



EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

ISSN: 2007-9869

Universidad de Guadalajara

Rangel González, Erick; Llamosas-Rosas, Irving; Fonseca, Felipe J.

Aislamiento social y el COVID-19 en las regiones de México

EconoQuantum, vol. 18, núm. 2, 2021, Junio-Diciembre, pp. 1-22

Universidad de Guadalajara

DOI: <https://doi.org/10.18381/eq.v18i2.7227>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125068332001>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

## Aislamiento social y el covid-19 en las regiones de México

### Social isolation and covid-19 in the regions of Mexico

Erick Rangel González  
Irving Llamosas-Rosas  
Felipe J. Fonseca\*

#### Resumen

*Objetivo:* Utilizando información a partir de los Informes de Movilidad elaborados por Google, particularmente el relacionado con la estadía residencial, se estima el efecto del aislamiento social sobre los contagios y defunciones por COVID-19 en los estados mexicanos.

*Metodología:* Se emplea un modelo econométrico dinámico el cual toma en consideración la potencial endogeneidad en el registro de contagios nuevos, así como el efecto rezagado que tiene la variable de aislamiento.

*Resultados:* Los hallazgos indican una relación negativa y significativa entre la estadía residencial y la tasa de crecimiento de los contagios y defunciones. Adicionalmente, se utiliza este modelo para realizar simulaciones de los posibles efectos del nivel de distanciamiento social sobre los niveles de contagios y muertes generados por la pandemia de covid-19 hasta el 5 de julio.

*Limitaciones:* El estudio analiza la relación entre el distanciamiento social y los contagios, y las muertes causadas por COVID-19, pero no toma en consideración los costos económicos asociados (tales como reducciones en la producción y el empleo).

*Originalidad:* Hasta donde sabemos, se trata del primer estudio para el caso de México que mide el efecto del aislamiento sobre los contagios y defunciones por COVID-19 en el nivel regional.

*Conclusiones:* Acorde con las simulaciones realizadas, se estima que de haberse registrado índices mayores de aislamiento social, se hubiesen registrado entre 135 000 y 143 000 contagios menos de COVID-19.

**Palabras clave:** Aislamiento social, contagios y defunciones, COVID-19.

**Clasificación JEL:** C33, I18.

\* Banco de México. México.

**Erick Rangel González.** Correo electrónico: erick.rangel@banxico.org.mx. <http://orcid.org/0000-0001-5491-309X>

**Irving Llamosas-Rosas.** Correo electrónico: illamosasr@banxico.org.mx. <http://orcid.org/0000-0003-3570-8562>

**Felipe J. Fonseca.** Correo electrónico: ffonseca@banxico.org.mx. <http://orcid.org/0000-0002-9180-6872>

## Introducción

Con la finalidad de evitar el contagio del nuevo coronavirus SARS-CoV-2 y la enfermedad que causa, COVID-19, gran parte de la población en las distintas regiones del país se aisló y adoptó conductas de distanciamiento físico o social. Asimismo, las autoridades gubernamentales en México y el mundo han impuesto restricciones a sus ciudadanos, tales como el cierre de escuelas, centros de trabajo y de esparcimiento. Limitar las interacciones entre personas puede ayudar a mitigar el contagio del virus, a evitar la saturación de los servicios de salud, y por lo tanto, a reducir el número de muertes. En efecto, distintos indicadores de distanciamiento social sugieren que la población en las entidades del país ha implementado medidas de distanciamiento, si bien de forma diferenciada.

Diversos estudios en el nivel internacional han intentado medir el impacto de dichas medidas de aislamiento sobre las tasas de contagio y defunciones por COVID-19 utilizando, en términos generales, dos tipos de variables: restricciones legales a la movilidad impuestas por las autoridades (*de jure*), así como restricciones voluntarias llevadas a cabo por los individuos (*de facto*). Entre el primer tipo de restricciones se puede mencionar a todas aquellas medidas dictadas por los gobiernos (en sus distintos niveles administrativos) para restringir la movilidad, tales como cierre de espacios públicos o la declaratoria del cierre de actividades consideradas como no esenciales, por ejemplo. En cuanto al segundo tipo de medidas, la literatura refiere el uso de indicadores de movilidad generados a partir de reportes agregados por empresas de sistemas operativos de aparatos de telefonía móvil, tales como Apple y Google. Lo anterior se combina con el uso de todo tipo de herramientas económicas (panel, sección cruzada, series de tiempo, etcétera) debido a la gran disponibilidad de información (véase Brodeur, Gray, Islam y Bhuiyan, 2020).

Respecto de estudios que realizan aproximaciones a través del segundo tipo de restricciones,

se encuentra el de Yilmazkuday (2020), quien emplea datos de movilidad generados por Google para 130 países entre el 15 de febrero y el 2 de mayo, encontrando que una menor movilidad se asocia con menores contagios y muertes por COVID-19. En particular, sus resultados sugieren que un aumento semanal de 1% en el indicador de estadía residencial conlleva una reducción promedio de 70 contagios y de 7 muertes durante el periodo analizado, mientras que, por su parte, reducciones en el indicador de movilidad hacia tiendas minoristas y de recreación (*retail and recreation*) implica una disminución promedio semanal de 25 contagios por COVID-19 y 3 muertes asociadas. Para el caso de Estados Unidos, Engle, Stromme y Zhou (2020) analizan información de contagios en el nivel de condados mediante el uso de reportes de movilidad compilados por la empresa de geolocalización de datos UNACAST, encontrando de igual forma una relación negativa entre las tasas de contagio locales y los niveles de movilidad. En otro estudio relacionado que utiliza indicadores *de facto* es el de Aromí y Cristia (2020) para diversos países de América Latina, mientras que el trabajo de Kwon, Grady, Feliciano y Fodeh (2020) analiza información proveniente de Twitter en el caso de Estados Unidos.

En relación con estudios que utilizan indicadores *de jure*, Jinjark, Ahmed, Nair-Desai, Xin y Aizenman (2020) utilizan información para 130 países en el que contrasta el efecto de un índice de restricciones (*stringent pandemic policies*) elaborado por la universidad de Oxford, empleando un modelo dinámico para capturar el rezago en los contagios y defunciones, los autores encuentran que el endurecimiento de dichas medidas para reducir la movilidad por parte de los gobiernos tiene un impacto significativo (rezagado) en las tasas de contagios y defunciones. Asimismo, encontraron que países con un porcentaje mayor de población de adultos mayores son más susceptibles de ser afectados por la pandemia, tanto en contagios como en defunciones.

En un análisis similar, Carraro, Ferrone y Squarcina (2020) utilizan la misma base del índice de restricciones *de jure* de la universidad de Oxford en un análisis que considera 166 países, separando los hallazgos tanto para el caso de países de altos ingresos como los de bajos ingresos. Entre sus resultados, destaca que las medidas de confinamiento, tales como el cierre de escuelas, resultan muy eficaces para reducir la difusión de contagios activos, particularmente en el caso de países de altos ingresos.<sup>1</sup>

El objetivo del presente estudio es estimar el impacto del distanciamiento social en los niveles de crecimiento de contagios nuevos diarios y de muertes por COVID-19 en los estados mexicanos. En ambos casos el análisis de contagios y muertes por COVID-19 se toma el día en el cual el paciente inició con síntomas, con la finalidad de limitar el sesgo por periodicidad de los registros que obedece a situación de carácter administrativo, tales como retrasos en la captura y registro, así como saltos abruptos estacionales en el conteo de contagios y defunciones. El modelo dinámico estimado se basa en Jinjark et al. (2020), mismo que toma en consideración la potencial endogeneidad en el registro de contagios nuevos, así como el efecto rezagado en el tiempo que tiene la variable de aislamiento.

En particular, se utilizan los datos de movilidad por entidad federativa generados a partir de los Informes de Movilidad Local (Google Mobility Report), (Google, 2020a), mismos que permiten identificar seis distintas categorías en la movilidad de los usuarios: hacia centros de trabajo, comercio al menudeo y recreación, farmacias y supermercados, parques, transporte público, así como la estadía residencial. Esta última variable (estadía residencial), la consideramos como la mejor aproximación para medir el distanciamien-

to social, debido a que representa el tiempo efectivo que los usuarios pasan en sus hogares.

Entre los resultados obtenidos destaca que se obtiene un efecto negativo significativo de la variable de estadía residencial sobre la tasa de crecimiento de contagios y defunciones por COVID-19. Asimismo, se utiliza el modelo estimado para realizar simulaciones de los posibles efectos del nivel de distanciamiento social sobre los niveles de contagios y muertes generados por la pandemia de COVID-19 en el país. Aparte de la introducción, el trabajo está organizado de la siguiente manera: la sección dos contiene el análisis de los datos de movilidad los Informes de Movilidad Local; la tercera sección muestra la especificación del modelo, así como en análisis de los resultados; finalmente, la cuarta sección contiene las conclusiones.

## Análisis descriptivo de la información

El presente ejercicio analiza el impacto del aislamiento social propiciado por el brote del COVID-19 en México, medido a través de los Informes de Movilidad Local generados por Google (2020a) y que muestran las tendencias de movilidad por región para las categorías anteriormente referidas. Estos índices muestran “cómo cambia la cantidad de visitantes (o el tiempo que pasan en ellos) en comparación con nuestros días de referencia” (Google, 2020b). Los días de referencia es el valor medio del periodo del 3 de enero al 6 de febrero de 2020. Cuando dichos índices son más cercanos a 0, indican “normalidad” de movimiento de acuerdo con el periodo de referencia. Para todas las categorías consideradas de movilidad, con excepción de la estadía residencial, valores negativos indican una menor movilidad hacia dichos lugares; en el caso de la estadía residencial, un aumento en el aislamiento social está asociado a un número positivo en el índice.

La **Figura 1** muestra, en el nivel regional, las distintas categorías de movilidad a las que se puede acceder en la base de datos. Para este

<sup>1</sup> Para una síntesis acerca de la literatura sobre los efectos económicos del covid-19, véase Brodeur et al. (2020).

trabajo, seguimos la clasificación regional propuesta por Banco de México (Banxico, 2020a) en el *Reporte sobre las Economías Regionales*, en el cual se consideran cuatro regiones: Norte, Centro Norte, Centro y Sur, mismas que están ponderadas por la población de la entidad perteneciente a cada región.<sup>2</sup> En términos generales, a partir del 16 de marzo, dichos índices presentan una evolución a la baja, con excepción de la estadía residencial. Así, se observa una reducción de la movilidad hacia destinos fuera del hogar, lo que es consistente con una mayor tendencia a permanecer en casa (mayor distanciamiento). Este comportamiento que sugiere aislamiento poblacional se observa en todas las regiones, si bien con algunas diferencias, ya que por ejemplo: el índice de movilidad hacia los supermercados y farmacias en la región Norte registró un incremento al finalizar el periodo, mientras que en la región Sur permaneció en los mismos niveles (panel b). Por su parte, el índice de estadía residencial muestra un incremento a partir de la fecha referida, destacando el caso particular de la región Centro, donde se observa una mayor variación en la parte final del periodo.

Profundizando en el análisis del índice estadía residencial, la **Figura 2** muestra la evolución de este indicador en el nivel de entidades federativas de acuerdo con la clasificación regional señalada. De manera general, como lo referimos en la **Figura 1**, se observa un aumento de la estadía residencial a partir de la segunda semana marzo en todas las regiones, llegando a un máximo en todos los casos alrededor del 16 de abril, durante la Fase 2

<sup>2</sup> Véase **Figura A1** en el Anexo para identificar los estados que pertenecen a cada región. La clasificación en regiones se utiliza únicamente con propósitos expositivos, para no sobrecargar de información las gráficas. Asimismo, en las estimaciones se utilizarán los datos de panel para las 32 entidades en su conjunto y no se realizarán estimaciones para cada región por separado.

de la pandemia en nuestro país.<sup>3</sup> Posteriormente, a partir del inicio de la Fase 3 se aprecia una reducción en la estadía residencial, la cual continuó en descenso para las fechas posteriores al fin de la Jornada Nacional de Sana Distancia (JNSD) el 30 de mayo. Asimismo, al interior de las regiones se observa que en la Norte, primero Nuevo León (hasta el fin de la JNSD) y posteriormente Sonora fueron las entidades que mantuvieron una mayor estadía residencial, mientras que en el Centro resultó ser la Ciudad de México para todo el periodo considerado.

Por su parte, en el Centro Norte, Baja California Sur mantenía los niveles mayores de aislamiento hasta el fin de la JNSD, para posteriormente a esa fecha ser Sinaloa la entidad de la región que muestra un mayor nivel relativo en este indicador. En el caso de la región Sur, durante todo el periodo cubierto, se aprecia que Quintana Roo resultó ser la entidad con mayor nivel de aislamiento relativo, si bien dichos niveles tendieron a disminuir con el fin de la JNSD. No deja de ser llamativo que los mayores niveles de aislamiento social, aproximados por el índice de estadía residencial, en el caso de las regiones Centro Norte y Sur se hayan registrado en entidades con fuerte peso en la actividad turística, misma que ha resultado particularmente afectada por la crisis sanitaria del COVID-19.

### Análisis de los contagios y las defunciones

Cabe destacar que los datos registrados diarios no necesariamente representan a las personas

<sup>3</sup> La Secretaría de Salud dividió la evolución de la pandemia en nuestro país en tres fases. La primera, caracterizada por la prevalencia de casos importados (28 febrero al 23 de marzo); la segunda fase, diferenciada por la transmisión de la enfermedad de carácter predominantemente local (24 de marzo al 20 abril); finalmente, la tercera etapa estuvo determinada por la transmisión más rápida y generalizada de la pandemia (desde el 21 de abril). Para un análisis más detallado al respecto, véase Banco de México (Banxico, 2020b).

que se infectan en el mismo día. Puede existir un rezago por atraso en los registros, lo cual puede provocar saltos en algunos casos. Adicionalmente, dado que se observa cierta estacionalidad en los contagios registrados diarios, se toman promedios móviles de 7 días para evitar este problema, así como omitir las últimas dos semanas disponibles al momento de realizar el análisis, debido al rezago en el reporte y captura de la información.

Por su parte, en el caso de las defunciones, depende igualmente de la duración de la convalecencia. Por lo anterior, el análisis se centra en la fecha registrada por la Secretaría de Salud (SSA) como de inicio de los síntomas. La **Figura 3** muestra la evolución del número de contagios por inicio de síntomas en las entidades, agrupadas de acuerdo al criterio regional ya referido. En el panel a), para la región Norte, inicialmente Baja California fue la entidad que registró una mayor prevalencia de contagios para posteriormente estabilizarse desde mediados de mayo; en el caso de Sonora, esta entidad registró un marcado aumento entre mediados de mayo para estabilizarse después del final de la JNSD, mientras que al final de la muestra se aprecian incrementos significativos en Tamaulipas, Coahuila y, en menor medida, Nuevo León.

En el caso de la región Centro Norte, Sinaloa resulta ser la entidad con mayor número de contagios, aunque con una tendencia a la baja después de la primera semana de junio, fecha en la que las demás entidades de esta región muestran, en términos generales, una tendencia en el sentido opuesto. Para la región Centro, la Ciudad de México es la entidad con mayor prevalencia de contagios, seguida de Puebla, mientras que en la región Sur, Tabasco es la entidad que más destaca en este indicador, seguida en la parte final de la muestra por Yucatán. En lo que respecta a las defunciones, la **Figura 4** muestra los resultados por entidades en las tasas de crecimiento semanales, donde se puede apreciar un patrón similar en términos de los estados que destacan en cada región para la

tasa de crecimiento de nuevos contagios: en la Norte los niveles más altos fueron registrados por Baja California y Sonora; en la Centro Norte, la tasa más alta se observó en Sinaloa, mientras que en la Centro fue la Ciudad de México. Por su parte, en la región Sur los niveles más altos corresponden a las entidades de Tabasco y Guerrero.

## Especificación econométrica

Como se refirió anteriormente, el análisis se enfoca en los casos COVID-19 y en las defunciones por inicio de síntomas ajustado por población para las 32 entidades federativas de México, examinando las tasas de crecimiento semanal de los contagios nuevos, utilizando la media móvil de 7 días (Jinjarak et al., 2020) para filtrar el ruido en la series de datos. El objetivo es analizar como los índices de aislamiento (o movilidad) influyen en el crecimiento diario de contagios dentro del periodo de estudio.

Dada la naturaleza dinámica de los datos, una opción natural para la estimación que se pretende es la utilización del estimador del Método Generalizado de Momentos, ya sea con el estimador de Arellano y Bond (1991) o la alternativa de Blundell y Bond (1998). No obstante, dichas herramientas están diseñadas para periodos de tiempo relativamente cortos (Judson y Owen, 1999). En este sentido, siguiendo a Jinjarak et al. (2020) se opta por aplicar el análisis dinámico de panel por proyecciones locales con efectos fijos (Jorda, 2005) de acuerdo con la ecuación (1).

$$(1) \quad y_{it} = a_i + \delta_t + \beta y_{i,t-\tau} + \gamma IA_{i,t-\tau-7} + \varepsilon_{it}$$

Donde  $y_{it} = \ln(COVID19_{i,t}) - \ln(COVID19_{i,t-7})$  es la media móvil a 7 días de contagios registrados (o muertes) por inicio de sintomatología para cada entidad  $i$ , en el día  $t$ ;  $a_i$  son los efectos fijos por entidad, los cuales nos permiten controlar por factores como el producto interno bruto (PIB) de la entidad, capacidad del sistema de salud y porcentajes de población con enfermedades

crónico-degenerativas, a la vez que nos ayudan a aminorar el potencial problema de variable omitida;  $\delta_t$  son los efectos temporales que ayudan a controlar, en parte, por la estacionalidad en los contagios;  $y_{i,t-\tau}$  es el rezago de  $\tau$  días de la tasa de crecimiento en  $t$  (ecuación dinámica), y  $IA_{i,t-\tau-7}$  es el índice de aislamiento (o movilidad) rezagado  $\tau - 7$  días. Por su parte  $\varepsilon_{it}$  es el término de error, mismo que se supone de distribuye  $N(0, \sigma^2)$ .

El modelo ofrece las siguientes ventajas: la variable de aislamiento viene rezagada en el tiempo  $t - \tau - 7$ , esto para tomar en consideración que las acciones de aislamiento puedan tardar en impactar los índices de contagio. Cabe destacar también que se requiere en promedio 5 días para desarrollar síntomas. Al controlar por la variable dependiente rezagada un periodo se evita el problema de causalidad inversa entre el índice de aislamiento y el número de contagios.<sup>4</sup> La causalidad inversa, en caso de persistir, implicaría que un mayor número de contagios por COVID-19 incentivaría a un mayor aislamiento (relación positiva). Por lo tanto, tendería a hacer menos negativo el coeficiente estimado, y los resultados obtenidos podrían ser vistos como un límite inferior del efecto del distanciamiento (o mayor estadía en casa) sobre los casos de COVID-19 registrados. Debido a la relevancia de este potencial problema en las estimaciones, la siguiente sección aborda la pertinencia del enfoque propuesto.

<sup>4</sup> Se consideraron rezagos de orden mayor; sin embargo, no resultaban estadísticamente significativos. Asimismo se probaron promedios móviles mayores a 7 días (14 y 21, específicamente) pero tampoco arrojaban resultados significativos, además de que no cabría esperar un efecto tan rezagado en el tiempo dada la naturaleza de los síntomas anteriormente descrita. Véase al respecto la **Tablas A3 y A4** del Anexo.

### Pertinencia del uso de modelos de mínimos cuadrados con efectos fijos en modelos cuando $T$ es grande

Sobre la pertinencia de usar modelos de mínimos cuadrados con efectos fijos Least Squares Dummy Variables [LSDV] cuando  $T$  es grande, nos basamos en el trabajo pionero de Nickell (1981), que considera la siguiente especificación dinámica:

$$y_{it} = a_i + \delta_t + \beta y_{i,t-\tau} + \gamma IA_{i,t-\tau-7} + \varepsilon_{it}$$

Para valores razonablemente grandes (*reasonably large values*) de  $T$ , el sesgo de  $\beta$  utilizando mínimos cuadrados, se puede aproximar por la siguiente expresión:

$$\operatorname{plim}_{N \rightarrow \infty} (\hat{\beta} - \beta) \cong \frac{-(1 + \beta)}{T - 1}$$

El sesgo se mantiene suficientemente alto con datos de hasta 30 unidades de tiempo ( $T$ ). Sin embargo, de acuerdo con Judson y Owen (1999), para datos con  $T$  mayores de 30 unidades, LSDV (mínimos cuadrados con efectos fijos) tiene un desempeño “tan bueno o mejor que muchas de sus alternativas”. En el documento referido se calculan los sesgos tanto para beta (el coeficiente de la variable dependiente), así como de gamma (el coeficiente de la variable de interés). Por ejemplo, en ejercicios de Monte Carlo, Judson y Owen (1999) calculan para 30 períodos ( $T = 30$ ), un sesgo de apenas -0.017 para  $\beta = 0.2$  y de -0.066 para una  $\beta = 0.8$ ; así como un sesgo de 0.006 para  $\gamma = 0.8$  y  $\gamma = 0.2$ .

En efecto, para este particular el texto de Hsiao (2003), se señala que

Cuando  $T$  tiende a infinito, aun cuando la variable dependiente rezagada no satisface la condición de exogeneidad estricta para los regresores, satisface la condición débil de exogeneidad, por lo que la regresión de mínimos cuadrados de  $y_{it}$  con respecto a  $y_{i,t-7}$ ,  $x_{it}$ , y los efectos fijos; da por resultado estimadores consistentes (p. 95).

En nuestro caso, el número de observaciones que disponemos en el periodo de estudio (con corte de datos al 26 de junio) es de  $T = 87$  y  $N = 32$ .

### Análisis de los resultados

La **Tabla 1** (columnas 1 y 2), muestra los resultados de las estimaciones de acuerdo con la ecuación (1), donde consideramos únicamente al indicador de estadía residencial. Lo anterior debido a que, como referimos, dicho índice captura de una mejor manera el aislamiento social, a diferencia de los otros índices de movilidad; no obstante las estimaciones son robustas ante los distintos índices disponibles, y los resultados de estos ejercicios se muestran en la **Tabla A2** del Anexo.

En primer lugar destaca el coeficiente negativo y estadísticamente significativo (a 1%) de la variable de estadía residencial, tanto para el caso de la tasa de crecimiento de contagios nuevos como para la tasa de crecimiento de las defunciones, ambas normalizadas por cada 100 000 habitantes. En este sentido, las estimaciones indican que por un aumento de un punto porcentual en el indicador de estadía residencial, las tasa de crecimiento de los contagios y defunciones se reducen en alrededor de 0.05%. Por otra parte, es de destacar que la variable dependiente rezagada capta adecuadamente el efecto esperado, pues de lo contrario estaríamos ante un proceso explosivo no convergente.

Por último, a este respecto, las columnas 3 a 6 de la **Tabla 1** muestran un ejercicio de robustez: las columnas 3 y 4 incluyen una tendencia cuadrática en las estimaciones, mientras que las 5 y 6 consideran la presencia de variables *dummy* de región-día. De igual manera se incluyeron los clúster por región/estado-día, los cuales no variaron las desviaciones estándar de manera significativa a lo mostrado por la **Tabla 1**. Como puede apreciarse, la inclusión de estas últimas variables no modifica en lo sustancial los resultados.

Para profundizar en los hallazgos de las estimaciones, en la siguiente sección se consideran

un par de ejercicios contrafactuales para medir el impacto que habría tenido el mantener mayores niveles de aislamiento sobre el número de contagios y defunciones en el periodo bajo análisis.

### Ejercicios contrafactuales

Con la finalidad de establecer los efectos del aislamiento en la cantidad de contagios observados a través del tiempo, se realizaron dos escenarios contrafactuales:

1. El primer escenario (**Figura 5**) asume que todas las entidades tuvieran el mismo grado de movilidad que la entidad que observó los mayores niveles de estadía residencial. En el periodo de estudio, esta entidad fue Quintana-Roo y el análisis se realizó, a partir del 1 de abril, con cambios en los datos de movilidad idénticos a dicha entidad.
2. En el segundo escenario (**Figura 6**), cada entidad toma el promedio del incremento en el índice de estadía residencial que registró durante la última semana de mayo (previa al fin de la jnsd), y lo mantiene constante durante junio y principios de julio. Cabe recordar que se registró un incremento en la movilidad (o reducción en la estadía residencial) después del fin de la jnsd.

Al 1 de abril, se tenían registrados 3 302 contagios acumulados (3 225 casos en la predicción econométrica). Teniendo los mismos cambios de movilidad que observó Quintana Roo en las demás entidades, se hubiesen registrado 36 435 casos acumulados al 13 de junio, frente a los 179 483 estimados con la movilidad real, un total de 143 048 contagios. Utilizando los intervalos de confianza al 95%, la reducción de casos debería estar entre 86 666 y 162 147 contagios.

Para el escenario contrafactual 2, la tasa de incremento de casos diarios se vuelve significativa al final del periodo de estudio (5 de julio) con 11 476 casos menos que los estimados por

el modelo econométrico (296 910 en datos con distanciamiento social observado vs. 285 344 con distanciamiento social al 31 de mayo). Al graficar los casos diarios (**Figura 6**, panel c) se tendrían 1 264 casos diarios menos al 5 de julio (5 484 casos registrados vs. 4 220 estimados).

## Conclusiones

Se analizó el impacto del confinamiento medido por el índice de estadía residencial a partir de los datos de movilidad generados por los Informes de Movilidad Local (Google, 2020a). Se tomaron los datos diarios de contagios y muertes por COVID-19 por inicio de síntomas, y se estimó un modelo dinámico con datos de panel con efectos fijos y temporales para medir el impacto de la movilidad (o estadía residencial) en la tasa de nuevos contagios. Cabe mencionar que para el presente caso, en el que se dispone de información diaria sobre un periodo relativamente corto de tiempo, y en el que obtener variables de control es complicado dada la frecuencia de la información, resulta de particular relevancia el papel de los efectos fijos sobre las estimaciones. Dichos efectos fijos ayudan a controlar por elementos no observables y por variables que no cambian en el corto plazo (Wooldridge, 2010) y que son de particular relevancia para la presente investigación, tales como la capacidad del sistema hospitalario y de salud en general, el porcentaje de población en condiciones de alta comorbilidad, demográficos y espaciales (Villerías-Salinas, Nochebuena, y Uriostegui-Flores, 2020).

Los resultados muestran una relación negativa y estadísticamente significativa entre la tasa de crecimiento de estadía en residencia y la tasa de

crecimiento de los contagios por COVID-19. Por lo tanto, es posible inferir que el aislamiento poblacional se asocia con una reducción en el número de contagios y defunciones causadas por este virus.

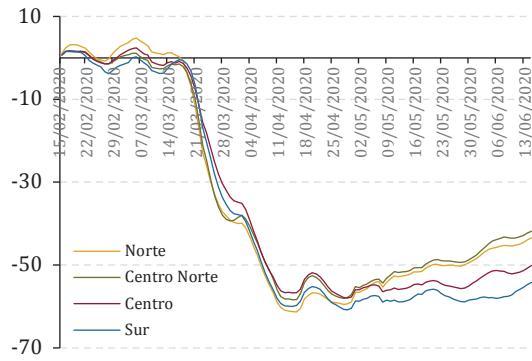
El modelo dinámico estimado, basado en Jinjark et. al. (2020), mostró un buen ajuste y se empleó para realizar un par de ejercicios contrastuales. En el primero, si todas las entidades hubiesen mantenido los niveles de estadía residencial de Quintana Roo, mientras que el segundo considera el que las entidades en su conjunto hubieran mantenido el nivel de estadía residencial en los niveles observados hasta el 31 de mayo, día último de la JNSD. En ambos casos encontramos que la cantidad de casos acumulados hubiese sido significativamente menor. En efecto, de acuerdo con las simulaciones de este primer escenario se hubiesen registrado un promedio de 143 048 casos menos, mientras que las correspondientes estimaciones del escenario dos indican una reducción de 135 333 casos registrados de COVID-19.

Las simulaciones también muestran que si las entidades federativas hubieran mantenido los niveles de movilidad registrados durante la última semana de mayo, se hubiesen registrado 11 476 casos menos en el periodo del 1 al 5 de julio, con 1 264 menos casos nuevos diarios. Cabe señalar que el presente documento únicamente analiza la relación entre el distanciamiento social y los contagios y muertes causadas por COVID-19. Sin embargo, el aislamiento o distanciamiento social también ha sido asociado con reducciones en la producción y el empleo, dimensiones que si bien son importantes y deben ser consideradas en un contexto más global, escapan del alcance de la presente investigación.

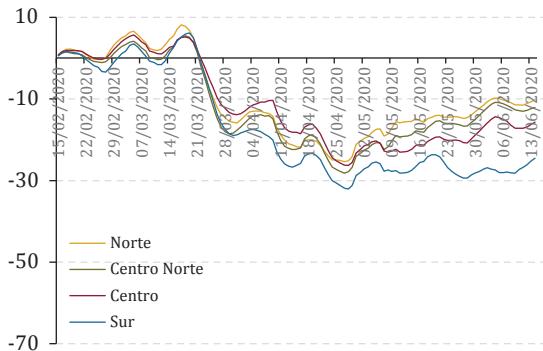
**Figura 1**

Índices regionales de movilidad con base en los Informes de Movilidad Local

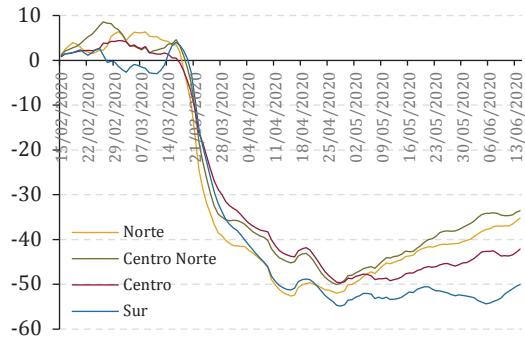
a) Comercio al menudeo y recreación



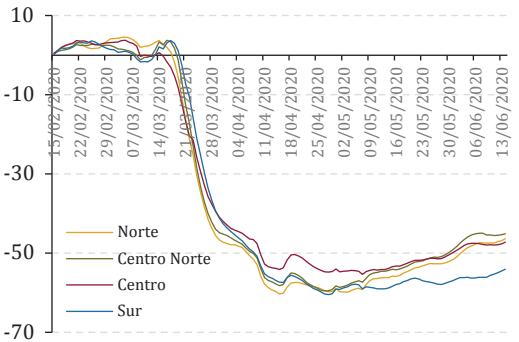
b) Supermercado y farmacia



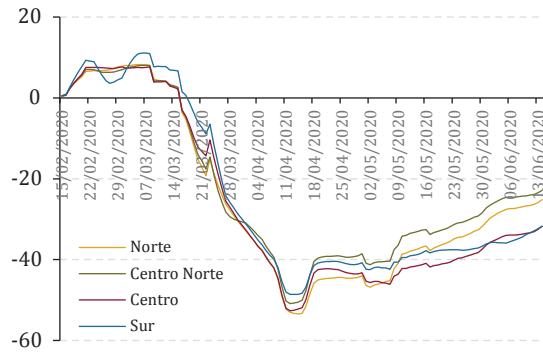
c) Parques



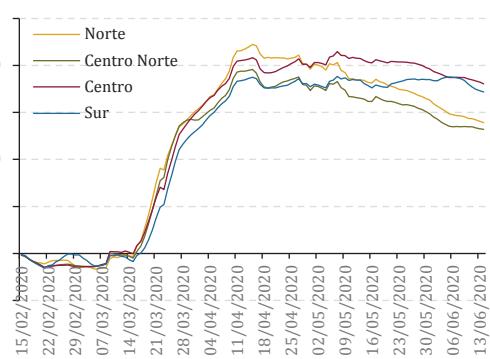
d) Transporte público



e) Centros de trabajo



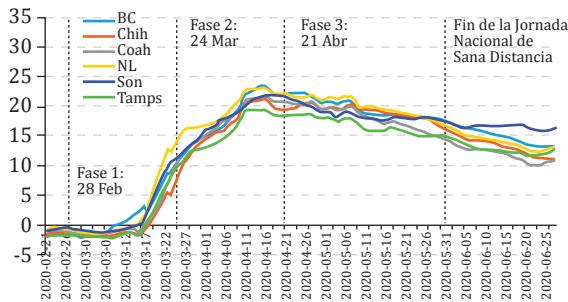
f) Estadía residencial



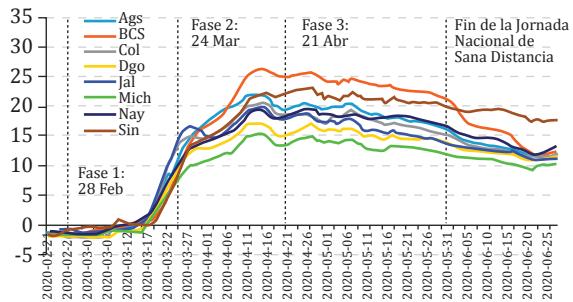
Fuente: Elaboración propia con base en Google (2020a).

**Figura 2**  
Índices estatales de estadía residencial

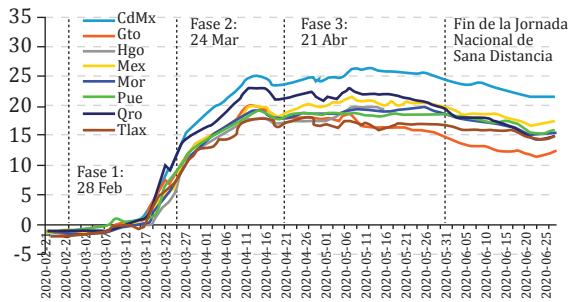
a) Norte



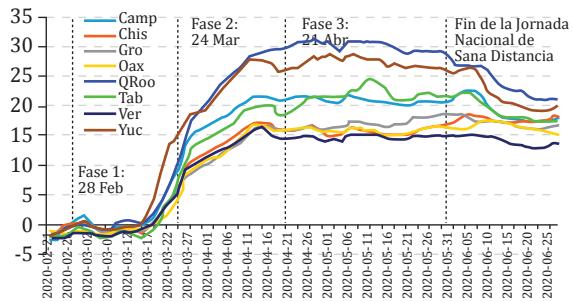
b) Centro Norte



c) Centro



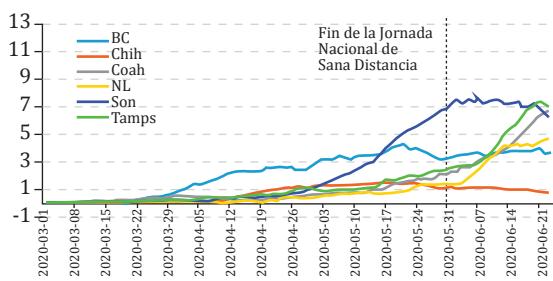
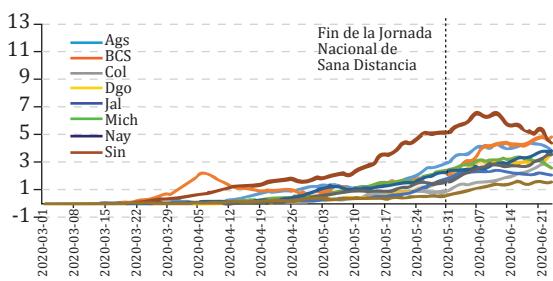
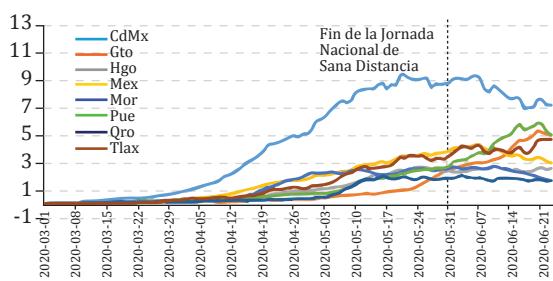
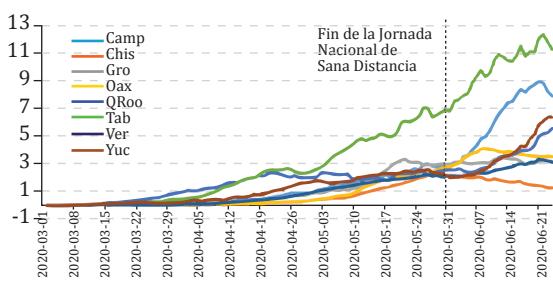
d) Sur



Fuente: Elaboración propia con base en datos de Google (2020a).

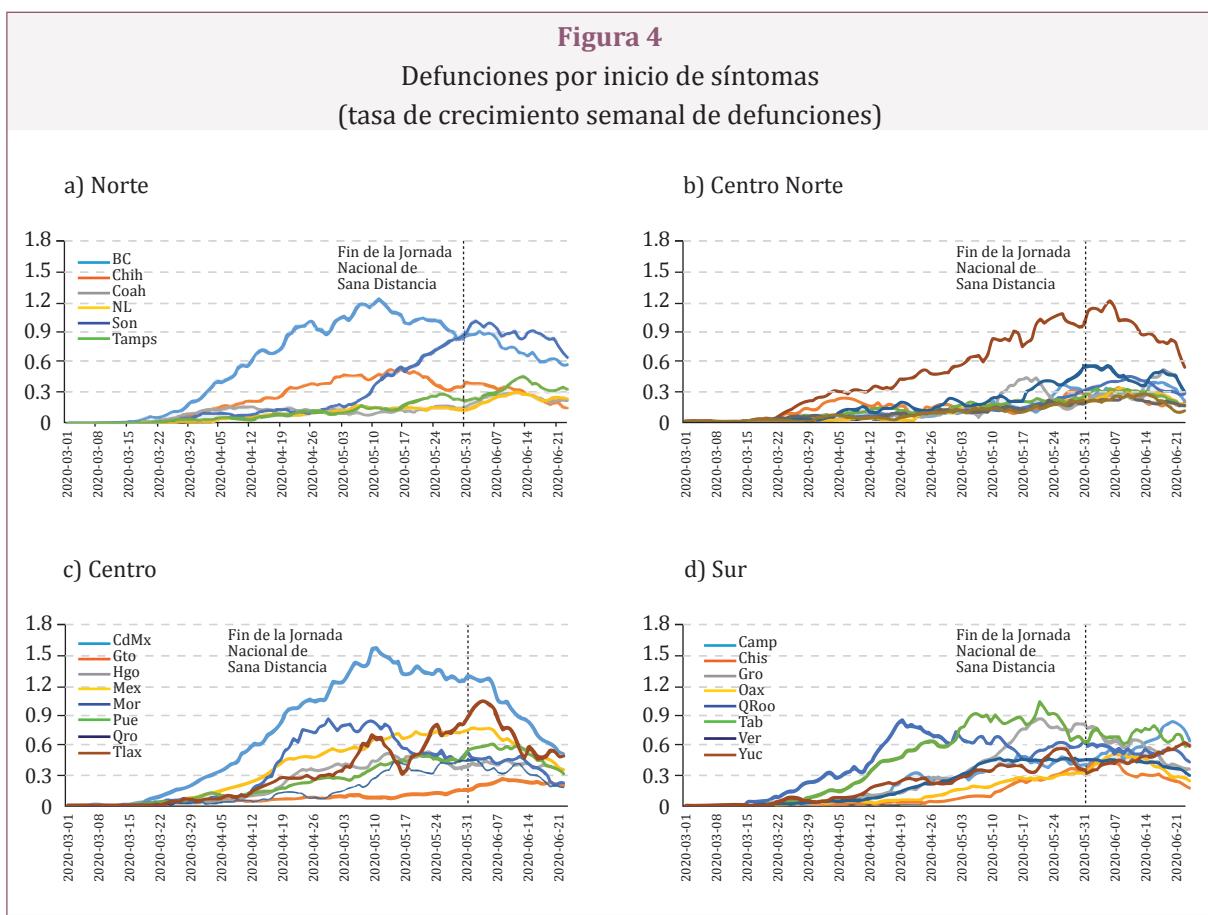
**Figura 3**

**Contagio positivos por inicio de síntomas  
(tasa de crecimiento semanal de casos nuevos)**

**a) Norte****b) Centro Norte****c) Centro****d) Sur**

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Secretaría de Salud, Dirección General de Epidemiología.

**Figura 4**  
**Defunciones por inicio de síntomas**  
**(tasa de crecimiento semanal de defunciones)**



Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Secretaría de Salud, Dirección General de Epidemiología.

**Tabla 1**  
 Resultado de las estimaciones de acuerdo con la ecuación (1)  
 (1 de marzo al 16 de junio de 2020)

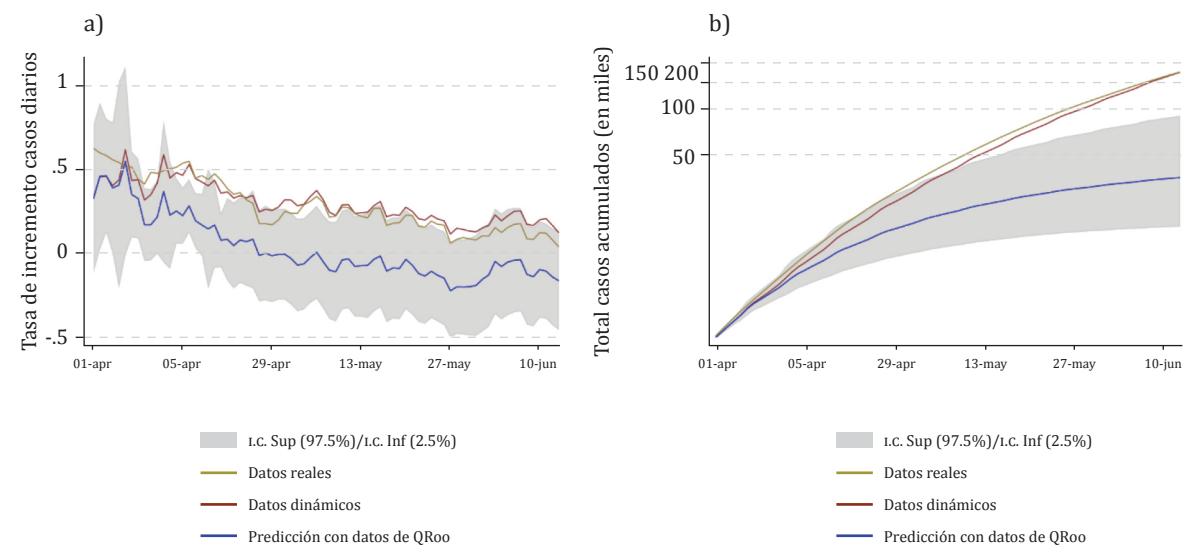
Variables	Variable Dependiente			Análisis de Robustez		
	Tasa de crecimiento de casos nuevos	Tasa de crecimiento de defunciones	Tasa de crecimiento de casos nuevos	Tasa de crecimiento de defunciones	Tasa de crecimiento de casos nuevos	Tasa de crecimiento de defunciones
(Variable Dependiente) <sub>i,t-7</sub>	-0.400*** (0.0535)	-0.425*** (0.0599)	-0.402*** (0.0533)	-0.429*** (0.0592)	-0.391*** (0.0605)	-0.423*** (0.0542)
(Estancia Residencial) <sub>i,t-14</sub>	-0.0594*** (0.0152)	-0.0526*** (0.0150)	-0.0702*** (0.0189)	-0.0506** (0.0234)	-0.0709*** (0.0181)	-0.0511** (0.0217)
Constante	1.236*** (0.384)	0.394* (0.212)	1.320** (0.530)	0.218 (0.540)	1.305* (0.698)	0.682 (0.477)
Observaciones	3 520	3 520	3 520	3 520	3 520	3 520
R <sup>2</sup>	0.527	0.433	0.529	0.438	0.565	0.478
Efectos Fijos	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Entidad						
Efectos Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Tendencia	NO	NO	Sí	Sí	NO	NO
Regional						
Cuadrática						
Dicotómicas	NO	NO	NO	NO	SI	Sí
día-región						

Nota: Errores Estándar en paréntesis.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Figura 5**

Escenario contrafactual 1: Tasa de crecimiento de contagios diarios si todas las entidades hubiesen tenido el nivel de estadía residencial de Quintana Roo (nivel nacional, del 1 de abril al 13 de junio)

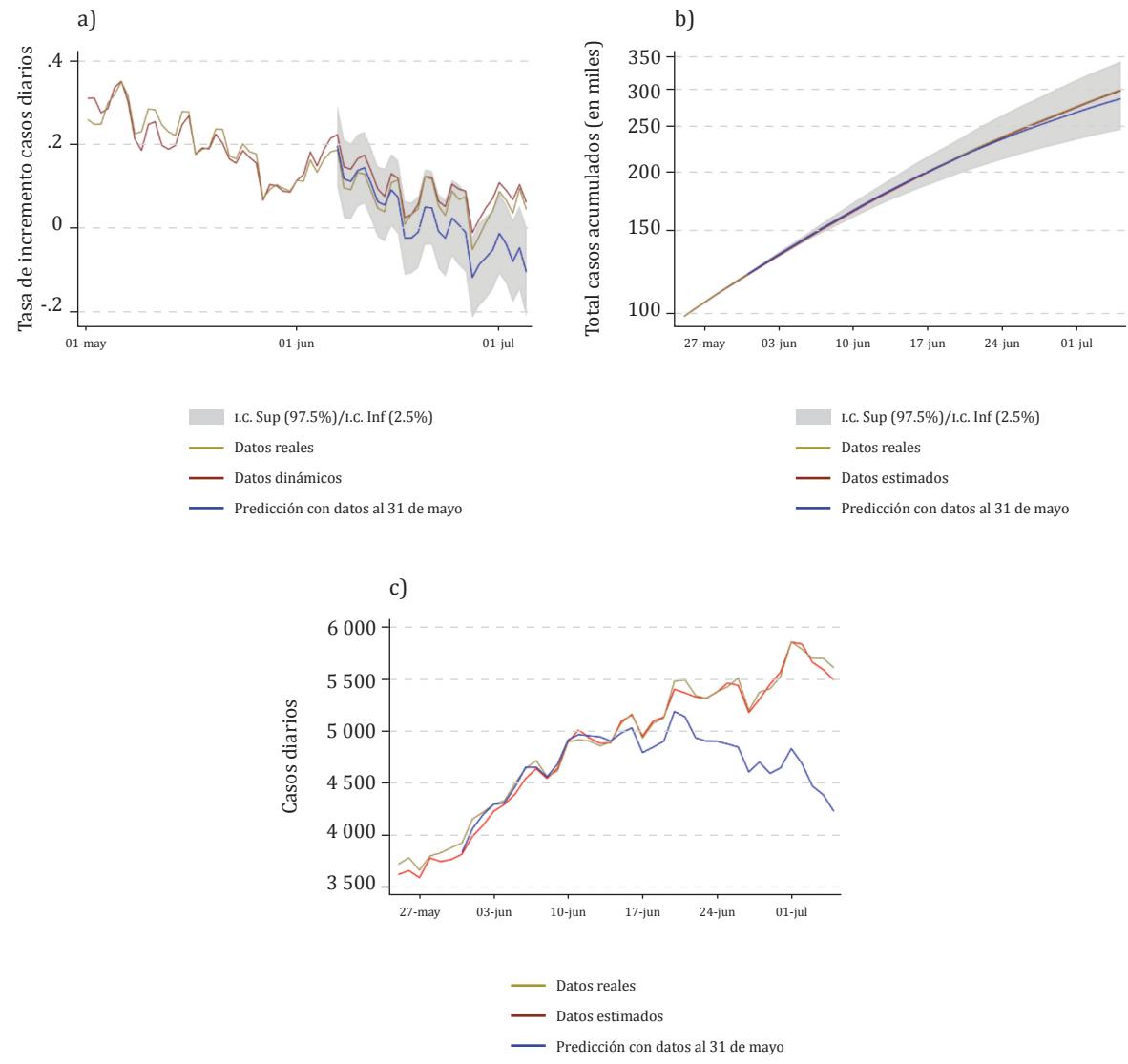


Nota: (a) Tasa de incremento de casos diarios, (b) Casos acumulados.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Google (2020a) y Secretaría de Salud, Dirección General de Epidemiología.

**Figura 6**

Escenario contrafactual 2: Tasa de crecimiento de casos diarios si todas las entidades hubiesen mantenido el nivel de estadía residencial al 31 de mayo (nivel nacional, del 1 de mayo al 5 de julio)



Nota: (a) Tasa de incremento de casos diarios, (b) Casos acumulados, (c) Casos diarios.

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Google (2020a) y Secretaría de Salud, Dirección General de Epidemiología.

## Anexo



**Tabla A1**  
Promedios de las variables seleccionadas

	Positivos	Defunciones	Residencial
Norte	1.70	0.26	13.97
Baja California	2.26	0.59	14.78
Chihuahua	0.73	0.24	13.51
Coahuila	1.63	0.14	13.25
Nuevo Leon	1.22	0.11	15.04
Sonora	2.67	0.35	14.79
Tamaulipas	1.67	0.15	12.45
Centro Norte	1.26	0.16	13.11
Aguascalientes	1.58	0.12	14.03
Baja California Sur	1.92	0.14	16.45
Colima	0.78	0.14	12.08
Durango	1.05	0.10	11.42
Jalisco	0.79	0.14	12.83
Michoacán	1.11	0.13	9.99
Nayarit	1.31	0.19	13.39
Sinaloa	2.42	0.49	16.00
San Luis Potosí	1.09	0.10	12.88
Zacatecas	0.57	0.09	12.00
Centro	1.82	0.31	14.74
Ciudad de México	4.67	0.70	19.00
Guanajuato	1.31	0.09	12.72
Hidalgo	1.19	0.24	13.92
México	1.80	0.36	15.00
Morelos	1.29	0.33	14.13
Puebla	1.56	0.24	14.23
Querétaro	0.87	0.16	15.88
Tlaxcala	1.84	0.33	13.00
Sur	1.89	0.27	15.44
Campeche	2.15	0.26	16.22
Chiapas	0.74	0.12	12.79
Guerrero	1.41	0.30	12.83
Oaxaca	1.28	0.16	12.37
Quintana Roo	2.19	0.42	21.77
Tabasco	4.19	0.45	15.68
Veracruz	1.19	0.22	11.48
Yucatan	1.95	0.25	20.42
Nacional	1.64	0.24	14.26

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Google (2020a) y la Secretaría de Salud, Dirección General de Epidemiología.

**Tabla A2**

Impacto de los índices en el crecimiento de **casos diarios** COVID-19  
por entidad federativa (1 de marzo al 31 de mayo de 2020)

Variables	Comercio al menudeo y recreación	Supermercado y farmacia	Parques	Transporte público	Centros de trabajo
ln(Casos Nuevos <sub>i,t-7</sub> )	-0.400*** (0.0545)	-0.394*** (0.0546)	-0.393*** (0.0556)	-0.395*** (0.0553)	-0.394*** (0.0540)
IA <sub>i,t-14</sub>	0.0255*** (0.0074)	0.0171** (0.0067)	0.00779 (0.0085)	0.0108 (0.0064)	0.0217** (0.0084)
Constante	-1.276 (0.8750)	-0.485 (0.8010)	0.447 (1.0760)	0.289 (0.8490)	-1.028 (0.9500)
Observaciones	3 520	3 520	3 520	3 520	3 520
R <sup>2</sup>	0.528	0.523	0.521	0.522	0.524
Efectos Fijos Entidad	sí	sí	sí	sí	sí
Efectos Tiempo	sí	sí	sí	sí	sí

Nota: Errores Estándar Robustos por clúster por entidad.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla A3

Estimaciones sobre la tasa de crecimiento de contagios incluyendo más de un rezago en la variable dependiente

Variables	Comercio al menudeo y recreación	Supermercado y farmacia	Parques	Transporte público	Centros de trabajo	Residencial
(Variable Dependiente) <sub>it-7</sub>	-0.401*** (0.0545)	-0.395*** (0.0546)	-0.393*** (0.0557)	-0.395*** (0.0553)	-0.394*** (0.0541)	-0.400*** (0.0535)
(IA) <sub>it-14</sub>	0.0255*** (0.00733)	0.0172** (0.00669)	0.00784 (0.00851)	0.0109* (0.00641)	0.0218** (0.00839)	-0.0594*** (0.0152)
(Variable Dependiente) <sub>it-7</sub>	-0.354*** (0.0666)	-0.352*** (0.0665)	-0.350*** (0.0667)	-0.351*** (0.0667)	-0.354*** (0.0667)	-0.353*** (0.0667)
(IA) <sub>it-21</sub>	0.0141 (0.0110)	0.00682 (0.00805)	0.00188 (0.00676)	0.00875 (0.00831)	0.0158* (0.00834)	-0.0194 (0.0181)
(Variable Dependiente) <sub>it-7</sub>	-0.197 (0.130)	-0.196 (0.131)	-0.196 (0.131)	-0.198 (0.131)	-0.197 (0.131)	-0.196 (0.131)
(IA) <sub>it-28</sub>	0.00705 (0.00636)	0.00354 (0.00509)	0.00152 (0.00411)	0.00603 (0.00456)	0.00488 (0.00443)	-0.00653 (0.00904)
(Variable Dependiente) <sub>it-7</sub>	-0.294* (0.165)	-0.293* (0.165)	-0.293* (0.164)	-0.294* (0.165)	-0.293* (0.165)	-0.293* (0.165)
(IA) <sub>it-35</sub>	0.00273 (0.00519)	-0.00127 (0.00464)	-0.00111 (0.00346)	0.00211 (0.00357)	-0.000795 (0.00483)	0.000886 (0.00927)

Nota: Errores Estándar en paréntesis.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**Tabla A4**

Estimaciones sobre las tasa de crecimiento de las defunciones incluyendo más de un rezago en la variable dependiente

Variables	Comercio al menudeo y recreación	Supermercado y farmacia	Parques	Transporte público	Centros de trabajo	Residencial
(Variable Dependiente) <sub>i,t-7</sub>	-0.422*** (0.0602)	-0.419*** (0.0608)	-0.420*** (0.0608)	-0.423*** (0.0590)	-0.424*** (0.0583)	-0.425*** (0.0599)
(IA) <sub>i,t-14</sub>	0.0166** (0.00729)	0.0100 (0.00792)	0.00714 (0.00803)	0.0145** (0.00671)	0.0250*** (0.00627)	-0.0526*** (0.0150)
(Variable Dependiente) <sub>i,t-7</sub>	-0.419*** (0.0601)	-0.419*** (0.0598)	-0.418*** (0.0595)	-0.419*** (0.0591)	-0.422*** (0.0606)	-0.420*** (0.0603)
(IA) <sub>i,t-21</sub>	0.0116 (0.0103)	0.00902 (0.00900)	0.00216 (0.00865)	0.00642 (0.00964)	0.0208* (0.0121)	-0.0227 (0.0234)
(Variable Dependiente) <sub>i,t-7</sub>	-0.385*** (0.0555)	-0.385*** (0.0549)	-0.384*** (0.0551)	-0.384*** (0.0553)	-0.384*** (0.0554)	-0.383*** (0.0555)
(IA) <sub>i,t-28</sub>	0.0144* (0.00796)	0.0152*** (0.00505)	0.00666 (0.00584)	0.00566 (0.00657)	0.00303 (0.00879)	-0.00837 (0.0140)
(Variable Dependiente) <sub>i,t-7</sub>	-0.293*** (0.0650)	-0.293*** (0.0650)	-0.293*** (0.0641)	-0.292*** (0.0651)	-0.292*** (0.0650)	-0.292*** (0.0649)
(IA) <sub>i,t-35</sub>	0.00885 (0.00787)	0.00778 (0.00613)	0.00881 (0.00598)	0.00135 (0.00443)	0.000385 (0.00585)	-0.0105 (0.0109)

Nota: Errores Estándar en paréntesis.

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## Referencias

- Arellano, M. y Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58 (2), 277-297.
- Aromí, D. y Cristia, J. (2020). El big data en los tiempos del coronavirus. Recuperado de <https://blogs.iadb.org/ideas-que-cuentan/es/el-big-data-en-los-tiempos-del-coronavirus/>
- Banco de México-Banxico. (2020a). *Reporte sobre las economías regionales. Enero-marzo 2020*. Recuperado de <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/reportes-sobre-las-economias-regionales/%7BAC-9C8A70-ECC0-7B77-EE44-BE087567CB83%7D.pdf>
- Banco de México-Banxico. (2020b). Recuadro 1. Propagación del covid-19 en las regiones de México. *Reporte sobre las economías regionales. Enero-marzo 2020* (pp. 7-12). Recuperado de <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/reportes-sobre-las-economias-regionales/%7BAC9C8A70-ECC0-7B77-EE44-BE087567CB83%7D.pdf>
- Blundell, R. y Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115-143.
- Brodeur, A., Gray, D. M., Islam, A. y Bhuiyan, S. (2020). A literature review of the economics of covid-19. IZA Discussion Paper No. 13411. Recuperado de <http://ftp.iza.org/dp13411.pdf>
- Carraro, A., Ferrone, L. y Squarcina, M. (2020). Are covid-19 containment measures equally effective in different world regions? Working Paper 11/2020. Italia: Universita'degli Studi di Firenze, Dipartimento di Scienze per l'Economia e l'Impresa. Recuperado de [https://www.disei.unifi.it/upload/sub/pubblicazioni/repec/pdf/wp11\\_2020.pdf](https://www.disei.unifi.it/upload/sub/pubblicazioni/repec/pdf/wp11_2020.pdf)
- Engle, S., Stromme, J. y Zhou, A. (2020). Staying at home: mobility effects of COVID-19. Social Science Research Network. Recuperado de [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3565703](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3565703)
- Google. (2020a). Informes de Movilidad Local sobre el covid-19. Recuperado de <https://www.google.com/covid19/mobility/>
- Google. (2020b, 20 de noviembre). Cambios en la movilidad. Informe de movilidad de las comunidades ante el covid-19. Recuperado de [https://www.gstatic.com/covid19/mobility/2020-11-20\\_MX\\_Mobility\\_Report\\_es-419.pdf](https://www.gstatic.com/covid19/mobility/2020-11-20_MX_Mobility_Report_es-419.pdf)
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Jinjarak, Y., Ahmed, R., Nair-Desai, S., Xin, W. y Aizenman, J. (2020). Accounting for Global covid-19 diffusion patterns, January-April 2020 (No. w27185). National Bureau of Economic Research.
- Judson, R. y Owen, A. (1999). Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economic Letters*, 65 (1), 9-15.
- Jorda, O. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95, 161-182.
- Kwon, J., Grady, C., Feliciano, J. T. y Fodeh, S. J. (2020). Defining facets of social distancing during the covid-19 pandemic: Twitter analysis. medRxiv.
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49 (6), 1417-1426.
- Secretaría de Salud: Secretaría de Salud. (2021). Datos Abiertos Dirección General de Epidemiología. Recuperado de <https://datos.covid-19.conacyt.mx/#DownZCSV>
- Villerías Salinas, S., Nochebuena, G. y Uriostegui Flores, A. (2020). Análisis geográfico del covid-19 Análisis espacial de vulnerabilidad y

riesgo en salud por covid-19 en el estado de Guerrero, México.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. EE. UU.: MIT press.

Yilmazkuday, H. (2020). Stay-at-Home works to fight against COVID-19: International evidence from Google Mobility Data. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*. Recuperado de <https://ssrn.com/abstract=3571708>