

## Número Especial Economía de la Salud

# Estacionalidad diferencial en las salidas de las listas de espera quirúrgica en España: implicaciones para la gestión

Jaime Pinilla<sup>a,\*</sup>, Francisco José Estupiñán-Romero<sup>b</sup>, Beatriz González López-Valcárcel<sup>a</sup>, Manuel Ridaó-López<sup>b</sup> y Enrique Bernal-Delgado<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, Las Palmas de Gran Canaria, España

<sup>b</sup> Ciencia de Datos para la Investigación en Servicios Sanitarios y Políticas, Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud (IACS), Zaragoza, España

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

### Historia del artículo:

Recibido el 20 de diciembre de 2024

Aceptado el 5 de abril de 2025

On-line el xxx

### Palabras clave:

Listas de espera de cirugía electiva

Datos administrativos

Series temporales

Variabilidad estacional

Gestión de recursos humanos

## RESUMEN

**Objetivo:** Analizar la variabilidad estacional de las intervenciones quirúrgicas con tiempos de espera máximos garantizados con vistas a averiguar si existen diferencias entre los ingresos urgentes y los procedimientos sensibles a la necesidad, y los sensibles a la oferta.

**Método:** Estudio observacional retrospectivo longitudinal con datos administrativos de episodios hospitalarios del Sistema Nacional de Salud para 14 comunidades autónomas, años 2003 a 2022, agregados mensualmente. Se seleccionaron procedimientos quirúrgicos electivos sensibles a la oferta con tiempos de garantía. Adicionalmente, para realizar los análisis comparativos se seleccionaron procedimientos electivos sensibles a la necesidad, la cirugía de bypass aórtico-coronario en mayores de 40 años, la angioplastia coronaria transluminal percutánea en mayores de 40 años y la cirugía de cáncer de mama en mujeres adultas hasta 85 años, así como el ingreso urgente por fractura de cadera en mayores de 65 años y el ingreso por infarto agudo de miocardio en mayores de 40 años. Se aplicó una descomposición multiplicativa de las series para calcular la tasa de variación estacional, y un test placebo para contrastar la variabilidad estacional de la prestación de asistencia sanitaria entre los grupos de comparación.

**Resultados:** La cirugía electiva sensible a la oferta mostró una marcada variabilidad estacional, con tasas de variación superiores a 1,20 en los meses de febrero, marzo, mayo y junio, y valores muy bajos en los meses de verano, 0,42 en agosto. El test placebo confirmó diferencias significativas respecto a la distribución esperada según los días laborables. En contraste, en los procedimientos sensibles a la necesidad, la variabilidad estacional es casi inexistente.

**Conclusiones:** Un objetivo razonable de gestión de los hospitales podría ser reducir la variabilidad mensual en la actividad quirúrgica electiva sensible a la oferta mediante la mejora de la indicación, la reorganización de los recursos humanos y los incentivos para reducir la actividad.

© 2025 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

## Differential seasonality in surgical waiting list discharges in Spain: implications for management

## ABSTRACT

### Keywords:

Elective surgery waiting lists

Administrative data

Time series

Seasonal variability

Human resource management

**Objective:** To analyse the seasonal variability of surgical procedures with guaranteed maximum waiting times with a view to figure out whether there are differences between urgent admissions and need-sensitive procedures, and those supply-sensitive.

**Method:** Retrospective longitudinal observational study with administrative data on hospital episodes of the National Health System for 14 autonomous communities, years 2003 to 2022, aggregated monthly. The elective supply-sensitive surgical procedures with guaranteed times were selected. Then, as to conduct, the comparative analyses, we selected need-sensitive elective procedures for aortic-coronary bypass surgery in patients over 40 years of age, percutaneous transluminal coronary angioplasty in patients over 40 years of age, and breast cancer surgery in adult women up to 85 years of age to compare differences in seasonal variability. Finally, in order to get a basal level of seasonal variation we used emergency admissions for hip fracture in patients over 65 years of age and admission for acute myocardial infarction in patients over 40 years of age. A multiplicative decomposition of the series was applied to calculate the seasonal rate of change, and a placebo test was applied to test the seasonal variability of health care delivery across comparison groups.

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [Jaime.pinilla@ulpgc.es](mailto:Jaime.pinilla@ulpgc.es) (J. Pinilla).

**Results:** Supply-sensitive elective surgery showed a marked seasonal variability, with rates of variation above 1.20 in months such as February, March, May and June, and very low values in the summer months, 0.42 in August. The placebo test confirmed significant differences with respect to the expected distribution according to working days. In contrast, in those need-sensitive procedures and emergency admissions, the seasonal variability was found to be almost non-existent.

**Conclusions:** A reasonable management objective for hospitals could be to reduce the monthly variability in elective supply-sensitive surgical activity through improving indication, re-organizing of human resources and incentives to reduce activity.

© 2025 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

## Introducción

Las listas de espera son un problema inherente y estructural asociado a los sistemas de salud con cobertura universal<sup>1,2</sup>. La existencia de listas de espera tiene una causa multifactorial<sup>3</sup>. En primer lugar, el envejecimiento poblacional y el incremento de las enfermedades crónicas han generado una demanda creciente de servicios sanitarios, lo que ejerce una presión constante sobre una oferta que, por su parte, se encuentra limitada por los recursos financieros y humanos<sup>4</sup>. La necesidad de formación especializada y la disponibilidad de personal sanitario dificultan la flexibilidad necesaria para absorber picos de demanda sin comprometer la calidad asistencial<sup>4</sup>. Además, la rigidez de los modelos de financiación y la falta de mecanismos de adaptación dinámica para reducir variaciones estacionales contribuyen a la creación de «cuellos de botella»<sup>5</sup>. Por otro lado, las inefficiencias en la organización interna y en la programación de servicios, sumadas a la ausencia de sistemas integrados de gestión y priorización de la demanda, contribuyen también a la acumulación de pacientes en las listas de espera<sup>6</sup>.

Existe un vasto cuerpo de conocimiento sobre el efecto de la incertidumbre en las decisiones médicas, que llevaría a postular que, en condiciones de incertidumbre sobre el mejor curso de acción para un paciente, los factores de la oferta (disponibilidad de recursos, incentivos económicos, etc.) tenderían a incrementar la indicación de procedimientos quirúrgicos, siendo esta independiente de la necesidad de ejecutar la intervención<sup>7</sup>. En España, la utilización de procedimientos sensibles a la oferta, también llamados «de bajo valor», ha sido ampliamente documentada<sup>8</sup>, por lo que convendría considerar este factor en el análisis de las listas de espera.

En España, a pesar de las múltiples iniciativas para su control, las listas de espera siguen siendo el principal problema del sistema sanitario, según declaran los usuarios<sup>9</sup>, y empeoran año tras año. El 30 de junio de 2024 había 848.340 pacientes pendientes de una intervención quirúrgica no urgente, el tiempo medio de espera era de 121 días y el 20,5% de ellos llevaban en espera más de 6 meses<sup>9</sup>, que es el tiempo de garantía establecido en los Reales Decretos (RD) de tiempos garantizados RD 605/2003 y RD 1039/2011<sup>10,11</sup>.

En España se actúa más por el lado de la oferta, con medidas estructurales de ampliación de los recursos propios (apertura de nuevos hospitales, habilitación de quirófanos, aumento de plantillas) o con planes de choque temporales, bien sea mediante autoconcierto o concertando la prestación de servicios con el sector privado<sup>6</sup>. Todas estas medidas tienen por objeto incrementar las salidas de la lista, pero no se pone el acento en gestionar las entradas en ellas, por ejemplo, mejorando la adecuación de las indicaciones y priorizando en función de la gravedad. Esta manera de actuar está en consonancia con el sistema de información en el que se basan las decisiones, que es el Sistema de Información de Listas de Espera del Sistema Nacional de Salud (SISLE), regulado por el RD 605/2003<sup>11</sup>. Las comunidades autónomas tienen que elaborar y comunicar semestralmente, el 30 de junio y el 31 de diciembre de cada año, unos indicadores definidos con criterios homogéneos. Desde diciembre de 2003, el Ministerio de Sanidad hace públicos

dichos indicadores. Sin embargo, esta información es demasiado agregada y únicamente se refiere a dos ventanas temporales, el primero y el segundo semestres de cada año, lo que limita su uso como herramienta para informar las decisiones de gestión posteriores. Por tanto, se necesita información alternativa que soporte mejor las decisiones ulteriores. El hecho de que el 80% de las salidas de la lista de espera quirúrgica se deben a la realización de la intervención programada<sup>12</sup> sugiere que el análisis detallado de la actividad quirúrgica realizada puede resultar una alternativa adecuada a tal efecto.

En este estudio se analizó la estacionalidad de las intervenciones quirúrgicas de cirugía electiva sensibles a factores de la oferta sujetas a decreto de garantías con objeto de compararla con la de cirugía electiva sensible a necesidad y con admisiones hospitalarias urgentes e inaplazables. Se espera que no haya variabilidad estacional en las series de procedimientos quirúrgicos electivos sensibles a la necesidad y admisiones por condiciones urgentes e inaplazables (la poca variación estacional esperada se debería a las dinámicas puramente poblacionales y no estaría influida por factores de la oferta). Al contrario, se esperar una marcada variación estacional en las series de procedimientos de cirugía electiva sensibles a la oferta. El objetivo es contrastar formalmente esa hipótesis, que en caso de ser cierta señalaría a factores de la oferta relacionados con la indicación, y con la organización de la oferta de recursos a lo largo de los meses del año.

## Método

Estudio observacional retrospectivo longitudinal que utilizó datos administrativos de episodios hospitalarios del Sistema Nacional de Salud entre el 1 de enero de 2003 y el 31 de diciembre de 2022. Se partió del conjunto de todas las altas financiadas públicamente en hospitales de agudos en las que se realizó una intervención quirúrgica electiva. Se seleccionaron para el estudio los procedimientos de cirugía electiva incluidos en los RD de tiempos garantizados<sup>10,11</sup>.

Con objeto de probar la hipótesis principal del trabajo se ha utilizado el cuerpo de conocimiento desarrollado en los estudios de variaciones de práctica médica en nuestro Sistema Nacional de Salud, para categorizar los procedimientos quirúrgicos en el RD de garantía como procedimientos sensibles a la oferta y procedimientos sensibles a la necesidad<sup>13</sup>. En los primeros, existiría incertidumbre sobre el beneficio esperado de la intervención y la decisión médica, en ausencia de las preferencias de los pacientes, y serían más sensibles a factores de la oferta; en los segundos, encontraríamos cirugías electivas en las que la decisión es esencialmente sensible a la necesidad. Mientras que en las primeras se espera un fuerte grado de estacionalidad, en las segundas se esperan pequeñas variaciones. Adicionalmente, se utilizaron dos condiciones en las que es inequívoca la necesidad de intervención sanitaria temprana, y que no dependen en absoluto de factores de oferta sino de la epidemiología de las poblaciones. Para estas se espera la menor variación en estacionalidad, denotando el comportamiento esperado del sistema para atender la necesidad de las poblaciones

**Tabla 1**

Procesos analizados (2003-2022)

Tipo de procedimiento	Procesos	n	%
Cirugía electiva sensible a la oferta	Cataratas Hernia inguinal femoral Colecistectomía Artroscopia Prótesis de rodilla Amigdalectomía y adenoidectomía Histerectomía Túnel carpiano <i>Hallux valgus</i> Prostatectomía Varices Prótesis de cadera Quiste pilonidal Cirugía valvular Total	4.051.620 955.326 632.752 624.333 588.775 485.521 453.981 440.387 430.809 362.417 329.684 244.446 189.529 140.521 9.930.101	40,80 9,62 6,37 6,29 5,93 4,89 4,57 4,43 4,34 3,65 3,32 2,46 1,91 1,42
Cirugía electiva sensible a la necesidad	Angioplastia coronaria transluminal percutánea en mayores de 40 años Cirugía de cáncer de mama en mujeres hasta 85 años Bypass aórtico-coronario en mayores de 40 años Total	745.972 353.041 93.269 1.192.282	62,57 29,61 7,82
Admisiones urgentes e inaplazables	Ingreso hospitalario por infarto agudo de miocardio en mayores de 40 años Ingreso urgente por fractura de cadera en mayores de 65 años Total	604.944 563.129 1.168.073	51,79 48,21
Total procesos analizados		12.290.456	

asignadas. En la **tabla 1** se detallan los procedimientos y las intervenciones considerados en el estudio; la definición exhaustiva de los procedimientos está disponible en el [Material Suplementario](#).

La fuente de datos fue el Conjunto Mínimo Básico de Datos al Alta Hospitalaria de las comunidades autónomas participantes en el Proyecto Atlas VPM<sup>8</sup> durante el periodo 2003-2022 (20 años). Los datos se agregaron mensualmente. La información de Castilla-León, Cataluña y Galicia no se ha incluido por ausencia de datos en algunos años.

Se realizan un análisis descriptivo de series temporales mensuales y gráficos de las frecuencias absolutas para el agregado de las 14 comunidades autónomas, uno por proceso quirúrgico. Como medida descriptiva de la concentración de la actividad en determinados meses se utiliza el índice de Gini. Si este es 0, indica igualdad total, es decir, que todos los meses tuvieran la misma actividad. Por el contrario, un coeficiente de Gini igual a 1 indica la concentración de toda la actividad quirúrgica en un solo mes.

Se calcula la tasa de variación estacional mediante la descomposición de la estructura de la serie original considerando un esquema multiplicativo. Para ello, en primer lugar, se estima la tendencia de la serie, y a continuación se calculan las variaciones específicas de cada periodo dividiendo la serie original por la tendencia. Finalmente, se obtiene la tasa de variación estacional corrigiendo las fluctuaciones irregulares en cada periodo (para ello se divide el valor medio para cada estación o mes entre el promedio anual).

Además de las pruebas gráficas, y con el fin de proporcionar una prueba estadística de la variabilidad estacional, se implementa una prueba placebo para contrastar las diferencias estacionales en el comportamiento de los procedimientos sensibles a la oferta con aquellos procedimientos sensibles a la necesidad o las admisiones que precisan asistencia urgente e inaplazable. Para ello se utiliza el test de Kuiper, con el fin de comprobar si los datos mensuales de actividad se distribuyen de acuerdo con una distribución de placebo en el intervalo (0, 1), hipótesis nula. Nuestra distribución de placebo consiste en la proporción mensual del total anual de días laborables. Se asume que 1 año tiene aproximadamente 260 días laborables, con 52 semanas completas y restando 14 días entre festivos nacionales y regionales que tiene el calendario laboral español. La distribución considerada para cada mes, de enero a diciembre, queda como (22, 20, 23, 20, 23, 22, 21, 23, 21, 22, 22, 21)/260.

El test de Kuiper está inspirado en el test de Kolmogórov-Smirnov, con la diferencia de que su estadístico de contraste es invariante frente a transformaciones cílicas<sup>14</sup>. Esto hace que este test sea el indicado en caso de distribuciones de datos cílicos o periódicos, y cuando se necesita una prueba sensible en todo el rango de la distribución, como ocurre en nuestro caso.

Los datos se han analizado utilizando el programa R versión 4.4.2<sup>15</sup>.

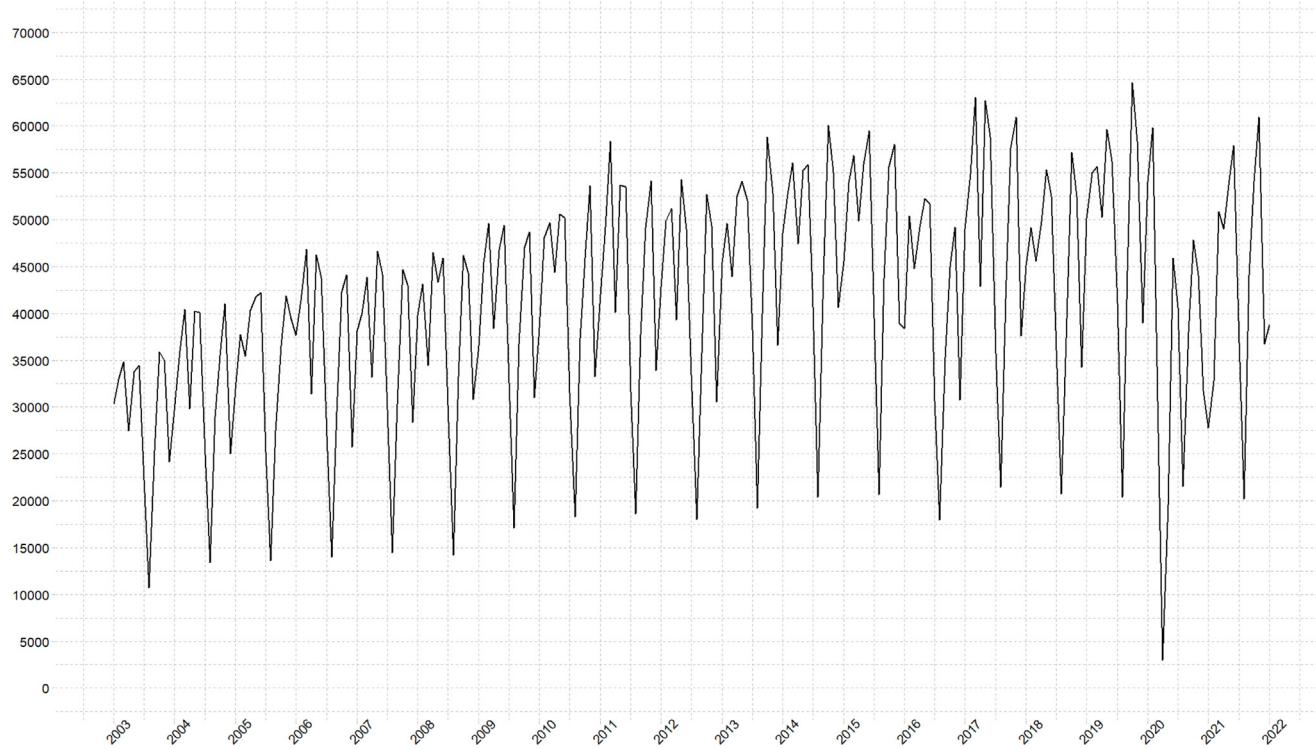
## Resultados

Se han analizado más de 9 millones de procedimientos de cirugía electiva en los 20 años del estudio y unos 2 millones de admisiones urgentes (**tabla 1**).

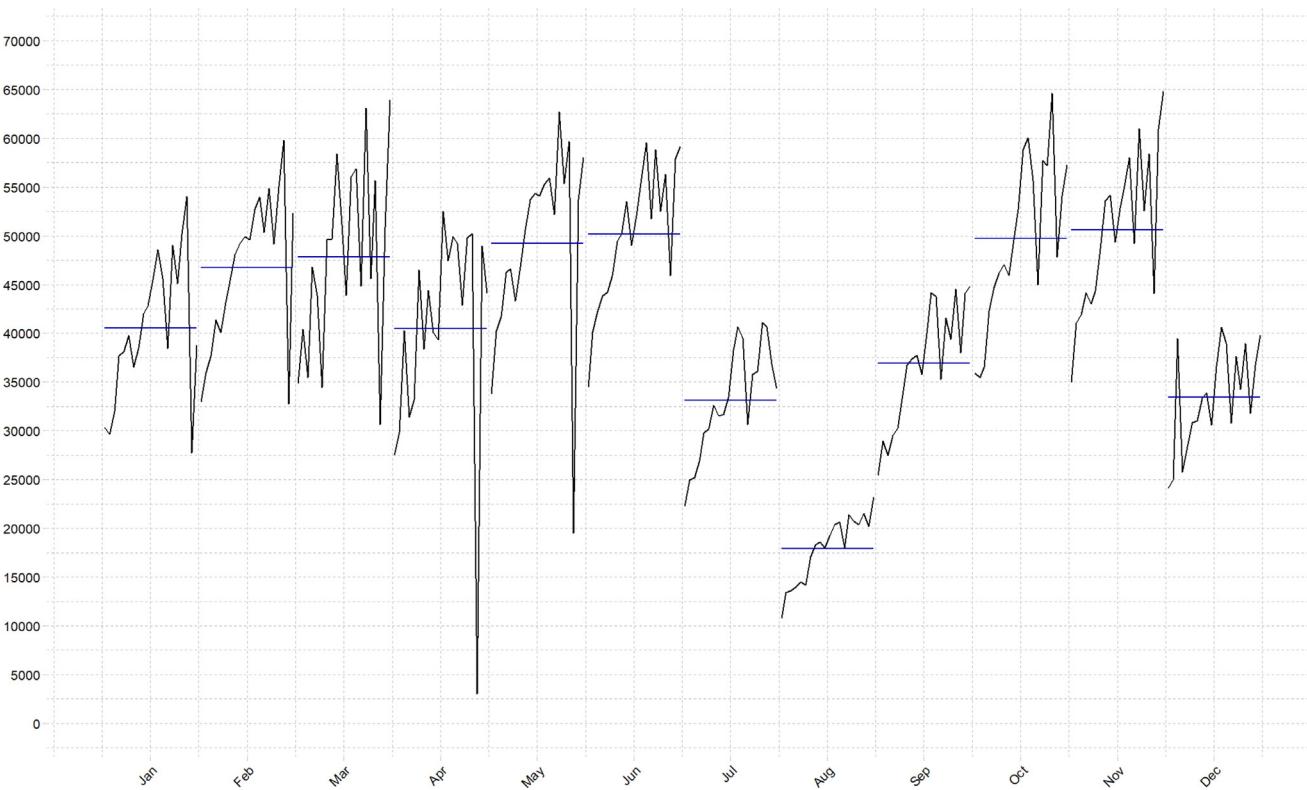
La [figura 1](#) muestra la evolución temporal del número mensual de intervenciones del conjunto de los 14 procedimientos de cirugía electiva sensible a la oferta. Se puede observar una tendencia general creciente a lo largo de los años y una marcada estacionalidad, con picos en determinados meses con mayor actividad quirúrgica fuera de las vacaciones de verano, Semana Santa y Navidad. En 2020 se observa una caída muy pronunciada de la actividad quirúrgica, asociada a los efectos de la pandemia de COVID-19 y las restricciones derivadas de la reorganización de los recursos sanitarios para hacer frente a ella. A partir de 2021 parece haber una recuperación gradual en los niveles de actividad quirúrgica.

En la [figura 2](#) se representan los datos de actividad para cada mes a lo largo de los 20 años del estudio, para el conjunto de los 14 procedimientos de cirugía electiva sensible a la oferta. La línea horizontal azul recoge el valor medio de los 20 años para el mes correspondiente. Se observa una clara variación estacional, siendo los meses de mayo, junio, octubre y noviembre los que muestran unos valores promedio más altos, en torno al 20% por encima de la media anual. Por otro lado, los meses de julio, septiembre, diciembre y sobre todo agosto muestran valores significativamente más bajos.

El análisis de los patrones estacionales por procesos quirúrgicos ([fig. 3](#)) revela diferencias muy notables entre los procedimientos de cirugía electiva sensible a la oferta y los «controles» (cirugías electivas sensibles a la necesidad y admisiones urgentes). Las intervenciones electivas sensibles a la oferta muestran una clara estacionalidad, con reducciones notables durante los meses de



**Figura 1.** Actividad quirúrgica electiva sensible a la oferta (2003–2022). Procesos contemplados en el RD 605/2003 y el RD 1039/2011.



**Figura 2.** Estacionalidad en la actividad quirúrgica electiva sensible a la oferta (2003-2022), número de intervenciones para cada mes. Procesos contemplados en el RD 605/2003 y el RD 1039/2011.

verano (en especial en agosto) y diciembre. En particular, la cirugía de varices tiene una estacionalidad de verano más marcada. Por el contrario, los procedimientos de control presentan una distribución bastante uniforme a lo largo del año.

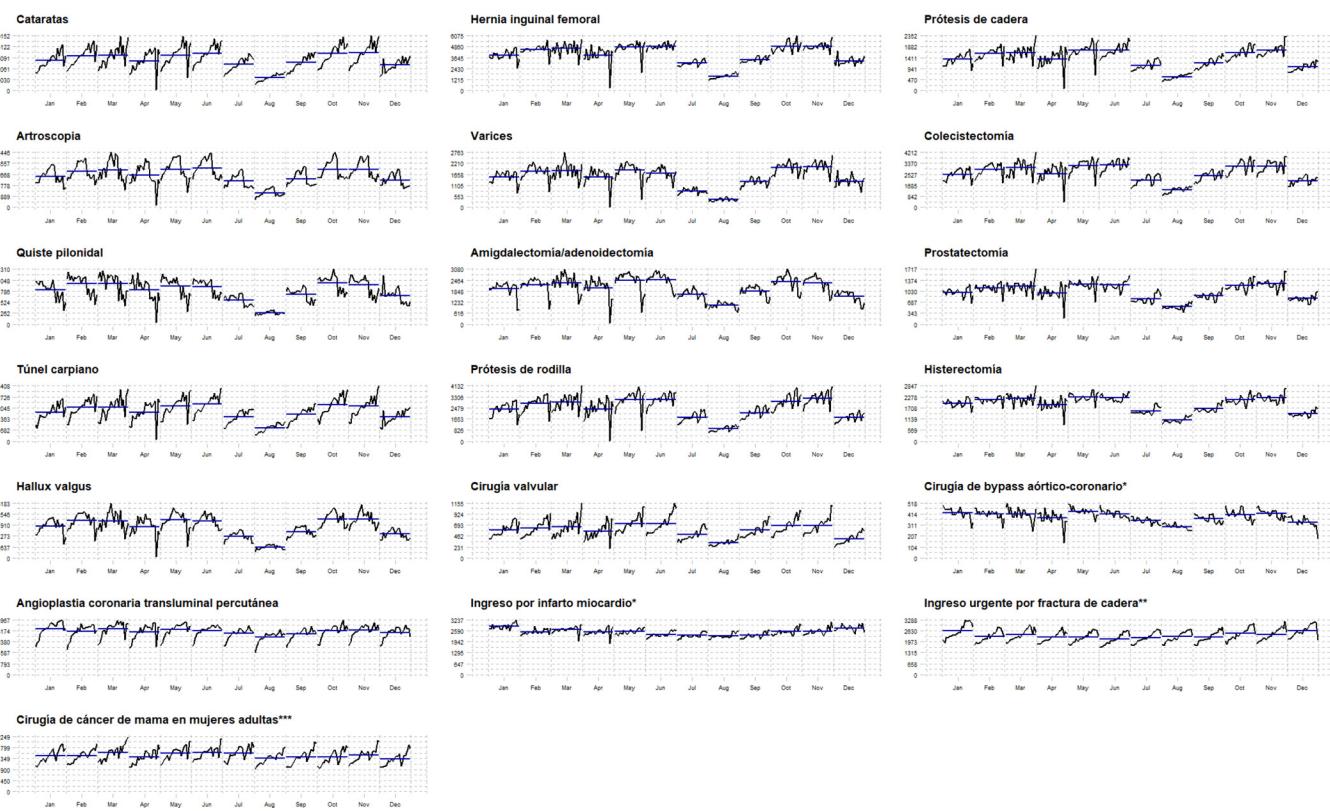
Los resultados de la **tabla 2** muestran la marcada variación estacional en la actividad de cirugía electiva sensible a la oferta. Los meses de febrero, marzo, mayo, junio, octubre y noviembre presentan tasas de variación superiores a 1, lo que indica mayor actividad

**Tabla 2**

Tasas de variación estacional de la actividad en cirugía electiva sensible a la oferta. Índice de Gini y test placebo

	Procesos de cirugía electiva contemplados en el RD 605/2003 y el RD 1039/2011														
	Cataratas	Hernia inguinal femoral	Colectomía	Artroscopia	Prótesis de rodilla	Amigdalectomía y adenoidectomía	Histerectomía	Túnel carpiano	Hallux valgus	Prostactectomía	Varices	Prótesis de cadera	Quiste pilonidal	Cirugía valvular	Total cirugía urgente
Enero	0,9921	0,9835	0,9875	0,9684	1,0160	0,9688	1,0115	0,9623	0,9821	0,9825	0,9751	1,0323	1,0205	1,0294	0,9896
Febrero	1,1365	1,1512	1,1621	1,1288	1,2095	1,1082	1,2076	1,0873	1,1151	1,1519	1,1522	1,1280	1,2084	1,0780	1,1413
Marzo	1,1516	1,1692	1,1755	1,1563	1,2248	1,1545	1,2100	1,1403	1,1600	1,1560	1,1903	1,1587	1,1945	1,1179	1,1618
Abrial	0,9784	0,9805	0,9754	0,9799	1,0145	0,9818	1,0084	0,9881	0,9558	0,9859	0,9798	0,9904	1,0025	0,9686	0,9823
Mayo	1,1615	1,1995	1,2545	1,1790	1,2261	1,2125	1,1272	1,1991	1,2224	1,1945	1,2736	1,2024	1,2154	1,2425	1,1913
Junio	1,2110	1,2327	1,2495	1,2256	1,1323	1,2315	1,1410	1,2334	1,1916	1,2464	1,2699	1,1758	1,1860	1,2201	1,2159
Julio	0,8591	0,7714	0,7956	0,8191	0,5509	0,8009	0,7431	0,8273	0,7786	0,8258	0,7302	0,8207	0,7068	0,8412	0,8068
Agosto	0,4172	0,4005	0,4293	0,4466	0,2589	0,5064	0,3483	0,5266	0,5306	0,4422	0,3862	0,5735	0,3507	0,5576	0,4295
Septiembre	0,8950	0,8611	0,8550	0,8858	0,8490	0,9131	0,9074	0,9255	0,8760	0,8818	0,8622	0,8778	0,8430	0,9928	0,8866
Octubre	1,1817	1,2224	1,1598	1,1729	1,3243	1,1769	1,2578	1,1875	1,1756	1,1980	1,1933	1,1210	1,2510	1,1361	1,1918
Noviembre	1,1900	1,2193	1,2347	1,1908	1,3355	1,1761	1,1744	1,1488	1,2334	1,1349	1,2843	1,1765	1,2534	1,1443	1,2041
Diciembre	0,8259	0,8088	0,7210	0,8468	0,8583	0,7694	0,8633	0,7738	0,7788	0,8001	0,7030	0,7430	0,7678	0,6715	0,7992
Índice de Gini	0,2197	0,2128	0,2077	0,1868	0,3008	0,1719	0,2397	0,1871	0,1654	0,2010	0,2423	0,1504	0,2461	0,1801	0,1993
Test placebo <sup>a</sup> (p)	0,0005	0,0025	0,0015	0,0010	0,0005	0,0015	0,0010	0,0055	0,0015	0,0010	0,0005	0,0015	0,0010	0,0080	0,0010

<sup>a</sup> Test no paramétrico de Kuiper para la diferencia entre distribuciones. La distribución de placebo consiste en la proporción mensual del total anual de días laborables.



**Figura 3.** Evolución de la estacionalidad en la actividad electiva por procesos (2003-2022); los primeros 14 sensibles a la oferta y los 5 últimos sensibles a la necesidad.

\*Mayores de 40 años. \*\*Mayores de 65 años. \*\*\*Hasta 85 años.

en relación a la media anual, mientras que enero, abril, diciembre y sobre todo julio y agosto (con valores cercanos o inferiores a 0,8 y 0,5) la actividad es significativamente inferior. Estas concentraciones de actividad quirúrgica se reflejan en índices de Gini moderados, que varían entre 0,17 y 0,30, siendo notable la mayor concentración en la prótesis de rodilla. El test placebo de Kuiper presenta valores *p* muy bajos (<0,01), lo que sugiere que la distribución observada difiere estadísticamente de la distribución «placebo» basada en los días hábiles.

En comparación con la cirugía electiva sensible a la oferta, los datos de la **tabla 3** muestran mucha menos variabilidad estacional en las condiciones de «control». Los procedimientos sensibles a la necesidad y las admisiones urgentes muestran tasas cercanas a la unidad y variaciones menos marcadas. Esto se evidencia en los índices de Gini, que son considerablemente bajos (entre 0,0329 y 0,0835), lo cual indica una distribución de la actividad más homogénea a lo largo del año. Los valores *p* del test de Kuiper son >0,05, lo que impide rechazar que la distribución mensual se ajusta a la distribución placebo basada en los días laborables.

## Discusión

En este trabajo se presenta un análisis empírico detallado de la variabilidad estacional de la actividad quirúrgica con garantías de tiempos máximos de atención, a partir de las series mensuales. La enorme diferencia estacional en procedimientos sensibles a la oferta y condiciones sensibles a la necesidad es compatible con la hipótesis de que son principalmente los factores relacionados con la oferta, más que con la necesidad, los que condicionan las salidas de la lista de espera quirúrgica.

Adicionalmente se proporciona evidencia estadística, mediante el test de Kuiper, de que los procedimientos de cirugía electiva sensibles a la oferta incluidos en los RD de listas de espera presentan

variaciones mensuales sistemáticas no relacionadas con el número de días laborables del mes. Por el contrario, en los procedimientos denominados de alta necesidad, que actúan como controles o comparadores, la actividad a lo largo del año es similar a la esperada, teniendo en cuenta los días festivos en el calendario. Este resultado sugiere que las variaciones estacionales no son inevitables, puesto que no se dan en los procedimientos control, y señalan a los factores de organización de la oferta que influyen en la gestión de las salidas.

La fuerte estacionalidad detectada podría ser compatible con otras dos posibles explicaciones. La primera es esencialmente clínica, es decir, determinadas intervenciones deberían evitarse en los meses de más calor. Esta circunstancia, que podría ser el caso de la cirugía de varices, no explicaría las diferencias en el resto de los procedimientos. La segunda es que los pacientes sean reticentes a operarse durante el periodo estival. Sin embargo, la evidencia publicada para un hospital español muestra que la suspensión de la cirugía por motivos del paciente sería causa de solo un 15% de las cancelaciones, y no tendría carácter estacional<sup>16</sup>.

¿Qué otros factores podrían influir en este exceso de variación? Visto en términos de la función de producción de cirugías electivas, tres tipos de *inputs* podrían influir en la gestión de las salidas de la lista de espera: la fuerza de trabajo disponible (cirujana, anestesista, enfermera), la infraestructura física (quirófano, puestos de reanimación, camas si es cirugía con ingreso) y la disposición de *inputs* variables, como implantes, materiales y medicación. A corto plazo, la falta de infraestructura física podría ser un factor limitante (el hospital está a plena ocupación y con todos los quirófanos ocupados). Si ese fuese el problema, la extensamente utilizada concertación externa o la autoconcertación hubiesen enviado alguna señal en la serie que hablase de la efectividad de las medidas. Las políticas de autoconcertación o de concertación externa pueden aliviar temporalmente las listas de espera, pero

Tabla 3

Tasas de variación estacional de la actividad en ciertos procesos sensibles a la necesidad

	Cirugía urgente			Ingreso urgente	
	Bypass aórtico-coronario en >40 años	Angioplastia coronaria transluminal percutánea en >40 años	Cirugía de cáncer de mama en mujeres hasta 85 años	Cirugía después de ingreso urgente por fractura de cadera en >65 años	Ingreso hospitalario por infarto agudo de miocardio en >40 años
Enero	1,0816	1,0730	1,0074	1,1196	1,1342
Febrero	1,0623	1,0119	0,9981	0,9762	1,0037
Marzo	1,0618	1,0708	1,0969	1,0197	1,0589
Abril	0,9587	0,9923	0,9630	0,9561	0,9973
Mayo	1,1288	1,0515	1,0816	0,9598	1,0068
Junio	1,0662	1,0205	1,0877	0,9064	0,9404
Julio	0,9045	0,9550	1,0761	0,9448	0,9159
Agosto	0,7650	0,8736	0,9178	0,9675	0,9102
Septiembre	0,9507	0,9395	0,9449	0,9561	0,9194
Octubre	1,0499	1,0116	0,9446	1,0460	1,0007
Noviembre	1,0828	1,0264	0,9949	1,0204	1,0138
Diciembre	0,8878	0,9738	0,8869	1,1273	1,0986
Índice de Gini	0,0835	0,0378	0,0499	0,0346	0,0329
Test placebo <sup>a</sup> (p)	0,0850	0,7275	0,0915	0,2295	0,2440

<sup>a</sup> Test no paramétrico de Kuiper para la diferencia entre distribuciones. La distribución de placebo consiste en la proporción mensual del total anual de días laborables.

requieren contratos validados y una continua supervisión para evitar problemas de calidad del servicio, y de selección interesada de procesos y pacientes<sup>17-19</sup>. Los presupuestos orientados a objetivos específicos del hospital, como la financiación basada en actividad, han demostrado ser efectivos en la reducción de las listas de espera siempre que vayan acompañados de incentivos claros y sostenibles. En Inglaterra han utilizado esos enfoques con resultados positivos en el pasado, aunque la sostenibilidad a largo plazo puede ser un problema si no se asegura un compromiso presupuestario estable<sup>20</sup>.

Finalmente, se podría argumentar que, en la práctica, es la organización de recursos humanos, con fuerte impacto en los períodos vacacionales, lo que podría erigirse en el factor con mayor influencia en la gestión de las salidas. De hecho, los tres meses de verano tienen una actividad quirúrgica inferior a la media anual.

El análisis de los factores de producción sugiere que, de corregirse la estacionalidad, algo que podemos considerar evitable por cuanto los procedimientos y las intervenciones de alta necesidad no presentan estacionalidad, se podría incrementar sustancialmente la actividad quirúrgica. Una conclusión similar resulta de la evidencia para el sistema sanitario canadiense de que los picos y las caídas cíclicas agravan los tiempos de espera, debido a que dicho patrón de estacionalidad se repite anualmente mientras que las necesidades aumentan de forma constante<sup>5</sup>.

Subyace, no obstante, la cuestión de si se debe seguir incrementando la capacidad (y la actividad) del sistema o si, por el contrario, hay que cambiar la estrategia hacia el control de las entradas en la lista de espera. Es necesario un adecuado balance entre beneficios y riesgos, establecer criterios de priorización basados en la necesidad (gravedad) de los pacientes, auditorías clínicas para revisar la indicación médica, reevaluación del estado clínico del paciente y proporcionar información tanto a los profesionales como a los ciudadanos para una mejor indicación, facilitando opciones reales de elección, entre las cuales estaría no ser intervenido<sup>20</sup>.

El presente estudio tiene varias limitaciones. Por un lado, no se han analizado salidas de la lista de espera quirúrgica, sino intervenciones quirúrgicas. La falta de datos adecuados en el SISLE para estudiar la estacionalidad de la lista de espera quirúrgica, por su periodicidad semestral y por la discontinuidad de la serie para algunas comunidades autónomas, nos ha llevado a analizar la actividad hospitalaria realizada, en particular la actividad quirúrgica electiva.

Se considera que usar este proxy es apropiado, pues la actividad quirúrgica representa el 80% de las salidas de la lista de espera quirúrgica<sup>12</sup>. No obstante, con objeto de validar su utilización y como prueba de robustez, se han comparado ambas series, actividad quirúrgica y salidas de la lista de espera estructural, para una comunidad autónoma que publica mensualmente las salidas de la lista de espera estructural. La figura A1 del Material Suplementario representa para esa comunidad autónoma los porcentajes mensuales de intervenciones de cirugía electiva y de salidas de la lista de espera quirúrgica respecto al total anual. Se puede observar que ambas líneas presentan idéntica variabilidad estacional, superponiéndose en muchos meses y con diferencias muy pequeñas en el resto. El coeficiente de correlación lineal entre ambas series es del 96,96%.

Otra limitación es que no ha sido posible incluir datos de Castilla-León, Cataluña y Galicia, lo que representa una pérdida del 26,20% de los posibles procedimientos quirúrgicos. Pese a esta pérdida, el estudio de la serie en esas comunidades autónomas para los años disponibles muestra un patrón equivalente al del resto del Sistema Nacional de Salud, por lo que no consideramos que nuestras conclusiones estén sesgadas por su ausencia.

Adicionalmente, dado que se han utilizado datos administrativos, cabría la posibilidad de una incorrecta clasificación de las intervenciones quirúrgicas por mala calidad de la codificación o por infraregistro. Este riesgo afectaría particularmente a los años 2016 y 2017, por la transición de la CIE-9-MC-ES a la CIE-10-MC-ES. Sin embargo, las únicas fluctuaciones en la serie se observan en el periodo pospandemia, quizás porque los cambios de codificación afectaron fundamentalmente a la profundidad de codificación (utilización de más códigos secundarios o más especificidad en los códigos), cuestión que no repercute en la selección de procedimientos en este estudio.

Finalmente, nuestro estudio asume que las cirugías clasificadas como sensibles a la oferta lo son para todos los pacientes en lista de espera. En realidad, la actividad analizada en un procedimiento quirúrgico concreto (por ejemplo, artroplastia de rodilla) incluirá pacientes con alta necesidad de cirugía (por ejemplo, pacientes con fuerte dolor e incapacidad funcional) y pacientes prácticamente sanos (por ejemplo, con niveles de WOMAC cercanos a cero)<sup>21</sup>. Una medida más precisa de la sensibilidad de un procedimiento quirúrgico a la oferta requeriría una medida del grado de adecuación de la indicación para cada paciente susceptible de entrar en la lista de espera. En caso de ser posible realizar este ejercicio esperaría-

mos, para cada procedimiento, una mayor variación temporal en las intervenciones realizadas sobre pacientes no idóneos.

## Conclusiones

El análisis de la evolución de las listas de espera de cirugía electiva en procedimientos presentes en el RD de garantía de tiempos máximos de atención en España ofrece dos realidades: una marcada estacionalidad en aquellos procedimientos sensibles a la oferta y una falta de estacionalidad en la actividad en procedimientos sensibles a la necesidad. Este comportamiento diferencial obliga a reconocer que la estacionalidad es evitable si el sistema se organiza para atender la necesidad poblacional. Parece que la planificación de recursos humanos durante los meses vacacionales, descartados otros factores de producción, sería un factor importante para disminuir las listas de espera. No obstante, la evidencia de una estacionalidad diferencial entre procedimientos sensibles a la oferta y sus controles apoya la necesidad de pensar en políticas que modifiquen las entradas, como mejorar la tasa de indicación adecuada y la priorización de la lista en función de la necesidad. Por último, el análisis detallado de los datos mensuales de actividad es una alternativa adecuada para medir las dinámicas de las listas de espera y, por tanto, puede utilizarse como sustrato para evaluar la efectividad de las medidas propuestas para reducir los tiempos de espera.

### ¿Qué se sabe sobre el tema?

Las listas de espera quirúrgicas en España son un problema de primera magnitud en proceso de empeoramiento. Se sabe que sus causas son múltiples, y los abordajes se pueden dirigir a las entradas, las salidas o ambas.

### ¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

La actividad quirúrgica de los procesos incluidos en las listas de espera de cirugía electiva sensible a la oferta presenta una fuerte variabilidad estacional, que no existe en los procesos sensibles a la necesidad.

### ¿Cuáles son las implicaciones de los resultados obtenidos?

Un objetivo de gestión razonable para los hospitales españoles es reducir la variación estacional, aumentando la actividad quirúrgica electiva en los meses de verano, lo que requiere mejorar la organización de los recursos humanos e incentivos.

## Contribuciones de autoría

B. González López-Valcárcel, J. Pinilla y E. Bernal-Delgado redactaron el primer borrador del manuscrito. J. Pinilla, F.J. Estupiñán-Romero y M. Ridao-López prepararon la base de datos y elaboraron el código para el análisis estadístico. El manuscrito ha sido revisado en profundidad por todos los autores y, tras sucesivas revisiones, se acordó la versión final. Todas las personas firmantes han hecho aportaciones significativas para ser consideradas autoras.

## Financiación

Este trabajo cuenta con financiación del Plan Nacional de Investigación Científica y Técnica y de Innovación del Ministerio de Ciencia e Innovación, España (referencia del proyecto: PID2021-124067OB-C22).

## Conflictos de intereses

Ninguno.

## Anexo. Material adicional

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en [doi:10.1016/j.gaceta.2025.102499](https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2025.102499).

## Bibliografía

1. Salisbury L, Baraitser L, Catty J, et al. A waiting crisis? Lancet. 2023;401:428–9.
2. García-Corcher JD, Jiménez-Rubio D. Waiting times in healthcare: equal treatment for equal need? Int J Equity Health. 2022;21:1–14.
3. Peiró S. Algunos elementos para el análisis de las listas de espera. Gest Clin Sanit. 2000;2:126–31.
4. Kreindler SA. Policy strategies to reduce waits for elective care: a synthesis of international evidence. Br Med Bull. 2010;95:7–32.
5. Upshur E, Moineddin R, Crighton EJ, et al. Seasonality of service provision in hip and knee surgery: a possible contributor to waiting times? A time series analysis. BMC Health Serv Res. 2006;6:1–5.
6. Bernal E. ¿Ha llegado la hora de la gestión de las listas de espera? Gac Sanit. 2002;16:436–9.
7. Wennberg JE, Barnes BA, Zubkoff M. Professional uncertainty and the problem of supplier-induced demand. Soc Sci Med. 1982;16:811–24.
8. Angulo-Pueyo E, Comendeiro-Maalo M, Estupiñán-Romero F, et al. Atlas VPM: two decades informing on unwarranted variations in health care in Spain. Res in Health Serv Reg. 2022;20:1–10.
9. Ministerio de Sanidad. Sistema de Información Sanitaria. Opinión de los ciudadanos. Barómetro Sanitario. (Consultado el 9/1/2025.) Disponible en: [https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadísticas/BarómetroSanitario/home\\_BS.htm](https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadísticas/BarómetroSanitario/home_BS.htm).
10. Real Decreto 605/2003, de 23 de mayo, por el que se establecen medidas para el tratamiento homogéneo de la información sobre las listas de espera en el Sistema Nacional de Salud. Boletín Oficial del Estado. (Consultado el 31/10/2024.) Disponible en: <https://www.boe.es/buscar/pdf/2003/BOE-A-2003-11266-consolidado.pdf>.
11. Real Decreto 1039/2011, de 15 de julio, por el que se establecen los criterios marco para garantizar un tiempo máximo de acceso a las prestaciones sanitarias del Sistema Nacional de Salud. Boletín Oficial del Estado. (Consultado el 31/10/2024.) Disponible en: <https://www.boe.es/boe/dias/2011/08/29/pdfs/BOE-A-2011-14190.pdf>.
12. Cañizares Ruiz A, Santos Gómez A. Gestión de listas de espera en el Sistema Nacional de Salud. Una breve aproximación a su análisis. Documento de trabajo N.º 174. Madrid: Fundación Alternativas; 2011.
13. Bernal-Delgado E, García-Armesto S, Peiró S; Atlas VPM Group. Atlas of variations in medical practice in Spain: the Spanish National Health Service under scrutiny. Health Policy. 2014;114:15–30.
14. Kuiper NH. Tests concerning random points on a circle Proceedings of the Koninklijke Nederlandse Akademie van Wetenschappen. Series A. 1960;38–47.
15. Core R. Team. A R language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing; 2024.
16. Broullón A, Cabadas R, Leal MS, et al. Análisis retrospectivo de las suspensiones quirúrgicas y de los factores influyentes durante 8 años. Cir Esp. 2019;97:213–21.
17. Siciliani L, Lafourte G, Fujisawa R, et al. A review of policies to reduce waiting times for health services across OECD countries. Nordic J Health Econ. 2023;11:1–20.
18. Kreindler SA. Policy strategies to reduce waits for elective care: a synthesis of international evidence. Br Med Bull. 2010;95:7–32.
19. Peiró S. Listas de espera: mucho ruido, poca información, políticas oportunistas y mínima gestión. Gest Clin Sanit. 2000;2:115–6.
20. Curtis AJ, Russell COH, Stoelwinder JU, et al. Waiting lists and elective surgery: ordering the queue. Med J Aust. 2010;192:217–20.
21. Bellamy N, Buchanan WW, Goldsmith CH, et al. Validation study of WOMAC: a health status instrument for measuring clinically important patient-relevant outcomes following total hip or knee arthroplasty in osteoarthritis. J Orthop Rheumatol. 1988;1:95–108.