



Universidad
de Navarra

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Working Paper nº 02/20

Datos de mortalidad diarios durante la crisis del

COVID-19: una propuesta de mejora

Juan Equiza-Goñi
University of Navarra

Datos de mortalidad diarios durante la crisis del COVID-19: una propuesta de mejora

Juan Equiza-Goñi

August 2020

ABSTRACT

Cuando una crisis epidemiológica recrudece, el exceso de mortalidad publicado diariamente por MoMo (CNE-Instituto de Salud Carlos III) está gravemente sesgado a la baja. La razón es que el retraso habitual en la notificación de las defunciones se prolonga precisamente en esos momentos en los que dichas estimaciones tienen mayor relevancia social y epidemiológica. Proponemos ajustar los datos diarios (o “en tiempo real”) aplicando proyecciones en el futuro de revisiones observadas de datos ya publicados. Dichas revisiones suman defunciones que se notifican con retraso a excesos de mortalidad ya anunciados. Aplicamos este método a los excesos de mortalidad publicados por MoMo entre el 15 de abril y el 25 de mayo de 2020 durante la crisis del COVID-19 en España. Las correcciones basadas en los modelos polinómicos reducen entre un 18 y un 25% la raíz del error cuadrático medio (RMSE) de los datos “en tiempo real”.

Juan Equiza-Goñi

University of Navarra

Datos de mortalidad diarios durante la crisis del COVID-19: una propuesta de mejora*

Juan Equiza-Goñi¹

Resumen - Abstract

Cuando una crisis epidemiológica recrudece, el exceso de mortalidad publicado diariamente por MoMo (CNE-Instituto de Salud Carlos III) está gravemente sesgado a la baja. La razón es que el retraso habitual en la notificación de las defunciones se prolonga precisamente en esos momentos en los que dichas estimaciones tienen mayor relevancia social y epidemiológica. Proponemos ajustar los datos diarios (o “en tiempo real”) aplicando proyecciones en el futuro de revisiones observadas de datos ya publicados. Dichas revisiones suman defunciones que se notifican con retraso a excesos de mortalidad ya anunciados. Aplicamos este método a los excesos de mortalidad publicados por MoMo entre el 15 de abril y el 25 de mayo de 2020 durante la crisis del COVID-19 en España. Las correcciones basadas en los modelos polinómicos reducen entre un 18 y un 25% la raíz del error cuadrático medio (RMSE) de los datos “en tiempo real”.

Palabras clave: monitoreo epidemiológico, coronavirus, “nowcasting”, epidemia, epidemiología, mortalidad, SAS-CoV-2, enfermedades transmisibles

¹Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Navarra, Pamplona (España). Contacto: jequizag@unav.es

* El autor agradece la colaboración de José Fellmann como ayudante-investigador.

1. Introducción

Desde que la pandemia por el coronavirus COVID-19 llegara a España, los medios de comunicación y la opinión pública han seguido con mucha atención las cifras que se publicaban día a día del número de fallecidos.¹ La cifra oficial del Ministerio de Sanidad a fecha de **25 de mayo es que se habían sumado 26.834** muertes por coronavirus. Sin embargo, este número sólo cuenta las defunciones de contagiados que han sido previamente confirmadas por un test. Por tanto, podría haber muchas otras personas infectadas y fallecidas a las que no se les hubiera llegado a hacer dicho test, o no infectadas cuya defunción se debe indirectamente al COVID-19.

En consecuencia, el Instituto de Salud Carlos III ha publicado diariamente otra cifra complementaria: la suma acumulada de defunciones por encima de lo esperado. Para determinar cuál es la mortalidad esperada el Centro Nacional de Epidemiología (CNE) ha usado el modelo de León-Gómez *et al.* (2015) basándose en cifras de mortalidad en años anteriores, la evolución de factores estacionales (por ejemplo, la gripe en invierno) o tendenciales (evolución demográfica), etc. A fecha de **25 de mayo**, el sistema de monitorización de la mortalidad (MoMo) afirmaba que el exceso acumulado de muertes durante la pandemia ascendía a **31.650 defunciones**. Se estimaba entonces que la epidemia empezó en España el 17 de marzo y terminó el 22 de mayo de 2020.²

Cascón-Porres *et al.* (2020) ha propuesto un posible ajuste que acercaría más las estimaciones publicadas por MoMo al número real de muertes que podemos atribuir al COVID-19. Los autores estiman que, aunque MoMo se basa en los registros de defunciones informatizados que cubren un 93% de la población española, las diferencias en incidencia de la mortalidad y en porcentaje de informatización entre comunidades autónomas pueden bajar el porcentaje de muertes registradas al 85%. En concreto, ellos afirman que el exceso de muertes que se contabilizó entre el 17 de marzo y 11 de abril de 24.372 defunciones realmente debían ser unas 28.680. El presente artículo propone, sin embargo, un ajuste de los datos publicados diarios o “en tiempo real” por MoMo que corrija, al menos parcialmente, el retraso en la notificación de la mortalidad observada.

***** Insertar Figura 1 aquí *****

La figura 1 muestra la evolución del exceso de muertes acumulado durante la pandemia incluyendo: los datos publicados el 25 de mayo (en naranja), y los que se han publicado en tiempo real (los puntos grises). De nuevo se limita el periodo de pandemia entre el **17** de marzo y el **22** de mayo, fecha en que la suma de los excesos de mortalidad ya había dejado de crecer.³ Se puede observar que es enorme la diferencia entre la primera cifra

¹ Los principales periódicos nacionales han hecho eco a este tipo de indicadores. Incluso, Tobias *et al.* (2020) están desarrollando una aplicación que permita visualizarlos todos fácilmente.

² La fecha de inicio de la pandemia se corresponde con el primer día en que la mortalidad observada superó el percentil 99 de la distribución de probabilidad para el número de muertes diarias esperadas. La fecha final, con el último día en que superó dicho percentil 1.

³ Algunos registros (sobre todo de Cataluña y algunos de Madrid) dejaron sin comunicar al Ministerio de Sanidad unas 12.000 defunciones durante los meses de marzo, abril y mayo. El Instituto de Salud Carlos III decidió contabilizarlas públicamente con una corrección de la serie histórica a partir del 26 de mayo. Este no es el tipo de retardo en la notificación que desaparece paulatinamente y que el presente artículo pretende corregir para las cifras en tiempo real. Por tanto, consideraremos datos definitivos los publicados el 25 de mayo. Además, con la colaboración del Ministerio de Justicia se han hecho cambios procedimentales para que ajustes como el realizado el 26 de mayo no vuelvan a ser necesarios.

anunciada para cada fecha (datos “en tiempo real”) y la que se publicó el 25 de mayo para esos mismos días (que consideramos como definitiva), o al menos es enorme en fechas anteriores al 24 de abril. Por ejemplo, el 31 de marzo se anunció un exceso acumulado durante la pandemia de 6.754 defunciones, pero a finales de abril esa cifra correspondiente al 31 de marzo ya había sido revisada hasta las 12.871 defunciones, aproximadamente el doble. Estas diferencias se deben al retraso en la notificación. Habitualmente, el 50% de las muertes se notifican con menos de 2 días de retraso y sólo un 10% se notifican con 4,5 días de retardo o más. Sin embargo, en las semanas más duras de la epidemia se notificaron con 4 días de retraso más del 50% de las muertes y un 10% se registraron con 12 días de retraso o más.

2. Método

Como hemos explicado anteriormente, aunque MoMo publique una primera estimación del exceso de muertes acumulado en una determinada fecha, lo cierto es que en los días siguientes se notifican más fallecimientos ocurridos antes de esa fecha. Esto implica que en los días siguientes esas estimaciones son revisadas al alza. MoMo comenzó a publicar diariamente a mediados de abril de 2020 las series históricas de fallecimientos observados y esperados. En consecuencia, disponemos de datos que documentan el proceso de revisión entre el 15 de abril y el 25 de mayo de 2020 de estas cifras de fallecidos.⁴

Solo las revisiones del número de defunciones observadas obedecen al retraso en la notificación: el objeto de nuestro estudio. Por tanto, el exceso de muertes acumulado durante la pandemia con el que trabajaremos no tendrá en cuenta las revisiones de la mortalidad esperada. Expliquémoslo haciendo uso de notación matemática. Llamemos $m_{t,p}$ al número de muertes observadas que acontecieron hasta la fecha t y que se anuncian en la fecha p . Entonces el primer anuncio de muertes observadas hasta el día t sería el caso en que p es igual a t (o sea $m_{t,p=t}$ o simplemente $m_{t,t}$). Denominemos $\hat{m}_{t,p}$ al número de defunciones que se esperaba acumular hasta ese mismo día t y que se publica también en fecha p . De nuevo, el primer anuncio de muertes acumuladas esperadas para el día t sería el caso en que p es igual a t (o sea $\hat{m}_{t,t}$). Por tanto, nuestra definición de exceso de mortalidad acumulada hasta el día t y que se publica en fecha p es $em_{t,p} = m_{t,p} - \hat{m}_{t,t}$.

***** Insertar Tabla 1 aquí *****

Para corregir los datos diarios por el retraso en la notificación de fallecimientos, buscamos estimar cómo se revisará en el futuro el exceso de mortalidad acumulado durante la pandemia que se anuncia por primera vez. Como ejemplo, la tabla 1 muestra las revisiones realizadas entre el 15 y el 21 de abril de 2020 a la serie histórica de excesos de mortalidad publicados el día anterior (entre el 14 y el 20 de abril, respectivamente). Es decir, muestra los ratios: $rev_{t,p} = em_{t,p}/em_{t,p-1}$. Para simplificar tabulamos solamente las revisiones hechas a las observaciones de defunciones acumuladas del mes de abril (y no toda las series históricas). Por ejemplo, la última observación de la tabla (1,030) es el cociente entre el exceso de mortalidad acumulado hasta el 20 de abril que se publicó el 21 de abril

⁴ Al autor no le consta que se hayan publicado remesas de datos en fecha anteriores. Los datos en tiempo real publicados en la figura 1 para el intervalo de fechas del 24 de marzo al 14 de abril han sido extraídos de los Informes MoMo 2020. Como sólo aportan el dato del acumulado durante la pandemia para día de su publicación y no revisa datos de fechas anteriores, nuestro análisis comienza necesariamente el 15 de abril.

(26.779 defunciones), y el exceso de muertes acumulado hasta el 20 de abril que se publicó ese mismo 20 de abril (su primer anuncio, 26.011 fallecimientos; por tanto $26.779/26.011=1,030$).

Primero, observamos que las revisiones realizadas al exceso de muertes acumulado hasta cada fecha de defunción convergen a un valor cercano a 1 según la publicación se aleja de la fecha de defunción (que es también la del primer anuncio). Podríamos usar las revisiones publicadas entre el 15 y el 21 de abril del dato correspondiente al 14 de abril para estimar cómo se revisará en el futuro el dato publicado el 21 de abril correspondiente al 14 de abril. Pero proceder así es problemático. En ese caso carecemos de información sobre revisiones pasadas para ajustar, por ejemplo, el primer anuncio del exceso de muertes acumulado hasta el 21 de abril (26.844 fallecimientos). **Igualmente, sólo tendríamos información de una revisión (1,030) para estimar revisiones futuras del dato publicado el 21 de abril para el exceso de muertes acumulado hasta el 20 de abril.** Por tanto, proponemos reordenar la información sobre revisiones según los días transcurridos desde el primer anuncio en lugar de según la fecha de defunción. De este modo, contamos con la máxima información para extrapolar las revisiones que se harán después de un primer anuncio.

***** Insertar Figura 2 aquí *****

La figura 2 muestra, por ejemplo, las revisiones de los excesos de mortalidad hechas 1, 2, 7 y 14 días después del primer anuncio.⁵ Observamos que, efectivamente, el tamaño de las revisiones cae según transcurren los días después de la primera publicación. Las revisiones también decaen a medida que avanzan los días de la epidemia. En concreto, hay dos razones por las que estas series convergerán a 1 en días posteriores. Por un lado, según va frenándose la transmisión del virus y la epidemia remite, los flujos de excesos de mortalidad diarios van bajando: también los que llegan con retardo. Como resultado, la suma acumulativa se estabiliza y apenas es revisada. Por otro lado, hemos definido las revisiones como ratios de sumas acumuladas. Esto significa que, aunque los flujos diarios y las notificaciones retardadas no caigan hasta cero defunciones, las sumas acumuladas convergerán a 1 si ese aumento es cada vez menor en relación a dicha suma (o sea, en $rev_{t,p}$, si $em_{t,p} - em_{t,p-1}$ es cada vez menor en relación al denominador $em_{t,p-1}$).

Dado que contamos con datos sobre las revisiones pasadas hechas a primeros anuncios al cabo de 1 día, 2 días... este artículo propone extrapolar esa información para estimar cómo el exceso acumulado de muertes que se publica hoy será revisado mañana, pasado mañana... Para cada extrapolación nos basamos en, al menos, las siete observaciones más recientes.⁶ Por ejemplo, para estimar las revisiones que se aplicarán al exceso de mortalidad acumulado hasta el 21 de abril (y anunciado por primera vez en esa fecha) usaremos las revisiones observadas desde el 15 de abril.

Los modelos elegidos para extrapolar las revisiones son cinco: (1) la media aritmética de las 7 revisiones anteriores; (2) una media ponderada que asigne un peso menor a revisiones más antiguas;⁷ y (3)-(5) modelos polinómicos lineales, cuadráticos o

⁵ La línea azul son las revisiones 1 día después del primer anuncio, por tanto, se corresponden con el último valor en cada columna de la tabla 1; la línea naranja, con las penúltimas observaciones; etc.

⁶ El número de notificaciones sigue un comportamiento cíclico semanal por lo que conviene usar al menos 7 observaciones.

⁷ En concreto: $7/28$, $6/28$, ..., $2/28$ y $1/28$ para revisiones de hace 1, 2, ..., 6 y 7 días

cúbicos, pero siempre en el dominio en que estas funciones son convexas y decrecientes.⁸ Aplicamos otra restricción importante a los modelos polinómicos: las revisiones extrapoladas no podrán ser menores de 1. En el caso del modelo lineal, esto significa que la revisión estimada será $P_1(\text{rev}_{t+j,p}) = \max(1, a(t+j) + b)$ donde a y b son la pendiente e intercepto de la recta estimada. En los casos cuadrático y cúbico, el vértice o punto de inflexión tomará necesariamente el valor 1 en el eje de ordenadas.⁹

3. Resultados

Para ejemplificar con algunos resultados nuestro modelo de estimación, la figura 3 muestra, en azul claro, las revisiones hechas entre el 15 y el 21 de abril a las sumas acumuladas del exceso de muertes 1 día después de su primer anuncio (por tanto, son revisiones hechas a los primeros anuncios del 14 al 20 de abril). Dos rectas, en gris y en amarillo, muestran las extrapolaciones basadas en la media aritmética (1,038) y la media ponderada (1,031). **Es frecuente que las medias ponderadas proyecten revisiones más bajas que la media aritmética. La razón es que la media ponderada da mayor peso a las últimas revisiones observadas que, como dijimos anteriormente, tienden a ser más cercanas a 1.** Una tercera recta, de color naranja, es la extrapolación basada en el modelo lineal (1,010). Por último, dos curvas, una azul oscura y otra verde, son las extrapolaciones basadas en los modelos cuadrático y cúbico (1,011 y 1,012), respectivamente. En resumen, estos valores son estimaciones de la revisión que se hará al exceso de muertes acumulado del 21 de abril el día siguiente a su primer anuncio (el 22 de abril). El producto de ese exceso de mortalidad por cada una de estas posibles revisiones serían las distintas estimaciones del exceso de muertes acumuladas hasta el 21 de abril que se publicará el 22 de abril.

***** Insertar Figura 3 aquí *****

Por tanto, hemos explicado con un ejemplo cómo estimamos la revisión de un exceso de mortalidad un día después de su primera publicación, ¿y dos días después? La figura 4 muestra, de nuevo en azul claro, las revisiones hechas a las sumas acumuladas del exceso de muertes publicadas entre el 14 y el 20 de abril dos días después de su primer anuncio (por tanto, estas revisiones se hicieron entre el 16 y 22 de abril, respectivamente). Nuestro objetivo es estimar la revisión que se hará el 23 de abril del acumulado correspondiente al 21 de abril y para ello usamos los cinco métodos anteriormente mencionados: 1,032 o 1,026 usando la media aritmética o ponderada, y 1,007, 1,004 y 1,006 usando los modelos lineal, cuadrático o cúbico, respectivamente. Si los valores del exceso de muertes acumuladas del 21 de abril que hemos estimado que se publicará el 22 de abril los multiplicamos por estas posibles

⁸ Se exploró el uso de un modelo logaritmo, pero, como las revisiones son muy cercanas a 1, se aproxima mucho al modelo lineal.

⁹ Los modelos cuadrático y cúbico son más complejos de estimar. Primero, normalizamos los valores del eje de abscisas de modo que el vértice o punto de inflexión siempre estén en su valor 0 (recordemos que en el eje de ordenadas tomarán el valor 1). Si definimos x como los valores (necesariamente negativos) cuya proyección buscamos extrapolar con nuestro modelo, tenemos que $P_2(x) = ax^2 + bx + c$, donde $a > 0$, $b = 0$, y $c = 1$, pero $P_2(x) = 1$ para los casos en que $x > 0$. Y en el caso del modelo cúbico será $P_3(x) = ax^3 + bx^2 + cx + d$, donde $a < 0$, $b = 0$, y $d = 1$, y, por supuesto, $P_3(x) = 1$ para cualquier extrapolación donde la función ya no sea convexa y decreciente.

revisiones obtendríamos estimaciones del exceso de mortalidad acumulada del 21 de abril que se publicará el 23 de abril.

***** Insertar Figura 4 aquí *****

Las revisiones que se harán tres días, cuatro... una semana o dos después del primer anuncio se estiman de un modo similar en base a las revisiones pasadas correspondientes. El producto acumulado del primer anuncio del exceso de muertes (por ejemplo, el del 21 de abril) por las series de revisiones estimadas según cada uno de nuestros cinco modelos resultan en los datos publicados “en tiempo real” y ajustados o corregidos por retardos en la notificación según nuestro método.

4. Discusión

Nos podemos preguntar en qué medida las estimaciones de los excesos de mortalidad en tiempo real se acercan más a sus valores definitivos si aplicamos nuestros ajustes. Para ello comparamos las raíces de los errores cuadráticos medios (RMSE) para los distintos modelos con el derivado de los valores publicados en tiempo real. Nos ceñimos a los primeros anuncios del 20 de abril al 22 de mayo al caer dentro del periodo de duración de la epidemia.

***** Insertar Tabla 2 aquí *****

La tabla 2 muestra el RMSE de las estimaciones en tiempo real ajustadas según nuestros cinco modelos y el ratio de estas respecto al RMSE de los estimaciones sin ajustar (que asciende a 713 defunciones). Observamos que tanto la media aritmética como la media ponderada arrojan valores del RMSE varias veces mayores que los valores publicados en tiempo real por lo que descartamos dichos modelos. Sin embargo, los modelos polinómicos consiguen reducir notablemente el RMSE. La mejor opción sería usar polinomios de tercer grado pues su RMSE es un 25% menor que el correspondiente a los primeros anuncios. El modelo cuadrático lo reduce en un 24% mientras que el lineal en un 18%. Aunque el modelo cúbico requiere estimar un parámetro más que el modelo cuadrático, también es más flexible. En concreto, el modelo cuadrático impone que el ritmo al que las revisiones se acercan a 1 tiende a cero. Sin embargo, el modelo cúbico incluye un punto de inflexión (no un vértice) y, por tanto, la derivada de la curva que extrapola las revisiones no debe ser nula al aproximarse a 1.

Por último, hay que tener en cuenta que, como sólo disponemos de información sobre las revisiones a partir del 15 de abril, las correcciones aplicadas a los primeros datos en tiempo real de la muestra son estimadas con menos observaciones que las aplicadas a las últimas estimaciones. No obstante, como mostró la figura 1, son precisamente las observaciones del comienzo de la muestra (20 de abril) las que presentan mayor sesgo a la baja. Por tanto, podríamos esperar que nuestra propuesta de corrección reducirá aún más el RMSE de los datos en tiempo real si se aplicase a valores anteriores al 20 de abril pero que, actualmente, no están disponibles.

Cuadro resumen

¿Qué se sabe sobre el tema?

El retraso en la notificación de las defunciones dificulta monitorizar la mortalidad (ver Documentación del portal web MoMo), pero el problema se agrava notablemente en una crisis epidemiológica como la del COVID-19 en España (ver Informes MoMo 2020), precisamente cuando mayor interés suscitan estas cifras.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

Mediante modelos polinómicos, proponemos ajustar los datos “en tiempo real” de MoMo extrapolando al futuro revisiones de datos que suman las muertes notificadas con retraso.

¿Cuáles son las implicaciones de los resultados obtenidos?

Con los datos publicados por MoMo del 15 de abril al 25 de mayo de 2020, logramos que los datos en tiempo real estén, una vez ajustados, hasta un 25% más cerca de sus valores definitivos, incrementando así su valor social y epidemiológico.

Bibliografía

Cascón-Porres, R., M. Berzal-Rubio, F. Santos-Olalla, (2020): *Estudio del exceso de mortalidad motivado por pandemia de Covid-19*, Universidad Politécnica de Madrid. www.etsidi.upm.es/Escuela/Noticias/NoticiasETSIDI?id=e402832a20cc1710VgnVCM10000009c7648a____&fmt=detail&prefmt=articulo

Informes *MoMo 2020* - Instituto de Salud Carlos III. *Situación a 25 de mayo de 2020*.

Informes *MoMo 2020* - Instituto de Salud Carlos III. *Situación a 26 de mayo de 2020*.

<https://www.isciii.es/QueHacemos/Servicios/VigilanciaSaludPublicaRENAVE/EnfermedadesTransmisibles/Paginas/MoMo/Paginas/Informes-MoMo-2020.aspx>

Portal online o dashboard: momo.isciii.es/public/momo/dashboard/momo_dashboard.html#nacional

Informes *Situación de COVID-19 en España* - Instituto de Salud Carlos III.

www.isciii.es/QueHacemos/Servicios/VigilanciaSaludPublicaRENAVE/EnfermedadesTransmisibles/Paginas/InformesCOVID-19.aspx

Panel online o dashboard: cnecovid.isciii.es/

León-Gómez I., C. Delgado-Sanz, S. Jiménez-Jorge, V. Flores, F. Simón, D. Gómez-Barroso, A. Larrauri, S. de Mateo Ontañón, (2015): *Exceso de mortalidad relacionado con la gripe en España en el invierno de 2012*, Gac Sanit 2015; 29: 258-65

Tobías, A., J. Valls, P. Satorra, C. Tebé, (2020) *COVID19-Tracker: A shiny app to perform comprehensive data visualisation for SARS-CoV-2 epidemic in Spain*, MedRxiv.

DOI: 10.1101/2020.04.01.20049684

Figuras

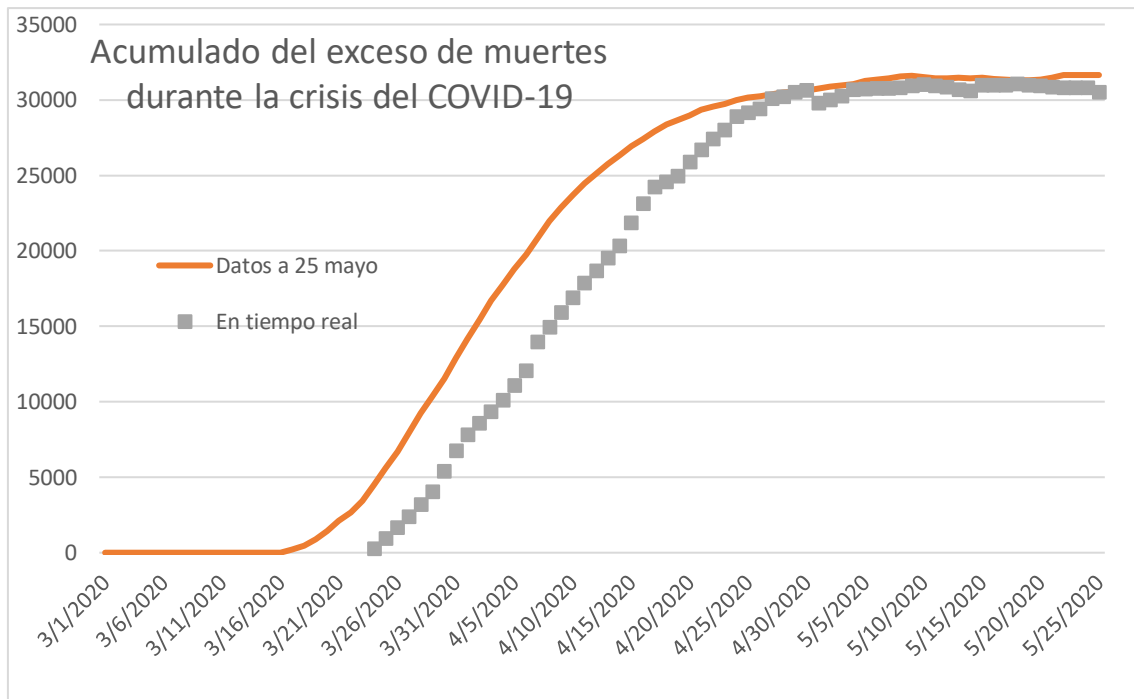


Figura 1. Suma acumulada del exceso de mortalidad diario durante la crisis del COVID-19. Se suman valores entre el 17 de marzo y el 22 de mayo de 2020 que es la duración de la pandemia estimada a fecha del 25 de mayo. Fuente: Descargas diarias de las bases de datos disponibles en el MoMo dashboard

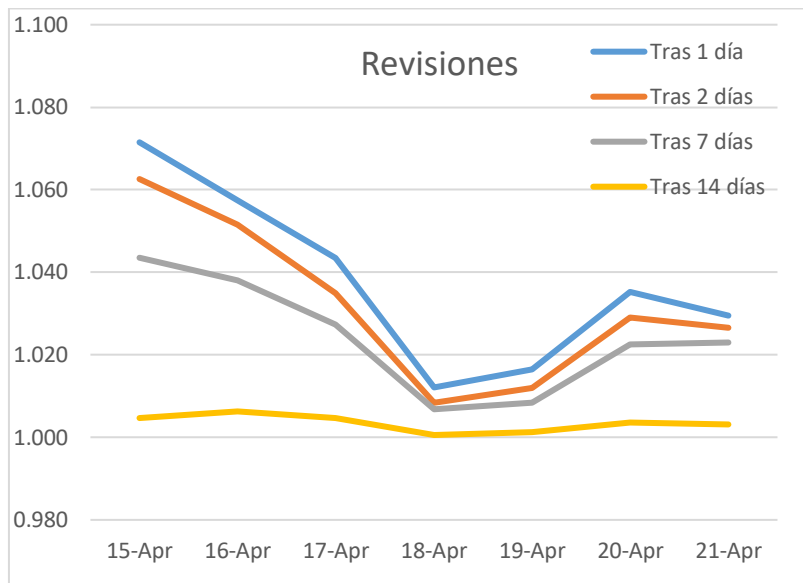


Figura 2. Revisiones publicadas entre el 15 y 21 de abril de 2020 de los excesos (acumulados) de mortalidad. En cada fecha de publicación se pueden revisar toda la serie histórica, por tanto se revisan datos 1, 2, 3... días después de su primer anuncio. Aquí mostramos con distintas líneas las revisiones al cabo de 1, 2, 7 y 14 días desde el primer anuncio que se hizo del exceso de mortalidad acumulado hasta una fecha. Fuente: descargas diarias de los datos del MoMo dashboard.

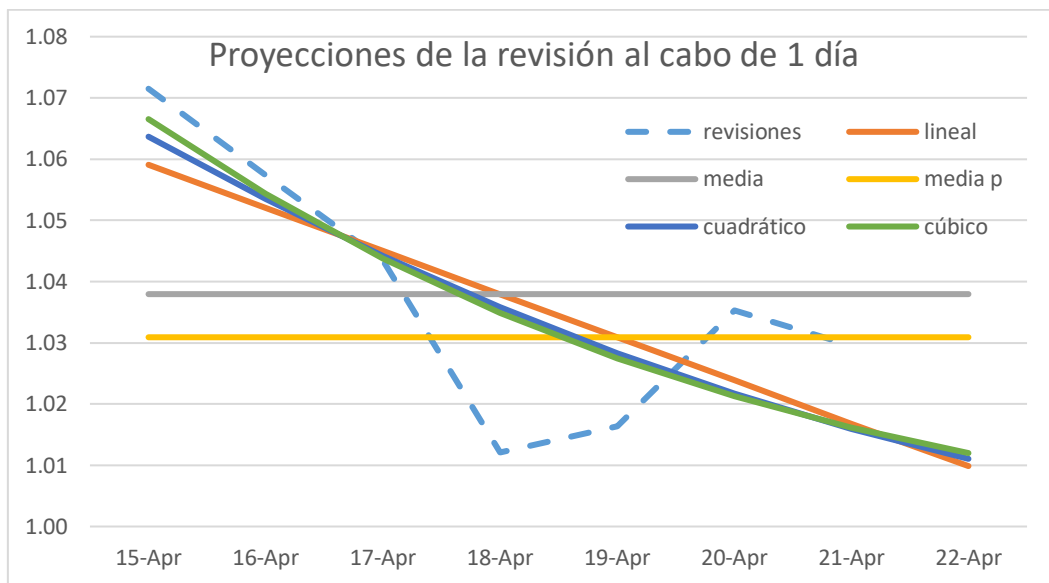


Figura 3. Proyección de las revisiones realizadas a los excesos de mortalidad acumulados 1 día después de su primer anuncio. Estimaciones basadas en las revisiones realizadas entre el 15 y el 21 de abril de 2020. La línea puntuada se corresponde con la línea azul de la figura 2.

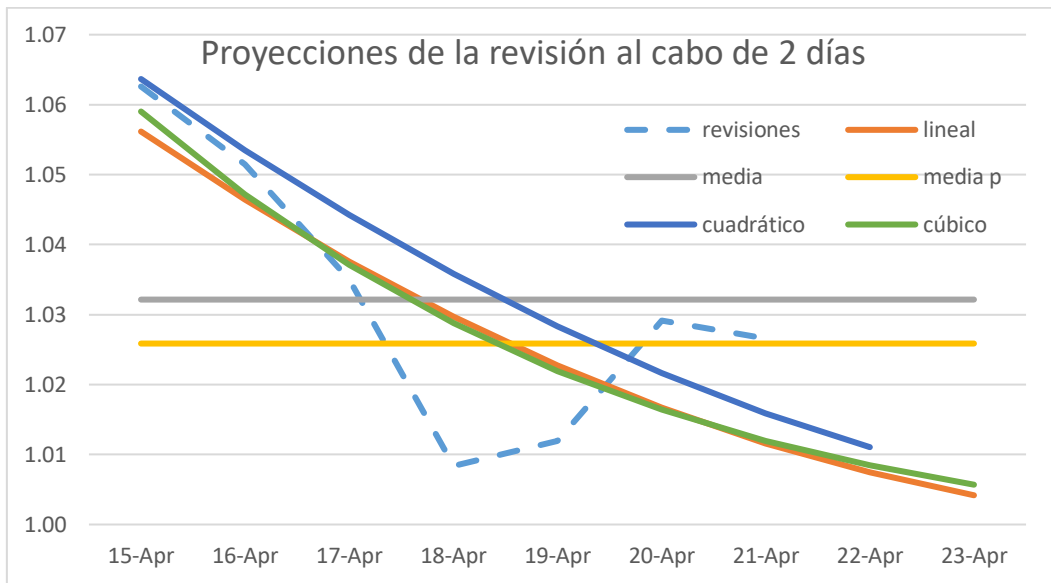


Figura 4. Proyección de las revisiones realizadas a los excesos de mortalidad acumulados 2 días después de su primer anuncio. Estimaciones basadas en las revisiones realizadas entre el 15 y el 21 de abril de 2020. La línea puntuada se corresponde con la línea naranja de la figura 2.

Tablas

Fecha de defunción	Fecha de publicación						
	15/04	16/04	17/04	18/04	19/04	20/04	21/04
01/04/2020	1,005	0,999	1,000	0,999	1,000	0,999	0,999
02/04/2020	1,014	1,006	1,000	0,999	1,000	0,999	0,999
03/04/2020	1,024	1,014	1,005	0,999	1,000	0,999	0,999
04/04/2020	1,030	1,022	1,010	1,001	1,000	0,999	0,999
05/04/2020	1,034	1,027	1,016	1,003	1,001	0,999	0,999
06/04/2020	1,038	1,030	1,020	1,005	1,005	1,004	0,999
07/04/2020	1,040	1,033	1,022	1,007	1,007	1,011	1,003
08/04/2020	1,044	1,035	1,023	1,007	1,009	1,017	1,008
09/04/2020	1,048	1,038	1,026	1,007	1,009	1,020	1,013
10/04/2020	1,052	1,040	1,027	1,007	1,009	1,022	1,018
11/04/2020	1,056	1,044	1,028	1,007	1,008	1,023	1,020
12/04/2020	1,059	1,047	1,028	1,007	1,008	1,023	1,021
13/04/2020	1,063	1,049	1,030	1,007	1,009	1,023	1,022
14/04/2020	1,071	1,052	1,031	1,007	1,009	1,023	1,023
15/04/2020		1,057	1,035	1,008	1,010	1,023	1,024
16/04/2020			1,043	1,008	1,010	1,023	1,025
17/04/2020				1,012	1,012	1,026	1,026
18/04/2020					1,016	1,029	1,027
19/04/2020						1,035	1,027
20/04/2020							1,030

Tabla 1. Revisiones publicadas entre el 15 y el 21 de abril de 2020 de los datos del día anterior (o sea, los publicados entre el 14 y el 20 de abril). Fuente: descargas diarias de datos del MoMo dashboard

Modelo	RMSE	ratio
media aritmética	5779,2	7,82
media ponderada	3544,9	4,97
lineal	587,5	0,82
cuadrático	544,1	0,76
cúbico	535,8	0,70

Tabla 2. Raíces de los errores cuadráticos medios (RMSE) para los datos de los excesos (acumulados) de mortalidad ajustados por los cinco modelos y su ratio respecto al RMSE de las estimaciones sin ajustar.