

Artículo original

Ingresos en fines de semana y festivos por insuficiencia cardiaca descompensada y mortalidad intrahospitalaria. ¿Un efecto acumulativo de los «días no laborables»?

Javier Elola^{a,*}, Cristina Fernández-Pérez^{a,b,c}, Náyade del Prado^a, José Luis Bernal^{a,d}, Nicolás Rosillo^{a,e}, Marian Bas^f, Antonio Fernández-Ortiz^f, Raquel Barba^g, Juana Carretero-Gómez^h y Julián Pérez-Villacastínⁱ^a Fundación Instituto para la Mejora de la Asistencia Sanitaria, Madrid, España^b Servicio de Medicina Preventiva, Área Sanitaria de Santiago de Compostela y Barbanza, Santiago de Compostela, A Coruña, España^c Instituto de Investigación de Santiago, Santiago de Compostela, A Coruña, España^d Servicio de Información y control de gestión, Hospital Universitario 12 de Octubre, Madrid, España^e Servicio de Medicina Preventiva y Salud Pública, Hospital Universitario 12 de Octubre, Madrid, España^f Instituto Cardiovascular, Hospital Clínico Universitario San Carlos, Madrid, España^g Servicio de Medicina Interna, Hospital Rey Juan Carlos, Móstoles, Madrid, España^h Servicio de Medicina Interna, Hospital Universitario de Badajoz, Badajoz, Españaⁱ Servicio de Cardiología, Hospital Clínico Universitario San Carlos, Madrid, España

Historia del artículo:

Recibido el 7 de agosto de 2023

Aceptado el 18 de octubre de 2023

On-line el 12 de enero de 2024

Palabras clave:

«Efecto fin de semana»

Calidad

Gestión clínica

Insuficiencia cardiaca

RESUMEN

Introducción y objetivos: Analizar si los ingresos no programados de pacientes con insuficiencia cardiaca (IC) en días no laborables (DNL) se asocian con un aumento de la mortalidad intrahospitalaria.**Métodos:** Estudio observacional retrospectivo (2018-2019). Pacientes mayores de 18 años dados de alta con diagnóstico principal de IC en hospitales generales de agudos del Sistema Nacional de Salud español. Se consideraron ingresos en DNL los efectuados durante los viernes a partir de las 14:00 h, sábados, domingos y festivos nacionales y autonómicos. Se desarrollaron modelos de regresión logística para analizar la mortalidad intrahospitalaria considerando la duración de los DNL como variable continua independiente. Como análisis de sensibilidad se utilizó el emparejamiento por puntuación de propensión.**Resultados:** Se seleccionaron 235.281 episodios de ingresos no programados por IC. Un día de DNL aumentaba el riesgo de mortalidad intrahospitalaria respecto al ingreso en día laborable (OR = 1,11; IC95%, 1,07-1,16); 2 días (OR = 1,13; IC95%, 1,09-1,17); 3 días (OR = 1,16; IC95%, 1,05-1,27), y ≥ 4 días (OR = 1,20; IC95%, 1,09-1,32). El aumento lineal del periodo de DNL se asoció con una mayor mortalidad intrahospitalaria ajustada por riesgo (χ^2 tendencia $p = 0,0002$). Tras el emparejamiento por puntuaciones de propensión, los pacientes con IC ingresados en DNL presentaron una mayor mortalidad hospitalaria que los ingresados en días laborables (OR = 1,11; efecto medio del tratamiento, 12,2 frente a 11,1%; $p < 0,001$).**Conclusiones:** Se observó una asociación entre los ingresos por insuficiencia cardiaca descompensada en DNL y una mayor mortalidad intrahospitalaria. El exceso de mortalidad no se explica por diferencias en la gravedad del proceso. En este estudio se observó una tendencia a aumentar el «efecto fin de semana» a medida que el periodo de DNL se hacía más largo.

© 2023 Sociedad Española de Cardiología. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Weekend and holiday admissions for decompensated heart failure and in-hospital mortality. A cumulative effect of “nonworking” days?

ABSTRACT

Introduction and objectives: The aim of this study was to analyze whether nonelective admissions in patients with heart failure (HF) on nonworking days (NWD) are associated with higher in-hospital mortality.**Methods:** We conducted a retrospective (2018-2019) observational study of episodes of nonelective admissions in patients aged 18 years and older discharged with a principal diagnosis of HF in acute general hospitals of the Spanish National Health System. NWD at admission were defined as Fridays after 14:00 hours, Saturdays, Sundays, and national and regional holidays. In-hospital mortality was analyzed

Keywords:

“Weekend effect”

Quality

Clinical management

Heart failure

VÉASE CONTENIDO RELACIONADO:

<https://doi.org/10.1016/j.recesp.2023.11.019>

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: fjelola@movistar.es (J. Elola).

✉ @FundacionImas @fundacion_fic @secardiologia @Sociedad_SEMI @jvillacastin @FJ_Elola

<https://doi.org/10.1016/j.recesp.2023.10.008>

0300-8932/© 2023 Sociedad Española de Cardiología. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

with logistic regression models. The length of NWD was considered as an independent continuous variable. Propensity score matching was used as a sensitivity analysis.

Results: We selected 235 281 episodes of nonelective HF admissions. When the NWD periods were included in the in-hospital mortality model, the increases in in-hospital mortality compared with weekday admission were as follows: 1 NWD day (OR, 1.11; 95%CI, 1.07-1.16); 2 days (OR, 1.13; 95%CI, 1.09-1.17); 3 (OR, 1.16; 95%CI, 1.05-1.27); and ≥ 4 days (OR, 1.20; 95%CI, 1.09-1.32). There was a statistically significant association between a linear increase in NWD and higher risk-adjusted in-hospital mortality (chi-square trend $P = .0002$). After propensity score matching, patients with HF admitted on NWD had higher in-hospital mortality than those admitted on weekdays (OR, 1.11; average treatment effect, 12.2% vs 11.1%; $P < .001$).

Conclusions: We found an association between admissions for decompensated HF on an NWD and higher in-hospital mortality. The excess mortality is likely not explained by differences in severity. In this study, the “weekend effect” tended to increase as the NWD period became longer.

© 2023 Sociedad Española de Cardiología. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Abreviaturas

DNL: días no laborables
IC: insuficiencia cardiaca

INTRODUCCIÓN

En un gran número de estudios se ha analizado la asociación entre los ingresos en fin de semana y una tasa significativamente superior de mortalidad hospitalaria en comparación con los ingresos en días laborables («efecto fin de semana») en una amplia variedad de poblaciones de pacientes, enfermedades y prestadores de asistencia sanitaria y salud^{1,2}. Se han propuesto y se han aplicado intervenciones importantes de política sanitaria destinadas a evitar el efecto fin de semana³, pero estas medidas han sido muy controvertidas. El debate sobre la existencia del «efecto fin de semana» y sus causas continúa abierto. Algunos investigadores han puesto en duda la existencia de un efecto fin de semana⁴, mientras que otros han resaltado la incertidumbre existente respecto a sus causas⁵ y han atribuido el exceso de mortalidad a la mayor gravedad de los pacientes ingresados en los fines de semana o a aspectos estructurales o de gestión de los hospitales⁶. Otros han propuesto un efecto fin de semana ampliado y han descrito un exceso de mortalidad también los lunes y los viernes⁷.

La existencia de un efecto fin de semana en diversos aspectos de la calidad de la asistencia sanitaria, incluida la mortalidad, se ha puesto de manifiesto también en el Sistema Nacional de Salud (SNS) de España^{8,9}. La insuficiencia cardiaca (IC) es una de las principales causas de ingreso hospitalario en el SNS, con altas tasas de mortalidad hospitalaria, reingreso en 30 días y larga estancia en el hospital¹⁰. En los pacientes con IC, se ha descrito un exceso de mortalidad en los ingresos en fin de semana que se ha atribuido a la mayor gravedad de esos pacientes¹¹ o a la reducción del personal hospitalario disponible los fines de semana¹².

Aunque hay excepciones locales, los fines de semana y los días festivos (días no laborables [DNL]) el personal de enfermería se reduce a la mitad, los médicos especialistas solo están localizables para urgencias, no se realizan pases de visita y los departamentos de diagnóstico por la imagen y de anatomía patológica solamente se emplean para cuestiones urgentes¹³. El objetivo de este estudio es analizar si los ingresos no programados de pacientes con IC en los DNL y la duración de la asistencia reducida al ingreso se asocian con una mayor mortalidad hospitalaria. Los objetivos secundarios son analizar la asociación de los DNL con la duración de la hospitalización y la probabilidad de reingreso por enfermedades circulatorias en el plazo de 30 días.

MÉTODOS

Población

Estudio de episodios de ingreso hospitalario no programado de pacientes de edad igual o superior a 18 años dados de alta con un diagnóstico principal de IC en hospitales generales de agudos del SNS (tabla 1 del material adicional) en los años 2018 y 2019. El origen de los datos es el conjunto mínimo básico de datos del SNS, que incluye información sobre las características demográficas de los pacientes ingresados y las variables administrativas relacionadas con los diagnósticos y las intervenciones llevadas a cabo en los pacientes durante el episodio de hospitalización, utilizando los códigos de la Clasificación Internacional de Enfermedades, 10.^a revisión (CIE-10)¹⁴.

Los DNL al ingreso se definieron como los viernes a partir de las 14.00, los sábados, los domingos y los festivos nacionales o regionales. Si había 1 solo día laborable entre 2 DNL, se lo consideró también un DNL. La duración de los periodos de DNL se clasificó en 5 categorías mutuamente excluyentes: 0 (ingreso en día laborable); 1: ingreso en 1 DNL; 2: ingreso en DNL con acumulación de 2 DNL consecutivos; 3: ingreso en DNL con acumulación de 3 DNL consecutivos; 4: ingreso en DNL con acumulación de 4 DNL consecutivos o más.

Con objeto de cuantificar las posibles diferencias en los resultados de la asistencia de los pacientes con IC en el SNS en relación con los DNL, se realizó un contraste de la mortalidad hospitalaria, el reingreso por enfermedades circulatorias en 30 días y la duración de la hospitalización con lo observado en los pacientes ingresados en días laborables (de lunes a viernes, excepto días festivos nacionales o regionales).

A fin de mejorar la calidad y la uniformidad de los datos: a) los eventos de pacientes ingresados en un hospital y trasladados a otro hospital de agudos se concatenaron y los datos del evento concatenado se atribuyeron al primer hospital, y b) se excluyeron del análisis los eventos de pacientes menores de 18 años y de los dados de alta para traslado a domicilio tras una estancia de 1 día o menos, las altas debidas a traslado a otro hospital que no se pudo concatenar, las altas voluntarias y las altas con destino desconocido¹⁵.

Análisis estadístico

Las variables continuas se expresan en forma de media \pm desviación estándar o mediana [intervalo intercuartílico] y las variables cualitativas se presentan mediante número y porcentaje. Las comparaciones de variables continuas se hicieron mediante la prueba de la t de Student para 2 factores y el análisis de la varianza (ANOVA) con corrección de Bonferroni para 3 factores o más, y las

comparaciones de variables cualitativas se llevaron a cabo con la prueba de la χ^2 o el estadígrafo exacto de Fisher.

Se utilizaron las variables de ajuste definidas por los *Centers for Medicare and Medicaid Services* para elaborar modelos de ajuste según los riesgos de mortalidad por IC y reingresos^{15,16}. El sexo y la edad (como variable continua) fueron variables independientes en esos modelos. Se adaptaron las variables a la estructura del conjunto mínimo básico de datos después de agrupar los diagnósticos secundarios en las «*Condition Categories*» (categorías de comorbilidades) actualizadas anualmente de la *Agency for Healthcare Research and Quality*^{17,18} (tabla 2 del material adicional). Los modelos de regresión logística se ajustaron con la inclusión de las variables demográficas y clínicas y de las comorbilidades de los pacientes con significación estadística y un valor de *odds ratio* (OR) > 1,0. Se utilizó una eliminación escalonada retrógrada para estimar el ajuste de los modelos; los niveles de significación para la selección y la eliminación de los factores fueron $p < 0,05$ y $p \geq 0,10$ respectivamente. La calibración se analizó gráficamente después de agrupar a los pacientes en quintiles con respecto a la probabilidad predicha y la tabulación de las probabilidades medias predichas frente a las observadas. La discriminación se evaluó mediante el área bajo la curva de las características operativas del

receptor (AUROC)¹⁹. Con objeto de investigar el posible efecto de la mortalidad hospitalaria como evento competidor en cuanto al reingreso, se estimó la función de riesgo de la subdistribución (modelo de Fine y Gray, opción *stcrreg* de Stata) y se comparó el resultado con el de la estimación de un modelo de riesgos proporcionales de Cox, en ambos casos tomando los DNL como variable independiente²⁰. Se utilizó la prueba de la χ^2 para la tendencia para evaluar la asociación entre los aumentos lineales de los DNL y la mortalidad hospitalaria por riesgo.

A fin de reducir al mínimo el posible sesgo de selección en la comparación de los resultados de los 2 grupos (días laborables y DNL), se evaluó también el efecto en las causas de la mortalidad hospitalaria con un emparejamiento mediante puntuación de propensión (opción «emparejamiento de vecinos con el valor *k* más cercano», *psmatch2*, Stata), seleccionando de entre los eventos de ingreso en DNL los que tenían un perfil similar a cada episodio de día laborable según las variables estadísticamente significativas de los modelos con ajuste por el riesgo. El emparejamiento final se realizó a partir de modelos con ajuste por el riesgo, en relación 1:1 y sin reposición. Se calcularon la probabilidad de mortalidad hospitalaria, el efecto de las diferencias entre los grupos (efecto medio del tratamiento) y la OR con sus intervalos de confianza del

Tabla 1

Perfil de los pacientes con insuficiencia cardiaca dados de alta. Días laborables frente a días no laborables

	Total	Días laborables	Días DNL	DME	p
	235.281	162.079 (68,9)	73.202 (31,1)		
Edad (años)	80,8 ± 10,6	80,6 ± 10,7	81,2 ± 10,4	-0,014	< 0,001
Varones, %	46,6	47,2	45,7	0,027	< 0,001
Índice de Charlson > 2, %	69,7	70,1	69,2	0,017	< 0,001
Antecedentes de ICP, %	9,4	9,4	9,3	0,003	0,314
Antecedentes de cirugía de revascularización coronaria, %	3	3	3,0	0,000	0,591
Cáncer metastásico y leucemia aguda (CT 8), %	2,5	2,5	2,5	0,000	0,991
Diabetes mellitus o complicaciones de esta (CT 17-19, 122-123), %	41,1	41	41,3	-0,006	0,268
Desnutrición proteico-calórica (CT 21), %	1,9	1,9	1,9	0,000	0,414
Enfermedad hepática o biliar (CT 27-32), %	3,1	3,2	3,1	0,006	0,196
Demencia u otros trastornos cerebrales especificados (CT 51-53), %	11,6	11,3	12,0	-0,021	< 0,001
Trastornos psiquiátricos mayores (CT 57-59), %	1,0	1,0	0,9	0,010	0,558
Hemiplejía, paraplejía, parálisis, discapacidad funcional (CT 70-74, 103-104, 189-190), %	0,4	0,4	0,4	0,000	0,407
Shock cardiogénico (R57.0), %	0,4	0,4	0,4	0,000	0,483
Insuficiencia cardiopulmonar y shock (CT 84), más CIE-10-MC códigos R09.01 y R09.02, excepto (R57.0), %	30,2	29,4	31,3	-0,039	< 0,001
Infarto agudo de miocardio (CT 86), %	0,7	0,6	0,7	-0,013	< 0,001
Angina inestable y otras cardiopatías isquémicas agudas (CT 87), %	0,8	0,8	0,8	0,000	0,664
Aterosclerosis coronaria o angina (CT 88-89)	23,8	23,8	23,8	0,000	0,830
Valvulopatía y cardiopatía reumática (CT 91), %	33,9	34,1	33,6	0,010	0,014
Hipertensión (CT 95), %	17,1	17,1	17,0	0,003	0,584
Ictus (CT 99-100), %	0,2	0,3	0,2	0,018	0,165
Enfermedad vascular y complicaciones (CT 106-108), %	7,8	7,8	7,7	0,004	0,320
Enfermedad pulmonar obstructiva crónica (CT 111), %	16,4	16,4	16,3	0,003	0,265
Neumonía (CT 114-116), %	4,1	4	4,2	-0,010	0,002
Insuficiencia renal (CT 135-140), %	44,4	44,1	44,8	-0,013	0,003
Traumatismo; otras lesiones traumáticas (CT 166-168, 170-174), %	2,7	2,7	2,8	-0,006	0,020
Tasa de mortalidad hospitalaria bruta, %	11,1	10,7	11,7	-0,031	< 0,001
Duración de la hospitalización (días)	7 [4-11]	7 [4-11]	6 [4-11]		< 0,001
Duración de la hospitalización, dado de alta con vida (días)	7 [4-11]	7 [4-10]	6 [4-11]		< 0,001
Duración de la hospitalización, muertes durante la hospitalización (días)	6 [3-12]	6 [3-12]	6 [3-12]		< 0,001
Reingresos en 30 días (causas cardiacas), %	10,2	10,0	10,8	-0,026	< 0,001

DNL: días no laborables; ICP: intervención coronaria percutánea; DME: desviación media estándar; CT: *condition categories* (categorías de trastorno)^{17,18}; CIE-10-MC: Clasificación Internacional de Enfermedades, 10.^a edición-Modificación Clínica.

Salvo otra indicación, los valores expresan porcentaje, media ± desviación estándar o mediana [intervalo intercuartílico].

95% (IC95%). Se consideró estadísticamente significativo un valor de $p < 0,05$. Se utilizaron gráficos de densidad de Kernel para la representación gráfica del proceso de emparejamiento.

El origen de los datos fue una base de datos administrativa anonimizada que no requería la aprobación de un comité de ética de asistencia sanitaria ni el consentimiento informado de los pacientes.

RESULTADOS

Después de las exclusiones (figura 1 del material adicional), se seleccionaron 235.281 eventos de ingreso no programado por IC,

con una media de edad de $80,8 \pm 10,6$ años y un 53,4% de mujeres. La mortalidad hospitalaria bruta fue del 11,1%, la mediana de estancia hospitalaria fue 6,9 [4,1-10,8] días, y el 10,2% de los pacientes volvieron a ingresar por enfermedades circulatorias en los 30 días después del alta. Un total de 73.202 eventos (31,1%) fueron ingresos en DNL; 26.117 (11,1%) correspondieron al grupo de 1 día; 38.424 (16,3%), al de 2 días; 4.421 (1,9%), al de 3 días, y 4.240 (1,8%), al de 4 o más DNL después del ingreso. No hubo ninguna diferencia clínicamente relevante en el perfil de los pacientes en función de la duración de los DNL (tabla 1 y tabla 2), aunque los pacientes con DNL tenían una edad ligeramente superior ($81,2 \pm 10,4$ frente a $80,5 \pm 10,7$ años; $p < 0,001$), había mayor proporción de mujeres (el 54,3 frente al 52,8%; $p < 0,001$) y mostraron una frecuencia

Tabla 2
Perfil de los pacientes con insuficiencia cardiaca dados de alta según el número de días no laborales en el periodo de ingreso

	Total	Días no laborales					p
		0	1	2	3	≥4	
	235.281	162.079 (68,9)	26.117 (11,1)	38.424 (16,3)	4.421 (1,9)	4.240 (0,2)	
Edad (años)	80,8 ± 10,6	80,6 ± 10,7	81,1 ± 10,5	80,3 ± 10,4	81,3 ± 10,1	81,3 ± 10,3	< 0,001
Varones, %	46,6	47,1	45,5	45,5	45,4	46	< 0,001
Índice de Charlson > 2, %	69,7	70,2	68,8	68,8	68,6	67,9	< 0,001
Antecedentes de ICP, %	9,4	9,4	9,5	9,1	9	8,9	0,198
Antecedente de cirugía de revascularización coronaria, %	3	3	3,2	2,9	3,1	3	0,296
Cáncer metastásico y leucemia aguda (CT 8), %	2,5	2,6	2,5	2,5	2,6	2,1	0,521
Diabetes mellitus o complicaciones de esta (CT 17-19, 122-123), %	41,1	41,1	41,7	40,6	42,5	41,9	0,010
Desnutrición proteico-calórica (CT 21), %	1,9	1,9	1,7	1,9	2	2	0,067
Enfermedad hepática o biliar (CT 27-32), %	3,1	3,2	3	3	2,8	3,4	0,063
Demencia u otros trastornos cerebrales especificados (CT 51-53), %	11,6	11,4	12,3	12	12,2	12,6	< 0,001
Trastornos psiquiátricos mayores (CT 57-59), %	1,0	1,0	1,0	0,9	1,1	0,8	0,254
Hemiplejía, paraplejía, parálisis, discapacidad funcional (CT 70-74, 103-104, 189-190), %	0,4	0,4	0,5	0,4	0,5	0,4	0,289
Shock cardiogénico (R57.0), %	0,4	0,4	0,5	0,4	0,6	0,4	0,091
Insuficiencia cardiorrespiratoria y shock (CT 84), más CIE-10-MC códigos R09.01 y R09.02, excepto (R57.0), %	30,2	29,7	31,9	30,8	30,8	32,5	< 0,001
Infarto agudo de miocardio (CT 86), %	0,7	0,6	0,9	0,7	0,6	0,6	< 0,001
Angina inestable y otras cardiopatías isquémicas agudas (CT 87), %	0,8	0,8	0,9	0,8	0,8	0,6	0,457
Aterosclerosis coronaria o angina (CT 88-89)	23,8	23,8	24,3	23,6	23	23,1	0,120
Valvulopatía y cardiopatía reumática (CT 91), %	33,9	34,1	34,2	33,4	31,8	31,9	< 0,001
Hipertensión (CT 95), %	17,1	17	17,3	17,1	16,7	17	0,784
Ictus (CT 99-100), %	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,242
Enfermedad vascular y complicaciones (CT 106-108), %	7,8	7,8	7,9	7,5	7,9	7,6	0,192
Enfermedad pulmonar obstructiva crónica (CT 111), %	16,4	16,5	16,1	16,1	16	16,2	0,188
Neumonía (CT 114-116), %	4,1	4	4,5	4,1	4,4	4	0,003
Insuficiencia renal (CT 135-140), %	44,4	44,2	44,1	45,2	44,8	45,4	0,005
Traumatismo; otras lesiones traumáticas (CT 166-168, 170-174), %	2,7	2,7	2,7	2,8	2,8	2,5	0,613
Tasa de mortalidad hospitalaria bruta, %	11,1	10,6	12	12,2	12,5	12,8	< 0,001
Estancia hospitalaria (días)	7 [4-11]	7 [4-11]	6 [4-10]	6 [4-11]	7 [5-11]	7 [5-12]	< 0,001
Estancia hospitalaria (días), dado de alta con vida	7 [4-11]	7 [4-10]	6 [4-10]	6 [5-11]	7 [5-11]	7 [5-12]	< 0,001
Estancia hospitalaria (días), muertes durante la hospitalización	6 [3-12]	6 [3-13]	5 [2-11]	6 [3-12]	6 [2-12]	6 [2-12]	< 0,001
Reingresos en 30 días (causas cardiacas), %	10,2	10	11	10,7	10,9	11,4	< 0,001

ICP: intervención coronaria percutánea; CT: categorías de trastorno^{17,18}; CIE-10-MC: Clasificación Internacional de Enfermedades, 10.^a edición-Modificación Clínica. Los valores expresan porcentaje, media ± desviación estándar o mediana [intervalo intercuartílico].

Tabla 3

Modelo de regresión logística de ajuste del riesgo de mortalidad hospitalaria. Número de días no laborables como variable independiente

	Odds ratio	IC95%		p
1 DNL	1,11	1,07	1,16	< 0,001
2 DNL	1,13	1,09	1,17	< 0,001
3 DNL	1,16	1,05	1,27	0,002
4 DNL	1,20	1,09	1,32	< 0,001
Edad	1,05	1,05	1,05	< 0,001
Cáncer metastásico y leucemia aguda (CT 8)	2,89	2,70	3,09	< 0,001
Desnutrición proteico-calórica (CT 21)	1,54	1,42	1,67	< 0,001
Enfermedad hepática o biliar (CT 27-32)	1,53	1,42	1,65	< 0,001
Demencia u otros trastornos cerebrales especificados (CT 51-53)	1,37	1,32	1,42	< 0,001
Hemiplejía, paraplejía, parálisis, discapacidad funcional (CT 70-74. 103-104. 189-190)	1,70	1,42	2,04	< 0,001
Shock cardiogénico (R57.0)	24,13	20,87	27,90	< 0,001
Insuficiencia cardiorrespiratoria y shock (CT 84), más CIE-10-MC códigos R09.01 y R09.02, excepto (R57.0)	1,47	1,43	1,51	< 0,001
Infarto agudo de miocardio (CT 86)	1,91	1,66	2,19	< 0,001
Ictus (CT 99-100)	3,37	2,78	4,08	< 0,001
Enfermedad vascular y complicaciones (CT 106-108)	1,07	1,02	1,12	< 0,001
Neumonía (CT 114-116)	2,03	1,93	2,14	< 0,001
Insuficiencia renal (CT 135-140)	1,63	1,58	1,67	< 0,001
Traumatismo; otras lesiones traumáticas (CT 166-168, 170-174)	1,14	1,06	1,23	< 0,001

CT: categorías de trastorno^{17,18}; CIE-10-MC: Clasificación Internacional de Enfermedades, 10.^a edición-Modificación Clínica; DNL: días no laborables.

ligeramente mayor de deterioro cognitivo (el 12 frente al 11,3%; $p < 0,001$), insuficiencia cardiorrespiratoria (excluido el shock cardiogénico; el 31,3 frente al 29,4%; $p < 0,001$), infarto agudo de miocardio (el 0,7 frente al 0,6%; $p < 0,001$) e insuficiencia renal (el 44,8 frente al 44,1%; $p = 0,003$). La tasa de mortalidad bruta fue del 10,7% de los pacientes ingresados en días laborables y del 11,7% de los ingresados en DNL ($p < 0,001$). Las tasas de mortalidad brutas para 1, 2, 3 o más DNL al ingreso fueron del 12, el 12,2, el 12,5 y el 12,8% respectivamente ($p < 0,001$).

Las variables pronósticas incluidas en el modelo de ajuste según el riesgo de mortalidad hospitalaria se indican en la [tabla 3 del material adicional](#). El modelo ajustado tuvo un AUROC de 0,69 (IC95%, 0,69-0,70) y una buena calibración ([figura 2 del material adicional](#)). Cuando se incluyeron los periodos de DNL en el modelo de la mortalidad hospitalaria en comparación con un ingreso en día laborable, 1 DNL aumentó un 11% la probabilidad de muerte hospitalaria (OR = 1,11; IC95%, 1,07-1,16); 2 días la aumentaron en un 13% (OR = 1,13; IC95%, 1,09-1,17); 3 días, en un 16% (OR = 1,16; IC95%, 1,05-1,27), y 4 o más días, en un 20% (OR = 1,20; IC95%, 1,09-1,32) ([tabla 3](#)). Aunque las diferencias entre los grupos de DNL no fueron estadísticamente significativas, hubo una asociación estadísticamente significativa entre un aumento lineal de los DNL y una mayor mortalidad hospitalaria ajustada por riesgo (χ^2 , p de tendencia = 0,0002).

La tasa bruta de reingresos por causa cardiovascular en 30 días aumentó con la duración de los DNL, del 10% cuando el ingreso se producía en un día laborable al 11,4% cuando el periodo de DNL era ≥ 4 días. Las variables pronósticas incluidas en el modelo de ajuste según el riesgo de reingreso por causa cardiovascular en 30 días se muestran en la [tabla 4 del material adicional](#). El modelo ajustado mostró una discriminación baja (AUROC, 0,58) y una buena calibración ([figura 3 del material adicional](#)). Al incorporar el periodo de DNL al modelo de reingresos hospitalarios en 30 días, en comparación con el ingreso en día laborable, 1 DNL aumentó el riesgo de reingreso en 30 días en un 11% (OR = 1,10; IC95%, 1,05-1,16); 2 días, en un 7% (OR = 1,07; IC95%, 1,03-1,11); 3 días, en un 9% (OR = 1,09; IC95%, 0,98-1,22), y 4 o más días, en un 16% (OR = 1,16; IC95%, 1,04-1,3) ($p < 0,001$), aunque las diferencias

entre los grupos de DNL no fueron estadísticamente significativas. No hubo un efecto competitivo de la mortalidad respecto a los reingresos.

Tras el emparejamiento mediante puntuación de propensión, los pacientes con IC ingresados en DNL presentaron una mortalidad hospitalaria superior a la de los pacientes con IC ingresados en días laborables (OR = 1,11; efecto medio del tratamiento, el 12,2 frente al 11,1%; $p < 0,001$).

La estancia hospitalaria de los pacientes con 1 o más DNL fue inferior a la de los pacientes ingresados en días laborables: 6 [3-12] frente a 7 [4-11] días ($p < 0,001$).

DISCUSIÓN

Los principales resultados de este estudio son los siguientes: *a*) hubo asociación entre los pacientes con IC ingresados en hospitales del SNS durante periodos de DNL y un aumento del riesgo de mortalidad hospitalaria y de reingreso en 30 días por enfermedades circulatorias, y *b*) el aumento del riesgo de mortalidad hospitalaria tendió a ser superior a medida que se prolongaba el periodo de DNL ([figura 1](#)).

En estudios previos se ha descrito una asociación entre el ingreso en fin de semana y un exceso de mortalidad hospitalaria de los pacientes ingresados por una descompensación de la IC^{11,12,21-23}. Hasta donde nosotros sabemos, este estudio es el primero que analiza la asociación entre el número de DNL del ingreso y los resultados clínicos (mortalidad hospitalaria y reingresos en 30 días) en pacientes con descompensación de la IC. A pesar de la asociación descrita entre los ingresos en fin de semana y la mayor gravedad de los pacientes¹¹, nuestro estudio observó diferencias clínicas leves pero estadísticamente significativas en el perfil de los pacientes en función de los grupos de duración de los DNL, de tal manera que los pacientes con IC ingresados en DNL tenían un estado ligeramente más grave. Sin embargo, las diferencias de mortalidad hospitalaria entre los 2 grupos persistieron tras el ajuste en función del riesgo (modelo de regresión logística y emparejamiento mediante puntuación de propensión).

Mortalidad hospitalaria
CMBD de altas de ingresos no programados por insuficiencia cardiaca (2018-2019), SNS
162.079 ingresos en DL y 73.202 en DNL
Regresión logística lineal y EPP (73.202 pares)

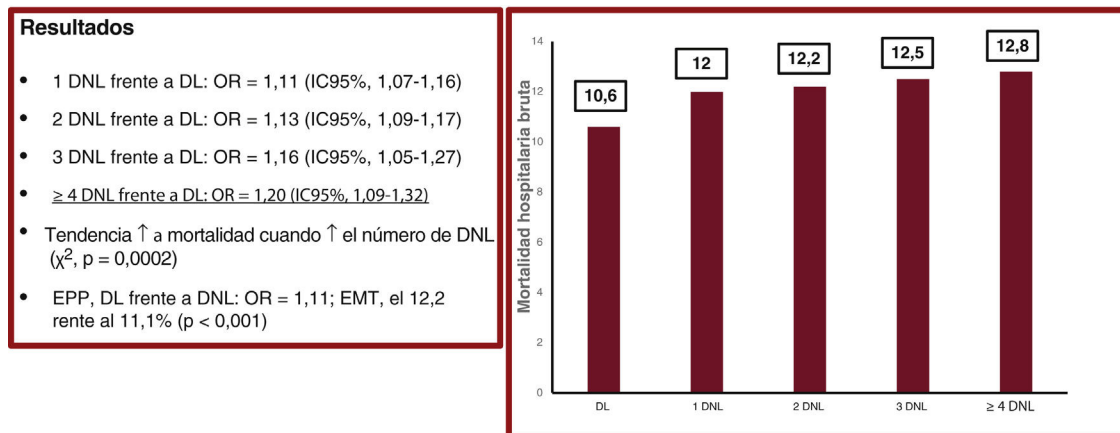


Figura 1. Figura central. Efecto acumulado de los días no laborables. Metodología y resultados. CMBD: conjunto mínimo básico de datos; DL: días laborables; DNL: días no laborables; EMT: efecto medio del tratamiento; EPP: emparejamiento por puntuación de propensión; IC95%: intervalo de confianza del 95%; OR: *odds ratio*; SNS: Servicio Nacional de Salud de España.

Una explicación plausible de los resultados de este estudio es la posible existencia de una brecha en la asistencia prestada que pueda asociarse con la reducción del personal durante los fines de semana y los días festivos¹. Aldridge et al.²⁴ no observaron ninguna asociación entre la intensidad de la asistencia de especialistas y la mortalidad en el ingreso en grupos de hospitales de agudos en Inglaterra, pero la reducción del personal de enfermería los fines de semana puede asociarse con la mortalidad. Zapatero et al.¹³ describieron una asociación entre la mayor proporción de pacientes por enfermera titulada y la mortalidad hospitalaria estandarizada según el riesgo de causas seleccionadas, si bien estos autores no observaron esta asociación específicamente con la mortalidad hospitalaria debida a IC. Amigo et al.²⁵ observaron también una asociación entre los ingresos en fin de semana y la mortalidad a corto plazo por determinadas causas en hospitales españoles (de Cataluña), con un efecto más potente en lo relativo a los ingresos por IC. La proporción de pacientes por enfermera titulada es alta en los hospitales generales de agudos del SNS (9,9 ± 0,7, turno de mañana de días laborables en salas de medicina interna)¹³ y se han descrito mayores tasas de mortalidad y una menor calidad de la asistencia cuando aumenta la carga de trabajo de enfermería²⁶. Walker et al.²⁷ no observaron asociación entre el exceso de tasa de mortalidad durante los ingresos en fin de semana y la carga de trabajo del hospital, pero esos autores utilizaron un indicador indirecto de la carga de trabajo debido a la falta de información sobre la dotación de personal. La continuidad de la asistencia durante los fines de semana en los hospitales del SNS suele abordarse mediante equipos de guardia a los que se llama cuando una enfermera detecta un agravamiento del estado clínico; los pases de visita en fin de semana son infrecuentes y la aplicación de sistemas de alerta temprana es baja^{13,28}. Se han descrito muertes evitables en el hospital cuando el deterioro del estado de un paciente no se detecta o cuando la comunicación entre el personal es insuficiente^{6,29}. El manejo clínico también puede estar relacionado con el efecto fin de semana en los hospitales del SNS, y se ha descrito que la adherencia a las guías de práctica clínica puede diferir a lo largo del día³⁰. Aunque no hubo diferencias estadísticamente significativas en la mortalidad ajustada por riesgo entre los grupos de DNL, sí se observó una tendencia estadísticamente significativa en la mortalidad hospitalaria ajustada

por riesgo en los pacientes con IC a medida que aumentaban los DNL. El exceso de mortalidad fue del 20% con 4 o más DNL y del 11% con 1 DNL. Cabe prever que haya un efecto negativo acumulado del «efecto fin de semana» si las condiciones del fin de semana que contribuyen a producirlo se mantienen.

nen inalteradas, como ocurre en los hospitales del SNS en relación con la reducción de la dotación de personal, la baja aplicación de los sistemas de alerta temprana y los pases de visitas multidisciplinarios. La asociación entre el efecto descrito de los DNL del fin de semana y los días festivos en los pacientes con IC en los hospitales del SNS indica la necesidad de mayor investigación sobre otras enfermedades con modelos específicos de ajuste según el riesgo y con un análisis de las causas subyacentes probables: dotación de personal y carga de trabajo del hospital, cumplimiento de las guías de práctica clínica y otras causas relativas a la organización, como el funcionamiento del nivel de atención primaria los

fines de semana y días festivos.

Limitaciones

Nuestro estudio tiene varias limitaciones. Dado su diseño observacional y retrospectivo, basado en una base de datos administrativa, no se puede descartar la posibilidad de un sesgo de selección y el posible efecto de factores de confusión no medidos. Además, teniendo en cuenta la fuente de datos utilizada, también puede haber un sesgo en cuanto al conjunto mínimo básico de datos no recoge información sobre variables clínicas o analíticas de interés²⁷. En cambio, es un punto fuerte del estudio que el uso de bases de datos administrativas para investigar resultados de salud haya sido validado mediante la comparación con datos extraídos de historias clínicas^{31,32}.

En este estudio se utilizó un modelo específico de ajuste por riesgo para la mortalidad por IC y los reingresos. Aunque los modelos empleados en este estudio son comparables a otros modelos publicados por lo que respecta a su capacidad de discriminación^{15,16}, es preciso recordar que hay factores de confusión en los modelos de ajuste que no es posible tener en cuenta y pueden tener una repercusión importante.

El gran número de eventos de este estudio es un punto fuerte, pero también produce una muestra con una sobrepotencia estadística para los contrastes estadísticos. La interpretación correcta de los resultados depende de la relevancia clínica de las diferencias observadas; por consiguiente, se ha incluido la desviación estándar de las medias en las comparaciones de los grupos.

CONCLUSIONES

En hospitales generales de agudos del SNS se observa una asociación entre los ingresos hospitalarios no programados por descompensación de la IC en DNL y una mayor mortalidad hospitalaria y mayor probabilidad de reingreso en 30 días por enfermedades circulatorias. Es probable que el exceso de mortalidad no se explique por diferencias en la gravedad. En este estudio, el «efecto fin de semana» tendió a aumentar con el número de DNL.

¿QUÉ SE SABE DEL TEMA?

- El «efecto fin de semana» (la asociación entre el ingreso hospitalario en fin de semana y la mortalidad) es una cuestión controvertida. El debate acerca de la existencia de un «efecto fin de semana» y sus causas continúa abierto.
- El efecto fin de semana se ha descrito en España para determinados trastornos y hospitales.
- Algunos autores han observado un «efecto fin de semana» en pacientes ingresados por una descompensación de la insuficiencia cardíaca.

¿QUÉ APORTA DE NUEVO?

- En este estudio se evaluó el efecto acumulado de los días de fin de semana y no laborables (DNL) mediante un modelo específico de ajuste según el riesgo para la insuficiencia cardíaca.
- La mortalidad hospitalaria por descompensación de la insuficiencia cardíaca tendió a aumentar con el aumento del número de DNL; 1 DNL aumentó la mortalidad en un 13,2% y 4 o más DNL la aumentaron en un 20,8%.
- La *odds ratio* de la mortalidad hospitalaria aumentó de 1,11 con 1 día a 1,29 con 4 o más DNL. Esta tendencia fue estadísticamente significativa.
- Las diferencias de resultados entre los pacientes con una descompensación de la insuficiencia cardíaca ingresados en el hospital en DNL o días laborables no se explicaban por diferencias en la gravedad.

FINANCIACIÓN

Este trabajo contó con el apoyo de una subvención no condicionada de la Fundación Interhospitalaria de Investigación Cardiovascular (Madrid, España).

CONSIDERACIONES ÉTICAS

Este estudio se basó en datos administrativos anonimizados y no requirió la aprobación de un comité de ética ni consentimiento informado.

DECLARACIÓN SOBRE EL USO DE INTELIGENCIA ARTIFICIAL

No se utilizó inteligencia artificial en este estudio.

CONTRIBUCIÓN DE LOS AUTORES

Todos los autores cumplen los criterios definidos por el Comité Internacional de Editores de Revistas Médicas.

CONFLICTO DE INTERESES

Los autores no tienen ninguna relación relevante que declarar que pudiera afectar al contenido de este artículo.

AGRADECIMIENTOS

Los autores dan las gracias al Ministerio de Sanidad de España por su apoyo en la realización del proyecto RECALCAR y expresan su especial agradecimiento al Instituto de Información Sanitaria y la Sociedad Española de Cardiología.

ANEXO. MATERIAL ADICIONAL

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en <https://doi.org/10.1016/j.recesp.2023.10.008>.

BIBLIOGRAFÍA

1. Bell CM, Redelmeier DA. Mortality among patients admitted to hospitals on weekends as compared with weekdays. *N Engl J Med*. 2001;345:663–668.
2. Bray BD, Steventon A. What have we learnt after 15 years of research into the 'weekend effect'? *BMJ Qual Saf*. 2017;26:607–610.
3. Academy of Medical Royal Colleges. Seven Day Consultant Present Care. 2012. Disponible en: https://www.aomrc.org.uk/wp-content/uploads/2016/05/Seven_Day_Consultant_Present_Care_1212.pdf. Consultado 10 Oct 2023.
4. McKee M. The weekend effect: now you see it, now you don't. *BMJ*. 2016;353:i2750.
5. Lilford RJ, Chen Y-F. The ubiquitous weekend effect: moving past proving it exists to clarifying what causes it. *BMJ Qual Saf*. 2015;24:480–482.
6. Black N. Is hospital mortality higher at weekends? If so, why? *Lancet*. 2016;388:108–111.
7. Freemantle N, Ray D, McNulty D, et al. Increased mortality associated with weekend hospital admission: a case for expanded 7 day services? *BMJ*. 2015;351:h4596.
8. Barba R, Losa JE, Velasco M, Guijarro C, García de Casasola G, Zapatero A. Mortality among adult patients admitted to the hospital on weekends. *Eur J Intern Med*. 2006;17:322–324.
9. Fernández-Ortiz A, Bas Villalobos MC, García-Márquez M, et al. The effect of weekends and public holidays on the care of acute coronary syndrome in the Spanish National Health System. *Rev Esp Cardiol*. 2022;75:757–763.
10. Bonilla-Palomas JL, Anguita-Sánchez MP, Elola-Somoza FJ, et al. Thirteen-year trends in hospitalization and outcomes of patients with heart failure in Spain. *Eur J Clin Invest*. 2021;51:e13606.
11. Shah M, Patnaik S, Patel B, et al. The day of the week and acute heart failure admissions: Relationship with acute myocardial infarction, 30-day readmission rate and in-hospital mortality. *Int J Cardiol*. 2017;249:292–300.
12. Mounsey L, Chang P, Sueta C, Matsushita K, Russell S, Caughey M. In-hospital and post-discharge mortality among patients with acute decompensated heart failure hospitalizations ending on the weekend vs weekday: the ARIC Study Community Surveillance. *J Am Heart Assoc*. 2019;8:e011631.
13. Zapatero-Gaviria A, Javier Elola-Somoza F, Casariego-Vales E, et al. RECALMIN: The association between management of Spanish National Health Service Internal Medical Units and health outcomes. *Int J Qual Health Care*. 2017;29:507–511.
14. Ministerio de Sanidad. Registro de Atención sanitaria especializada RAE-CMBD. Manual de definiciones y glosario de términos. Portal Estadístico. 2023. Disponible en: <https://peestadistico.inteligenciadegestion.sanidad.gob.es/publicoSNS/D/rae-cmbd/rae-cmbd/manual-de-usuario/manual-de-usuario-rae>. Consultado 11 Oct 2023.
15. Centers for Medicare & Medicaid Services (CMS) (cms.gov). 2019 Condition-Specific Measures Updates and Specifications Report Hospital-Level 30-Day Risk-Standardized Mortality Measures. Acute Myocardial Infarction – Version 13.0. Chronic Obstructive Pulmonary Disease – Version 8.0. Heart Failure – Version 13.0.

- Pneumonia – Version 13.0. Stroke – Version 8.0. Submitted By: Yale New Haven Health Services Corporation/Center for Outcomes Research & Evaluation (YNNHSC/CORE). 2019. Disponible en: Mortality Measures Resources. Disponible en: <https://qualitynet.cms.gov/inpatient/measures/mortality/methodology>. Consultado 18 Oct 2023.
16. Centers for Medicare & Medicaid Services (CMS) (cms.gov). 2019 Condition-Specific Readmission Measures Updates and Specifications Report. Acute Myocardial Infarction – Version 12.0. Chronic Obstructive Pulmonary Disease – Version 8.0. Heart Failure – Version 12.0. Pneumonia – Version 12.0. Submitted By: Yale New Haven Health Services Corporation – Center for Outcomes Research and Evaluation (YNNHSC/CORE). March 2019. Disponible en: Readmission Measures Overview (cms.gov). Disponible en: <https://qualitynet.cms.gov/inpatient/measures/readmission/methodology>. Consultado 18 Oct 2023.
 17. Pope GC, Ellis RP, Ash AS, et al. Principal inpatient diagnostic cost group model for Medicare risk adjustment. *Health Care Financ Rev.* 2000;21:93–118.
 18. Health Care Financing Administration Pope GC, Ellis RP, Ash AS, et al. Diagnostic Cost Group Hierarchical Condition Category Models for Medicare Risk Adjustment. *Final Report.* 2000. Disponible en: https://www.cms.gov/research-statistics-data-and-systems/statistics-trends-and-reports/reports/downloads/pope_2000_2.pdf. Consultado 10 Oct 2023
 19. Rossello X, Dorresteyn JA, Janssen A, et al. Risk prediction tools in cardiovascular disease prevention: A report from the ESC Prevention of CVD Programme led by the European Association of Preventive Cardiology (EAPC) in collaboration with the Acute Cardiovascular Care Association (ACCA) and the Association of Cardiovascular Nursing and Allied Professions (ACNAP). *Eur J Prev Cardiol.* 2019;26:1534–1544.
 20. Rossello X, González-Del-Hoyo M. Survival analyses in cardiovascular research, part II: statistical methods in challenging situations. *Rev Esp Cardiol.* 2022;75:77–85.
 21. Horwich TB, Hernandez AF, Liang L, et al. Weekend hospital admission and discharge for heart failure: association with quality of care and clinical outcomes. *Am Heart J.* 2009;158:451–458.
 22. Gallerani M, Boari B, Manfredini F, Mari E, Maraldi C, Manfredini R. Weekend vs weekday hospital admissions for acute heart failure. *Int J Cardiol.* 2011;146:444–447.
 23. McAlister FA, Au AG, Majumdar SR, Youngson E, Padwal RS. Postdischarge outcomes in heart failure are better for teaching hospitals and weekday discharges. *Circ Heart Fail.* 2013;6:922–929.
 24. Aldridge C, Bion J, Boyal A, et al. HiSLAC Collaborative. Weekend specialist intensity and admission mortality in acute hospital trusts in England: a cross-sectional study. *Lancet.* 2016;388:178–186.
 25. Amigo F, Dalmau-Bueno A, García-Altés A. Do hospitals have a higher mortality rate on weekend admissions? An observational study to analyse weekend effect on urgent admissions to hospitals in Catalonia. *BMJ Open.* 2021 Nov 29;11:e047836.
 26. Aiken LH, Sloane DM, Bruyneel L, et al. Nurse staffing and education and hospital mortality in 9 European countries: a retrospective observational study. *Lancet.* 2014;383:1824–1830.
 27. Walker AS, Mason A, Quan TP, et al. Mortality risks associated with emergency admissions during weekends and public holidays: an analysis of electronic health records. *Lancet.* 2017;390:62–72.
 28. Díez-Manglano J, Carretero-Gómez J, Chimento-Viñas MM, et al. *Rev Clin Esp.* 2023;223:125–133.
 29. Sacks GD, Shannon EM, Dawes AJ, et al. Teamwork, communication and safety climate: a systematic review of interventions to improve surgical culture. *BMJ Qual Saf.* 2015;24:458–467.
 30. Bray BD, Cloud GC, James MA, et al. Weekly variation in health care quality by day and time of admission: A nationwide, registry-based, prospective cohort study of acute stroke care. *Lancet.* 2016;388:170–177.
 31. Krumholz HM, Wang Y, Mattera JA, et al. An administrative claims model suitable for profiling hospital performance based on 30 day mortality rates among patients with an acute myocardial infarction. *Circulation.* 2006;113:1683–1689.
 32. Bernal JL, Bonilla-Palomas JL, Rosillo N, Bonanad C, Elola J, Anguita M. Validity of the minimum data set for outcomes research in patients hospitalized for heart failure in Spain. *Rev Esp Cardiol.* 2023;76:938–939.