable que se explica, el año 2019, el índice de ocupación con retardos de dos, tres y cuatro periodos, la tasa de crecimiento del PIB con retardos de uno y tres periodos y el parámetro de la variable representativa de Madrid no aparece como significativamente distinta de cero ni el de ninguna otra comunidad autónoma. Se concluye, por tanto, que no hay diferencia entre el comportamiento de los precios de Aragón y Madrid, ni con ninguna otra comunidad autónoma.

Cuadro A.12. Modelo del índice de ocupación. Comercio minorista sin estaciones de servicio. Precios constantes

R ² =0,986	Observaciones=179	F(8, 129) = 1098,47	Prob > F =0,0000
lip2	Coeficiente	t	P> t
lip2(-1)	1,5105	24,64	0,000
lip2(-2)	-0,5866	-8,32	0,000
2019	-0,0196	-5,32	0,000
lo2(-2)	-0,5329	-6,32	0,000
lo2(-3)	0,8134	5,54	0,000
lo2(-4)	-0,2716	-2,31	0,022
ltpib(-1)	0,0206	7,44	0,000
ltpib(-3)	-0,0131	-4,61	0,000

A.3.- Regresiones con datos de afiliados a la SS, de la EPA, del DIRCE y de SABI para todas las CCAA

El cuadro A.13 presenta el resultado de la regresión para el índice de ocupación del sector medido por el número de afiliados, que tiene el máximo nivel de explicación ($R^2=1$), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica con retardos de uno y dos periodos, la tasa de crecimiento del PIB con un retardo de dos periodos y la variable representativa de Baleares.

Cuadro A.13. Modelo de la ocupación medida por afiliados a la SS. Comercio minorista

R ² =1,00	Observaciones=177	F(4, 173) > 99999.00	Prob > F =0,0000
----------------------	-------------------	----------------------	------------------

lcn2pcon	Coeficiente	t	P> t
lafil(-1)	0,6708	10,46	0,000
lafil(-2)	0,3334	5,19	0,000
balears	0,0368	3,55	0,001
ltpib(-2)	0,0123	4,39	0,000

No aparece la variable representativa de Madrid como significativa a un nivel estadístico aceptable, por lo que hay que concluir que no existe diferencia entre el comportamiento de la ocupación de Aragón y Madrid como consecuencia de la regulación de horarios del comercio minorista. Sin embargo, sí que se capta con los datos de afiliaciones la relación en el caso de Baleares de la interacción turismo-comercio minorista, lo que muestra un fenómeno que está subyacente en el comportamiento económico e la economía española y que se refleja en las CCAA que tienen una gran actividad turística como es el caso de Baleares, con una ventaja en la ocupación de aproximadamente el 3,68% sobre las demás CCAA.

El cuadro A.14 presenta el resultado de la regresión para el índice de ocupación del sector medido por el empleo de la EPA, que tiene un nivel de explicación del 99,90%(R²=0,999), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero excepto uno, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica con retardos de uno y tres periodos, el año 2021, la tasa de crecimiento del PIB con retardos de dos y tres periodos, el número de establecimientos con retardos de dos y cuatro periodos y la cifra de negocios contemporánea y con un retardo de cuatro periodos. La variable representativa de Madrid no aparece como significativa, lo que hay que entender como que con esta variable de empleo no se capta un impacto diferencial con el resto de CCAA.

Cuadro A.14. Modelo de la ocupación medida por empleo EPA. Comercio minorista

R ² =0,999	Observaciones=134	F(9, 125) > 99999.00	Prob > F =0,0000
lepa	Coeficiente	t	P> t

lepa(-1)	0,7353	10,57	0,000
lepa(-3)	0,2751	4,12	0,000
2021	-0,0621	-1,90	0,059
ltpib(-2)	-0,0638	-2,64	0,009
ltpib(-3)	0,0283	1,51	0,134
lest(-2)	-0,1079	-2,05	0,042
lest(-4)	0,1033	1,95	0,053
lcn1pcon	0,4428	3,06	0,003
lcn1pcon(-4)	-0,4932	-3,33	0,001

El cuadro A.15 presenta el resultado de la regresión para el número de establecimientos del sector medido por el DIRCE, que tiene un nivel de explicación del 99,90% ($R^2=0,999$), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica con retardo de un periodo, el año 2019 y la variable representativa de La Rioja. No aparece como significativa la variable representativa de Madrid, por lo que hay que concluir que el número de establecimientos se comporta en Madrid de forma distinta del promedio de CCAA y sí que en la Rioja hay un comportamiento significativamente negativo respecto a ese promedio de aproximadamente el -14,33%.

Cuadro A.15. Modelo del número de establecimientos. Comercio minorista

$R^2=0,999$	Observaciones=239	$F(9, 169) > 99999.00$	Prob > F =0,0000
lest	Coefficiente	t	P> t
lest(-1)	0,9990	1489,09	0,000
rioja	-0,1433	-5,18	0,000
2019	-0,0816	-3,50	0,001

El cuadro A.16 presenta el resultado de la regresión para la cifra de negocios del sector, medida por la facturación de las empresas de la base de datos SABI, que tiene un nivel de explicación del 99,70% ($R^2=0,997$), los coeficientes de las variables son muy significativamente distintos de cero, siendo las variables explicativas la propia variable que se explica con retardos de uno y dos periodos, los años 2019 y 2023 y las variables representativas de tres CCAA: Aragón, País Vasco, Ceuta y Melilla.

Cuadro A.16. Modelo de cifra de negocios según SABI. Comercio minorista. Precios constantes

R2=0,997 Observaciones=190 F(8, 181) = 8546,02 Prob > F =0,0000			
Lcn1pconsabi	Coefficiente	t	P> t
lcn1pconsabi(-1)	0,7547	11,28	0,000
lcn1pconsabi(-2)	0,2385	3,56	0,000
2019	-0,1208	-5,42	0,000
2023	-0,0995	-4,39	0,000
aragón	-0,0606	-2,03	0,044
paísvasco	-0,0360	-3,66	0,000
ceuta	-0,1132	-3,19	0,002
melilla	-0,1736	-4,65	0,000
_cons	0,1661	2,04	0,043

Como vemos, cuatro comunidades autónomas destacan sobre las demás por un efecto negativo en la facturación del comercio minorista dado el comportamiento del resto de las variables explicativas. La que peor cifra revela es Melilla con una diferencia negativa de aproximadamente el -17,36% del promedio del resto, seguida de Ceuta con aproximadamente el -11,32%, Aragón con aproximadamente el -6,06% y País Vasco con aproximadamente el -3,60%.

Bibliografía sobre impacto de aperturas de más días festivos

1. AFI. 2017. Los efectos socioeconómicos de la liberalización de los horarios comerciales en la Comunidad de Madrid.
2. Danchev, S. y C. Genako. 2015. Evaluating the impact of Sunday Trading Deregulation, Centre for Economic Performance, London School of Economics.
3. De los Llanos, M^a y Mora, J. 2009. La evolución de la regulación del comercio minorista en España y sus implicaciones macroeconómicas. Documentos de Trabajo N° 0908", Banco de España.

4. Fuentes Blasco, M., P. Fuentes Saguar y J. Cambra Fierro. 2023. Estudio sobre los efectos de la ampliación de los horarios comerciales en Andalucía.
5. Genakos, C. y S. Danchev. 2015. Evaluating the Impact of Sunday Trading Deregulation. Center for Economic Performance. Discussion Paper 1336.
6. Goos (2005): The impact of shop closing hours on labor and product markets, Centre for Economic Performance, London School of Economics.
7. Gradus, Raymond. 1996. The Economic Effects of Extending Shop Opening Hours. Journal of Economics (Zeitschrift für Nationalökonomie).
8. Oxford Economics. 2015. Economic impact of deregulating Sunday trading.
9. Santos, J.L. y F. Pablo-Martí. 2015. Consequences of trading hours deregulation. A spatial-temporal object-oriented data model for Madrid region
10. Skuterud, M.. 2004. The Impact of Sunday Shopping on Employment and Hours of Work in the Retail Industry: Evidence from Canada", European Economic Review.
11. Williamson, B., Hargreaves, J., Bond, J. y Lay, H. 2006. The economic costs and benefits of easing Sunday shopping restrictions on large stores in England and Wales.

Bibliografía de los autores sobre estudios de impacto

ESI SL (2006). *Efectos de la Expo 2008 sobre el mercado de trabajo aragonés*. Informe realizado para INAEM, CAI y SPEE (Servicio Público Estatal de Empleo).

ESI SL (2006). *Valoración del impacto económico y social de las políticas activas del INAEM (2002-2005)*. Informe realizado para Instituto Aragonés de Empleo, INAEM.

ESI SL (2008). *Impacto económico del Festival Olímpico de la Juventud Europea (FOJE) 2007 en Jaca*. Informe realizado para Fundación Jaca.

ESI SL (2008). *Evaluación del impacto de la Expo2008 y de la PostExpo sobre el mercado de trabajo aragonés*. Informe realizado para Servicio Público Estatal de Empleo, CAI e INAEM.

ESI SL (2010). *Impacto del Plan E sobre el comercio de la ciudad de Zaragoza*. Informe realizado para Federación de Empresarios de Comercio y Servicios de Zaragoza y Provincia [ECOS])

ESI SL (2010). *Valoración del impacto económico y social de las políticas activas del INAEM (2005 - 2009)*. Informe realizado para Instituto Aragonés de Empleo, INAEM.

ESI SL (2011). *Impacto de las obras del tranvía sobre el comercio de la ciudad de Zaragoza*. Informe realizado para Federación de Empresarios de Comercio y Servicios de Zaragoza y Provincia [ECOS])

ESI SL (2013). *Efectos de la modificación de la Ley 1/2004 de comercio minorista en Zaragoza y el resto de Aragón*. Informe realizado para Cámara de Comercio e Industria de Zaragoza.

ESI SL (2015). *Valoración del impacto económico y social de las políticas activas del INAEM (2010-2014)*. Informe realizado para Instituto Aragonés de Empleo, INAEM.

ESI SL (2019) y (2022). *Cártel de fabricantes europeos y mercado español de camiones: estimación del perjuicio económico*. Informe realizado para Forniés&Guelbenzu Abogados, Bernal Cameo Abogados y Roda Alcantud Abogados.

ESI SL (2020). *Impacto de la COVID 19 sobre la hostelería en Aragón en 2020*. Informe realizado para el Consejo Aragonés de Cámaras de Comercio, Industria y Servicios.

ESI SL (2021). *Impacto de la COVID 19 sobre la hostelería en Aragón en el primer semestre de 2021*. Informe realizado para el Consejo Aragonés de Cámaras de Comercio, Industria y Servicios.

ESI SL (2022). *Impacto económico del ascenso del Real Zaragoza a Primera División*. Informe realizado para Cámara de Comercio, Industria y Servicios de Zaragoza.

ESI SL (2023). *Impacto económico del Proyecto de Transición Justa Mudéjar en el entorno de Andorra*. Informe realizado para ENEL GREEN POWER ESPAÑA SL.

ESI SL (2024). *Cártel de fabricantes de automóviles en España 2006-2013: estimación del perjuicio económico*. Informe realizado para Servicios Jurídicos Melicena SL.

Lanaspa, L., A. Montañés, M. Sanso y F. Sanz (2007). *Impacto comercial de la ampliación hacia el Este de la Unión europea*. Documento de Trabajo de la Fundación BBVA.

Martínez, Carlos y Marcos Sanso. 1991. *El impacto de la integración española en la CEE sobre las importaciones de manufacturas: Creación y desviación de comercio*. Documento de Trabajo nº 77. Fundación FIES. Confederación de Cajas de Ahorros.

Martínez, Carlos y Marcos Sanso. 1991. *Comercio español de manufacturas e integración de España en la CEE. Evaluación del impacto mediante la utilización de la ecuación de gravedad*. Documento de Trabajo nº 75. Fundación FIES. Confederación de Cajas de Ahorros.

Martínez, Carlos, Marcos Sanso y Fernando Sanz. 1991. Las importaciones españolas de manufacturas y la integración en la CEE. *Investigaciones Económicas*, 15, 121-141.

Montañés, Antonio y Marcos Sanso (2002). Cointegration, error correction mechanism and trade liberalization: the case of the Spanish imports of manufactures. *Applied Economics* 6, 442-456.