

Una investigación de caso único sobre el impacto de los recortes en la calidad asistencial de un servicio autonómico de salud

A single-case research on the impact of spending cuts on the quality of care of a regional health service

<https://doi.org/10.23938/ASSN.0926>

M.S. Vilas-Iglesias¹, J. Caamaño-Alegre^{2,3}

RESUMEN

Fundamento. Aplicar métodos de investigación de caso único para evaluar el impacto de los recortes del gasto de la comunidad autónoma de Galicia en ciertos aspectos de la calidad de la asistencia sanitaria.

Material y métodos. Se toman indicadores de espera media quirúrgica, un Índice Genérico de Deficiencias Sanitarias (IGDS), de elaboración propia, e índices de mejora percibida basados en el Barómetro Sanitario. El análisis combina aproximaciones *de abajo a arriba* (inspección visual y medidas de no solapamiento) con otras *de arriba a abajo* (técnicas paramétricas).

Resultados. En el quinquenio de los recortes se detectaron algunos impactos adversos en la calidad asistencial. La tendencia a acortar la espera media quirúrgica se invirtió, siendo dicho efecto significativo ($p < 0,01$) según los tres modelos ARIMA estimados. El IGDS aumentó más que antes según el efecto total inferido de los análisis de regresión por mínimos cuadrados generalizados, con procedimiento de Cochran-Orcutt y ajuste de Prais-Winsten ($p < 0,1$), y por mínimos cuadrados no lineales ($p < 0,05$). Los índices de mejora percibida cayeron en atención primaria y especializada, así como en hospitalización, siendo el tamaño de efecto medio (NAP, no solapamiento de todos los pares) o grande (SMD, diferencia tipificada de medias). El estadístico C confirmó un cambio significativo.

Conclusiones. En esta aplicación empírica con técnicas de investigación de caso único, se aprecia un cierto deterioro en los indicadores analizados, que incide primordialmente en aspectos de la calidad no blindados por la relación médico-paciente y ligados a las condiciones de prestación del servicio y su percepción global.

Palabras clave. Austeridad. Recortes en salud. Crisis financiera. Calidad de la atención sanitaria. Indicadores.

ABSTRACT

Background. To apply single-case research methods to evaluate the impact of the Regional Government of Galicia's spending cuts on certain aspects of the quality of healthcare.

Methods. In our study, we consider average surgical wait indicators, a Generic Healthcare Deficiency Index (GHDI) of our own design, and rates of perceived improvement based on the Healthcare Barometer. Our analysis combines *bottom-up* approaches (both visual inspection and non-overlapping measures) with *top-down* approaches (parametric techniques).

Results. In the quinquennial period of cutbacks, we detect several adverse impacts on the quality of healthcare. The tendency to shorten the average surgical wait is reversed and this effect is statistically significant ($p < 0.01$), according to the three estimated ARIMA models. The GHDI increases more than before, with a total effect inferred from regression analyses by both generalized least squares, using the Cochran-Orcutt procedure with the Prais-Winsten adjustment ($p < 0.1$), and non-linear least squares ($p < 0.05$). Indices of perceived improvement fall in primary and specialized care, as well as in hospitalization, with the effect being moderate (NAP, non-overlap of all pairs) or large (SMD, standardized mean difference). The C statistic confirms a significant change.

Conclusions. In this empirical application with single-case research techniques, we notice a certain deterioration in the analyzed indicators, which primarily affect aspects of quality that are not shielded by the doctor-patient relationship, aspects more connected to the conditions of service provision and its overall perception.

Keywords. Austerity. Healthcare cuts. Financial crisis. Healthcare quality. Indicators.

An. Sist. Sanit. Navar. 2020; 43 (3): 359-372

1. Instituto de Investigación Sanitaria de Santiago de Compostela (IDIS). Santiago de Compostela.
2. Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Santiago de Compostela (USC). Santiago de Compostela.
3. Governance and Economics research Network (GEN). Ourense.

Recepción: 12/12/2019

Aceptación provisional: 12/03/2020

Aceptación definitiva: 31/07/2020

Correspondencia:

José Caamaño-Alegre
 Universidad de Santiago de Compostela
 Facultad de Derecho
 Avda. Dr. Ángel Echeverri, s/n – Campus Vida
 15782 Santiago de Compostela (España)
 E-mail: jose.caamano@usc.es

Financiación

Se ha contado con financiación del proyecto CSO2013-47023-C2-2-R, del Ministerio de Economía y Competitividad.

INTRODUCCIÓN

Los recortes de las Comunidades autónomas (CCAA) en el ámbito sanitario han concitado, en los últimos años, una notable atención en la comunidad científica. En la bibliografía predominan los componentes descriptivos, argumentativos y valorativos, con un manejo de datos numéricos mayor o menor según los casos¹⁻⁵. Sin embargo, se han registrado también algunos intentos de obtener evidencia estadística de los impactos en salud de la crisis económica y las políticas de austeridad. De especial relevancia son las investigaciones de Regidor y col⁶⁻⁸ y Moreno-Lostao y col⁹, que no detectan impacto adverso en las tasas de mortalidad ni en la salud autodeclarada, por más que esta última se haya vuelto más desigual por efecto de la crisis¹⁰. En el polo opuesto, Cabrera de León y col¹¹ estimaron un *austericidio* de medio millón de muertes, aunque su artículo ha sido severamente cuestionado por Hernández-Quevedo y col¹² y hasta objeto de retractación por el editor jefe de la revista en que se publicó.

Con la segunda línea, este trabajo comparte la identificación operativa de la austeridad con un determinado período plurianual, comparándose la evolución de las variables respuesta en dicho período con la registrada con anterioridad. Sin embargo, difiere en dos aspectos clave. El primero es el de utilizar indicadores a medio camino entre los generales de mortalidad o estado de salud y los de simple actividad, no orientados a resultados; Nolasco y col^{13,14} han dado pasos en esta dirección, al centrarse en la mortalidad sanitariamente evitable y la derivada de complicaciones médicas y quirúrgicas. El segundo aspecto es el de aplicar, al comportamiento de ciertos indicadores de calidad de un servicio autonómico de salud, los denominados *métodos de investigación de caso único* que se emplean en diversos ámbitos de las ciencias sociales y de la salud¹⁵. Su interés para esta investigación radica en el potencial que ofrecen a la hora de evaluar el impacto específico de los recortes en un determinado servicio de salud, dada la doble dificultad de establecer el nexo causal cuando el contexto

es complejo y los datos públicos son series temporales cortas. Además, tales métodos entroncan directamente con los diseños de series temporales interrumpidas que se aplican con cierta frecuencia para evaluar intervenciones en salud pública.

En la presente investigación, el caso escogido es el de la comunidad autónoma de Galicia (CAG). Adelantándose a otros gobiernos autonómicos, el gallego aplicó en el bienio 2010-2011 un severo recorte al gasto sanitario que no comenzó a revertirse hasta 2015. Dicho gasto fue en 2014 un 13% menos que en 2009, y el gasto por persona *protegida equivalente a efectos de gasto sanitario* perdió casi tres puntos más (sobre el cálculo de este y otros datos relativos al gasto, véase el material complementario). El gasto de capital se desplomó un 62,6% y la remuneración del personal cayó un 10,3%. A la tasa máxima de reposición del 10% y la jubilación obligatoria a los 65 años, vendrían a añadirse la reducción de personal temporal y diversas medidas de carácter retributivo¹⁶. La disminución de efectivos fue de 1.364,5 personas, es decir, un 4% del total¹⁷, siendo el colectivo más damnificado el personal sanitario no facultativo (enfermeras, sobre todo)¹⁸. En términos de la clasificación funcional, el ajuste proporcionalmente mayor recayó en los gastos de farmacia y prótesis. En los servicios primarios de salud, la caída del gasto total llegó al 11,3%; en los servicios hospitalarios y especializados se quedó en un 3,7%. La mayor incidencia de los recortes en la atención primaria puede deberse, en parte, a la reorganización de las áreas sanitarias, en las que se unificó la gestión de los servicios primarios y hospitalarios, quedando el mando bajo estos últimos y perdiendo con ello los ambulatorios capacidad de influir en el reparto de fondos.

El principal objetivo de este estudio es evaluar, con métodos de investigación de caso único, el impacto global que los indicados recortes del gasto de la CAG han tenido en ciertos aspectos de la calidad de su asistencia sanitaria. Con ello se pretende mostrar la potencial utilidad de tales métodos en este ámbito y contribuir al conocimiento del impacto de los recortes sanitarios en la calidad asistencial.

MATERIAL Y MÉTODOS

El estudio se circunscribió a los servicios sanitarios de la CAG. Su ámbito temporal abarcó el quinquenio de los recortes (2010-2014) y períodos previos de línea de base, más o menos extensos en función de la disponibilidad de datos para los distintos indicadores utilizados.

Tras realizar un primer examen de múltiples indicadores de rendimiento/calidad de la base de datos de Indicadores clave del Sistema Nacional de Salud (INCLASNS) y del Barómetro Sanitario, se optó por centrarse en tres aspectos susceptibles de verse afectados por los recortes:

- *Tiempos de espera para recibir asistencia sanitaria.* Los tiempos de espera media quirúrgica trimestrales son los únicos para los que se contaba con datos públicos de la CAG desde el segundo trimestre de 2005. Se tomaron de las listas de espera quirúrgica del *Servizo Galego de Saúde* (SERGAS), incluyendo la parte correspondiente al Hospital Povisa¹⁹. Las cifras de los tres últimos trimestres de 2014 se calcularon sumando las del SERGAS (sin Povisa) y las del Hospital Povisa, ponderadas por sus respectivos números de pacientes en lista. La proporción de pacientes con espera de más de 180 días y la espera media quirúrgica por especialidades se obtuvieron del Sistema de Información sobre Listas de Espera en el Sistema Nacional de Salud (SISLE-SNS)²⁰ y de dos informes del *Consello de Contas*^{21,22}.
- *Deficiencias genéricas en la atención,* mediante la elaboración de un índice compuesto de seis indicadores individuales (que se normalizan y agregan como se indica en el material complementario):
 - porcentaje global de reingresos o *tasa de reingresos*²³.
 - tasa de infección hospitalaria²³.
 - mortalidad intrahospitalaria global por cada 100 altas hospitalarias²³.
 - años de esperanza de vida perdidos (AEVP) entre 0 y 74 años por causas evitables por servicios de

asistencia sanitaria (SAS)²⁴. Como el indicador se cuantifica por trienios, a cada año de un determinado trienio se le asigna el valor que toma el indicador para ese trienio.

- tasa de notificación de reacciones adversas graves a medicamentos²³.
- porcentaje de personas susceptibles de primovacunación triple vírica (PTV) que no han recibido la dosis recomendada en el calendario vacunal del SNS²³. Se calcula como 100 – cobertura (%) de PTV.
- *Mejora percibida de la calidad de la atención primaria, especializada y hospitalaria cada año respecto a los cinco anteriores.* Se elaboraron índices de mejora percibida en la calidad (IMP) de cada área y año dividiendo el porcentaje de encuestados que creían que la atención en ese área había mejorado ese año y el de los que creían que había empeorado respecto a los cinco años anteriores (datos obtenidos del Barómetro Sanitario²⁵).

Se aplicaron métodos analíticos asociados a los diseños de caso único o de series temporales interrumpidas, en congruencia con la focalización del trabajo en una sola comunidad autónoma y con el limitado número disponible de medidas repetidas de algunos de los indicadores de calidad utilizados. Dada la dificultad de establecer vínculos causales año a año entre recorte del gasto y calidad asistencial, se optó por considerar el quinquenio entero de los recortes y comparar el comportamiento de los indicadores de calidad en él con el habitual antes de los recortes. Se trata de un diseño A-B que requirió una cuidadosa selección de indicadores muy ligados a la asistencia sanitaria y, a la vez, orientados a resultados, a fin de reducir la posible incidencia de factores externos ajenos a los recortes.

El análisis del comportamiento de cada indicador de calidad comenzó con una aproximación *de abajo a arriba*, la cual se plasma en el análisis visual de los datos, complementado en algunos casos con cinco medidas de no solapamiento: el porcentaje de datos no solapados (PND), el porcentaje de datos que exceden la mediana

(PEM), el no solapamiento de todos los pares (NAP), el porcentaje de todos los datos no solapados (PAND) y la diferencia de medias tipificada (SMD) (definiciones y escalas de interpretación en el material complementario). A continuación se adoptó un enfoque más *de arriba a abajo*, aplicando aquellas técnicas paramétricas de análisis estadístico que resultaran adecuadas a las características de los datos:

- El número de observaciones disponibles del tiempo de espera media quirúrgica del SERGAS permitió estimar, para la serie completa, varios modelos ARIMA con modelo de impacto incorporado²⁶.
- La casi veintena de observaciones del Índice Genérico de Deficiencias Sanitarias (IGDS) se quedaba más bien corta para el ARIMA, pero permitía aplicar una metodología como la de Swaminathan y col²⁷ basada en la regresión por mínimos cuadrados generalizados (MCG) (material complementario). A partir de los coeficientes de la regresión y su matriz de varianzas y covarianzas, se calculó un estadístico de tamaño del efecto. Alternativamente, se calculó también dicho estadístico a partir del modelo de regresión no lineal (MCNL) que *EViews* ofrece para estos casos.
- Las apenas trece observaciones de cada uno de los índices de mejora percibida en la calidad limitaron las posibilidades de análisis estadístico. Sin embargo, al contar con ocho observaciones en la fase A y cinco en la fase B, se pudo aplicar el estadístico C a la primera de ambas fases y luego a toda la serie, siguiendo la primera de las estrategias de análisis planteadas por Tryon²⁸.

Para obtener las representaciones gráficas y tres de las medidas de no solapamiento (PND, PEM y SMD), se utilizó el *RcmdrPlugin.SCDA (Single-Case Data Analysis)*, creado por Bulté y Onghena para el software R. Las otras dos medidas de tamaño del efecto (NAP y PAND) se calcularon mediante el paquete estadístico *scan (Single-Case Data Analyses for Single and Multiple AB designs)*

para R. La identificación y estimación de los modelos ARIMA de la espera media quirúrgica y las regresiones del IGDS se efectuaron con el programa *EViews*® 8.1.

RESULTADOS

La inspección visual de los datos trimestrales de espera quirúrgica media del SERGAS (Fig. 1) reveló una tendencia decreciente hasta al menos los primeros trimestres de 2009, y una senda ascendente en el período 2010-2014. Se apreció un claro componente estacional en la serie, con los mayores tiempos de espera correspondiendo siempre al tercer trimestre, el mismo en que, durante el quinquenio de los recortes, la espera media sobrepasó por sistema los 90 días, aunque sin llegar nunca a los 100 días; en el resto de trimestres del quinquenio la espera osciló entre los 71 y los 85,9 días. A 31 de diciembre de 2009 había un 6,2% de pacientes con tiempos de espera superiores al máximo establecido de 180 días, mientras que en el período 2010-14 el nivel medio a fin de año ascendió al 8,4%. En la evolución de la espera media quirúrgica por especialidades, destacaron los fuertes aumentos relativos que se dieron, del 31 de diciembre de 2009 al 31 de diciembre de 2012, en las cirugías maxilofacial (116,4%) y torácica (32,7%), y en menor medida en angiología/cirugía vascular (21%) y traumatología (15,4%).

Las cifras trimestrales de espera media se interrelacionaron con las de pacientes incluidos en la lista: ambas variables mostraron correlación contemporánea y se detectaron correlaciones entre el valor de cada una de ellas y el valor de la otra retardado dos trimestres. No obstante, el análisis estadístico de dichas interrelaciones mediante modelos vectoriales autorregresivos o de corrección de error excede los objetivos de este trabajo. En toda la serie, el mayor número de pacientes en listas de espera fueron los 42.129 registrados en el tercer trimestre de 2005; luego la cifra va cayendo hasta finalizar el año 2008 y a partir de ahí se inicia una subida que alcanzó, en los primeros trimestres de 2011 y 2012,

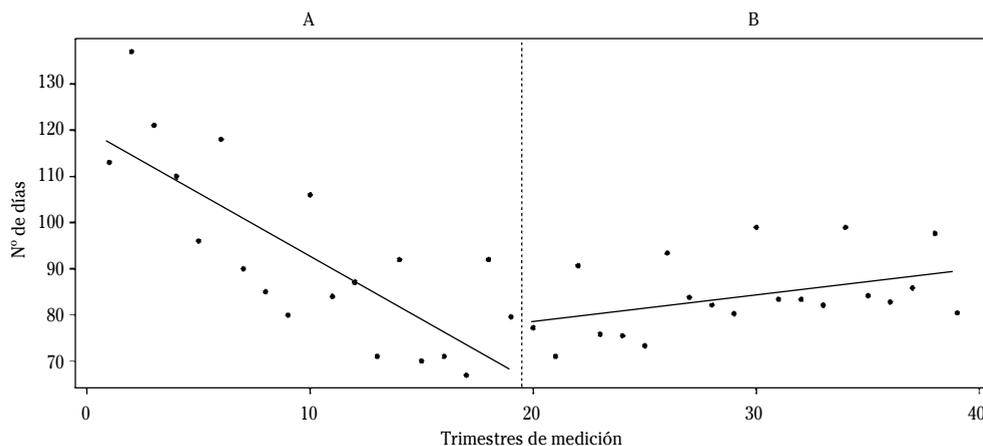


Figura 1. Cifras trimestrales del tiempo de espera media (en días), según las listas de espera quirúrgica del SERGAS (incluido Povisa). **A.** Periodo 2005-2009, anterior a los recortes o de línea de base. **B.** Periodo 2010-2014, de los recortes o de intervención. Se incluyen las líneas de tendencia de ambos periodos.

Tabla 1. Resumen de los modelos ARIMA estimados para el logaritmo destendenciado de la espera media quirúrgica

Variables	Modelo 1 SARMA (0,0)(1,1) ₄		Modelo 2 SARMA (1,0)(1,1) ₄		Modelo 3 SARMA (0,1)(1,1) ₄	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
constante	1,126	12,347	1,333	5,119	1,159	7,465
pascua	0,041	1,327	0,034	2,070	0,036	1,918
recortes	0,643	8,893	0,480	3,439	0,637	8,453
AR(1)			0,567	3,525		
MA(1)					0,485	3,324
SAR(4)	0,917	48,923	0,921	47,186	0,923	46,845
SMA(4)	-0,938	-37,814	-0,922	-43,104	-0,939	-42,031
R ²		0,975		0,986		0,982
R ² corregido		0,972		0,984		0,979
Log-verosimilitud		56,664		64,934		62,147
Criterio de Schwartz		-2,730		-3,197		-2,942
Estadístico Durbin-Watson		1,021		1,686		1,566
n (n tras ajustes)		39 (35)		39 (34)		39 (35)

Método de estimación: mínimos cuadrados no lineales (MCNL). En el modelo 1, los estadísticos t se calculan a partir de errores estándar robustos a la heterocedasticidad y la autocorrelación (HAC). AR(1) y MA(1) son, respectivamente, los términos autorregresivo y de media móvil ordinarios del modelo, estimados con un retardo de 1 trimestre. SAR(4) y SMA(4) son, respectivamente, los términos autorregresivo y de media móvil estacionales, estimados con un retardo de 4 trimestres. Como en los modelos 1 y 3 no hay término ordinario AR(1), el término estacional SAR(4) equivale a un término ordinario AR(4). Y como en los modelos 1 y 2 no hay término ordinario MA(1), el término estacional SMA(4) equivale a un término ordinario MA(4). Todos los coeficientes fueron significativos al 1% (p<0,01) excepto para *pascua* (no significativo en el modelo 1, p<0,05 en el 2 y p<0,1 en el 3).

picos de 38.985 y 39.614 pacientes, respectivamente.

Se evaluó estadísticamente si los recortes implicaron mayores tiempos de espera quirúrgica de los que se habrían registrado en su ausencia. Para ello, a partir del análisis visual de la serie se asumió que el hipotético efecto sobre los tiempos de espera habría consistido en un gradual cambio de nivel. Para contrastarlo, se creó una variable de rampa (*recortes*) que toma un valor fijo antes de los recortes y se comporta como una *dummy* de tiempo en el período de recortes. Con ella se estimaron los modelos ARIMA (Tabla 1), a los que se incorporó también una variable correctora del efecto calendario de la Semana Santa (*pascua*), dado que esta festividad puede incidir más en las cifras del segundo trimestre o en las del tercero en función de cuándo caiga. Como variable dependiente se tomó el logaritmo de la espera quirúrgica, ajustado para depurar toda la serie de la tendencia registrada en la línea de base (*detrlogEMQ*). El proceso de identificación y estimación de los modelos ARIMA se detalla en el Anexo 1.

El primero de los modelos, estacional puro, fue el más parsimonioso (cinco parámetros) y con muy buen ajuste ($R^2 = 0,98$); manifestaba el fuerte componente estacio-

nal de la serie y arrojaba, para la variable *recortes*, un coeficiente beta con el signo positivo esperado y estadísticamente muy significativo. Sin embargo, la autocorrelación residual detectada aconsejó estimar otros dos modelos con un término SARMA adicional, no estacional sino regular. Desapareció así la autocorrelación, y se puso de manifiesto que el comportamiento de un trimestre dependía también del observado en el trimestre anterior. Pero, en lo esencial, los resultados fueron consistentes con los del modelo estacional puro. Se confirmó el efecto de aumento lineal en los tiempos de espera quirúrgica en el período de recortes respecto al de línea de base.

El análisis del IGDS del SERGAS (Fig. 2) mostró que, durante el período de recortes, el 80% de las observaciones del IGDS estuvo claramente por encima de la línea de tendencia del período anterior a los mismos, lo que apuntaría a un ligero y paulatino incremento en el IGDS atribuible a los recortes del gasto sanitario. Aunque la evolución individual de cada uno de los indicadores que componen el IGDS no es objeto de análisis, algunos de ellos exhibieron cambios en sus pautas de comportamiento durante la etapa de recortes: el déficit de cobertura de la PTV, que seguía tradicionalmente una sen-

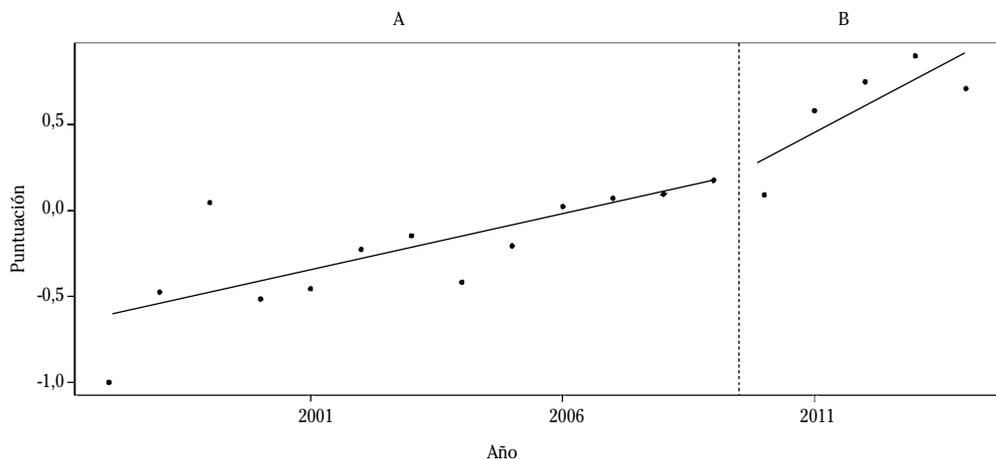


Figura 2. Valores anuales del índice genérico de deficiencias sanitarias (IGDS). **A.** Período 1997-2009, anterior a los recortes. **B.** Período 2010-2014, de los recortes. Se incluyen las líneas de tendencia de ambos períodos.

Tabla 2. Resumen de los modelos de regresión estimados para el Índice Genérico de Deficiencias Sanitarias

Variables	MCG-PW		MCNL	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
constante	-0,679	-5,571	-0,545	-4,132
tiempo	0,064	4,149	0,049	3,105
recortes	0,086	0,417	0,159	0,824
interacción	0,092	1,329	0,105	1,657
AR(1)			-0,094	-0,364
R ²		0,856		0,847
R ² corregido		0,825		0,796
Valor p (de F)		<0,001		<0,001
Estadístico Durbin-Watson		1,812		2,208
n (n tras ajuste)		18 (18)		18 (17)

MCG-PW: modelo de regresión con estimación por mínimos cuadrados generalizados empleando el procedimiento de Cochran-Orcutt con el ajuste de Prais-Winsten; MCNL: modelo de regresión (con un término autorregresivo de orden 1) estimado por mínimos cuadrados no lineales. Para el MCG-PW, los estadísticos de la parte inferior de la tabla se basan en los datos rho-diferenciados y, por tanto, se refieren al modelo transformado y no al original, lo que impone cautela en su interpretación. Los coeficientes para el término constante y *tiempo* fueron significativos al 1% ($p < 0,01$) en ambos modelos.

da decreciente, se volvió creciente a partir del bienio 2009-2010; los años de esperanza de vida perdidos por causas evitables por los servicios sanitarios, que venían sistemáticamente disminuyendo, mostraron un ligero aumento en el bienio 2013-2014; y las tasas de reacciones adversas graves a medicamentos e infección hospitalaria mostraron picos en 2011 y 2012, con incrementos porcentuales del 72,2 y 30,6%, respectivamente.

Para contrastar estadísticamente la hipótesis de que el período de recortes tiene un impacto al alza en el IGDS, se adoptó la aproximación apuntada en el apartado anterior. Los coeficientes beta de las variables recortes e interacción indicaron efectos de incremento en las deficiencias sanitarias, aunque sin alcanzar significación estadística (Tabla 2).

Para saber si el efecto total es o no significativo se calculó el correspondiente estadístico de contraste (material complementario). En la estimación por MCG, el estadístico de tamaño de efecto tomó un valor de 1,520 que no permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de efecto excepto al 10% en el contraste unilateral derecho ($H_a: \delta_{AB} > 0$). En la estimación por MCNL, en cambio, el

estadístico fue 2,208, rechazándose la hipótesis nula ($p < 0,05$). Se aceptaría pues, la hipótesis alternativa de aumento del IGDS asociado a los recortes.

En atención primaria, la mediana de los valores del índice de mejora percibida en la etapa de recortes es muy inferior a la mediana de sus valores en el período anterior a los recortes (Fig. 3A), apreciándose también una línea de tendencia marcadamente decreciente en la etapa de recortes. Estos indicios de un impacto negativo en la calidad percibida de la atención primaria se vieron confirmados por el efecto de tamaño medio del NAP y el efecto relevante de la SMD a pesar de la notable variabilidad del IMP.

También en la atención especializada se apreció una caída de la mediana y una marcada tendencia decreciente del IMP en la etapa de recortes (Fig. 3B). El NAP indicó un efecto negativo de tamaño medio y solo el PND, que toma como referencia la observación más baja de la línea de base, desmintió la existencia del efecto. Además, los años 2013 y 2014 fueron los únicos de la serie con valores del IMP inferiores a 1, al ser más los encuestados que notan empeoramiento que los que ven mejoría.

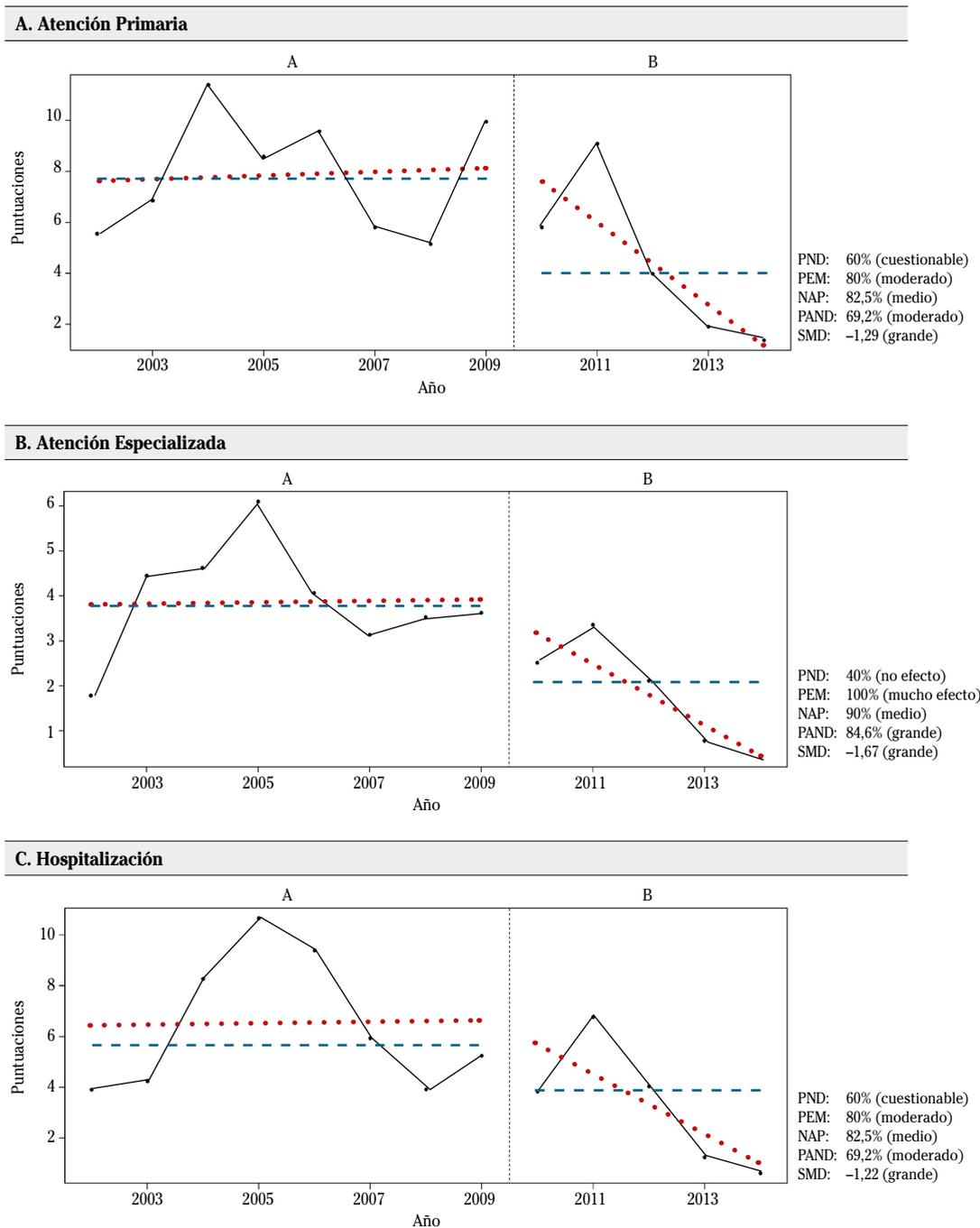


Figura 3. Índices de mejora percibida en la calidad en 2002-2009 y 2010-2014. Se representan las medidas repetidas del índice en los periodos A (anterior a los recortes) y B (de los recortes), así como las medianas de ambos periodos (línea azul) y las líneas de tendencia (línea roja). Junto a las gráficas figuran las medidas de tamaño del efecto de cada índice y, entre paréntesis, la interpretación o calificación que corresponde a cada una de ellas. PND: porcentaje de datos no solapados; PEM: porcentaje de datos que exceden la mediana; NAP: no solapamiento de todos los pares; PAND: porcentaje de todos los datos no solapados; SMD: diferencia de medias tipificada.

El IMP en hospitalización registró un comportamiento bastante parecido a los anteriores: caída (algo más suave) de la mediana y tendencia decreciente en la etapa de recortes, con el NAP indicando un efecto de tamaño medio (Fig. 3C). Además, en 2014 los encuestados que advierten empeoramiento fueron, por vez primera, más abundantes que los que ven mejoría.

La aplicación del estadístico C a la fase A no desmintió el patrón aleatorio de los datos ($p = 0,3745$ en atención primaria, $p = 0,1357$ en atención especializada y $p = 0,0307$ en hospitalización), pero cuando se añadieron las observaciones de la fase B y se calculó el estadístico C para toda la serie (Anexo 2) se confirmó la existencia de alguna tendencia o variación no aleatoria para las tres áreas ($p < 0,001$ en los tres casos), lo que sugiere un impacto de los recortes en la mejora percibida.

DISCUSIÓN

El primer resultado destacable de esta investigación ha sido la peor evolución de los tiempos de espera media quirúrgica en los años de los recortes (2010-2014), resultado que ha de ponerse en perspectiva. El volumen de actos quirúrgicos en el ámbito del SERGAS cayó un 4,54% en 2009-2010 y, a partir de ahí, su tendencia se mantuvo por debajo de la marcada con anterioridad¹⁸; algo análogo ocurrió con el número de quirófanos en funcionamiento por efecto de sus caídas en 2008 y 2013. Dado que las cifras analizadas de espera media quirúrgica pueden verse afectadas por el manejo o la manipulación de los flujos entre las listas de espera estructural y no estructural, así como por prácticas como la derivación del paciente a consulta de otro especialista para demorar su inclusión en la lista de espera quirúrgica, tiene interés confrontar los *hard data* de listas de espera con los datos de percepción del problema por los usuarios, cuya tendencia de mejora se vuelve empeoramiento en el trienio 2012-14²⁵. El resultado observado no resulta sorprendente, ya que los tiempos de espera para recibir atención sanitaria están entre

los aspectos de la calidad asistencial más destacados en las investigaciones sobre los recortes presupuestarios y sus efectos¹⁻⁵. Mediante correlaciones de Spearman y análisis de regresión simple, Sánchez-Bayle y Palomo²⁹ contrastan la existencia de una relación positiva y significativa entre los recortes de las CCAA y sus tiempos de espera quirúrgica.

El mayor crecimiento del IGDS observado en el período de recortes podría guardar cierta relación con el descenso del 7,44% en el *personal total por cama en funcionamiento* que se observa durante el trienio 2010-2012¹⁸. Existe amplia evidencia de que la escasez de enfermeras, su sobrecarga de trabajo y precarización, pueden derivar en falta de vigilancia al paciente y en lo que se conoce como *fallo de rescate*: "el deterioro en la condición de un paciente que hubiera podido ser evitado mediante la precoz intervención de una enfermera que actuara de forma apropiada"³⁰. Algo parecido ocurre con la escasez y descapitalización del personal facultativo, en la medida en que afecte a la calidad de la prescripción farmacológica. De hecho, el riesgo de muerte por complicaciones médicas o quirúrgicas tendió a crecer más en aquellas CCAA con menor incremento del gasto entre los períodos anterior y posterior al inicio de la crisis¹⁴.

Respecto a la caída en los índices de mejora percibida, Gené-Badía y col¹ anticipaban que los recortes afectarían más a la satisfacción y confort de los pacientes que a la salud en sí misma. Es cierto que, en el caso gallego, muchas de las respuestas del Barómetro Sanitario no parecen reflejar ese impacto negativo que cabría esperar. Sin embargo, tales respuestas pueden ser engañosas porque la crisis y las políticas de austeridad tienden a rebajar las expectativas de los pacientes² y a hacerlos más conscientes del valor de contar con un sistema de asistencia sanitaria universal y gratuita¹. Es cuando se pregunta a los encuestados si creen que la atención ha mejorado o empeorado respecto a los últimos cinco años, cuando se ve que su percepción de la dinámica global es menos favorable.

El diseño A-B de investigación de caso único no está libre de amenazas a la vali-

dez. Como explican Bono y Arnau¹⁵, dicho diseño permite controlar algunos de los factores susceptibles de comprometer la validez interna (como maduración e historia), pero no su totalidad. Especialmente con muestras cortas de datos, resulta difícil asegurar que cualquier cambio observado al pasar de la fase A a la B pueda atribuirse a aquello que ha determinado el cambio de fase (los recortes del gasto sanitario, en este caso). Además, la inestabilidad de la línea de base complica el propio establecimiento del cambio entre fases. Para paliar la primera de ambas amenazas se toman indicadores de calidad muy ligados a la asistencia sanitaria, en un intento por reducir su dependencia de factores exógenos. Para atenuar la segunda, se consideran también cambios respecto a los propios patrones de comportamiento inestable previos a los recortes, como la existencia de niveles sensiblemente inferiores a los de la línea de base.

En contrapunto a tales limitaciones, estarían las fortalezas que los métodos de investigación de caso único pueden aportar al estudio de los recortes sanitarios: transparencia y singularización, sin renunciar al indispensable rigor científico, y un potencial de futuro que va mucho más allá de lo mostrado aquí. En la medida que los recortes del gasto lleguen a revertirse plenamente, se abrirá la puerta a aplicar diseños de reversión simple (A-B-A) para dotar de mayor fuerza probatoria a la investigación de los efectos de dichos recortes. También serían posibles diseños de línea de base múltiple si se da una cierta variedad en los *timings* de los recortes de las distintas CCAA y se explotan las diferencias entre las trayectorias previas de sus indicadores de calidad. Los modelos de regresión por MCG y ARIMA podrían enriquecerse con la adición de otras variables independientes que contribuyan a explicar la calidad de la asistencia sanitaria, controlándose con ello potenciales factores de confusión. Otra vía de progreso, condicionada al alargamiento de las series y la disponibilidad de información, pasaría por identificar modelos de función de transferencia que conecten las sumas recortadas en categorías específicas

de gasto con determinados indicadores de calidad asistencial.

En conclusión, este estudio ha mostrado la utilidad de los métodos de investigación de caso único para evaluar el impacto de los recortes del gasto de la CAG en la calidad de su asistencia sanitaria. Al tomarse como punto de partida la inspección visual de las series estadísticas, se ha aportado transparencia. El énfasis en la trayectoria singular del caso ha permitido individualizar la inferencia causal, algo de suma importancia a la hora de evaluar la actuación de los políticos y gestores sanitarios autonómicos, cuya responsabilidad concierne al comportamiento registrado en su CA y no al comportamiento medio de las diecisiete CCAA. En el caso gallego, se han detectado efectos significativos que evidencian la sensibilidad a los recortes de ciertos aspectos de la calidad asistencial. Se trata, primordialmente, de aspectos ligados a las condiciones de prestación del servicio y no blindados por la relación médico-paciente: dificultades de acceso, deficiencias genéricas y menor percepción de mejora global. Nada indica, por otra parte, que ello pueda atribuirse a un aumento de la demanda de atención sanitaria derivado de la crisis económica. De hecho, la llamada *población protegida equivalente a efectos de gasto sanitario* creció a un ritmo mucho más lento en el período de los recortes que en el inmediatamente anterior. Y en los indicadores de frecuentación y volumen de servicio (consultas externas, pacientes dados de alta) tampoco se aprecia inflexión al alza.

Del estudio se desprenden implicaciones para la política y gestión sanitarias en un triple orden:

1. La importancia de contar con series estadísticas homogéneas y largas, y la necesidad de que los datos se acompañen de notas si algún factor condiciona decisivamente su interpretación.
2. La necesidad de detectar, mediante alertas tempranas, aquellos deterioros en las actuaciones previas, concomitantes y posteriores al acto médico (a menudo a cargo del personal sanitario no facultativo y del auxiliar) que

incidan en la salud del paciente, así como las deficiencias en las condiciones físicas y ambientales del entorno hospitalario y en la aplicación de los protocolos.

3. La conveniencia de considerar el largo plazo en las decisiones de recorte, ya que estas inciden especialmente en el capital físico (infraestructura y equipamiento) y humano (jubilación obligatoria a los 65 años y fuga de talentos), y su impacto puede pasar inadvertido cuando no afecta tanto al nivel actual de servicio como a la capacidad y adaptabilidad del sistema.

BIBLIOGRAFÍA

1. GENE-BADIA J, GALLO P, HERNANDEZ-QUEVEDO C, GARCÍA-ARMESTO S. Spanish health care cuts: penny wise and pound foolish? *Health Policy* 2012; 106: 23-8. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2012.02.001>
2. GALLO P, GENÉ-BADIA J. Cuts drive health system reforms in Spain. *Health Policy* 2013; 113: 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.06.016>
3. URBANOS GARRIDO RM, PUIG-JUNOY J. Políticas de austeridad y cambios en las pautas de uso de los servicios sanitarios. *Informe SESPAS* 2014. *Gac Sani.* 2014; 28 (Suppl 1): 81-88. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2014.02.013>
4. BOSCH X, MORENO P, LOPEZ-SOTO A. The painful effects of the financial crisis on Spanish health care. *Int J Health Serv* 2014; 44: 25-51. <https://doi.org/10.2190/hs.44.1.c>
5. LOPEZ-VALCARCEL BG, BARBER P. Economic crisis, austerity policies, health and fairness: lessons learned in Spain. *Appl Health Econ Health Policy* 2017; 15: 13-21. <https://doi.org/10.1007/s40258-016-0263-0>
6. REGIDOR E, BARRIO G, BRAVO MJ, DE LA FUENTE L. Has health in Spain been declining since the economic crisis? *J Epidemiol Community Health* 2014; 68: 280-282. <https://doi.org/10.1136/jech-2013-202944>
7. REGIDOR E, VALLEJO F, TAPIA GRANADOS JA, VICIANA-FERNÁNDEZ FJ, DE LA FUENTE L, BARRIO G et al. Mortality decrease according to socioeconomic groups during the economic crisis in Spain: a cohort study of 36 million people. *Lancet* 2016; 388: 2642-2652. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)30446-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)30446-9)
8. REGIDOR E, MATEO A, BARRIO G, DE LA FUENTE L. Mortality in Spain in the context of the economic crisis and austerity policies. *Am J Public Health* 2019; 109: 1043-1049. <https://doi.org/10.2105/ajph.2019.305075>
9. MORENO-LOSTAO A, BARRIO G, SORDO L, CEA-SORIANO L, MARTÍNEZ D, REGIDOR E. Mortality in working-age population during the Great Recession and austerity in Spain. *PLoS One* 2019; 14: e0218410. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0218410>
10. BARTOLL X, TOFFOLUTTI V, MALMUSI D, PALÈNCIA L, BORRELL C, SUHRCKE M. Health and health behaviours before and during the Great Recession, overall and by socioeconomic status, using data from four repeated cross-sectional health surveys in Spain (2001-2012). *BMC Public Health* 2015; 15. <https://doi.org/10.1186/s12889-015-2204-5>
11. CABRERA DE LEÓN A, RODRÍGUEZ IM, GANNAR F, PEDRERO GARCÍA AJ, ALMEIDA GONZÁLEZ D, RODRÍGUEZ PÉREZ MC et al. Austerity policies and mortality in Spain during the financial crisis of 2008. *Am J Public Health* 2018; 108: 1091-1098. <https://doi.org/10.2105/ajph.2018.304346>
12. HERNÁNDEZ-QUEVEDO C, LOPEZ-VALCARCEL BG, PORTA M. Short-term adverse effects of austerity policies on mortality rates: what could their real magnitude be? *Am J Public Health* 2018; 108: 983-985. <https://doi.org/10.2105/ajph.2018.304507>
13. NOLASCO A, PEREYRA-ZAMORA P, SANCHIS-MATEA E, TAMAYO-FONSECA N, CABALLERO N, MELCHOR I et al. Economic crisis and amenable mortality in Spain. *Int J Environ Res Public Health* 2018; 15. <https://doi.org/10.3390/ijerph15102298>
14. NOLASCO A, VICENT-CASTELLÓ EM, PEREYRA-ZAMORA P, CABALLERO-PÉREZ P, MONCHO J. Mortalidad por complicaciones médicas y quirúrgicas, impacto de la crisis y gasto sanitario en España, 2002-2013. *Gac Sanit* 2019; 33: 504-510. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2018.07.017>
15. BONO CABRÉ R, ARNAU GRAS J. Diseños de caso único en ciencias sociales y de la salud. Madrid: Síntesis, 2014.
16. Consello de Contas de Galicia. Informe de fiscalización de la Cuenta General del Servicio Gallego de Salud. Ejercicio 2013. Santiago de Compostela, 2015. http://www.consello-decontas.es/sites/consello_de_contas/files/contents/documents/2013/164_D_Conta_Xeral_Sergas_2013_C.pdf
17. Ministerio de Política Territorial y Función Pública. Gobierno de España. Registro Central de Personal. Boletín Estadístico del Personal al Servicio de las Administraciones Públicas (2009-2014). <http://www.mptfp.es/>

- portal/funcionpublica/funcion-publica/rcp/
boletin.html
18. Instituto Galego de Estatística. [Información estadística del sistema sanitario gallego. Establecimientos sanitarios con régimen de internado]. Consultado el 10 de octubre de 2018. https://www.ige.eu/web/mostrar_actividade_estadistica.jsp?idioma=es&codigo=0202007
 19. Instituto Galego de Estatística. [Listas de espera quirúrgica del Servizo Galego de Saúde]. Consultado el 6 de junio de 2018. <https://www.ige.eu/igebdt/selector.jsp?COD=8986&paxina=001&c=0202001>
 20. Ministerio de Sanidad. Gobierno de España. Sistema de información de listas de espera en el Sistema Nacional de Salud. <https://www.mschs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/inforRecopilaciones/listaEspera.htm>
 21. Consello de Contas de Galicia. Informe de fiscalización sobre los objetivos del Área del Sergas formulados en el documento presupuestario. Ejercicios 2011-2013. Santiago de Compostela, 2016. http://www.consellodecontas.es/sites/consello_de_contas/files/contents/documents/2013/164_D_Informe_Obxectivos_Documento_Orzamentario_C.pdf
 22. Consello de Contas de Galicia. Informe de fiscalización sobre la resolución de las listas de espera a través de la autoconcertación y de la concertación con centros privados. Ejercicios 2009-2010. Santiago de Compostela, 2012. http://www.consellodecontas.es/sites/consello_de_contas/files/contents/documents/2010/164_D_Lista_de_Espera_2009-2010_C.pdf
 23. Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social. Gobierno de España. Indicadores clave del Sistema Nacional de Salud. <http://inclasns.msssi.es/main.html>
 24. Servizo Galego de Saúde (SERGAS). Mortalidade evitable 1980-2015 Consultado el 6 de junio de 2018. <https://www.sergas.es/Saude-publica/Mortalidade-evitable-1980-2015>
 25. Ministerio de Sanidad. Gobierno de España. Opinión de los ciudadanos. Barómetro Sanitario. https://www.mschs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/BarometroSanitario/home_BS.htm
 26. YAFFEE R, McGEE M. An introduction to time series analysis and forecasting. San Diego: Academic Press, 2000.
 27. SWAMINATHAN H, ROGERS HJ, HORNER RH, SUGAI G, SMOLKOWSKI K. Regression models and effect size measures for single case designs. *Neuropsychol Rehabil* 2014; 24: 554-571. <https://doi.org/10.1080/09602011.2014.887586>
 28. TRYON WW. A simplified time-series analysis for evaluating treatment interventions. *J Appl Behav Anal* 1982; 15: 423-429. <https://doi.org/10.1901/jaba.1982.15-423>
 29. SÁNCHEZ-BAYLE M, PALOMO L. Recortes en los presupuestos sanitarios y listas de espera. *Gac Sanit* 2018; 32: 198-199. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2017.07.013>
 30. VELASCO BUENO JM. Evidencias frente a los recortes en las plantillas de Enfermería. *Enfermería Docente* 2013; 99: 39-41.

ANEXO 1. Proceso de identificación y estimación de los modelos ARIMA de la EMQ

En el contexto de la evaluación de impacto de una intervención dada mediante un modelo ARIMA, la metodología Box-Jenkins-Tiao requiere dividir la muestra en dos submuestras (la de la fase A y la de la fase B) y estimar primero el modelo únicamente con las observaciones de la fase A. Cuando el número de estas es insuficiente para hacerlo, o cuando la intervención parece tener una abrumadora influencia en el nivel, la pendiente o la varianza de la serie, Yaffee y McGee²⁶ recomiendan acudir a la estrategia alternativa de modelación de la serie temporal completa. Dicha estrategia pasa por modelar primero el impacto de la intervención, e incorporar luego el *modelo de impacto* a un modelo ARIMA a estimar con toda la serie. Aquí se ha hecho siguiendo estos pasos:

1. Examen visual de la representación gráfica, el correlograma y las líneas del “rango tendenciado” de la variable dependiente (*EMQ*) para determinar si es estacionaria en varianza y en media. Se concluyó que la varianza es decreciente y la media parece mostrar tendencia con ruptura.
2. Transformación logarítmica de la *EMQ*, justificada por su aparente falta de estacionariedad en varianza y porque el estadístico t es más bajo en el modelo logarítmico $D\log(EMQ_t)^2 = \alpha + \beta\log(EMQ_t)$ que en el modelo en niveles $D(EMQ_t)^2 = \alpha + \beta EMQ_t$ (1,8 frente a 3,4 con $N = 38$).
3. Sometimiento del logaritmo de la *EMQ* a contrastes estadísticos para saber si existe raíz unitaria y, en consecuencia, procede diferenciar. Como, al inspeccionar visualmente la serie, se intuyó en ella un posible cambio estructural entre el período de línea de base y el de los recortes, se aplicó primero un contraste Zivot-Andrews. Los resultados obtenidos permitían rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria aun en presencia de ruptura estructural. Dado que dicho contraste no separa, sin embargo, el componente regular del estacional, se recurre también al procedimiento en su día propuesto por Hyndman y Khandakar. Dicho procedimiento consiste en un contraste de Canova-Hansen (CH) seguido de otro de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Para la variable dependiente, los resultados del CH no rechazan la H_0 de estacionalidad estacionaria y los del KPSS tampoco rechazan la H_0 de estacionariedad (en ambos casos al 5% y con las opciones por defecto de *EViews*). De ahí que la herramienta ARIMASel, que se apoya en este procedimiento, aplique a $\log EMQ$ un orden

de diferenciación = 0 tanto en la parte regular como en la estacional. No procedería, pues, diferenciar sino “destendenciar”.

4. Eliminación de la tendencia temporal. Una primera alternativa sería aquí introducir, en el modelo ARIMA, una *dummy* de tiempo y una variable de rampa para captar el posible cambio de tendencia ligado a los recortes. El problema es que ello genera multicolinealidad. Se opta entonces por la segunda alternativa: eliminar de toda la serie la tendencia de la línea de base y mantener la variable de rampa en el modelo ARIMA.
5. Definición de las variables de intervención en las que se materializa el modelo de impacto, así como de las demás variables exógenas. En este caso son solo dos:
 - *pasqua*, variable correctora del efecto calendario de la Semana Santa, cuya cuantificación proporciona el software *JDemetra+* 2.2.2, recomendado por la Comisión Europea para el ajuste estacional de series temporales; y
 - *recortes*, variable de rampa cuyo valor resulta de la siguiente expresión

$$recortes_t = \begin{cases} -1 & \text{para } t \leq n_A \\ \frac{t - n_A}{N - n_A} - 1 & \text{para } n_A \leq t \leq N \end{cases}$$

donde t es el número de la observación ($t = 1, 2, 3, \dots, N$), n_A es el subtotal de observaciones de la fase A y N es el total de observaciones de la serie estadística.

6. Selección de los modelos. Dada la corteza de la serie, se asume que la parsimonia del modelo cobra especial relevancia y, por ello, se comienza examinando todos aquellos modelos que pueden estimarse con un máximo de dos términos SARMA y un N ajustado ≥ 34 . De ellos, se escoge el modelo estacional puro (modelo 1 de la tabla 1), por ser el de mejor ajuste según el criterio bayesiano de Schwartz. Sin embargo, como dicho modelo sufría autocorrelación residual, se procedió, por un lado, a reestimarlos con un estimador HAC de Newey-West, y por otro lado, a ampliarlo con un término SARMA adicional, no estacional sino regular. En el modelo 2 de la citada tabla, se trató de un término AR(1). En el modelo 3 fue un término MA(1).
7. Diagnóstico de los residuos para determinar si el error sigue un proceso de ruido blanco.

ANEXO 2. El estadístico C y su cálculo para los índices de calidad percibida

El estadístico C permite contrastar si un conjunto de datos tiene una distribución aleatoria. Se basa en la idea de que, si los datos fuesen una muestra aleatoria de una población común, el valor esperado de su media cuadrada de diferencias sucesivas (MCDS) duplicaría la varianza poblacio-

$$d = \frac{MCDS}{s^2} = \frac{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N-1} (Y_{i+1} - Y_i)^2}{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2}$$

Como la razón entre el estadístico C y su error estándar (Sc),

$$Z = \frac{C}{s_c} = \frac{C}{\sqrt{\frac{N-2}{(N-1)(N+1)}}}$$

sigue una distribución Z, es posible determinar la significación de Z para cualquier valor de C.

nal (σ^2). En tal caso, la MCDS de la muestra sería aproximadamente el doble de la cuasivarianza muestral (s^2), que es un estimador insesgado de la varianza poblacional. Entonces, la razón d y el estadístico C, definidos del modo siguiente, tomarían valores en torno a 2 y 0, respectivamente:

$$C = 1 - \frac{MCDS}{2s^2} = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} (Y_{i+1} - Y_i)^2}{2 \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2}$$

A modo de ilustración, en la siguiente tabla se detalla la aplicación del estadístico C al índice de mejora percibida (IMP) de la atención primaria. Primero se estiman C y Z para la fase A, previa a los recortes. Si Z no es significativo, se entiende que en dicha fase hay aleatoriedad y no hay tendencia. A continuación se añaden las observaciones de la fase B, la de los recortes, y se estiman C y Z para la serie temporal completa. De ser ahora Z muy significativo, se infiere que el período de recortes se traduce en una desviación sistemática de la variación aleatoria.

Fase	IMP en AP	D ²	Análisis	
A	5,543			
A	6,852	1,712		
A	11,384	20,544		
A	8,574	7,897	ΣD ² =	68,765
A	9,561	0,975	2SC(Y) =	76,370
A	5,796	14,180	C =	0,100
A	5,145	0,423	Sc =	0,309
A	9,944	23,035	Z =	0,323
Media A	7,850		p =	0,375
B	5,794	17,229	ΣD ² =	127,432
B	9,078	10,784	2SC(Y) =	824,810
B	3,970	26,085	C =	0,846
B	1,899	4,290	Sc =	0,256
B	1,371	0,279	Z =	3,304
Media AB	6,532		p <	0,001

IMP en AP: índice de mejora percibida en Atención Primaria; D = diferencia sucesiva; SC = suma de cuadrados de las desviaciones respecto a la media; C: estadístico C; Sc: error estándar de C.

MATERIAL COMPLEMENTARIO

1. Cálculo del gasto sanitario en euros constantes y por persona protegida equivalente

En esta investigación, las cifras de gasto en euros corrientes se toman de la Estadística de Gasto Sanitario Público (EGSP). Para traducirlas a euros constantes, se deflactan con el deflactor del PIB de Galicia obtenido a partir de la Contabilidad Regional de España.

Para apreciar la importancia del recorte del gasto sanitario de la Comunidad autónoma en relación a sus necesidades de gasto, una opción es fijarse en la evolución de su gasto sanitario en euros constantes por persona protegida equivalente, el cual se calcula dividiendo su gasto sanitario en términos reales entre su *población protegida equivalente a efectos de gasto sanitario* (POBPREQ). La POBPREQ se obtiene del siguiente modo:

- se toman las cifras de población protegida por el SNS en la Comunidad, desglosadas por grupos de edad (0-4 años, 5-14, 15-44, 45-64, 65-74 y 75 años o más); y
- se aplican, a las cifras poblacionales de los distintos grupos, los respectivos coeficientes de gasto relativo determinados por la Subdirección de Análisis Económico y Fondo de Cohesión del Ministerio de Sanidad y Consumo²⁵, que serán tanto mayores cuanto mayor sea el gasto sanitario medio por persona del grupo de edad.

Los datos de POBPREQ proceden aquí del GTAGS¹, del acuerdo 6/2009 del Consejo de Política Fiscal y Financiera² y de los anexos de las liquidaciones del SFA de los años 2009-2015³. La población protegida equivalente de los años 2006 y 2008 se estima a partir de MSPSI⁴, por el procedimiento indicado en la página 11, nota 19, del documento de trabajo “La evolución de la financiación de las comunidades autónomas de régimen común, 2002-2015”, del profesor Ángel de la Fuente⁵.

2. Medidas de tamaño del efecto ligadas al enfoque *de abajo a arriba*

Originariamente, la investigación de caso único adopta un enfoque *de abajo a arriba*⁶ que se basa en dos elementos:

- el examen de la representación visual de los datos, y
- el cálculo de medidas de tamaño del efecto a partir de esos datos visualmente representados.

En el análisis de los índices de mejora percibida (IMP) que se incluye en este artículo, se utilizan las cinco medidas de tamaño del efecto recogidas en la tabla 1. En general, parten de una idea sencilla: si el efecto esperado de una intervención es, por ejemplo, de incremento, el máximo efecto se registrará cuando todos los datos posteriores a la intervención estén por encima de los datos previos a la intervención. Es lo que se conoce como *no solapamiento*. La medida más conservadora de no solapamiento es el PND, que toma como referencia el dato más extremo previo a la intervención (el dato más alto si el efecto esperado es de incremento). El PEM toma, en cambio, como referencia la mediana de los datos del período pre-intervención. El NAP toma todos los datos de dicho período, comparando cada uno de ellos con todos los del período de intervención. El PAND se fija en la cantidad existente de *datos solapados*, que sería el número mínimo de datos que habrían de eliminarse de la serie estadística para que no hubiese solapamiento alguno. Aparte queda la SMD, que no es más que la diferencia entre las medias de los períodos de intervención y pre-intervención, dividida entre la desviación típica de los datos.

Para cuatro de las cinco medidas de tamaño del efecto, los umbrales y su interpretación son los convencionalmente adoptados en la investigación de caso único. Se toman de Scruggs y Mastropieri⁷ para el PND, de Ma⁸ para el PEM, de Parker y Vannest⁹ para el NAP y de Cohen¹⁰ para la SMD. Para el PAND, en cambio, no hay en la literatura una escala de calificación establecida. Si se dispusiese de un mínimo de 20 observaciones, cabría utilizar la tabla de contingencia con la que se calcula el PAND para estimar un estadístico *Phi*, y transformarlo luego en un *d* de Cohen mediante la fórmula indicada en Parker y Hagan-Burke¹¹. Ese estadístico *d* se calificaría con la misma escala aplicada a la SMD. Sin embargo, las observaciones de los índices de mejora percibida empleados en esta investigación no llegan a la veintena, con lo que ha habido que proponer una escala específica para el PAND (Tabla 1). La propuesta tiene un doble punto de partida. Primero, la propia naturaleza del PAND, de la que se desprende la ausencia de efecto si su valor no supera el 50%. Segundo, la estimación que para el PAND hicieron Chen y col¹², del punto de corte del 77% que diferenciaría los efectos grandes de los que no lo son.

Tabla 1. Medidas de tamaño del efecto y umbrales para interpretarlas

Denominación	Fórmula de cálculo ^a	Umbrales utilizados
Porcentaje de datos no solapados (PND)	$\frac{N^{\circ} \text{ de datos de la fase B que exceden al dato más extremo de la fase A}}{N^{\circ} \text{ total de datos de la fase B}} \times 100$	< 50%: no efecto 50-69%: efecto cuestionable 70-89%: bastante efecto > 90%: mucho efecto
% de datos que exceden la mediana (PEM)	$\frac{N^{\circ} \text{ de datos de la fase B que exceden la mediana de la fase A}}{N^{\circ} \text{ total de datos de la fase B}} \times 100$	< 70%: efecto cuestionable o nulo 70-89%: efecto moderado 90-100%: mucho efecto
No solapamiento de todos los pares (NAP)	$\frac{N^{\circ} \text{ de pares sin solapamiento} + 0,5 \times n^{\circ} \text{ de empates}}{N^{\circ} \text{ total de pares de datos comparando de la fase A y la B}} \times 100$	0-65%: efecto débil 66-92%: efecto medio 93-100%: efecto grande
% de todos los datos no solapados (PAND)	$100 - \% \text{ de datos solapados}$ (datos solapados son los mínimos datos que habría que sacar de la fase A y/o la B para eliminar todo solapamiento entre ambas fases)	< 50%: no efecto 51-65%: efecto débil 66-76%: efecto moderado 77-100%: efecto grande
Diferencia de medias tipificada (SMD)	$\frac{\text{Media de los datos de la fase B} - \text{media de los datos de la fase A}}{\text{Desviación típica de los datos}} \times 100$	0,20-0,49: efecto pequeño 0,50-0,79: efecto mediano > 0,80: efecto grande

a La fase A es la línea de base o período pre-intervención (anterior a los recortes) y la B el período de intervención (el de los recortes). Fuente: elaboración propia.

3. Normalización, ponderación y agregación de los indicadores del IGDS

Para hacer comparables los seis indicadores individuales de cara a su ulterior integración en el índice compuesto, se normalizan mediante un método idóneo para series temporales que la OCDE¹³ caracteriza como *método para indicadores cíclicos*. Al valor del indicador en cada año (x^t) se le resta su valor medio o esperanza matemática en el conjunto de la serie ($E(x)$) y luego se divide esa diferencia entre la media de los valores absolutos de las diferencias de todos los años de la serie ($E(|x^t - E(x)|)$), obteniéndose así el valor normalizado (x_n^t):

$$x_n^t = \frac{x^t - E(x)}{E(|x^t - E(x)|)} \quad [1]$$

Para agregar los seis indicadores se emplea el método más simple y extendido, que consiste en sumar para cada año sus valores normalizados y dividir el resultado entre el número de indicadores. Al hacerlo, se asignan implícitamente ponderaciones iguales a todos ellos.

4. Estimación del impacto de los recortes en el IGDS a partir de la regresión por mínimos cuadrados generalizados (MCG)

Siguiendo a Swaminathan y col¹⁴, se estima para el IGDS un modelo con tres variables independientes: la *dummy* de tendencia temporal (t), la binaria de intervención (P) y el producto de ambas (Pt), pero centrando en este último el factor t en el primer momento del período de intervención ($n_A + 1$). En términos formales,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 P + \beta_3 P [t - (n_A + 1)] + e_t \quad [2]$$

donde n_A es el número de observaciones de la fase A y β_0 y β_1 son el intercepto y la pendiente, respectivamente, de dicha fase. Los parámetros clave, sin embargo, son β_2 y β_3 , que representan los cambios de nivel y de pendiente, respectivamente, en el primer momento de la fase B.

Si el modelo de regresión se estima por MCG mediante el procedimiento de Cochran-Orcutt con el ajuste de Prais-Winsten¹⁵, se ha de calcular luego un estadístico de contraste con aproximadamente una distribución t con $(n_A + n_B - 5)$ grados de libertad, para saber si el efecto total es o no significativo. La fórmula de cálculo de dicho estadístico es la siguiente:

$$\frac{d_{AB}}{ET(d_{AB})} = \frac{\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 \frac{n_B - 1}{2}}{\left\{ v_{33} + \left(\frac{n_B - 1}{2} \right)^2 v_{44} + (n_B - 1) v_{34} \right\}^{\frac{1}{2}}} \quad [3]$$

donde el numerador indica el tamaño estimado del efecto y el denominador es el error típico del estadístico (v_{ij} es el elemento en la fila i y columna j de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores de la regresión).

REFERENCIAS

1. GTAGS (Grupo de Trabajo de Análisis del Gasto Sanitario). Informe del Grupo de Trabajo de análisis del gasto sanitario. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo; 2007. <https://www.hacienda.gob.es/Documentacion/Publico/PortalVarios/Grupo%20de%20Trabajo%20Gasto%20Sanitario.pdf>
2. CPF (Consejo de Política Fiscal y Financiera). Acuerdo 6/2009, de 15 de julio, para la reforma del sistema de financiación de las comunidades autónomas de régimen común y ciudades con estatuto de autonomía. Madrid; 2009. https://www.hacienda.gob.es/Documentacion/Publico/PortalVarios/FinanciacionTerritorial/Autonomica/AcuerdosConsejo/Acuerdo%206_2009%20Reforma%20Sistema%20Financiación.pdf
3. MHAP (Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas). Informes sobre la financiación definitiva de las comunidades autónomas a través del sistema de financiación; varios años. <https://www.hacienda.gob.es/es-ES/CDI/Paginas/SistemasFinanciacionDeuda/InformacionCCAs/Informes%20financiacion%20comunidades%20autonomas2.aspx>
4. MSPSI (Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad). Recursos del Sistema Nacional de Salud. Presupuestos iniciales para sanidad de las Comunidades Autónomas, la Administración Central y la Seguridad Social (2007-2011); 2011.
5. DE LA FUENTE A. La evolución de la financiación de las comunidades autónomas de régimen común, 2002-2015. Documentos de Trabajo del BBVA 2017; 21.
6. PARKER RI, VANNIST KJ. Bottom-up analysis of single-case research designs. *J Behav Educ* 2012; 21: 254-265. <https://doi.org/10.1007/s10864-012-9153-1>
7. SCRUGGS TE, MASTROPIERI MA. Summarizing single-subject research: issues and applications. *Behav Modif* 1998; 22: 221-242. <https://doi.org/10.1177/01454455980223001>
8. MA HH. An alternative method for quantitative synthesis of single-subject researches: percentage of data points exceeding the median. *Behav Modif* 2006; 30: 598-617. <https://doi.org/10.1177/0145445504272974>
9. PARKER RI, VANNIST KJ. An improved effect size for single-case research: nonoverlap of all pairs. *Behav Ther* 2009; 40: 357-367. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2008.10.006>
10. COHEN, J. *Statistical power analysis for the behavioural sciences*. 2nd ed. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 1988; 400 p.
11. PARKER RI, HAGAN-BURKE, S. Useful effect size interpretations for single case research. *Behav Ther* 2007; 38: 95-105. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2006.05.002>
12. CHEN M, HYPPIA-MARTIN JK, REICHLIE JE, SYMONS FJ. Comparing single case design overlap-based effect size metrics from studies examining speech generating device interventions. *Am J Intellect Dev Disabil* 2016; 121: 169-193. <https://doi.org/10.1352/1944-7558-121.3.169>
13. OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development). *Handbook on constructing composite indicators: methodology and user guide*. Paris: OECD, 2008.
14. SWAMINATHAN H, ROGERS HJ, HORNER RH, SUGAI G, SMOLKOWSKI K. Regression models and effect size measures for single case designs. *Neuropsychol Rehabil* 2014; 24: 554-571. <https://doi.org/10.1080/09602011.2014.887586>
15. PRAIS S, WINSTEN C. Trend estimation and serial correlation. Cowles Commission Discussion Paper Stat 383. University of Chicago 1954; 383. <https://cowles.yale.edu/sites/default/files/files/pub/cdp/s-0383.pdf>

