



Adopción de políticas públicas en contextos de gobierno multinivel: explicando las respuestas provinciales al Covid-19 en Argentina

Tesis de maestría

Maestría en Ciencia Política
Universidad Torcuato Di Tella

Alumno: Tomás Allan
Tutor: Carlos Gervasoni

Resumen

¿Cómo fueron las respuestas de política pública a la pandemia a nivel subnacional en Argentina? ¿Por qué esas respuestas han variado entre las provincias y a lo largo del tiempo? Intento responder a estas preguntas utilizando el Índice de Adopción de Política Pública (IAPP), un índice elaborado por el Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami que resume la actuación de los gobiernos subnacionales en torno a diez medidas que promueven el distanciamiento físico entre personas. Para testear posibles explicaciones causales se utilizan modelos de datos de panel que permiten estimar los efectos de distintas variables independientes sobre las decisiones de política pública de los gobiernos provinciales entre marzo de 2020 y marzo de 2021. Las explicaciones que se ponen a prueba incluyen diversos factores domésticos de carácter sociodemográfico, socioeconómico, epidemiológico, sanitario, político y psicológico, postulados en estudios previos. A estas agrego nuevas variables explicativas vinculadas al rentismo fiscal y al mercado laboral.

Encuentro, en primer lugar, que el nivel general de rigurosidad de las políticas de distanciamiento decrece con el paso del tiempo, mientras que la variación entre las provincias aumenta. Entre mediados de marzo de 2020 y mediados de diciembre de ese mismo año, el Gobierno nacional mantuvo algún grado relevante de imposición sobre las decisiones de política sanitaria en las provincias, en tanto ejercía la facultad de decidir qué distritos quedaban alcanzados por el Aislamiento Social Preventivo y Obligatorio. Desde mediados de diciembre de 2020 y hasta mediados de marzo de 2021, el Gobierno nacional dejó en manos de las provincias las decisiones sobre las políticas de distanciamiento a seguir en cada distrito, otorgándoles mayor autonomía en el manejo de la pandemia. Es en esta etapa de predominio subnacional donde se registra la mayor variación entre las provincias.

En segundo lugar, los resultados del análisis estadístico indican que las respuestas subnacionales estuvieron influenciadas por factores epidemiológicos (cantidad de casos positivos de covid), sociodemográficos (tamaño relativo de la población de riesgo), socioeconómicos (estructura del mercado laboral y desarrollo económico) y políticos (alineamiento respecto al Gobierno nacional).

| | |
|--|-----------|
| 1. Introducción | 4 |
| 2. El federalismo argentino ante la pandemia del Covid-19 | 6 |
| 3. Marco teórico e hipótesis de investigación | 13 |
| 4. Diseño de investigación | 26 |
| 4.1. Variable dependiente | 26 |
| 4.1.1. El Índice de Adopción de Política Pública | 26 |
| 4.2 Variables independientes | 30 |
| 4.2.1. Sociodemográficas | 30 |
| 4.2.2. Socioeconómicas | 31 |
| 4.2.3. Epidemiológicas | 32 |
| 4.2.4. Sanitarias | 33 |
| 4.2.5. Fiscales | 33 |
| 4.2.5. Políticas | 34 |
| 4.2.5. Psicológicas | 35 |
| 4.3. Estructura de los datos y estrategia metodológica | 36 |
| 5. Resultados y análisis de los datos | 44 |
| 5.1. Modelos para la etapa de predominio nacional | 44 |
| 5.2. Modelos para la etapa de predominio subnacional | 52 |
| 5.3. Discusión de los hallazgos | 56 |
| 6. Conclusiones | 63 |
| 7. Referencias bibliográficas | 67 |
| 8. Apéndice | 70 |
| 8.1. Participación de recursos provinciales según origen | 70 |
| 8.2. Estructura del mercado laboral provincial | 71 |
| 8.3. Evolución de casos positivos de covid cada 100.000 habitantes (suma semanal por provincia) | 72 |
| 8.4. Población de riesgo (comparación de indicadores) | 73 |
| 8.5. Interpretación de la interacción entre Casos positivos y Semanas desde el ASPO | 74 |
| 8.6. Resultados de las estimaciones de la Tabla 7 (primera etapa de la pandemia) utilizando el indicador alternativo “porcentaje de población mayor de 65 años” para la variable Población de riesgo | 77 |
| 8.7. Acrónimos provinciales (referencias para gráficos) | 78 |

1. Introducción

La pandemia impuso múltiples desafíos a los gobiernos a lo largo y ancho del mundo. Estos debieron ensayar respuestas atípicas de forma rápida para mitigar la circulación de personas y, con ello, la circulación del virus. El carácter evidentemente interjurisdiccional del Covid-19, que se desplegaba con velocidad más allá de las fronteras de una jurisdicción concreta, planteó desafíos adicionales en contextos de gobierno multinivel, al exigir la coordinación de acciones entre diferentes gobiernos, de distinto o equivalente nivel, al interior de un mismo país, con realidades subnacionales que en ocasiones difieren notablemente. Algo que Paquet y Schertzer (2021) han identificado como un “problema intergubernamental complejo”¹.

Argentina no fue la excepción. El 20 de marzo de 2020, el presidente Alberto Fernández estableció el Aislamiento Social, Preventivo y Obligatorio para todo el territorio nacional. El 8 de junio, más de dos meses después, comenzó a registrarse un proceso de segmentación territorial del aislamiento nacional: mientras algunos distritos subnacionales permanecían en este régimen, otros dejaban de estarlo y podían disponer medidas sanitarias con cierto grado de autonomía². Desde ese momento, comenzaron a registrarse ciertas divergencias en las respuestas subnacionales a la pandemia, con gobiernos locales que se inclinaban por mantener o flexibilizar las restricciones a la circulación en distinto grado.

Esta dinámica de segmentación territorial se mantuvo hasta el 21 de diciembre del mismo año, cuando el Gobierno nacional, a través del Decreto de Necesidad y Urgencia 1033/2020, dispuso que todas las provincias dejaban de estar alcanzadas por el régimen de aislamiento nacional. Desde entonces, las diferencias entre las provincias se acrecentaron aún más.

¿Por qué algunas provincias adoptaron respuestas más restrictivas que otras? ¿Qué explica la variación en las respuestas a lo largo del tiempo? Este trabajo procura identificar los factores determinantes de las respuestas subnacionales a la pandemia en Argentina. Para ello se utilizan el Índice de Adopción de Política Pública (IAPP) como variable dependiente y modelos de datos de panel para estimar el efecto de distintos factores sobre las respuestas subnacionales a la pandemia entre marzo de 2020 y marzo de 2021³.

¹ Ver Paquet, M. y R. Schertzer (2020), “COVID-19 as a Complex Intergovernmental Problem”, *Canadian Journal of Political Science*, 53(2), pp. 343-347.

² Esto se dispuso a través del Decreto de Necesidad y Urgencia 520/2020.

³ La selección de este recorte temporal se debe a la disponibilidad de datos en la variable dependiente (el Índice de Adopción de Política Pública). El 3 de marzo de 2020 se detectó el primer caso de covid en Argentina. El Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami hizo un seguimiento de las políticas de distanciamiento

En lo que sigue, se demuestra que las respuestas subnacionales estuvieron influenciadas por factores epidemiológicos (cantidad de casos positivos de covid), sociodemográficos (tamaño relativo de la población de riesgo), socioeconómicos (estructura del mercado laboral y desarrollo económico) y políticos (alineamiento respecto al Gobierno nacional).

En primer lugar, **las respuestas no-farmacéuticas a la pandemia están asociadas a la situación epidemiológica imperante en la provincia**: cuanto mayor es la tasa de casos positivos de covid, mayor es la rigurosidad de las respuestas que se adoptan. Aunque este efecto decrece con el paso del tiempo hasta desaparecer en los últimos meses del primer año de pandemia.

En segundo lugar, **las respuestas subnacionales también están asociadas al tamaño relativo de la población de riesgo**: las provincias con mayor población de riesgo en relación a la población provincial total tendieron a adoptar respuestas más rigurosas que aquellas con menor población de riesgo. Allí donde el tamaño relativo de la población de riesgo es mayor, las autoridades subnacionales tienen incentivos para restringir aún más la circulación de personas como una forma de limitar la circulación del virus y, en última instancia, de reducir la exposición de este grupo poblacional más vulnerable a sus consecuencias.

En tercer lugar, **las respuestas subnacionales están asociadas al nivel de desarrollo económico**: mayor desarrollo económico se asocia con respuestas más rigurosas. La sostenibilidad de las restricciones sanitarias se ve afectada cuando se dirigen a poblaciones más vulnerables en términos socioeconómicos, en tanto las restricciones a la circulación afectan la actividad laboral y con ello la fuente de sustentación personal o familiar. Más desarrollo económico implica mayor margen para sostener políticas de distanciamiento estrictas. Aunque este hallazgo empírico es más sensible a la especificación del modelo y la técnica de estimación estadística que los hallazgos comentados anteriormente.

Por otro lado, entre diciembre de 2020 y marzo de 2021, que fue el período de mayor variación entre las provincias en relación al manejo de la pandemia, **la estructura del mercado laboral local parece haber condicionado las decisiones de política pública**. Las provincias con mayor nivel de empleo público -en términos relativos- adoptaron, en promedio, respuestas más rigurosas que aquellas en donde la participación del empleo público es menor. La dependencia del empleo público, por un lado, reduce los incentivos para que la

desde ese día hasta el 15 de marzo de 2021. La ausencia de datos en el IAPP dificulta continuar el estudio más allá de esa fecha.

sociedad civil demande una liberalización de las regulaciones sanitarias que impulsen la reactivación de la economía, en tanto este tipo de empleo es menos sensible a la caída en la actividad económica que generan las restricciones impuestas para lidiar con la pandemia. Por otro lado, la estructura del mercado laboral también podría incidir sobre los incentivos de los gobernantes, en la medida en que puede considerarse un indicador de la dependencia del gobierno local respecto de las transferencias del Estado central. Los gobernantes de provincias con un sector privado de mayor tamaño tienen más motivos para reactivar la economía local y, así, recuperar los niveles de recaudación y empleo provincial. Los gobernantes de provincias con un sector privado más pequeño, que son típicamente más dependientes de transferencias del Estado central, tienen menos motivos para reactivar la economía local.

A su vez, **el alineamiento político respecto al Gobierno nacional también parece haber condicionado las decisiones subnacionales:** las provincias más alineadas con el Gobierno nacional tendieron a adoptar respuestas más rigurosas (y por tanto, más cercanas a la postura del Gobierno nacional) que aquellas menos alineadas. Aunque, al igual que en el caso del desarrollo económico, este hallazgo empírico es más sensible a la especificación del modelo y la técnica de estimación estadística que los hallazgos vinculados al tamaño relativo de la población de riesgo, al empleo público y a la tasa de casos positivos de covid.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la primera sección se describen las condiciones empíricas y las razones teóricas que justifican las preguntas de investigación, haciendo una caracterización del federalismo argentino y una primera aproximación a las divergencias en las respuestas al Covid-19 a nivel subnacional. En la segunda sección se presentan las teorías explicativas (y las correspondientes hipótesis) de las respuestas a la pandemia. La tercera sección describe el diseño de la investigación, presentando el Índice de Adopción de Política Pública, las variables independientes y la estrategia metodológica. También incluye una discusión sobre las posibles limitaciones y una explicación de las decisiones que se tomaron para afrontarlas. La cuarta sección presenta los resultados de los modelos de datos de panel y una discusión de los hallazgos. En la última sección se retoma la presentación de los hallazgos de la investigación, se explica su aporte al conjunto de estudios de la política subnacional, las relaciones intergubernamentales y la economía política, y se sugieren posibles líneas de investigación a partir de esos aportes.

2. El federalismo argentino ante la pandemia del Covid-19

Como se dijo anteriormente, el carácter interjurisdiccional de la pandemia planteó importantes desafíos para los gobiernos a lo largo y ancho del mundo y particularmente en países federales. ¿Cómo es la distribución de competencias entre niveles de gobierno en relación a la política sanitaria en Argentina? ¿Qué rol tienen los gobiernos subnacionales en su adopción e implementación? La Constitución Nacional no establece ninguna delegación expresa de las provincias al gobierno federal en relación con la materia sanitaria, y varias constituciones provinciales hacen expresa mención de la reserva de competencia en esta materia. Además, la mayor parte de los hospitales y centros de salud son controlados por las provincias. Por lo cual cabría interpretar que estamos ante una materia de competencia provincial (Nader et al., 2021). No obstante, el carácter interjurisdiccional de la circulación del virus y el tipo de derechos afectados por las medidas impuestas para mitigarla dan pie a la interpretación de que estamos ante una materia de competencias concurrentes. Dicho esto, el país carece de disposiciones constitucionales y legales, a nivel federal, que regulen de manera específica la cuestión. Es decir, no hay un régimen institucional que reglamente las intervenciones estatales en situaciones de emergencia sanitaria extrema y que regule la articulación entre el Estado nacional y las provincias (Nader et al., 2021).

Independientemente de la discusión jurídica, en los hechos fue el Poder Ejecutivo Nacional (PEN) el que se atribuyó como propio el poder de policía sanitario y el de ejecutar en consecuencia el programa de contención de la pandemia. Esto lo hizo declarando la emergencia sanitaria y estableciendo el denominado Aislamiento Social Preventivo y Obligatorio (ASPO): “Un instrumento de naturaleza sui generis” que consistió en “un sistema de restricciones, recaídas principalmente en el derecho a circular libremente y la consecuente obligación de permanecer en el domicilio” (Nader et al., 2021:111).

Así, las respuestas de política pública a la pandemia estuvieron signadas, en una primera etapa (que aquí llamaremos “**etapa de predominio nacional**”), por una fuerte centralización en la toma de decisiones por parte del Gobierno nacional. El Poder Ejecutivo Nacional tomó la decisión, el 20 de marzo de 2020, de decretar el ASPO para todo el territorio nacional, sin distinción⁴. Desde el 8 de junio de ese mismo año, comenzó a registrarse un proceso de segmentación territorial del aislamiento: mientras algunos distritos subnacionales permanecían en aislamiento, otros dejaban de estarlo y podían disponer medidas sanitarias

⁴ El Aislamiento Social, Preventivo y Obligatorio fue dispuesto por el DNU 297/2020.

con cierto grado de autonomía. Pero el Gobierno nacional, a través de decretos de necesidad y urgencia, continuaba ejerciendo la atribución de determinar qué distritos entraban y salían de ese régimen.

Esta dinámica se mantuvo hasta el 21 de diciembre del mismo año, cuando el Poder Ejecutivo Nacional, a través del decreto 1033/2020, dispuso que todas las provincias dejaban de estar alcanzadas por el régimen de aislamiento y pasaban a un régimen de Distanciamiento Social, Preventivo y Obligatorio (DISPO), al tiempo que delegaba en las provincias decisiones de política sanitaria que hasta ese momento estaban en manos de Nación⁵. Esto dio inicio a lo que aquí llamaremos “**etapa de predominio subnacional**”⁶

De este modo, el programa de políticas elaborado para contener la emergencia sanitaria estuvo conformado por múltiples normas dictadas por diferentes niveles de gobierno. La primera etapa (de “predominio nacional”) estuvo marcada por una fuerte centralización, en donde el Gobierno nacional determinaba restricciones de carácter vinculante para las provincias, primero de forma uniforme para todo el territorio y luego de forma segmentada. La segunda etapa (de “predominio subnacional”), finalmente, estuvo caracterizada por un mayor grado de autonomía provincial en la toma de decisiones sanitarias.

Asimismo, a la convergencia inicial en torno a las posturas sobre el Aislamiento Social Preventivo y Obligatorio (ASPO), que gozaba de amplia aceptación social y política en las primeras semanas posteriores a su aparición, parece haberle seguido un proceso de divergencia progresivo, evidenciado en la caída de la imagen presidencial y de la aceptación social del aislamiento⁷, que se sumaron a las manifestaciones de disconformidad que fueron esgrimiendo algunos gobernadores e intendentes⁸. Las restricciones a derechos básicos como

⁵ El Distanciamiento Social, Preventivo y Obligatorio (DISPO) se había iniciado con la entrada en vigencia del DNU 520/2020, el 8 de junio de 2020, y había sido prorrogado por sucesivos decretos presidenciales. El DNU 1033/2020 dispuso que a partir de su entrada en vigencia, todas las provincias pasarían a régimen DISPO.

⁶ Tiempo antes de que comenzara a regir el DISPO en algunas provincias, se había comenzado a aplicar un esquema de descentralización y segmentación decisoria al extender el ASPO solo para aquellos conglomerados de más de 500.000 habitantes, excluyendo a localidades que estuvieran por debajo de ese umbral. La extensión del ASPO para conglomerados urbanos de más de 500.000 habitantes se anunció el 25 de abril de 2020. El comienzo del DISPO para 18 provincias comenzó a regir el 8 de junio del mismo año.

⁷ Cae la imagen de Alberto Fernández: demasiada cuarentena, rechazo a los presos y efecto Cristina, *Clarín*, 5 de mayo de 2020. Disponible en: https://www.clarin.com/politica/cae-imagen-alberto-fernandez-demasiada-cuarentena-rechazo-presos-efecto-cristina_0_syC45JPK6.html. Ver también: Informe especial: Auge y caída de la imagen de gestión de Alberto Fernández en sus primeros dos años de gobierno. *Infobae*, 10 de diciembre de 2021. Disponible en: <https://www.infobae.com/politica/2021/12/10/informe-especial-auge-y-caida-de-la-imagen-de-gestion-de-alberto-fernandez-en-sus-primeros-dos-anos-de-gobierno/>.

⁸ El gobernador de Mendoza se niega a volver a Fase 1 y endurece su enfrentamiento con Alberto Fernández. *Perfil*, 13 de octubre de 2020. Disponible en: <https://www.perfil.com/noticias/politica/rodolfo-suarez-se-niega-volver-fase-1-endurece-enfrentamiento-con-all>

el de circular, trabajar y educarse plantean costos muy elevados para sus destinatarios, con la correspondiente posibilidad de acarrear costos electorales para los políticos que forman parte del proceso de toma de decisión y/o de aplicación de dichas restricciones.

Por otro lado, estudios previos sobre federalismo comparado afirman que las provincias argentinas cuentan con un amplio grado de autonomía en comparación con otros países (Hooge et al. 2016).

Así, dos características del federalismo argentino (una “constante” -autonomía provincial elevada- y otra “coyuntural” -esquema de descentralización progresiva del manejo de la pandemia) se sumaron a una tendencia divergente en las opiniones sobre el manejo de la pandemia luego del consenso inicial. Estas condiciones configuraron un contexto propicio para la existencia de importantes divergencias subnacionales en la adopción de políticas destinadas a contener la emergencia sanitaria en etapas más bien avanzadas de la pandemia, particularmente en torno a la restricción de la circulación y de distintas actividades sociales⁹. En línea con este razonamiento, Knaul et al. (2022) han demostrado que en Argentina efectivamente se registraron niveles significativos de variación en el grado de rigurosidad de las políticas de distanciamiento impuestas por los gobiernos en el nivel subnacional¹⁰.

El Gráfico 1 muestra la evolución por provincia del Índice de Adopción de Política Pública (IAPP), un índice elaborado por el Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami que resume la actuación de los gobiernos subnacionales en torno a diez medidas que promueven el distanciamiento físico entre personas. Se calcula en base a tres factores: 1) la cantidad de medidas sanitarias adoptadas por cada gobierno, de una lista de 10 medidas recomendables; 2) el rigor de cada una de las medidas adoptadas; 3) el número de días entre la fecha del primer caso de Covid-19 detectado en el país y la fecha de adopción de cada medida. Valores más altos indican más cantidad de medidas, con mayor alcance y por más tiempo¹¹.

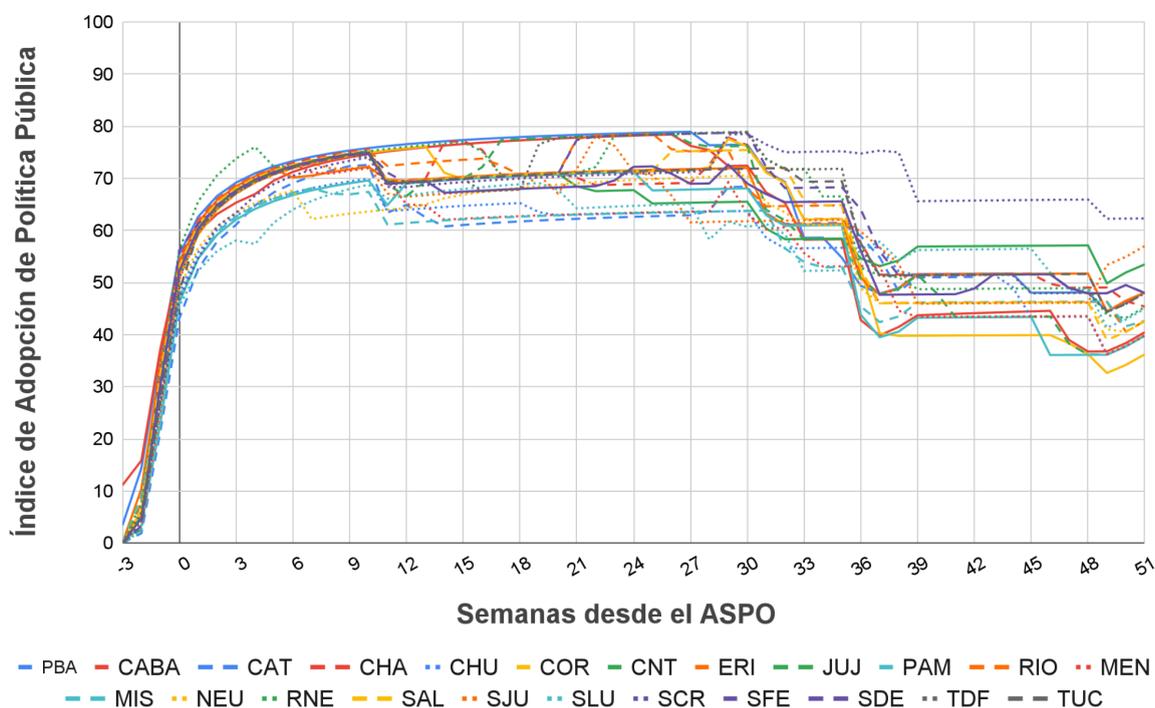
[erto-fernandez.phtml](#). Ver también: Cuarentena en Tandil: dejarán de usar el sistema de fases y el municipio aplicará criterios propios. *Infobae*, 7 de septiembre de 2020. Disponible en: <https://www.infobae.com/politica/2020/09/07/cuarentena-en-tandil-dejaran-de-usar-el-sistema-de-fases-y-el-municipio-aplicara-criterios-proprios/>.

⁹ A esto se agregan estudios previos que han encontrado que los países unitarios tendieron a adoptar respuestas más homogéneas que sus pares federales ante la pandemia del Covid-19 (Haffajee & Mello 2020).

¹⁰ Ver Knaul et al. (2022).

¹¹ Se profundizará la explicación de este indicador en la sección metodológica.

Gráfico 1. Evolución del Índice de Adopción de Políticas Públicas en las provincias argentinas desde la imposición del ASPO (marzo de 2020 hasta marzo de 2021)¹²



Fuente: elaboración propia en base a datos del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami¹³.
 Nota: el valor 0 en el eje horizontal indica el inicio del aislamiento.

Del gráfico se desprenden dos conclusiones principales: (i) la variación entre provincias efectivamente aumenta con el paso del tiempo (luego de una primera etapa con escasa variación), mientras que (ii) la rigurosidad de las políticas tiende a decrecer, aunque a partir de la semana 30.

El primer punto se confirma al observar el Gráfico 2, que muestra la evolución de la desviación estándar del IAPP a lo largo del año bajo estudio (marzo 2020 a marzo 2021). Valores más altos indican mayor variación entre las provincias, mientras que valores más bajos indican menor variación. La tendencia ascendente sugiere que las provincias adoptaron respuestas más bien homogéneas en las primeras semanas (homogeneidad que en parte parece explicada por la imposición nacional del ASPO para todo el territorio) y se diferenciaron en etapas más avanzadas de la pandemia.

¹² El gráfico incluye los valores para todas las provincias argentinas excepto Formosa, para la cual no hay datos en la base del Observatorio. También se incluye la Ciudad Autónoma de Buenos Aires.

¹³ Ver en <http://observcovid.miami.edu/argentina/?lang=es>.

Gráfico 2. Evolución de la desviación estándar del IAPP desde la imposición del ASPO (marzo de 2020 a marzo de 2021)

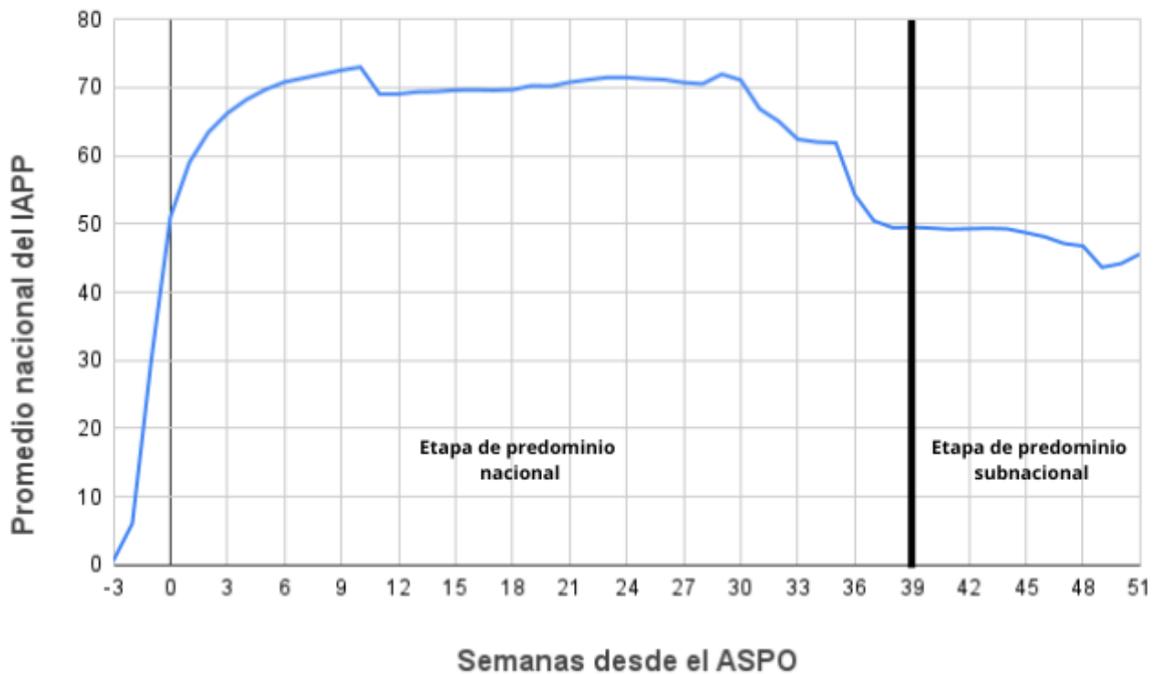


Fuente: elaboración propia en base a datos del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami.

Nota: el valor 0 en el eje horizontal indica el inicio del aislamiento.

El segundo punto se confirma al observar el Gráfico 3, que muestra la evolución temporal del valor promedio del IAPP. La tendencia decreciente indica que la rigurosidad en las respuestas subnacionales fue disminuyendo a lo largo del tiempo. Aunque esta tendencia no es lineal: luego de un aumento inicial muy grande -producto del establecimiento del ASPO-, el IAPP se mantiene estable en niveles elevados durante varias semanas, para luego comenzar a disminuir desde la semana 30.

Gráfico 3. Evolución del promedio nacional del IAPP desde la imposición del ASPO (marzo de 2020 a marzo de 2021)



Fuente: elaboración propia en base a datos del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami.

Nota: el valor 0 en el eje horizontal indica el inicio del aislamiento.

En síntesis, las respuestas subnacionales no-farmacéuticas a la pandemia en Argentina estuvieron signadas por dos tendencias principales. Con el transcurso del tiempo, las provincias tendieron a diferenciarse cada vez más entre sí, mientras que disminuyeron -en promedio- la rigurosidad de sus respuestas.

3. Marco teórico e hipótesis de investigación

¿Qué explica esas diferencias interprovinciales? ¿Cuáles han sido los determinantes de la variación en el nivel de rigurosidad de las intervenciones no-farmacéuticas adoptadas a nivel subnacional en Argentina durante la pandemia del Covid-19? ¿Qué explica la variación intertemporal de esas intervenciones?

Las intervenciones no-farmacéuticas son medidas, independientes de la vacunación y los medicamentos, que afectan libertades públicas como las de circular, reunirse, educarse, trabajar y ejercer la industria o el comercio, con el objetivo de restringir la expansión del virus¹⁴. Estudios previos que han abordado estas preguntas en torno a las respuestas no-farmacéuticas a nivel nacional (Baccini & Brodeur, 2021; Engler et al., 2021; Mistur et al., 2023; An, 2023) y a nivel subnacional en otros países del mundo (Bennouna et al. 2021; Tai, 2022; Delgadillo & Salinas, 2023) postulan distintos factores domésticos que podrían explicar las diferentes respuestas a la pandemia. Estos factores son principalmente de carácter sociodemográfico (tamaño de la población en general y de la población de riesgo en particular), socioeconómico (desarrollo económico), epidemiológico (casos positivos de covid), sanitario (capacidades hospitalarias) y político (pertenencia partidaria del gobernador y régimen político).

Además de evaluar la incidencia de estos factores sobre las respuestas subnacionales, este trabajo procura evaluar nuevas teorías explicativas, vinculadas al **rentismo fiscal** y al **mercado laboral** subnacionales.

En primer lugar, Bennouna et al. (2021) encuentran que los estados más poblados (en el caso de México y Brasil) y con mayor población de riesgo (en el caso de México) adoptaron restricciones más rigurosas que aquellos menos poblados o con menor población de riesgo. Mientras el tamaño poblacional puede incidir en la circulación del virus, el tamaño relativo de la población de riesgo puede hacer lo propio en los efectos de dicha circulación sobre la salud de las personas contagiadas. De este modo, el mayor tamaño poblacional general y el mayor

¹⁴ Este término es utilizado en otros trabajos que han estudiado las respuestas a la pandemia. Ver, por caso, Knaul et al. (2022) y Touchton et al. (2023). También hablaré de “políticas de distanciamiento”, “medidas restrictivas” o “restricciones sanitarias”, utilizándolos como sinónimos. También se utilizarán términos como “políticas restrictivas”; “medidas restrictivas/liberalizadoras” y “restricciones rigurosas”, entre otras. El adjetivo “sanitarias” refiere a las razones que motivan la imposición de las restricciones, mas no al área de política pública o al tipo de actividad que afectan (que puede ser educativa, de transporte, laboral, entre otras). A los efectos del presente trabajo, su rigurosidad no refiere a la aplicación efectiva de sanciones por infracciones a las medidas sino a una dimensión estrictamente normativa, considerando la presencia (total o parcial) o no de una determinada política de distanciamiento en una cierta provincia, en un momento determinado.

tamaño relativo de la población de riesgo en particular incentivarían la adopción de políticas más rigurosas para frenar la circulación del virus y contener sus efectos, respectivamente.

No obstante, más que el tamaño poblacional en términos absolutos pareciera más pertinente incluir una variable que capture el tamaño poblacional en relación a la superficie territorial de la provincia. Esto se debe a que es de esperar que cuanto mayor sea el tamaño poblacional *en relación a la superficie territorial sobre la que se asienta esa población*, mayor sea la circulación del virus, puesto que el principal mecanismo de contagio son los aerosoles que generan las personas en contextos de proximidad (Rahman et al., 2020). De este modo, se formulan las siguientes hipótesis:

H1: A mayor densidad poblacional, mayor nivel de rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

H2: Cuanto mayor es el tamaño de la población de riesgo sobre la población total de la provincia, mayor nivel de rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

En segundo lugar, Bennouna et al. (2021) también encuentran -para el caso de Brasil- que los estados con mejor nivel de desarrollo (más desarrollo humano y menos desigualdad) han tendido a adoptar restricciones más rigurosas¹⁵. Las políticas de distanciamiento físico tienen un efecto negativo sobre la economía local (Ahamed et al., 2020; Asahi et al., 2021), dando lugar a un *trade-off* entre salud y economía, dado que las restricciones pueden ayudar a controlar la situación epidemiológica pero también reducen el nivel de actividad económica (Oana et al., 2021). De este modo, la sostenibilidad de las restricciones sanitarias se ve afectada cuando se dirigen a poblaciones más vulnerables en términos socioeconómicos, en tanto las restricciones a la circulación afectan la actividad laboral y con ello la fuente de sustentación personal o familiar. Contrariamente, el margen para sostener las restricciones se amplía en la medida en que se dirijan a poblaciones con menos necesidades económicas.

¹⁵ En Bennouna et al. (2021) se habla de “desarrollo humano”. Aquí se habla de desarrollo económico a fines de englobar distintos indicadores socioeconómicos de interés.

H3: A mayor nivel de desarrollo económico, mayor nivel de rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

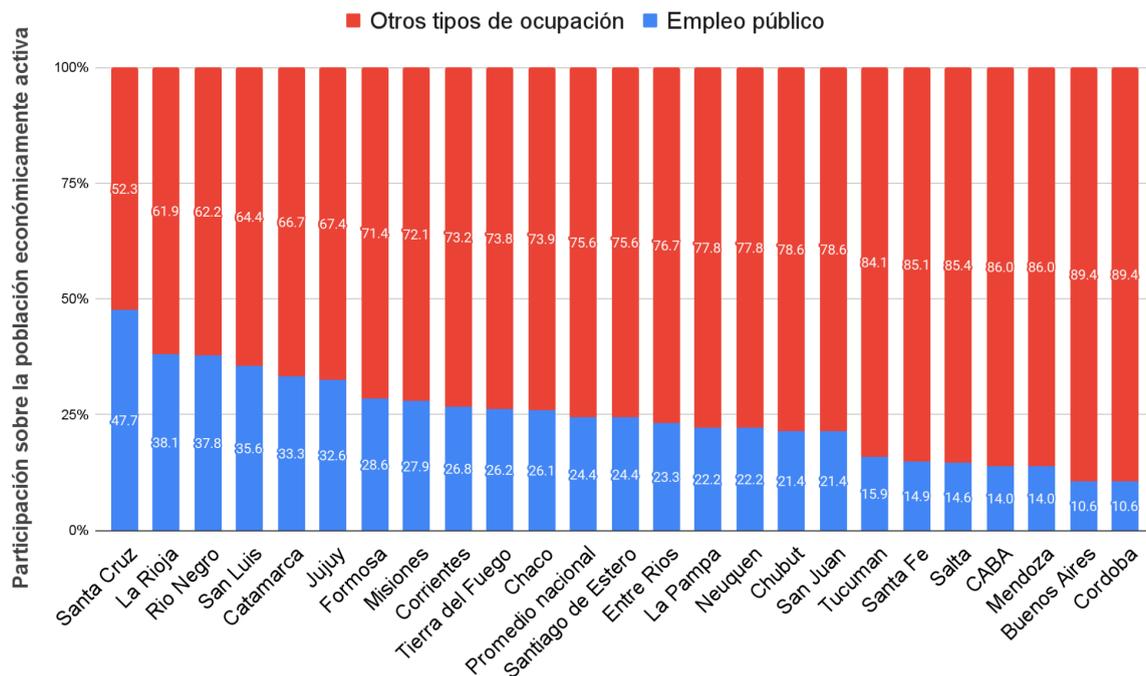
Por su parte, es posible que la estructura del mercado laboral local tenga incidencia sobre el nivel de rigurosidad de las medidas de distanciamiento. Es de esperar que **las provincias con mayor nivel de empleo público -sobre la población económicamente activa- adopten, en promedio, más restricciones sanitarias que aquellas en donde la participación del empleo público es menor.** Esta hipótesis se apoya en el supuesto de que las restricciones sanitarias impactan de diferente manera en los distintos tipos de ocupación: la fuente de ingresos de un empleado del sector público está menos expuesta a la caída en la actividad económica que la de un cuentapropista o la de un asalariado privado. Este impacto diferencial genera distintas preferencias sociales en torno a la restricciones: unos tienen más incentivos que otros para demandar que se levanten las políticas de distanciamiento.

Por otro lado, la estructura del mercado laboral también podría incidir sobre los incentivos de los gobernantes, en la medida en que puede considerarse un indicador de la dependencia del gobierno local respecto de las transferencias del Estado central. Estudios previos muestran que las transferencias del Estado central están asociadas positivamente con el empleo público local (Gervasoni, 2018). En este sentido, los gobernantes de provincias con un sector privado de mayor tamaño tienen más motivos para reactivar la economía local y, así, recuperar los niveles de recaudación y empleo provincial. Los gobernantes de provincias con un sector privado más pequeño, que son presumiblemente más dependientes de transferencias del Estado central -y menos del sector privado local-, tienen menos motivos para reactivar la economía local.

El Gráfico 4 a continuación muestra el empleo público por provincia para el año anterior a la pandemia, medido como porcentaje de la población económicamente activa. Santa Cruz se destaca por ser la provincia con mayor porcentaje de empleo público (con 47,7%) mientras que Córdoba se encuentra en el extremo opuesto (con 10,6%)¹⁶.

¹⁶ Para una desagregación de esta variable según las distintas categorías de ocupación consultar [Apéndice 8.2](#).

Gráfico 4. Empleo público (en % de la población económicamente activa -1° trimestre 2020)



Fuente: adaptación de Capello, M. (2020:33) en base a datos de EPH-INDEC (primer trimestre de 2020). Nota: los datos de empleo surgen de relevamientos sobre los principales conglomerados urbanos de cada provincia.

Así, la mayor dependencia del empleo público reduce los incentivos para que la sociedad civil demande (y para que los gobernantes decidan) una liberalización de las regulaciones sanitarias que impulsen la reactivación de la economía, en tanto este tipo de empleo es menos sensible a la caída en la actividad económica que generan las restricciones. Contrariamente, en aquellas provincias en donde la participación del empleo público sobre la población económicamente activa es menor, y por tanto la participación relativa del sector privado es mayor, existen mayores incentivos (en la sociedad y en los gobernantes) para flexibilizar restricciones sanitarias y reactivar la actividad económica local.

H4: A mayor peso relativo del empleo público en el mercado laboral provincial, mayor nivel de rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

Por su parte, se espera que la capacidad hospitalaria tenga influencia en la adopción de políticas vinculadas al Covid-19 (Bennouna et al. 2021; Mistur et al., 2023; Delgadillo & Salinas, 2023). En aquellas provincias con fuertes capacidades sanitarias debiéramos esperar políticas menos restrictivas de la circulación que en aquellas provincias con menos capacidades en esta dimensión, en tanto una mayor capacidad de respuesta hospitalaria otorga mayor margen de tolerancia a la circulación del virus. Este margen se reduce si la capacidad de respuesta del sistema hospitalario es menor, puesto que el riesgo de colapso de las instalaciones sanitarias aumenta, incentivando la adopción de restricciones más estrictas para contener la circulación del virus a modo de prevención. En palabras de Mistur et al. (2023), “la capacidad hospitalaria es un sustituto de las políticas de distanciamiento” (Mistur et al., 2023:48). Si bien la vacunación también podría considerarse un sustituto de las políticas de distanciamiento, la campaña de aplicación de las vacunas comenzó el 29 de diciembre de 2020. De modo que queda fuera de la mayor parte del periodo temporal abarcado por este estudio (marzo de 2020 a marzo de 2021) y no se espera que explique las respuestas políticas subnacionales de los primeros meses de 2021, cuando apenas se comenzaba a vacunar al personal de salud¹⁷.

H5: A menores capacidades sanitarias locales, mayor nivel de rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

Si bien estudios previos no han encontrado una vinculación clara entre el nivel de incidencia del virus y la adopción de políticas de distanciamiento una vez que se controla por otros factores (Bennouna et al., 2021) o bien han encontrado una asociación negativa (Mistur et al., 2023), espero encontrar algún grado de conexión entre estas variables para el caso argentino. Mayor incidencia del virus sobre la población local debería llevar a adoptar respuestas más rigurosas, dado que la necesidad de contener la circulación de personas aumenta si la cantidad de contagios o fallecimientos también lo hace.

¹⁷ Ver Comenzó la campaña de vacunación contra COVID-19 en Argentina. Ministerio de Salud de la Nación, 29 de diciembre de 2020. <https://www.argentina.gob.ar/noticias/comenzo-la-campana-de-vacunacion-contra-covid-19-en-argentina>

H6: A mayor incidencia del virus, mayor nivel de rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

En cuanto a los factores de orden fiscal, vale la pena detenerse en el diseño institucional que organiza la distribución de recursos fiscales entre niveles de gobierno. En Argentina, más de la mitad de los ingresos tributarios totales son recaudados por el Estado nacional y distribuidos a las provincias en función de un complejo esquema de reglas de reparto intergubernamental denominado *sistema de coparticipación federal*. Del total de recursos que se distribuyen a las provincias, un porcentaje mayoritario muy amplio es girado de forma automática (Bonvecchi & Lodola 2011), mientras el porcentaje restante es distribuido discrecionalmente por el Estado central.

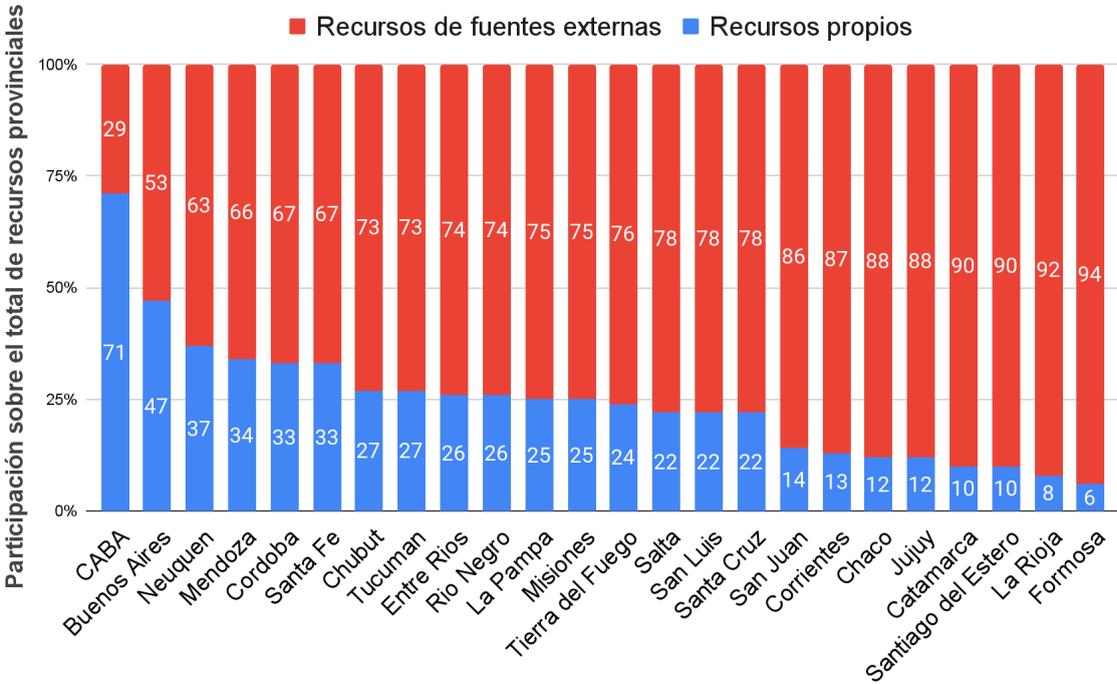
Estudios previos de las relaciones fiscales intergubernamentales han demostrado que estas reglas de reparto benefician a las provincias demográficamente más pequeñas, dándose una redistribución desde las provincias más grandes (que no son necesariamente las más ricas en términos del PBG per cápita) hacia las más pequeñas (que no son necesariamente las más pobres) (Gervasoni 2011, 2018).

Para Gervasoni (2011, 2018), el concepto de *rentismo fiscal* puede extenderse más allá de las rentas provenientes de los recursos naturales. En la medida en que representan ingresos estatales procedentes de una fuente externa, que no dependen de la tributación general de la economía local y que no son necesariamente proporcionales al tamaño de esta, las rentas derivadas del federalismo fiscal pueden ser clasificadas en la misma categoría analítica que las rentas derivadas de los recursos naturales. La característica central de los gobernantes que perciben *rentas fiscales* que cumplan con estas tres condiciones es que “disfrutan de los beneficios políticos de gastar sin tener que enfrentar los costos políticos de recaudar impuestos” (Gervasoni, 2011:583). De este modo, el federalismo fiscal genera “situaciones rentísticas” cuando “las unidades subnacionales reciben transferencias del gobierno central en cantidades muy superiores a las que podrían obtener mediante sus propios esfuerzos impositivos” (Gervasoni, 2011:585).

Adicionalmente, algunas provincias argentinas suelen percibir ingresos provenientes de rentas de recursos naturales en grandes proporciones¹⁸. De modo que además de ser beneficiadas por el sistema de coparticipación se ven beneficiadas por este otro subtipo de rentas, acentuando la “situación rentística”.

El Gráfico 5 a continuación muestra la participación de los recursos propios (es decir, derivados de la recaudación de tributos locales, aunque en este caso excluyendo las regalías) sobre el total de recursos provinciales para el año anterior a la pandemia (2019). CABA es la jurisdicción con mayor porcentaje de recursos obtenidos a través de tributos locales, mientras que Formosa es la de menor porcentaje¹⁹.

Gráfico 5. Participación de recursos provinciales según origen



Fuente: adaptación de Capello, M. (2020:24) en base a datos de la Dirección Nacional de Asuntos Provinciales.

¹⁸ Este es el caso de provincias como Santa Cruz. Un hecho llamativo que vale destacar en relación a esta provincia es que en junio de 2020, cuando el resto del país aún se encontraba atravesando importantes restricciones a la circulación de personas y a la actividad económica en general, la actividad minera en la provincia funcionaba a un 80% de su capacidad, gracias a la adopción de protocolos que habilitaban esa posibilidad. Esto a pesar de que al observar el nivel de rigurosidad de las políticas de distanciamiento durante el periodo bajo análisis vemos que la provincia en cuestión ha estado, en líneas generales, por encima del promedio subnacional, por momentos siendo la provincia más restrictiva.

¹⁹ Para ver una desagregación de esta variable consultar el [Apéndice 8.1](#).

No obstante, mientras Gervasoni (2011, 2018) postula al rentismo fiscal como variable explicativa de las diferencias interprovinciales en el nivel de democracia subnacional, aquí se propone como variable explicativa de las diferencias interprovinciales en el nivel de rigurosidad de las restricciones a la circulación en el marco de la pandemia del Covid-19. La hipótesis que postulo es que **niveles más elevados de rentismo fiscal subnacional debieran llevar a mayores niveles de rigurosidad en las restricciones sanitarias.**

Esta hipótesis se justifica en la premisa de que el modo en que se financian los Estados provinciales es relevante para entender el comportamiento político de sus gobiernos (Gervasoni, 2018). Los Estados subnacionales necesitan recaudar para afrontar gastos corrientes, a los que se suman gastos extraordinarios para mitigar los efectos negativos de la pandemia. El nivel de recaudación de los tributos locales es sensible al nivel de actividad económica local, que a su vez es sensible al nivel de circulación de personas en su territorio. Si disminuye la circulación, disminuye la actividad económica y, con ello, la recaudación, dificultando la continuidad de las erogaciones públicas. En provincias en las que los ingresos provenientes de tributos locales representan una parte importante de los recursos totales, se generan incentivos para liberalizar las restricciones a la circulación de personas, de modo de reactivar la economía local y aumentar la recaudación impositiva. Contrariamente, en provincias en las que los ingresos provenientes de tributos locales representan una pequeña proporción de los recursos totales, y en cambio una muy amplia proporción está representada por ingresos provenientes de transferencias del Estado central, o bien por el pago de regalías vinculadas a la explotación de recursos naturales como el gas, el petróleo o los minerales, hay menos incentivos para generar una apertura económica guiada por restricciones menos severas a la circulación. Al no depender de aquellos ingresos para financiar sus gastos, y al poder hacerlo con recursos provenientes de una fuente externa que proporciona un flujo de ingresos regular (de una forma no necesariamente proporcional al tamaño de la población, ni de la economía local), disminuyen los motivos para remover o flexibilizar restricciones, habiendo mayor margen para sostenerlas en el tiempo de modo de prevenir cualquier agravamiento de la situación epidemiológica²⁰.

²⁰ Con las rentas provenientes de la explotación el argumento funciona de la misma manera, puesto que aplica a la percepción de todo tipo de recursos que cumplan con las tres condiciones descriptas para entrar en la categoría de “rentismo”.

H7: Cuanto menor dependencia de los gobiernos provinciales de recursos fiscales propios, mayor rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

Otros estudios explicativos de la variación en las respuestas al virus a nivel nacional han encontrado que los países menos democráticos tendieron a adoptar políticas de distanciamiento social más restrictivas (Engler et al., 2021; Mistur et al., 2023). El argumento propuesto por estos autores es que las instituciones políticas democráticas constriñen las decisiones de política pública en tiempos de crisis (Engler et al., 2021). Países más democráticos “en tiempos normales” cuentan con instituciones que tienden a reducir el margen de discrecionalidad de los actores políticos y se activan también ante eventos disruptivos como la pandemia, funcionando como legados institucionales que condicionan las decisiones “en tiempos de crisis”. A su vez, se argumenta que en países más democráticos existe mayor espacio político para expresar disconformidad y protestar contra las políticas de distanciamiento, mientras que para los gobiernos de países autoritarios resulta más sencillo acallar o ignorar esas expresiones (Engler et al., 2021).

La expectativa teórica en este punto es encontrar que esta dinámica se replique a nivel subnacional. Es decir, que a menor nivel de democracia subnacional, mayor sea la rigurosidad de las restricciones a la circulación. Enfrentados al *trade-off* entre mantener el control de la situación epidemiológica y evitar los costos económicos de las restricciones necesarias para cumplir con ese objetivo, los gobernadores de provincias más democráticas, más sensibles a las expresiones de disconformidad con la política de aislamiento, se inclinarían mayormente por levantar restricciones. Contrariamente, los gobernadores de provincias menos democráticas, que cuentan con mayor margen de discrecionalidad para sostener políticas restrictivas, tenderían a sostener respuestas más estrictas.

H8: A menor nivel de democracia subnacional, mayor rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

A su vez, otros estudios han encontrado que la pertenencia partidaria del gobernador (Baccini & Brodeur, 2021), o bien su alineamiento respecto del Gobierno nacional (Bennouna et al., 2021) incidieron sobre las respuestas de política a la pandemia. Baccini & Brodeur (2021), al observar las respuestas subnacionales en Estados Unidos, encuentran que los gobernadores demócratas tendieron a establecer políticas de aislamiento más temprano que sus pares republicanos. Bennouna et al. (2021), por su lado, al observar las respuestas subnacionales en México y Estados Unidos, encuentran que los gobernadores que no estaban afiliados al partido del presidente tendieron a adoptar políticas más restrictivas que aquellos que sí lo estaban. Así, es posible que los alineamientos políticos influyan sobre las respuestas de política pública a nivel subnacional.

En los casos de los dos países mencionados, los presidentes adoptaron una postura pública más bien contraria a una política de aislamiento estricto y se enfrentaron a la resistencia de gobernadores opositores que decidían adoptar políticas más restrictivas (Bennouna et al., 2021). En el caso argentino, contrariamente, el presidente adoptó una postura pública favorable a una política de aislamiento estricto y se enfrentó a la resistencia de gobernadores opositores que abogaban por la flexibilización de esa política, quienes luego de una etapa inicial de consenso alrededor del ASPO comenzaron a manifestar diferencias cada vez con mayor intensidad²¹. De este modo, es de esperar que las provincias conducidas por gobernadores más alineados con el Gobierno nacional (es decir, gobernadas por la misma coalición partidaria del presidente o bien por aliados cercanos) hayan adoptado -en promedio- políticas más restrictivas que aquellas conducidas por gobernadores menos alineados (pertenecientes a la principal coalición opositora Juntos por el Cambio o bien por partidos no aliados al oficialismo nacional).

H9: Los gobiernos provinciales más alineados con el Gobierno nacional adoptaron, en promedio, respuestas más rigurosas que aquellos menos alineados.

²¹ En Juntos por el Cambio dicen que “la cuarentena es destructiva” y califican a los infectólogos como “militantes” del Gobierno. *Clarín*, 8 de agosto de 2020. https://www.clarin.com/politica/cambiamos-dicen-cuarentena-destructiva-califican-infectologos-militantes-gobierno_0_unUFx1fAp.html

Por otro lado, estudios previos han demostrado que el acatamiento a la cuarentena para enfrentar al Covid-19 ha disminuido a lo largo del tiempo, llevando a algunos autores a hablar de “la fatiga del aislamiento” (Goldstein et al., 2021). Otros han advertido que el aislamiento tuvo consecuencias en la salud mental de la población (Broche-Pérez et al., 2021). En este sentido, Ahamed et al. (2020) sostienen que la pandemia le planteó a los gobiernos un *trade-off* entre controlar la situación epidemiológica y cuidar la salud mental. Esto lleva a preguntarse por la sostenibilidad en el tiempo de políticas de distanciamiento demasiado estrictas. Así, es de esperar que la fatiga mental de la población, derivada de la política de distanciamiento (y en particular de aislamiento) hayan incidido sobre las respuestas subnacionales a la pandemia. Se hipotetiza que niveles más altos de fatiga mental en la población están negativamente asociados con el nivel de rigurosidad de las políticas de distanciamiento. La fatiga mental, entendida como el agotamiento psicológico causado por la prolongada adhesión a las restricciones sanitarias, puede generar una demanda social por flexibilizar la política de distanciamiento, llevando a los gobiernos a ajustar sus políticas en respuesta a esa demanda. A pesar de la dificultad para operacionalizar esta variable -puesto que no hay indicadores precisos para medirla-, parece razonable asumir que la fatiga mental de la población aumenta progresivamente con el paso del tiempo. De modo que el tiempo transcurrido desde la imposición del aislamiento resulta un buen indicador de esta variable conceptual²².

H10: A mayor fatiga mental de la población local, menor rigurosidad en las respuestas provinciales al Covid-19.

Finalmente, otros estudios han abordado las respuestas nacionales o subnacionales a la pandemia desde la perspectiva de la difusión de políticas (Bennouna et al., 2021; Tai, 2022; Mistur et al., 2023; An, 2023). La teoría de la difusión de políticas sostiene que los gobiernos (nacionales o subnacionales) tienden a adoptar medidas que ya fueron tomadas por otros gobiernos de países o estados que comparten ciertas características relevantes, como la

²² Este punto se retomará en la siguiente sección, al operacionalizar las variables independientes.

geografía, la cultura o la estructura socioeconómica. Así, estos estudios encuentran que los países tendieron a emular las respuestas de política pública adoptadas por otros países geográficamente cercanos, política o institucionalmente similares o con los que compartían rasgos culturales (la lengua) (Mistur et al., 2023; An et al., 2023). Bennouna et al. (2021), por su parte, encuentran que los estados de Brasil tendieron a imitar las respuestas de aquellos geográficamente más próximos. No obstante la importancia de la teoría de la difusión de políticas para explicar procesos de adopción de políticas públicas en general, y de políticas sanitarias durante la pandemia en particular, evaluar esta teoría requeriría de un complejo proceso metodológico que excedería los tiempos de este trabajo. Por este motivo, no fue incluida en este estudio.

En síntesis, al abordar el comportamiento de los gobiernos subnacionales durante la pandemia del Covid-19 en Argentina se advierten divergencias subnacionales en la adopción de políticas de distanciamiento destinadas a contener la emergencia sanitaria en etapas más bien avanzadas de la pandemia²³. Divergencias que han sido descritas (Knaul et al., 2022), mas no explicadas, por estudios previos. Autonomía provincial elevada, descentralización progresiva del manejo de la pandemia y divergencia en torno a la aceptación social y política del aislamiento dan forma a este contexto que justifica las preguntas de investigación que pretende responder este trabajo.

Para explicar estas diferencias se parte de las hipótesis y teorías delineadas en estudios previos que han abordado el tema a nivel nacional (Engler et al., 2021; Mistur, et al., 2023) y a nivel subnacional en otros países federales (Bennouna et al. 2021; Baccini & Brodeur, 2021), extendiendo el análisis a Argentina y adaptándolo a sus particularidades. Asimismo, se proponen nuevas variables vinculadas al rentismo fiscal y al mercado laboral subnacionales. La Tabla 1 resume las variables incluidas en el estudio y las hipótesis asociadas a cada una de ellas.

²³A esto se agregan estudios previos que han encontrado que los países unitarios tendieron a adoptar respuestas más homogéneas que sus pares federales ante la pandemia del Covid-19 (Haffajee & Mello 2020).

Tabla 1. Variables e hipótesis

| Tipo de factor causal | Factor causal | Hipótesis | Nº |
|------------------------------|--|--|-----------|
| Sociodemográfico | Densidad poblacional | + densidad poblacional → + restricciones | 1 |
| | Población de riesgo | + población de riesgo → + restricciones | 2 |
| Socioeconómico | Desarrollo económico | + desarrollo económico → + restricciones | 3 |
| | Estructura del mercado laboral | + empleo público → + restricciones | 4 |
| Sanitario | Capacidad hospitalaria | + capacidad hospitalaria → - restricciones | 5 |
| Epidemiológico | Incidencia del virus | + incidencia del virus → + restricciones | 6 |
| Fiscal | Rentismo | + dependencia de rentas → + restricciones | 7 |
| Político | Régimen político | + democracia → - restricciones | 8 |
| | Alineamiento respecto al Gobierno nacional | + alineamiento → + restricciones | 9 |
| Psicológico | Fatiga mental | + fatiga mental → - restricciones | 10 |

Fuente: elaboración propia.

4. Diseño de investigación

4.1. Variable dependiente

4.1.1. El Índice de Adopción de Política Pública

Para medir la variable dependiente se utiliza el **Índice de Adopción de Política Pública (IAPP)**, un índice confeccionado por el Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami que resume la actuación de los gobiernos estatales para fomentar el distanciamiento físico²⁴. Se calcula en base a tres factores: 1) la cantidad de medidas sanitarias adoptadas por cada gobierno, de una lista de 10 medidas recomendables; 2) el rigor de cada una de las medidas adoptadas; 3) el número de días entre la fecha del primer caso de Covid-19 detectado en el país y la fecha de adopción de cada medida.

Para el cálculo del índice, los investigadores del Observatorio codifican si cada medida se encuentra vigente para cada día, desde la fecha del primer caso detectado en el país. Si lo está, codifican si su aplicación es parcial o total²⁵, para considerar el rigor. El indicador de cada medida de distanciamiento varía entre 0 (no vigente) y 1 (implementación total/obligatoria), pudiendo asumir los valores intermedios 0,33; 0,5 y 0,66, que representan distintos grados de implementación parcial/no obligatoria, en orden ascendente²⁶. De tal manera, cada estado recibe una calificación diaria entre 0 y 10, que resulta de la suma de las distintas dimensiones.

El siguiente paso consiste en ajustar el valor del índice por la fecha de adopción de cada política: “Dado que actuar a tiempo es indispensable para evitar un aumento exponencial en el número de casos, esta ponderación permite tomar en cuenta el ritmo de implementación preventiva entre diferentes estados. Una adopción más temprana a partir de la fecha del primer caso de Covid-19 se traduce en valores más altos en el índice. En sentido contrario, mayor retraso se traduce en valores más bajos en el índice”, explican²⁷.

²⁴ Fuente: Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami. Disponible en: <http://observcovid.miami.edu/argentina/?lang=es>. Consultado en abril de 2023.

²⁵ Una aplicación parcial puede darse cuando la medida no es obligatoria, o bien cuando lo es solo para una porción del territorio.

²⁶ En rigor, en Knaul et al. (2022) se explica que los valores intermedios que puede asumir el indicador depende del tipo medida que se considere. Sin embargo, no fue posible acceder a una explicación más detallada de los indicadores.

²⁷ Ver <http://observcovid.miami.edu/metodologia/?lang=es>

A partir de esta metodología, la escala potencial del Índice de Adopción de Política Pública va de 0 a 100. **Valores más altos indican que se han adoptado más medidas, con mayor rigor y de manera más temprana.** Valores más bajos indican una menor cantidad de medidas sanitarias de contención del Covid-19, de menor rigor y de adopción más tardía. El máximo de 100 es un valor teórico, dado que implicaría una adopción total de las 10 medidas desde el primer día de la pandemia. En resumen, el índice de política pública del Observatorio es un retrato diario de la respuesta de cada gobierno estadual para contener el contagio de Covid-19.

Sin embargo, si bien el índice capta las medidas no-farmacéuticas a nivel subnacional, codificando para cada estado si una medida está vigente un día determinado, **no distingue la fuente de autoridad de esa medida**²⁸. Es decir, el IAPP da cuenta -diariamente- de si una medida está presente para una unidad subnacional pero no explica si esa medida fue adoptada por el propio gobierno subnacional o por el Gobierno nacional. Esto implica un importante desafío metodológico en tanto ignorar esa limitación podría llevarnos a conclusiones sesgadas. Por ejemplo, podríamos observar grandes diferencias en el valor del IAPP para dos provincias y que esa diferencia no responda a decisiones de los gobiernos provinciales sino a decisiones nacionales que afectan diferencialmente a las provincias. Esto sucedió durante gran parte de la pandemia, cuando el Gobierno nacional impuso un régimen de aislamiento segmentado, por el que quedaban incluidas algunas provincias (o algunos de sus departamentos) y no otras.

Una forma de resolver esto es descomponer el índice y recalcularlo teniendo en cuenta exclusivamente aquellas medidas que son competencia de los gobiernos provinciales. Sin embargo, no está claro que todas o al menos algunas de las medidas sean atribuibles *a priori* y de forma excluyente a un solo nivel de gobierno. La disputa judicial entre CABA y Nación en torno a quién era la autoridad competente para decidir sobre el cierre o apertura de las escuelas da cuenta de las dificultades²⁹. Además, la distribución de competencias fue cambiando durante la pandemia.

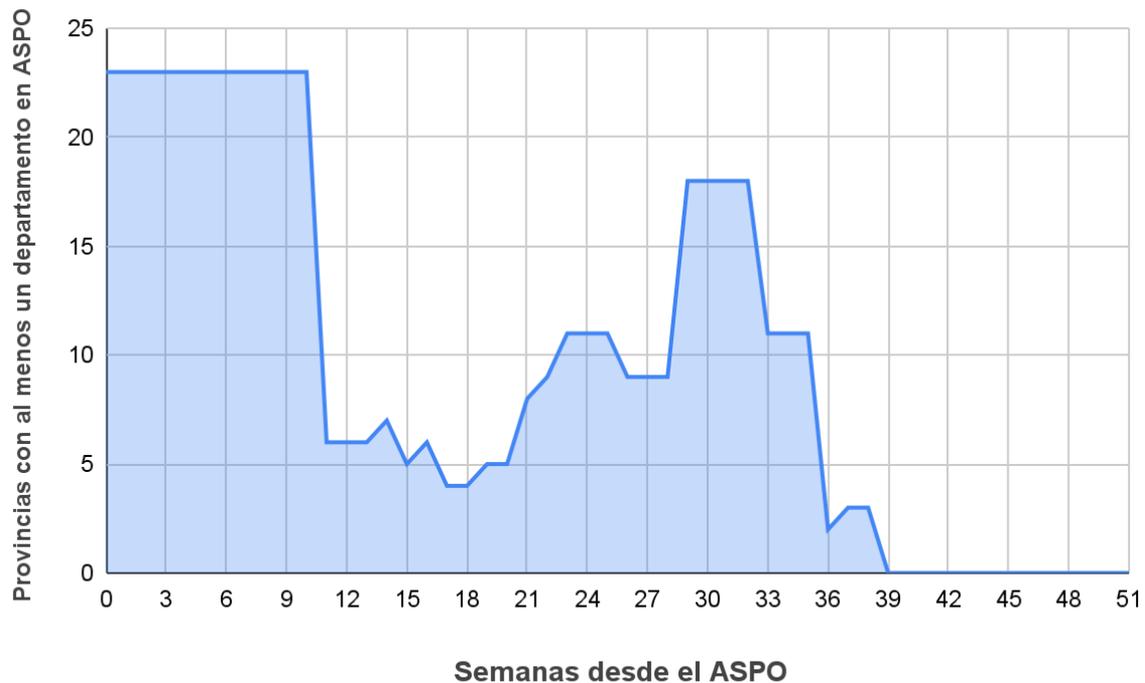
²⁸ Esto, además de desprenderse de la lectura acerca de la construcción del índice, fue corroborado vía consulta directa al director del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami en fecha 2 de febrero de 2023.

²⁹ La Corte Suprema falló a favor de las clases presenciales en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. *Infobae*, 5 de mayo de 2021. Disponible en: <https://www.infobae.com/politica/2021/05/04/la-corte-suprema-fallo-a-favor-de-las-clases-presenciales-en-la-ciudad-de-buenos-aires/>

Por estos motivos, la estrategia que se eligió para afrontar esta limitación consiste, en primer lugar, en **analizar separadamente la etapa de predominio nacional de la de predominio subnacional**. En esta segunda etapa, el valor del IAPP puede adjudicarse sin mayores limitaciones a decisiones provinciales, dado que el Ejecutivo nacional dejó de intervenir en las provincias a través de la imposición del aislamiento nacional. Teniendo en cuenta que en este periodo las provincias obtuvieron mayor autonomía y se encontraban en las mismas condiciones (en relación a la imposición presidencial sobre sus territorios), parece el más propicio para analizar las decisiones de política pública subnacionales.

El Gráfico 6 a continuación muestra la cantidad de provincias con al menos un departamento municipal en régimen ASPO por disposición presidencial, por semana, desde el 20 de marzo de 2020 (entrada en vigencia del régimen ASPO) hasta el 15 de marzo de 2021 (último día con datos disponibles para el IAPP). Como vemos, la intensidad de la *imposición presidencial* (medida como la cantidad de provincias con al menos un departamento en régimen ASPO por disposición presidencial) fue variando a lo largo del tiempo. Entre el 21 de diciembre de 2020 y el 15 de marzo de 2021 (semana 39 a 51), ninguna provincia estuvo incluida en la lista de distritos bajo régimen ASPO.

Gráfico 6. Número de provincias con al menos un departamento en régimen ASPO por decreto presidencial (marzo de 2020 a marzo de 2021)³⁰



Fuente: elaboración propia en base a revisión normativa.

En segundo lugar, se introduce una variable de control en los modelos que analizan la etapa de predominio nacional. Para controlar este factor, se construyó una variable dicotómica que asigna el valor 1 a la provincia_i en la semana_t si tuvo algún departamento en ASPO por disposición presidencial esa semana y el valor 0 si ninguno de sus departamentos estuvo alcanzado. Esta es una forma de indagar en los factores que explican las diferencias interprovinciales en el nivel de rigurosidad de las medidas de distanciamiento depurando a la variable dependiente de la parte que está explicada por decisiones nacionales, más que subnacionales. La codificación de esta variable se hizo en base a una revisión de la normativa que tenía como objeto regulatorio el régimen de aislamiento, en base al relevamiento hecho previamente por la Superintendencia de Riesgos del Trabajo de la Nación (2021)³¹.

³⁰ El número máximo es 23, y no 24, porque Formosa está excluida del cálculo, dado que no forma parte de los ejercicios de estimación que se presentarán a continuación.

³¹ Superintendencia de Riesgos del Trabajo de la Nación, Ministerio de Trabajo de la Nación (2021). Prevención y Seguridad en el Trabajo, Compilación de normas en relación al Covid-19. Recuperado de: https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/normas_covid-19_v280621.pdf. Se revisaron los decretos 260/2020, 247/2020, 297/2020, 325/2020, 355/2020, 408/2020, 459/2020, 493/2020, 520/2020, 576/2020, 605/2020, 605/2020, 641/2020, 677/2020, 700/2020, 714/2020, 756/2020, 792/2020, 814/2020, 875/2020, 945/2020, 956/2020, 985/2020, 1033/2020, 4/2021, 67/2021, 125/2021 y 168/2021.

Las unidades individuales de análisis son las 23 jurisdicciones subnacionales para las que hay datos comparables. Esto incluye a prácticamente todas las provincias argentinas, más la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, a excepción de Formosa, para la cual no se cuenta con ningún dato en la variable dependiente³².

4.2 Variables independientes

4.2.1. Sociodemográficas

La variable *Densidad poblacional* surge de dividir la cantidad de habitantes de la provincia (en base a la proyección de población para el año 2020 de INDEC) por su superficie medida en kilómetros cuadrados (según los datos del Instituto Geográfico Nacional)³³. Esto da el ratio de habitantes por kilómetro cuadrado. Para suavizar el efecto de *outliers* (como CABA, de altísima densidad), y dado que no se espera una relación lineal con la variable dependiente, esta variable se presenta en su logaritmo natural. Se espera que su coeficiente sea positivo. En el caso del logaritmo natural, los coeficientes deben interpretarse como semi-elasticidades; es decir, como el aumento esperado en el IAPP (dividiendo el coeficiente por 100) ante un aumento de 1% en la variable independiente (en este caso, ante un aumento de 1% en la cantidad de habitantes por kilómetro cuadrado).

Para la variable *población de riesgo* se toman datos de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo realizada por el INDEC en el año 2018³⁴. En particular, se toman los datos del indicador “Salud general”, construido a partir de una pregunta de escala actitudinal de tipo Likert de autoevaluación. De modo que el valor asignado a cada provincia se corresponde con

³² La ausencia la provincia de Formosa en la base de datos del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami se debe a que el gobierno no reportó datos sobre la situación epidemiológica en etapas tempranas de la pandemia y a que cuando comenzó a reportar se registraron inconsistencias y cambios constantes en la metodología. Esto dificultó la evaluación o comparación intertemporal y con las demás provincias. Por ese motivo el equipo investigador del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami decidió excluir a Formosa del estudio. La explicación de la ausencia deriva de una consulta a un integrante del equipo investigador en fecha 5 de octubre de 2023.

³³ Fuente (datos de superficie): Instituto Geográfico Nacional. Disponible en: <https://www.ign.gob.ar/NuestrasActividades/Geografia/DatosArgentina/DivisionPolitica>. Consultado en abril de 2023. Fuente (datos de población): INDEC. Disponible en: <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-24-85>. Consultado en octubre de 2022.

³⁴ Fuente: INDEC (2019). 4° Encuesta Nacional de Factores de Riesgo. Resultados definitivos, p. 33. Disponible en: https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/publicaciones/enfr_2018_resultados_definitivos.pdf. Consultado en julio de 2023.

el porcentaje de encuestados que refirieron que su salud general era mala o regular³⁵. Esta variable es invariante en el tiempo e intenta capturar el porcentaje de la población local que cuenta con algún factor de riesgo que implique una mayor exposición a las consecuencias de contraer el virus. Se espera que el coeficiente sea positivo.

Otros trabajos consideran al porcentaje de población mayor de 65 años como un indicador del tamaño de la población de riesgo (Bennouna et al., 2021; Mistur et al., 2023). Si bien es cierto que tener más de 65 años fue señalado tempranamente como un factor de riesgo, también se han señalado otros, como la diabetes tipo 1 o 2, obesidad grado 2 y enfermedad renal crónica. Esto se vio reflejado, por ejemplo, en las prioridades de vacunación³⁶. Por este motivo se considera que un indicador como el de “Salud general”, derivado de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo realizada por el INDEC, es una medida más adecuada de la variable conceptual (población de riesgo) que se busca representar con el indicador. En el [Apéndice 8.4](#) se pueden ver las estadísticas descriptivas de esta variable y una comparación entre ambos indicadores (porcentaje de la población con salud mala o regular, en base a datos de INDEC de 2018, y porcentaje de la población que tiene más de 65 años, en base a datos de INDEC de 2010)³⁷. En el [Apéndice 8.5](#), por su parte, se presentan los resultados de las regresiones utilizando este indicador alternativo.

4.2.2. Socioeconómicas

Se utiliza *PBG per cápita (2019)* como una medida del desarrollo económico de las provincias. Está construido en base a la serie de Producto Bruto Geográfico de CEPAL y las proyecciones de población de INDEC para obtener la medida por habitante³⁸. Esta variable se presenta en su logaritmo natural. El coeficiente debería ser positivo (a más desarrollo, más restricciones) y debería interpretarse como una semi-elasticidad; es decir, como el aumento esperado en el IAPP (dividiendo el coeficiente por 100) ante un aumento de 1% en la variable

³⁵ Para ver más sobre la encuesta y sobre el indicador, ver Instituto Nacional de Estadística y Censos - I.N.D.E.C. (2019). 4º Encuesta Nacional de Factores de Riesgo. Resultados definitivos. - 1a ed. - Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos - INDEC; Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Secretaría de Gobierno de Salud de la Nación, 2019. Disponible en: https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/publicaciones/enfr_2018_resultados_definitivos.pdf

³⁶ Ver Ministerio de Salud de la Nación (2021). Memorandum. Ampliación de la población objetivo a vacunar. 4 de junio de 2021. Disponible en: <https://bancos.salud.gob.ar/recurso/memorandum-ampliacion-de-la-poblacion-objetivo-vacunar>

³⁷ Fuente: INDEC-Censo 2010. Disponible en: <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-18-77>. Consultado en julio de 2023.

³⁸ Fuente: CEPAL (2022). Desagregación del valor agregado bruto de la Argentina, base 2004. Disponible en: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/47900-desagregacion-provincial-valor-agregado-bruto-la-argentina-base-2004>. Consultado en diciembre de 2022.

independiente (en este caso, ante un aumento de 1% en el PBG por habitante). Como alternativas se utilizan el Índice de Desarrollo Geográfico (PNUD), el Índice de Necesidades Básicas Insatisfechas (Censo 2010-INDEC) y el nivel de pobreza (EPH-INDEC -segundo semestre de 2019)³⁹.

La variable *Empleo público (PEA)* mide el porcentaje del empleo público sobre la población económicamente activa (PEA), en base a cálculos de Marcelo Capello (2020) utilizando datos de la EPH-INDEC del primer trimestre de 2020 (inmediatamente antes del inicio de la pandemia)⁴⁰. Esta variable captura la estructura del mercado laboral subnacional, dando una medida del tamaño del empleo público en relación a otros tipos de ocupación que son más dependientes de los ciclos de actividad económica, como el empleo asalariado registrado, el empleo asalariado no registrado y el cuentapropismo, además de la desocupación. En este caso, espero que el coeficiente sea positivo (a más empleo público sobre la población económicamente activa, mayor rigurosidad).

4.2.3. Epidemiológicas

La variable *Casos positivos* es la suma semanal de casos positivos de covid, ajustada por población y con rezago de un periodo. Es decir, a la provincia_t en la semana_t se le asigna el valor que surge de sumar todos los casos positivos reportados en la provincia durante la semana_{t-1}, cada 100.000 habitantes⁴¹. Se trata de datos que surgen de la propia base del Observatorio en base a reportes del Ministerio de Salud de la Nación, elaborados en base a reportes de los organismos de salud provinciales⁴². Para hacer el ajuste por población se utilizó la proyección de población del INDEC para el año 2020. Esta variable se presenta en su versión logarítmica natural, dado que hay motivos para pensar que la relación con la variable dependiente no es lineal. Aquí espero que el coeficiente de estimación sea positivo (a

³⁹ Fuentes: (i) PNUD (2017). Informe Nacional sobre Desarrollo Humano 2017. Información para el desarrollo sostenible: Argentina y la Agenda 2030, p. 164. Disponible en: <https://www.undp.org/es/argentina/publications/informaci%C3%B3n-para-el-desarrollo-sostenible-argentina-y-la-agenda-2030>. Consultado en octubre de 2022; (ii) INDEC-Censo 2010. Disponible en: <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-4-47-156>. Consultado en octubre de 2022; (iii) INDEC (2020). Incidencia de la pobreza y la indigencia en 31 aglomerados urbanos. Condiciones de vida. Vol. 4, n° 4, p. 6. Disponible en: https://www.indec.gob.ar/uploads/informesdeprensa/eph_pobreza_02_195EFE752E31.pdf. Consultado en octubre de 2022. Para la provincia de Chaco se utiliza el dato de pobreza del semestre anterior por falta de datos para el segundo semestre.

⁴⁰ Fuente: Capello, M. (2020). Autonomía fiscal de las provincias argentinas: ¿Cómo mejorar para lograr un mayor crecimiento económico?. *Monitor Fiscal*. IERAL-Fundación Mediterránea, p. 33. Disponible en: https://www.ieral.org/images_db/noticias_archivos/4205-Monitor%20Fiscal.pdf. Consultado en octubre de 2022.

⁴¹ Para ver la evolución de la suma semanal de casos de covid (sin rezago incluido) consultar [Apéndice 8.3](#).

⁴² Fuente: Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami. Disponible en: <http://observcovid.miami.edu/argentina/?lang=es>. Consultado en abril de 2023.

más casos positivos, valores más altos en el IAPP). En el caso del logaritmo natural, los coeficientes deben interpretarse como semi-elasticidades; es decir, como el aumento esperado en el IAPP (dividiendo el coeficiente por 100) ante un aumento de 1% en la variable independiente (en este caso, ante un aumento de 1% en la suma semanal de casos).

Si bien esta variable mide el nivel de casos positivos, también se utilizan variables que capturan la variación: *Diferencia semanal de casos* es una variable que surge de la diferencia entre la suma de casos de una semana y la semana anterior. Así, el valor de esta variable en la provincia_i en la semana_t estará dado por la diferencia de casos acumulados entre la semana_{t-1} y la semana_{t-2}. Aquí espero que el coeficiente de estimación sea positivo (cuanto mayor sea la diferencia de casos entre una semana y la otra, deberían verse valores más altos en el IAPP). También se utiliza una medida porcentual de esta diferencia semanal.

4.2.4. Sanitarias

Hospitales de terapia intensiva, por su parte, es un indicador de la capacidad hospitalaria de las provincias. En este caso, está representada por la cantidad de establecimientos de terapia intensiva cada 100.000 habitantes, en base a datos del Ministerio de Salud de la Nación⁴³. Esta variable varía entre provincias pero es constante en el tiempo. Se espera un coeficiente negativo. Si bien la cantidad de unidades de terapia intensiva, más que de establecimientos, sería una mejor medida de la capacidad hospitalaria, no se cuenta con datos oficiales al respecto. Como alternativa se utiliza una medida de la cantidad de unidades de terapia en base a un reporte del diario *Ámbito Financiero*, aunque no se escoge como indicador principal⁴⁴.

4.2.5. Fiscales

Recursos propios mide el peso de los recursos fiscales propios sobre el total de recursos fiscales provinciales para el año anterior a la pandemia (2019). En este caso, de los recursos propios se excluyen tanto las transferencias federales (automáticas y discrecionales) como los ingresos que provienen del pago de regalías por la explotación de recursos naturales, dado que el objetivo es medir el nivel de rentismo fiscal local. Si bien las regalías son de carácter

⁴³ Fuente: Ministerio de Salud de la Nación. Listado de establecimientos de salud asentados en el Registro Federal (REFES) - Agosto de 2019. Disponible en: <http://datos.salud.gob.ar/dataset/listado-establecimientos-de-salud-asentados-en-el-registro-federal-refes/archivo/33569332-e0bd-4c2f-9622-7a2d40201488>.

⁴⁴ Provincia por provincia: cómo están ocupadas las camas de terapia intensiva. *Ámbito Financiero*, 18 de junio de 2020. <https://www.ambito.com/informacion-general/salud/provincia-provincia-como-estan-ocupadas-las-camas-terapia-intensiva-n5110946>

provincial, la literatura suele clasificarlas como un subtipo de rentas. Aquí espero encontrar un coeficiente negativo (a más recursos propios, valores más bajos en el IAPP). Los datos provienen de cálculos realizados por Capello (2020) en base a datos de la Dirección Nacional de Asuntos Provinciales⁴⁵.

4.2.5. Políticas

La variable *Alineamiento político* representa el grado de alineamiento del gobierno subnacional respecto del Gobierno nacional, con anterioridad a la pandemia, de modo de observar si ese alineamiento previo explica las decisiones de política pública posteriores. Para ello se construyó una variable ordinal de tres categorías: *provincia alineada* (aquellas cuyo gobernador pertenece a la coalición del Frente de Todos o bien es aliado cercano); *provincia no-alineada* (aquellas cuyo gobernador no pertenece a la coalición del presidente ni es un aliado cercano, pero tampoco pertenecen a la coalición opositora Juntos por el Cambio); y *provincia opositora* (aquellas cuyo gobernador forma parte de la coalición Juntos por el Cambio, la principal coalición opositora en ese entonces)⁴⁶. La codificación de los casos se hizo en base a artículos periodísticos del diario Infobae y La Política Online⁴⁷. Posteriormente, se les asignó el número 0 a las provincias opositoras, el valor 0,5 a las no-alineadas y el valor 1 a las alineadas. De modo que un aumento en la escala de la variable indique mayor grado de alineamiento con el Gobierno nacional. Esta variable es invariante en el tiempo y se espera que tenga un coeficiente positivo.

Para la variable *Democracia subnacional* se utilizó el Índice de Democracia Subnacional desarrollado por Gervasoni (2018), actualizado para el periodo 2015-2019⁴⁸. Este índice está compuesto por cinco indicadores. *Executive contestation* mide hasta qué punto existen posibilidades reales de que la oposición derrote al partido del gobernador y está representado por la proporción de votos válidos obtenidos por el partido o coalición del gobernador en funciones en la primera ronda de elecciones para gobernador. *Legislative contestation* mide

⁴⁵ Fuente: Capello, M. (2020). Autonomía fiscal de las provincias argentinas: ¿Cómo mejorar para lograr un mayor crecimiento económico?. *Monitor Fiscal*. IERAL-Fundación Mediterránea, p. 24. Disponible en: https://www.ieral.org/images_db/noticias_archivos/4205-Monitor%20Fiscal.pdf. Consultado en octubre de 2022.

⁴⁶ Las **provincias alineadas** son: Buenos Aires, Catamarca, Chaco, Entre Ríos, La Pampa, La Rioja, San Juan, San Luis, Santa Cruz, Santa Fe, Tierra del Fuego, Tucuman, Chubut, Misiones y Santiago del Estero. Las **no-alineadas**: Río Negro, Córdoba, Neuquén y Salta. Las **opositoras**: Mendoza, Corrientes, CABA y Jujuy.

⁴⁷ Para la selección de los artículos se utilizó el buscador de Google, utilizando las palabras “gobernadores apoyo Alberto Fernández”. Se restringió la búsqueda al periodo temporal comprendido entre el 28/5/2019 (fecha de anuncio de su candidatura) y el 27/10/2019. Se consideraron solo los artículos de la primera página de resultados y se eligieron aquellos de medios de mayor tirada.

⁴⁸ Los datos para el periodo 2015-2019 no son de acceso público hasta el momento. Fueron provistos por Gervasoni y procesados conjuntamente con el autor de esta tesis a los fines de utilizarlos para el presente trabajo.

hasta qué punto existe competencia real por las bancas de la Legislatura y está representado por la proporción de votos válidos obtenidos por el partido o coalición del gobernador en funciones en las elecciones para la Legislatura o de la Cámara Baja si hay sistema bicameral. *Succession control* mide hasta qué punto el gobernador en funciones tiene éxito en mantener la gobernación en una elección. El control es “bajo” (0) si la gobernación es capturada por la oposición; “medio” (1) si el gobernador es sucedido por un copartidario que no es un pariente suyo o un aliado político cercano y “alto” (2) si el gobernador es reelecto o bien lo es un un pariente suyo o un aliado político cercano. *Legislature control* mide hasta qué punto el Poder Legislativo es controlado por el partido o coalición del gobernador y está representado por la proporción de asientos de la Legislatura o de la Cámara Baja que son obtenidos por el partido o coalición del “incumbent”. *Term limits* mide las limitaciones a la reelección del gobernador. Se codifica con 0 si la constitución prohíbe la reelección inmediata del gobernador, con 1 si permite solo una reelección inmediata, con 2 si permite dos reelecciones consecutivas y con 3 si no limita las reelecciones. Finalmente, a través de un análisis factorial se integra a los cinco indicadores en un índice final, que varía aproximadamente entre -2,5 (“nada democrático”) y 2,5 (“muy democrático”). En este caso, espero que el coeficiente sea negativo (a más democracia, menor rigurosidad en las respuestas).

4.2.5. Psicológicas

Para representar la fatiga mental de la población se utiliza la variable *Semanas desde el ASPO*. Esta variable, que a su vez es la variable de referencia temporal del panel de datos, captura la cantidad de semanas transcurridas desde que se impuso el aislamiento (semana 0). Un aumento de una unidad significa el paso de una semana a la semana siguiente, y el coeficiente debe interpretarse como el efecto promedio sobre el IAPP del paso de una semana a la siguiente. Se espera que el coeficiente sea negativo, lo que indicaría que el transcurso del tiempo, que aquí representa el desgaste mental de la población, se asocia con una disminución en la rigurosidad de las respuestas. Dado que no tiene variación transversal (los valores son homogéneos para todas las provincias), esta variable solo puede explicar cambios “intra-grupo” (a lo largo del tiempo en una misma provincia), mas no variaciones entre diferentes provincias. Los datos provienen de la propia base del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami⁴⁹.

⁴⁹ Fuente: Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami. Disponible en: <http://observcovid.miami.edu/argentina/?lang=es>. Consultado en abril de 2023.

4.3. Estructura de los datos y estrategia metodológica

Para estimar la relación entre las variables independientes y la variable dependiente se utilizan modelos de datos de panel, que consideran tanto la variación transversal (entre provincias) como intra-grupo (entre las distintas observaciones temporales de una misma provincia). Entre otras ventajas, esto permite modelar la dinámica del fenómeno bajo estudio, a diferencia de modelos puramente transversales que representan un único corte en el tiempo (Pignataro, 2018).

Si bien en la base del Observatorio COVID-19 hay datos desde el 3 de marzo de 2020 (casi tres semanas antes del aislamiento), que es la fecha del primer caso positivo de covid, se decidió analizar lo sucedido *desde* la imposición del aislamiento. Las características particulares de la decisión de imponer el ASPO, que fue una respuesta eminentemente nacional y “preventiva” a la pandemia (en un momento en el que todavía se registraban muy pocos casos de covid), vuelven aconsejable tomarlo como el punto de partida para analizar lo sucedido desde entonces en las provincias. Además, si bien hay observaciones diarias para cada provincia, se decidió darle estructura semanal a los datos. La estructura semanal parece ajustarse mejor a la dinámica real de los procesos de toma de decisiones durante la pandemia. A nivel nacional, por caso, los decretos que regulaban el régimen de aislamiento tenían una vigencia de entre una y tres semanas. Esto además evita posibles problemas de inflación artificial de las significaciones estadísticas asociadas a datos de panel con períodos de tiempo muy frecuentes (Wilson y Butler, 2007)⁵⁰.

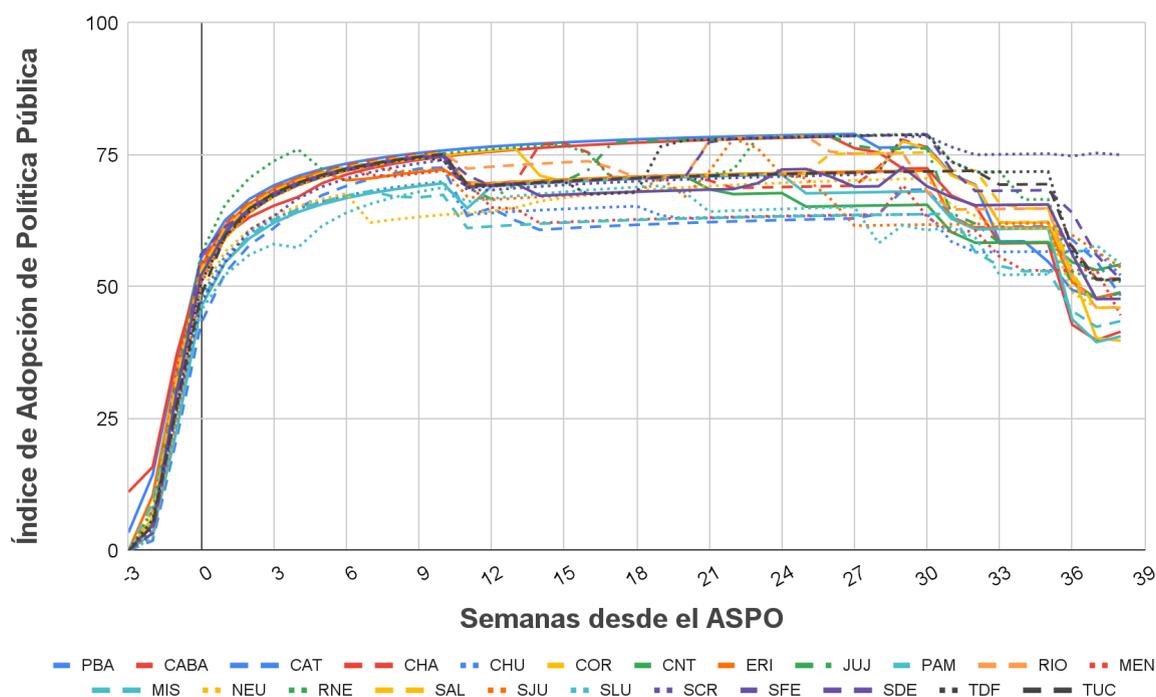
De este modo, se cuenta con datos en la variable dependiente para cada provincia a lo largo de 52 semanas, desde la semana en la que el presidente de la Nación impuso el aislamiento en marzo de 2020 (semana 0) hasta la segunda semana de marzo de 2021 (semana 51)⁵¹. Sin embargo, como se mencionó anteriormente, dado el carácter cambiante de la relación entre niveles de gobierno con respecto a la administración de la pandemia, el análisis estadístico se divide en dos etapas. En primer término se presentan modelos de regresión **para la etapa de predominio nacional**, que va desde la semana 0 hasta el momento inmediatamente previo a que las provincias salieran del régimen de aislamiento impuesto por el Ejecutivo nacional; evento que ocurre en la semana 39. De modo que el panel de esta primera etapa queda

⁵⁰ Además se toma al día lunes como el comienzo de cada semana. Esto se debe a que la mayoría de los decretos presidenciales se anunciaban durante el fin de semana pero entraban en vigor los días lunes.

⁵¹ Recordemos que Formosa no está incluida en este grupo por ausencia de datos en el IAPP.

conformado por 39 observaciones temporales (semana 0 a 38 inclusive) para las 23 provincias incluidas⁵². El Gráfico 7 muestra la evolución del IAPP de cada provincia durante esta primera etapa.

Gráfico 7. Evolución del IAPP durante la etapa de predominio nacional (marzo 2020 a diciembre 2020)



Fuente: elaboración propia en base a datos del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami.

La propia dinámica de la pandemia impone algunas limitaciones para estimar la relación de las variables independientes con la dependiente. Mientras las decisiones de política pública solían modificarse con frecuencia semanal, la mayor parte de las variables de interés tienen una dinámica de cambio mucho más gradual (como el régimen político o el nivel de rentismo fiscal) o frecuencia de medición más espaciada (como el empleo, la pobreza o el PBG per cápita). Solo las variables epidemiológicas siguen una dinámica de variación y medición en línea con la variable dependiente. Para el resto de las variables se cuenta con un único corte temporal que refleja la situación previa a la pandemia. En consecuencia, el poder explicativo de esos factores aplicará solo a la variación entre provincias, no a la variación intertemporal al interior de cada una de ellas.

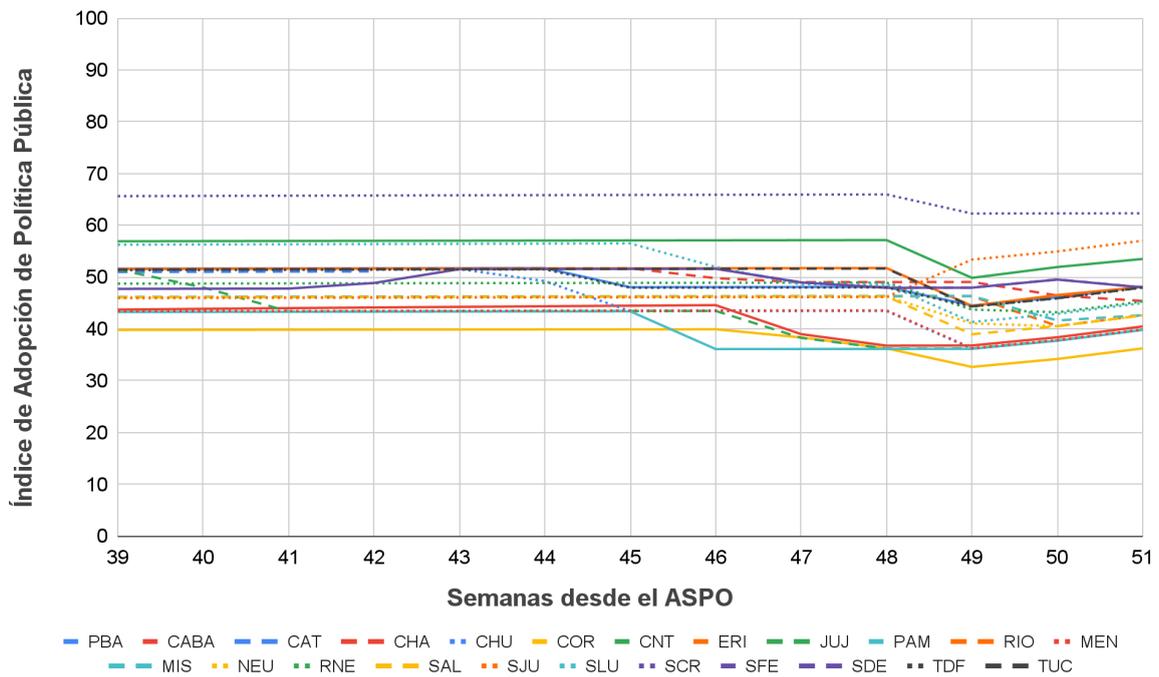
⁵² Así, N=23 y T=39, resultando en un n=897.

De este modo, si bien el estimador de efectos fijos permite controlar por variables inobservables de las unidades individuales, no permite estimar el efecto individual de variables constantes en el tiempo. Dado que la mayor parte de las variables independientes de interés tienen esta característica (variantes entre provincias pero constantes en el tiempo), el modelo de efectos aleatorios parece ser -en principio- el estimador que mejor se adapta a las características de los datos, asumiendo que las constantes individuales no están correlacionadas con las demás variables explicativas (Hsiao, 2003). No obstante, dado que este es un supuesto fuerte, y dada la elevada sensibilidad de los datos de panel a las elecciones de estimación (Wilson & Butler, 2007), verifico la robustez de los resultados utilizando modelos alternativos. En particular, efectos fijos individuales, efectos aleatorios con efectos fijos temporales, efectos aleatorios con variable dependiente rezagada y una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con errores estándar de panel corregidos (PCSE, por sus siglas en inglés).

En segundo término se presentan modelos de regresión **para la etapa de predominio subnacional**, iniciada en la semana 39. En esta semana, el Poder Ejecutivo Nacional decidió que todas las provincias argentinas queden bajo el régimen de distanciamiento, dejando atrás el más restrictivo régimen de aislamiento. Así, las provincias pasaron a una etapa de mayor autonomía en la administración de la pandemia, partiendo de condiciones homogéneas (ninguna de ellas queda alcanzada por la intervención nacional en sus territorios que implicaba el ASPO).

De este modo, para esta etapa el panel quedaría conformado por 13 observaciones temporales (semana 39 a 51 incluida) para las 23 provincias. Esto implica diferencias importantes en relación al primer panel, dado que se reduce considerablemente el número de observaciones temporales, pasando de un panel largo, donde $N < T$, a un panel corto, donde $N > T$. A su vez, no se cuenta con datos en la variable dependiente para 9 de las 13 observaciones temporales en una de las provincias (Catamarca), con lo cual estamos ante un panel levemente desbalanceado. Finalmente, la variabilidad en la variable dependiente durante esta etapa de predominio subnacional parece predominantemente transversal. Como se puede ver en el Gráfico 8 a continuación, mientras se advierten claras diferencias en el IAPP entre las provincias, casi no se observan cambios a lo largo de las trece semanas.

Gráfico 8. Evolución del IAPP durante la etapa de predominio subnacional (diciembre 2020 a marzo 2021)



Fuente: elaboración propia en base a datos del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami.

De este modo, tenemos un primer panel largo, balanceado y con variación tanto transversal como intertemporal en la variable dependiente, y un segundo panel corto, desbalanceado y con clara variación transversal pero escasa variación intertemporal. Estas diferencias en las características de los datos de cada panel tienen repercusiones sobre la selección del estimador. La escala variabilidad intra-grupo del último panel refuerza los motivos para optar por el estimador de efectos aleatorios, mientras que la escasa cantidad de observaciones temporales hace desaconsejable la incorporación de la variable dependiente rezagada (Beck, 2001). Finalmente, se decide excluir a Catamarca para evitar los problemas de paneles desbalanceados. La Tabla 2 contiene estadísticas descriptivas de la variable dependiente según las distintas etapas de la pandemia.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas del Índice de Adopción de Política Pública. Comparación entre etapas

| | Dimensión | Media | Desv. estándar | Min | Max | Observaciones |
|--|---------------------|--------------|-----------------------|------------|------------|----------------------|
| Panel completo (todo el periodo) | General | 62.36 | 11.23 | 32.65 | 78.96 | N = 1187 |
| | Entre provincias | | 3.05 | 56.78 | 69.02 | n = 23 |
| | A través del tiempo | | 10.82 | 34.43 | 79.35 | T = 51.60 |
| | Dimensión | Media | Desv. estándar | Min | Max | Observaciones |
| Panel 1 (etapa de predominio nacional) | General | 67.09 | 7.91 | 39.51 | 78.96 | N = 897 |
| | Entre provincias | | 3.38 | 60.49 | 71.86 | n = 23 |
| | A través del tiempo | | 7.18 | 37.54 | 79.08 | T = 39 |
| | Dimensión | Media | Desv. estándar | Min | Max | Observaciones |
| Panel 2 (etapa de predominio subnacional) | General | 47.68 | 6.28 | 32.65 | 65.95 | N = 286 |
| | Entre provincias | | 5.69 | 38.20 | 64.98 | n = 22 |
| | A través del tiempo | | 2.91 | 37.25 | 56.96 | T = 13 |

Fuente: elaboración propia.

Las tablas a continuación, por su parte, muestran estadísticas descriptivas de las variables postuladas como explicativas. La Tabla 3 contiene información sobre las variables que varían entre provincias pero son constantes en el tiempo.

Tabla 3. Estadísticas descriptivas de las variables explicativas invariantes en el tiempo

| Variable | Media | Desv. estándar | Min | Max | Observaciones |
|--|--------|----------------|-------|----------|---------------|
| Densidad poblacional | 663.84 | 3040.68 | 0.19 | 14920.00 | 23 |
| Densidad poblacional (logaritmo natural) | 2.44 | 1.98 | -1.68 | 9.61 | 23 |
| Población de riesgo | 21.76 | 4.88 | 13.90 | 31.00 | 23 |
| Hospitales de terapia intensiva c/100.000 hab. | 2.14 | 0.63 | 0.79 | 3.42 | 23 |
| Unidades de terapia intensiva c/ 100.000 hab. | 30.87 | 16.11 | 12.79 | 90.08 | 23 |
| PBG per cápita (2019) | 13781 | 8228 | 5810 | 38496 | 23 |
| PBG per cápita (2019) (logaritmo natural) | 9.39 | 0.50 | 8.67 | 10.56 | 23 |
| Necesidades Básicas Insatisfechas | 13.93 | 5.01 | 5.7 | 23.7 | 23 |
| Pobreza | 35.11 | 6.88 | 13.5 | 46.3 | 23 |
| Índice de Desarrollo Geográfico (IDG) | 0.83 | 0.01 | 0.80 | 0.88 | |
| Empleo público s/ PEA | 24.43 | 9.54 | 10.64 | 47.73 | 23 |
| Recursos propios (2019) | 25.22 | 13.73 | 8.00 | 71.00 | 23 |
| Democracia subnacional (2019) | -0.17 | 0.74 | -1.55 | 1.33 | 23 |
| Alineamiento político | 0.74 | 0.39 | 0.00 | 1.00 | 23 |

Fuente: elaboración propia.

La Tabla 4 contiene información sobre las variables que varían tanto entre provincias como a través del tiempo, o bien sólo a través del tiempo (como es el caso de *Semanas desde el ASPO*). La información presentada se circunscribe a la etapa de predominio nacional.

Tabla 4. Estadísticas descriptivas de las variables explicativas que varían en el tiempo. Panel 1 (etapa de predominio nacional)⁵³

| Variable | Dimensión | Media | Desv. estándar | Min. | Max. | Observaciones |
|--|---------------------|-------|----------------|----------|---------|---------------|
| Semanas desde el ASPO | General | 19.00 | 11.26 | 0.00 | 38.00 | N = 897 |
| | Entre provincias | | 0.00 | 19.00 | 19.00 | n = 23 |
| | A través del tiempo | | 11.26 | 0.00 | 38.00 | T = 39 |
| Casos positivos | General | 83.84 | 142.30 | 1.00 | 1494.65 | N = 897 |
| | Entre provincias | | 61.18 | 2.53 | 291.32 | n = 23 |
| | A través del tiempo | | 129.09 | -206.48 | 1287.16 | T = 39 |
| Casos positivos en T-1 (logaritmo natural) | General | 2.70 | 2.17 | 0.00 | 7.31 | N = 897 |
| | Entre provincias | | 0.88 | 0.65 | 4.40 | n = 23 |
| | A través del tiempo | | 1.99 | -1.16 | 6.71 | T = 39 |
| Diferencia semanal de casos | General | 3.20 | 62.71 | -1106.49 | 901.39 | N = 897 |
| | Entre provincias | | 3.35 | 0.11 | 11.49 | n = 23 |
| | A través del tiempo | | 62.63 | -1114.79 | 893.10 | T = 39 |
| Diferencia semanal de casos (%) | General | 25.95 | 89.45 | -82.66 | 928.94 | N = 897 |
| | Entre provincias | | 11.68 | 13.36 | 50.75 | n = 23 |
| | A través del tiempo | | 88.72 | -98.83 | 907.25 | T = 39 |
| Imposición presidencial | General | 0.55 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | N = 897 |
| | Entre provincias | | 0.19 | 0.28 | 0.92 | n = 23 |
| | A través del tiempo | | 0.46 | -0.37 | 1.27 | T = 39 |

Fuente: elaboración propia.

⁵³ Los mínimos y máximos de la dimensión *A través del tiempo* no representan valores absolutos. Stata, que es el programa que se utilizó para procesar la información, reporta las desviaciones mínimas y máximas de una provincia respecto de su media, sumadas al valor promedio de la dimensión *General*.

La Tabla 5, finalmente, también contiene información sobre las variables que varían tanto entre provincias como a través del tiempo, o bien sólo a través del tiempo, aunque en este caso la información se circunscribe a la etapa de predominio subnacional.

Tabla 5. Estadísticas descriptivas de las variables explicativas que varían en el tiempo. Panel 2 (etapa de predominio subnacional)

| Variable | Dimensión | Media | Desv. Estándar | Min. | Max. | Observaciones |
|--|---------------------|--------------|-----------------------|-------------|-------------|----------------------|
| Semanas desde el ASPO | General | 45.00 | 3.75 | 39.00 | 51.00 | N = 286 |
| | Entre provincias | | 0.00 | 45.00 | 45.00 | n = 22 |
| | A través del tiempo | | 3.75 | 39.00 | 51.00 | T = 13 |
| Casos positivos | General | 141.35 | 130.16 | 4.15 | 784.13 | N = 286 |
| | Entre provincias | | 105.69 | 32.71 | 401.05 | n = 22 |
| | A través del tiempo | | 79.00 | -75.89 | 524.42 | T = 13 |
| Casos positivos en T-1 (logaritmo natural) | General | 4.57 | 0.91 | 1.42 | 6.66 | N = 286 |
| | Entre provincias | | 0.79 | 3.19 | 5.87 | n = 22 |
| | A través del tiempo | | 0.49 | 2.34 | 6.18 | T = 13 |
| Diferencia semanal de casos | General | -2.28 | 55.93 | -291.32 | 248.41 | N = 286 |
| | Entre provincias | | 8.81 | -26.05 | 8.45 | n = 22 |
| | A través del tiempo | | 55.26 | -275.96 | 241.04 | T = 13 |
| Diferencia semanal de casos (%) | General | 15.98 | 135.62 | -86.87 | 2019.40 | N = 286 |
| | Entre provincias | | 48.48 | -7.84 | 228.74 | n = 22 |
| | A través del tiempo | | 127.05 | -299.63 | 1806.64 | T = 13 |

Fuente: elaboración propia.

5. Resultados y análisis de los datos

5.1. Modelos para la etapa de predominio nacional

En la Tabla 6 se presentan modelos que analizan la etapa de predominio nacional (marzo de 2020 a diciembre de 2020), utilizando el estimador de efectos aleatorios. En el **modelo (1)** se incluyen las siguientes variables que no cuentan con variación intertemporal pero presentan variación transversal: (i) *Empleo público s/ PEA*; (ii); *Alineamiento político*; (iii) *Recursos propios (2019)*; (iv) *Democracia subnacional*; (v) *Hospitales de terapia intensiva*; (vi) *Densidad poblacional* (en su versión logarítmica natural); (vii) *Población de riesgo*; y (viii) *PBG per cápita* (en su versión logarítmica natural). También se incluyen las variables *Imposición Presidencial* y *Casos positivos* en su logaritmo natural, que varían tanto en el tiempo como entre las provincias. Finalmente, se incluye *Semanas desde el ASPO*, que presenta variación intra-grupo (*al interior* de cada provincia) pero no tiene variación transversal (los valores no varían *entre* las provincias).

El modelo (1) arroja un coeficiente negativo y estadísticamente significativo para *Semanas desde el ASPO* (a más semanas transcurridas, menor valor en el IAPP, manteniendo las demás variables constantes) y un coeficiente positivo y estadísticamente significativo para el logaritmo natural de *Casos positivos (ln)* (a más casos, mayor valor en el IAPP, manteniendo las demás variables constantes)⁵⁴. Las variables *Imposición presidencial* y *Población de riesgo* también tienen el signo esperado y significancia estadística.

El **modelo (2)** excluye la variable *recursos propios*. Esto se debe a que esta variable no es estadísticamente significativa en el primer modelo, y a que se incluyen demasiados parámetros a estimar en relación al número de observaciones. Si bien el número de observaciones total es 897, el N real para las variables que solo varían transversalmente está dado por la cantidad de observaciones individuales; es decir, por las 23 provincias. Además, el nivel de rentismo fiscal está vinculado teórica y empíricamente con otras variables independientes, como la democracia subnacional y el empleo público (Gervasoni, 2018; Capello, 2020), agregando colinealidad al modelo⁵⁵. De esta forma, al excluir esta variable se

⁵⁴ Al ingresar *Casos positivos* en su versión logarítmica natural, en lugar de hacerlo en sus unidades originales, el ajuste del modelo mejora, pasando el valor del R^2 de 0.14 a 0.20. También aumenta la significancia estadística del coeficiente y más que se duplica la magnitud del coeficiente de *Semanas desde el ASPO*. El modelo de comparación, que ingresa la variable en sus unidades originales, no se reporta por motivos de espacio.

⁵⁵ El Factor de Inflación de Varianza (VIF, por sus siglas en inglés) es una medida estadística que se utiliza para evaluar la multicolinealidad en un modelo de regresión múltiple. El VIF promedio del modelo 1 es 3,29, siendo la variable *recursos propios* la que presenta el valor más alto (7,83). Al excluir esta variable en el modelo 2, el

aumenta el número de grados de libertad y se reduce la multicolinealidad, mejorando la precisión de las estimaciones correspondientes a las variables que permanecen en el modelo. Esta exclusión se mantiene para los modelos posteriores (3 a 6 de la Tabla 6 y aquellos de la Tabla 7).

El **modelo (3)** introduce una interacción entre el logaritmo natural de *Casos positivos* y *Semanas desde el ASPO*. La interacción con la variable epidemiológica se debe a que se espera que ambas variables funcionen como atenuantes recíprocos. Esto es: la tendencia general a reducir las restricciones sanitarias con el paso del tiempo debería verse atenuada por un empeoramiento de la situación epidemiológica (aumento en el nivel de casos), mientras que el efecto de un aumento en los casos sobre la rigurosidad de las respuestas locales debiera ser menor a medida que pasa el tiempo y aumenta la fatiga mental de la población. El término principal de ambas variables tiene signo positivo y significancia estadística. El coeficiente de la interacción tiene signo negativo y es estadísticamente significativo. La interpretación de estos coeficientes es que la variable epidemiológica *Casos positivos* tiene un impacto positivo sobre el IAPP en la semana 0 (cuando se impone el ASPO), pero la magnitud de ese impacto disminuye con el correr de las semanas hasta volverse negativo desde la semana número 27, manteniendo las demás variables constantes. Es decir, el efecto de la cantidad de casos positivos de covid sobre el IAPP disminuye con el paso del tiempo. Se puede profundizar en la interpretación del modelo interactivo consultando el [Apéndice 8.5](#).

El **modelo (4)** repone el modelo (3) y agrega la variable *Diferencia semanal de casos*, que captura la variación de la suma semanal de casos positivos de covid. Es decir, en lugar de medir la cantidad de casos acumulados durante la semana_{t-1}, mide la diferencia entre los casos acumulados en la semana_{t-2} y esa semana_{t-1}. El **modelo (5)** hace lo propio presentando a la variable *Diferencia semanal de casos (%)* en términos porcentuales. La variable que captura la variación en términos absolutos tiene el signo esperado y significancia estadística (cuanto mayor es el *aumento* de casos entre una semana y otra, mayor es el valor en el IAPP, manteniendo a las demás variables constantes), mientras que la variación en términos porcentuales tiene signo contrario al esperado y también tiene significancia estadística (cuanto mayor es el *aumento* porcentual de casos entre una semana y otra, menor es el valor en el IAPP, manteniendo a las demás variables constantes). Esto último es contrario a las expectativas teóricas. Al introducir las variables epidemiológicas que capturan variación de

VIF promedio se reduce a 2,35. El VIF de la variable *empleo público* se reduce de 2,02 a 1,79, mientras que el de la variable *democracia subnacional* pasa de 1,65 a 1,58.

casos, el coeficiente de la interacción entre *Semanas desde el ASPO* y *Casos positivos* mantiene signo, significancia estadística y magnitud en un orden similar al modelo (3) (ver modelos 4 y 5). Lo mismo sucede con los términos principales.

Como era de esperar, la variable de control *Imposición presidencial* tiene significancia estadística, signo positivo y gran magnitud en todos los modelos. *Población de riesgo* mantiene significancia estadística superior al 90% en todos los casos. El coeficiente de *Densidad poblacional (ln)*, si bien tiene significancia estadística superior al 90% en todos los casos, tiene el signo contrario al esperado. Ninguna de las demás variables constantes en el tiempo tiene significancia estadística en esta etapa de predominio nacional.

Tabla 6. Etapa de predominio nacional (marzo 2020 a diciembre 2020). Estimador de efectos aleatorios

| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Empleo publico s/ PEA | -0.05 (0.75) | -0.04 (0.70) | -0.08 (1.25) | -0.08 (1.23) | -0.08 (1.60) |
| Alineamiento político | -0.81 (0.60) | -0.84 (0.61) | -0.43 (0.30) | -0.44 (0.31) | -0.42 (0.37) |
| Recursos propios (2019) | -0.02 (0.23) | | | | |
| Imposición presidencial | 1.23 (2.04)** | 1.22 (2.03)** | 5.44 (9.51)*** | 5.49 (9.61)*** | 5.19 (8.98)*** |
| Democracia subnacional | -0.67 (0.87) | -0.70 (0.93) | -0.73 (0.95) | -0.70 (0.90) | -0.81 (1.32) |
| Hospitales de terapia | 1.02 (1.25) | 1.06 (1.30) | 0.96 (1.16) | 0.98 (1.17) | 0.94 (1.42) |
| Densidad poblacional (ln) | -0.13 (0.27) | -0.22 (0.71) | -0.62 (1.97)** | -0.61 (1.90)* | -0.66 (2.61)*** |
| Población de riesgo | 0.35 (2.30)** | 0.36 (2.45)** | 0.28 (1.84)* | 0.28 (1.82)* | 0.28 (2.34)** |
| PBG per cápita 2019 (ln) | 1.47 (0.84) | 1.23 (0.89) | 1.09 (0.77) | 1.12 (0.78) | 1.05 (0.93) |
| Casos positivos (ln) | 1.72 (7.20)*** | 1.71 (7.18)*** | 5.88 (18.45)*** | 5.77 (17.88)*** | 6.15 (18.40)*** |
| Semanas desde el ASPO | -0.38 (8.30)*** | -0.38 (8.28)*** | 0.35 (6.09)*** | 0.36 (6.25)*** | 0.33 (5.74)*** |
| Casos positivos (ln) # Semanas desde el ASPO | | | -0.23 (17.36)*** | -0.23 (17.26)*** | -0.24 (17.40)*** |
| Diferencia semanal de casos | | | | 0.01 (1.91)* | |
| Diferencia semanal de casos (%) | | | | | -0.01 (2.33)** |
| Constante | 47.99 (2.98)*** | 49.51 (3.36)*** | 43.34 (2.89)*** | 42.92 (2.82)*** | 44.06 (3.66)*** |
| <i>R2 within</i> | 0.12 | 0.12 | 0.35 | 0.35 | 0.35 |
| <i>R2 between</i> | 0.64 | 0.63 | 0.57 | 0.57 | 0.58 |
| <i>R2 overall</i> | 0.20 | 0.20 | 0.39 | 0.39 | 0.39 |
| <i>N</i> | 897 | 897 | 897 | 897 | 897 |

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Nota: entre paréntesis se indica el valor del estadístico T.

La Tabla 7, finalmente, presenta una comparación entre modelos que utilizan distintos estimadores para la etapa de predominio nacional. En las primeras dos columnas se repone la base del modelo (4), en un caso sin la interacción entre el logaritmo natural de *Casos positivos* y *Semanas desde el ASPO* (primera columna) y en otro caso incluyendo la interacción (segunda columna), de modo de poder comparar ambas variantes⁵⁶. En la tercera columna se presenta un **modelo de efectos aleatorios** que incorpora **efectos fijos temporales**, con variables dicotómicas que identifican cada semana transcurrida desde el ASPO menos una. El objetivo de su inclusión es controlar por variables invariantes entre provincias, pero variantes en el tiempo, que puedan afectar la variable dependiente. Esto contempla posibles shocks que afecten a todas las provincias. Al incorporar efectos fijos, que incluye un coeficiente para cada semana, se excluye la variable *Semanas desde el ASPO*, que introducía la variable de identificación temporal como un regresor independiente en forma continua, así como su interacción con la variable epidemiológica. La inclusión de los efectos fijos temporales aumenta notablemente el poder explicativo del modelo, pasando de un R^2 de 0,21 en el primer modelo a uno de 0,77 en el tercer modelo, con una mejora clara en la variabilidad *within*, cuyo R^2 pasa de 0,13 a 0,82, respectivamente: el 69% de la variabilidad intra-grupo de la variable dependiente parece estar explicada por los efectos fijos temporales⁵⁷. A su vez, el test de significatividad de Parm arroja que los efectos fijos temporales son significativos a un nivel de confianza del 99%. Por estos motivos se decide mantenerlos.

En la cuarta columna se incluye un **modelo de efectos fijos individuales (por provincia)** con el objetivo de compararlo con el de efectos aleatorios de la tercera columna. Para esto se realiza el test de Hausman (1978), que compara los estimadores de los coeficientes de regresión de efectos fijos con los coeficientes de efectos aleatorios, bajo la hipótesis nula de que no existen variables omitidas constantes en el tiempo. Si no se rechaza la hipótesis nula bajo algún nivel convencional de significancia, entonces el estimador de efectos aleatorios es más eficiente, dado que no existen variables omitidas o efectos no observados. Por el contrario, si se rechaza la hipótesis nula, el estimador de efectos fijos es preferible, dado que existen variables omitidas correlacionadas con las observadas (Pignataro, 2018). El resultado

⁵⁶ El VIF medio de este modelo que incluye la interacción es 4,85. Las variables interactuadas presentan los valores más altos, con un VIF de 11,08 para el logaritmo natural de *Casos positivos* y de 9,94 para *Semanas desde el ASPO*. El VIF de la interacción es 21,30.

⁵⁷ Esta comparación se hace tomando como base el modelo de la primera columna, que no incluye la interacción entre *Casos positivos* y *Semanas desde el ASPO*. Esto permite distinguir más claramente el poder explicativo de los efectos fijos temporales.

del test de Hausman arrojó un p-valor de 0,99. Dado que no se puede rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia del 95% (p-valor <0,05), y teniendo en cuenta el interés por estimar también el efecto de variables constantes en el tiempo, se concluye que es conveniente utilizar un modelo de efectos aleatorios.

Sobre esta base, se evalúan posibles problemas de autocorrelación serial, propios de los datos de panel (Beck y Katz, 1995). Al identificar este problema a través del test de Wooldridge (2000)⁵⁸, se introduce la variable dependiente rezagada en dos periodos como una forma de remediarlo (quinta columna). La decisión de rezagar dos periodos se apoya en la literatura que recomienda evitar el rezago de un solo periodo por problemas de endogeneidad (Anderson & Hsiao, 1982). Al realizar nuevamente el test de Wooldridge se advierte que los problemas de autocorrelación, si bien se reducen considerablemente, persisten⁵⁹. Mantener la variable dependiente rezagada en este contexto puede sesgar los estimadores (Beck y Katz, 1996; Wilson y Butler, 2007), de modo que es conveniente removerla para evitar otros problemas derivados de este tipo de modelos e intentar solucionar los problemas de autocorrelación por otras vías.

En la última columna, finalmente, se presenta una **regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con errores estándar de panel corregidos (PCSE, por sus siglas en inglés)** (Beck y Katz, 1995), que corrige problemas de heteroscedasticidad⁶⁰ y correlación contemporánea⁶¹. Se mantienen a su vez los efectos fijos temporales⁶². A este modelo se agrega una corrección por problemas de autocorrelación autorregresiva de primer orden. Este modelo se considera el más apropiado de todos los presentados, dado que además de incorporar efectos fijos temporales corrige los problemas de heteroscedasticidad, correlación contemporánea y autocorrelación mencionados⁶³.

⁵⁸ $F(1,22)=1778.739$; p-valor<0.0000. Se rechaza la hipótesis de que no existe autocorrelación de primer orden.

⁵⁹ El valor F se reduce de 1778.739 a 887.730. Sin embargo el p-valor p-valor se mantiene <0.0000. Se rechaza la hipótesis de que no existe autocorrelación de primer orden.

⁶⁰ Para el diagnóstico de problemas de heteroscedasticidad se utilizó el test modificado de Wald (Greene, 2000). $\chi^2_{23}=512.33$; p-valor<0.0000. Se rechaza la hipótesis nula, que sostiene que la variabilidad de los errores es constante entre todos los grupos ($\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i).

⁶¹ Para el diagnóstico de correlación contemporánea se utilizó el test Breusch & Pagan (Greene, 2000). $\chi^2_{253}=1031.116$; p-valor<0.0000. Se rechaza la hipótesis de que no hay correlación contemporánea en los errores del modelo.

⁶² Si bien los efectos fijos temporales controlan posibles shocks que afecten a todas las provincias al mismo tiempo, no controla aquellos eventos que afecten sólo a algunas provincias al mismo tiempo, lo que puede resultar en problemas de correlación contemporánea. El modelo de la última columna (PCSE) intenta lidiar con ese problema.

⁶³ El VIF promedio de este modelo, que se considera el más adecuado de los presentados, es 2,41. El logaritmo natural de *Casos positivos* presenta el valor más alto, con un VIF de 5,88.

Tabla 7. Etapa de predominio nacional (marzo 2020 a diciembre 2020). Comparación de estimadores

| Variables | (Ef. aleat.) | (Ef. aleat.) | (Ef. aleat. y temp.) | (Ef. fijos y temp.) | (VD rezagada) | (PCSE) |
|--|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
| Empleo publico s/ PEA | -0.045 (0.69) | -0.081 (1.23) | -0.040 (0.62) | | 0.008 (0.63) | -0.014 (0.30) |
| Alineamiento político | -0.860 (0.61) | -0.440 (0.31) | -0.846 (0.60) | | 0.053 (0.20) | -0.871 (1.17) |
| Imposición presidencial | 1.328 (2.22)** | 5.493 (9.61)*** | 4.160 (11.29)*** | 4.135 (11.24)*** | 1.716 (5.83)*** | 2.121 (6.69)*** |
| Democracia subnacional | -0.659 (0.86) | -0.703 (0.90) | -0.415 (0.54) | | -0.341 (2.28)** | -0.225 (0.51) |
| Hospitales de terapia | 1.087 (1.32) | 0.984 (1.17) | 1.230 (1.49) | | 0.181 (1.13) | 0.914 (1.59) |
| Densidad pob. (ln) | -0.202 (0.65) | -0.607 (1.90)* | -0.183 (0.59) | | -0.105 (1.76)* | -0.119 (0.68) |
| Población de riesgo | 0.360 (2.41)** | 0.277 (1.82)* | 0.300 (2.01)** | | 0.054 (1.83)* | 0.333 (4.41)*** |
| PBG per cápita 2019 (ln) | 1.277 (0.91) | 1.119 (0.78) | 1.263 (0.91) | | -0.105 (0.38) | 2.146 (2.79)*** |
| Casos positivos (ln) | 1.592 (6.57)*** | 5.772 (17.88)*** | 0.775 (5.72)*** | 0.722 (5.31)*** | 0.563 (5.65)*** | 0.445 (2.79)*** |
| Semanas desde el ASPO | -0.360 (7.72)*** | 0.362 (6.25)*** | | | | |
| Diferencia semanal de casos | 0.009 (2.45)** | 0.006 (1.91)* | -0.002 (1.33) | -0.002 (1.28) | -0.000 (0.11) | -0.001 (1.43) |
| Casos positivos # Semanas desde el ASPO | | -0.232 (17.26)*** | | | | |
| VD rezagada (T-2) | | | | | 0.743 (31.77)*** | |
| Efectos fijos temporales | NO | NO | SI*** | SI*** | SI*** | SI*** |
| Constante | 48.825 (3.26)*** | 42.915 (2.82)*** | 27.589 (1.86)* | 46.674 (62.18)*** | 22.762 (7.42)*** | 20.634 (2.51)** |
| <i>R2 within</i> | 0.13 | 0.35 | 0.82 | 0.82 | 0.87 | . |
| <i>R2 between</i> | 0.62 | 0.57 | 0.60 | 0.54 | 0.98 | . |
| <i>R2 overall</i> | 0.21 | 0.39 | 0.77 | 0.75 | 0.89 | . |
| <i>N</i> | 897 | 897 | 897 | 897 | 851 | 897 |

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Nota: entre paréntesis se indica el valor del estadístico T.

¿Qué sucede con las variables independientes de interés? *Población de riesgo* mantiene significancia estadística superior al 90% en todos los modelos. Al añadir efectos fijos temporales al modelo de efectos aleatorios, el nivel de significancia supera el 95% (tercera

columna). En la cuarta columna no se reporta su coeficiente porque al ser una variable constante en el tiempo queda absorbida por los efectos fijos individuales. En el modelo con variable dependiente rezagada se reduce tanto su significancia estadística (quedando por debajo del 95%, aunque superando el 90%) como su magnitud, dado que una parte de la variabilidad en la variable dependiente parece estar explicada por valores pasados de la propia variable. En el modelo que corrige errores estándar (PCSE), tanto la significancia estadística como la magnitud del coeficiente crecen. El coeficiente de la variable pasa de 0,30 en el modelo de efectos aleatorios con efectos fijos temporales (tercera columna) a 0,33 en el modelo que utiliza las mismas variables pero estimando por MCO y corrigiendo errores estándar (última columna).

La variable *Diferencia semanal de casos* mantiene significancia estadística por encima del 95% en los modelos iniciales de efectos aleatorios pero pierde significancia en todos los modelos posteriores. La variable que captura el nivel de casos positivos (*Casos positivos (ln)*), por su parte, mantiene un nivel de significancia superior al 99% en todos los modelos. Aunque la magnitud de su coeficiente decrece, pasando de 0,77 en el modelo de efectos aleatorios con efectos fijos temporales (tercera columna) a 0,44 en el modelo que utiliza las mismas variables pero estimando por MCO y corrigiendo errores estándar (última columna).

Lo mismo sucede con *Imposición presidencial*, que mantiene significancia superior al 95% en todos los casos pero cuyo coeficiente se reduce casi a la mitad, pasando de 4,16 en el modelo de efectos aleatorios con efectos fijos temporales (tercera columna) a 2,12 en el modelo que utiliza las mismas variables pero estimando por MCO y corrigiendo errores estándar (columna 5).

PBG per cápita (ln), si bien no tiene significancia estadística en los primeros cinco modelos, supera el 99% de significancia en el modelo que estima por MCO y corrige errores estándar, que se considera el más adecuado. En este modelo también crece considerablemente su magnitud (última columna). El signo es consistente con las expectativas teóricas (más desarrollo se asocia con más rigurosidad en las respuestas, manteniendo lo demás constante).

Democracia subnacional, por su parte, solo tiene significancia estadística en el modelo con variable dependiente rezagada (quinta columna), mientras que *Densidad poblacional (ln)* tiene significancia estadística superior al 90% en dos modelos (segunda y cuarta columna), aunque su signo es contrario al esperado y no tiene significancia estadística en el modelo que se considera más adecuado (última columna).

Otras variables, variantes entre provincias pero invariantes en el tiempo (como el empleo público, los hospitales de terapia y el alineamiento político), no tienen efecto significativo en ningún modelo.

5.2. Modelos para la etapa de predominio subnacional

La Tabla 8 presenta modelos para la etapa de predominio subnacional (diciembre de 2020 a marzo de 2021), utilizando el estimador de efectos aleatorios. La primera columna repone el modelo consolidado que se utilizó para la etapa de predominio nacional, añadiendo la variable *Recursos propios (2019)*. Este primer modelo presenta un nivel de colinealidad muy elevado, lo que se ve reflejado en un Factor de Inflación de Varianza medio de 38,82, guiado fundamentalmente por la interacción entre *Semanas desde el ASPO* y *Casos positivos (ln)* (VIF = 34,84) y *Recursos propios* (VIF = 7,43). Por este motivo, en los modelos siguientes se excluyen estos factores que agregan colinealidad y dificultan la estimación del modelo.

Al excluir ambos factores en el **modelo (2)**, el VIF promedio se reduce a 1,80⁶⁴. En este modelo depurado se observa un crecimiento en el nivel de significancia estadística de la variable *Empleo público*, que pasa de superar el 90% a ubicarse por encima del 95% de significancia. Este efecto es robusto a distintas especificaciones, manteniéndose al probar indicadores socioeconómicos alternativos a *PBG per cápita (ln)*, como el Índice de Desarrollo Geográfico (IDG) y el índice de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI)⁶⁵, cayendo algo por debajo del 95% únicamente al incluir el indicador de pobreza del INDEC. Esto último se reporta en el **modelo (3)**. También se mantiene por encima del 90%, aunque por debajo del 95%, al introducir la cantidad de unidades de terapia intensiva cada 100.000 habitantes como un indicador alternativo a *Hospitales de terapia intensiva*⁶⁶. Esto se reporta en el **modelo (4)**.

El **modelo (5)** reemplaza a la variable de empleo público por *Recursos propios (2019)*. Si bien presenta el signo esperado (a mayor dependencia de los recursos propios, menos restricciones), el coeficiente no supera el umbral convencional de significancia estadística.

⁶⁴ *Población de riesgo* presenta el valor más alto, con un VIF superior de 3,03.

⁶⁵ Estos resultados no se reportan por motivos de espacio.

⁶⁶ Por motivos de espacio, estos resultados tampoco se reportan.

Tabla 8. Estimaciones para la etapa de predominio subnacional (diciembre 2020 a marzo 2021). Estimador de efectos aleatorios

| Variables | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Empleo publico s/ PEA | 0.312 (1.83)* | 0.313 (1.98)** | 0.297 (1.70)* | 0.308 (1.93)* | |
| Alineamiento político | 3.804 (1.10) | 3.804 (1.12) | 3.688 (1.07) | 3.753 (1.11) | 2.908 (0.82) |
| Recursos propios (2019) | -0.001 (0.00) | | | | -0.136 (0.61) |
| Democracia subnacional | 0.093 (0.05) | 0.095 (0.05) | -0.028 (0.01) | 0.066 (0.04) | -0.755 (0.39) |
| Hospitales de terapia | 0.098 (0.05) | 0.098 (0.05) | 0.059 (0.03) | | -0.295 (0.14) |
| Densidad poblacional (ln) | 0.269 (0.22) | 0.267 (0.36) | 0.218 (0.24) | 0.286 (0.38) | 0.153 (0.12) |
| Población de riesgo | 0.006 (0.01) | 0.004 (0.01) | 0.060 (0.18) | 0.017 (0.05) | 0.192 (0.50) |
| PBG per cápita 2019 (ln) | -0.628 (0.14) | -0.624 (0.18) | | -0.399 (0.11) | 3.108 (0.77) |
| Casos positivos (ln) | 0.093 (0.04) | 0.547 (1.77)* | 0.541 (1.76)* | 0.548 (1.78)* | 0.563 (1.82)* |
| Semanas desde el ASPO | -0.507 (2.13)** | -0.459 (11.81)*** | -0.459 (11.82)*** | -0.459 (11.81)*** | -0.459 (11.77)*** |
| Casos positivos (ln) #Semanas desde el ASPO | 0.011 (0.20) | | | | |
| Diferencia semanal de casos | -0.004 (1.50) | -0.004 (1.52) | -0.004 (1.51) | -0.004 (1.52) | -0.004 (1.52) |
| Pobreza (2019) | | | -0.014 (0.06) | | |
| UTIs c/ 100.000 hab | | | | -0.021 (0.18) | |
| Constante | 62.537 (1.49) | 60.494 (1.69)* | 54.572 (4.42)*** | 59.003 (1.60) | 33.911 (0.86) |
| <i>R2 within</i> | 0.36 | 0.36 | 0.36 | 0.36 | 0.36 |
| <i>R2 between</i> | 0.38 | 0.38 | 0.38 | 0.39 | 0.24 |
| <i>R2 overall</i> | 0.38 | 0.38 | 0.38 | 0.38 | 0.27 |
| <i>N</i> | 286 | 286 | 286 | 286 | 286 |

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Nota: entre paréntesis se indica el valor del estadístico T.

La Tabla 9 presenta una comparación entre modelos que utilizan distintos estimadores para la etapa de predominio subnacional. En la primera columna se repone el modelo (2) de la Tabla 8. El modelo de la segunda columna incluye **efectos fijos temporales** al incluir variables

dicotómicas por semana. Al incluir los efectos fijos temporales, se excluye la variable de identificación temporal (*Semanas desde ASPO*) que se había ingresado como regresor independiente en forma continua. El test de significatividad de Parm arroja que los efectos fijos temporales son significativos a un nivel de confianza del 99%. Por este motivo se decide mantenerlos, aunque a diferencia de lo sucedido en la etapa de predominio nacional, el R^2 global se mantiene en el mismo valor. Es decir, no aumenta la variabilidad global explicada, aunque mejora el poder explicativo de la variabilidad intra-grupo. Dadas las características de este panel mencionadas al presentar la estrategia metodológica (poca variabilidad intra-grupo y elevada variabilidad transversal), no se evalúa el modelo de efectos fijos individuales.

A través del test de Wooldridge (2000) y del test de Pesaran (2007) se advierte que existen problemas de autocorrelación serial⁶⁷ y de correlación contemporánea⁶⁸, respectivamente⁶⁹. Para lidiar con el primero de los problemas (autocorrelación serial), se introduce como variable independiente la **variable dependiente rezagada** en dos periodos (tercera columna). Al realizar nuevamente el test de Wooldridge se advierte que los problemas de autocorrelación, si bien se reducen considerablemente, persisten⁷⁰. Teniendo en cuenta que la literatura desaconseja su uso en paneles cortos (Beck, 2001), y que puede sesgar los estimadores (Beck y Katz, 1996; Wilson y Butler, 2007), resulta conveniente remover la variable dependiente rezagada para evitar otros problemas derivados de este tipo de modelos e intentar solucionar los problemas de autocorrelación por otras vías.

Finalmente, para corregir los problemas de heteroscedasticidad⁷¹, autocorrelación serial y correlación contemporánea se corre una **regresión de mínimos cuadrados ordinarios**

⁶⁷ $F(1,21)=118.969$; p-valor <0.0000 . Se rechaza la hipótesis nula de que no existe autocorrelación de primer orden.

⁶⁸ El resultado del test de Pesaran (recomendado para paneles con N grande y T pequeño, a diferencia de Breusch-Pagan) da un valor de 12.970; p-valor <0.0000 . Se rechaza la hipótesis nula de que no hay correlación contemporánea en los errores del modelo.

⁶⁹ Ambos test se realizaron sobre la base del primer modelo, que incluye *Semanas desde el ASPO* en forma continua y no incluye efectos fijos temporales. Esto se debe a que no es posible correr el test de Wooldridge en Stata cuando se incluyen efectos fijos temporales. En el caso del test de Pesaran, los efectos fijos temporales distorsionan los resultados, dando un valor negativo. De todos modos, si bien los efectos fijos temporales controlan posibles shocks que afecten a todas las provincias al mismo tiempo, no controlan aquellos eventos que afecten sólo a algunas provincias al mismo tiempo. De modo que los problemas de correlación contemporánea deberían persistir a pesar de incorporar efectos fijos temporales. El modelo de la cuarta columna (PCSE) intenta lidiar con ese problema.

⁷⁰ El valor F se reduce de 1784.162 a 888.634. Sin embargo el p-valor se mantiene <0.0000 . Se rechaza la hipótesis de que no existe autocorrelación de primer orden.

⁷¹ Para el diagnóstico de problemas de heteroscedasticidad se utilizó el test modificado de Wald (Greene, 2000). $\chi^2_{22}=2888.15$; p-valor <0.0000 . Se rechaza la hipótesis nula, que sostiene que la variabilidad es constante entre todos los grupos ($\sigma^2_i = \sigma^2$ para todo i).

(MCO) con errores estándar de panel corregidos (PCSE, por sus siglas en inglés). Este modelo se presenta en la columna 4⁷².

Tabla 9. Estimaciones para la etapa de predominio subnacional (diciembre 2020 a marzo 2021). Comparación de estimadores

| Variables | (Ef. aleatorios) | (VD rezagada) | (Ef. aleatorios y temp.) | (PCSE) |
|-----------------------------|----------------------|---------------------|--------------------------|---------------------|
| Empleo publico s/ PEA | 0.313 (1.98)** | 0.048 (1.65)* | 0.325 (2.05)** | 0.294 (5.02)*** |
| Alineamiento político | 3.804 (1.12) | 0.979 (1.64) | 4.129 (1.22) | 3.438 (2.52)** |
| Democracia subnacional | 0.095 (0.05) | -0.034 (0.11) | 0.171 (0.09) | 0.104 (0.16) |
| Hospitales de terapia | 0.098 (0.05) | 0.155 (0.46) | 0.035 (0.02) | -0.236 (0.58) |
| Densidad poblacional (ln) | 0.267 (0.36) | 0.129 (1.02) | 0.259 (0.35) | 0.223 (0.74) |
| Población de riesgo | 0.004 (0.01) | 0.028 (0.43) | -0.055 (0.15) | 0.060 (0.47) |
| PBG per capita 2019 (ln) | -0.624 (0.18) | -0.660 (1.10) | -0.179 (0.05) | 0.029 (0.02) |
| Casos positivos (ln) | 0.547 (1.77)* | 0.532 (1.76)* | -0.112 (0.35) | 0.477 (1.47) |
| Diferencia semanal de casos | -0.004 (1.52) | -0.001 (0.38) | 0.001 (0.37) | -0.002 (1.24) |
| Semanas desde el ASPO | -0.459 (11.81)*** | -0.171 (3.74)*** | | |
| VD rezagada (T-2) | | 0.768 (20.71)*** | | |
| Efectos fijos temporales | NO | NO*** | SI*** | SI*** |
| Constant | 60.494 (1.69)* | 18.827 (2.82)*** | | 36.173 (2.75)*** |
| R2 within | 0.36 | 0.33 | 0.47 | . |
| R2 between | 0.38 | 0.98 | 0.35 | . |
| R2 overall | 0.38 | 0.81 | 0.38 | . |
| N | 286 | 286 | 286 | 286 |

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Nota: entre paréntesis se indica el valor del estadístico T.

¿Qué sucede con las variables independientes? A diferencia de lo que vimos en los modelos que analizan la etapa de predominio nacional, el efecto de la variable *Casos positivos* sobre el

⁷² El VIF promedio de este modelo, que se considera el más adecuado de los presentados, es 1,93.

IAPP ya no parece tan claro. El coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 90% en el modelo inicial y en el modelo con variable dependiente rezagada pero no supera ese umbral en los siguientes. *Diferencia semanal de casos* no supera el umbral convencional de significancia en ningún caso. Ninguna de estas dos variables epidemiológicas tiene significancia estadística en el modelo que se considera más apropiado (PCSE).

La variable *Empleo público* tiene el signo esperado y supera el 95% de significancia estadística en el modelo base y en el modelo de efectos aleatorios que incorpora efectos fijos temporales, ubicándose por encima del 99% de significancia en el modelo que corrige los errores estándar. Solo cae por debajo del 95%, aunque se mantiene por encima del 90%, en el modelo con variable dependiente rezagada. La magnitud del efecto oscila entre 0,29 (en PCSE) y 0,32 (en el modelo de efectos aleatorios con efectos fijos temporales), reduciéndose drásticamente -como es de esperar- al incorporar la variable dependiente rezagada (0,04), aunque este modelo no se considera el más apropiado. En el modelo que se considera más apropiado (PCSE), el efecto es de 0,32.

Alineamiento político, si bien no supera el umbral del 95% de significancia en los primeros tres modelos, sí supera ese umbral en el modelo que corrige los errores estándar. El signo del coeficiente es positivo en todos los casos, acorde con las expectativas teóricas. La magnitud del efecto oscila entre 3,4 (en PCSE) y 4,1 (en el modelo de efectos aleatorios con efectos fijos temporales), reduciéndose drásticamente -como es de esperar- al incorporar la variable dependiente rezagada (0,04). En el modelo que se considera más apropiado (PCSE), que es el modelo en el que el coeficiente de esta variable es estadísticamente significativo, el efecto es 3,4. Ninguna de las demás variables constantes en el tiempo tiene significancia estadística superior al 90%.

5.3. Discusión de los hallazgos

Etapas de predominio nacional

El análisis estadístico sugiere que el nivel de casos positivos de covid influyó sobre las decisiones de política pública durante la etapa de predominio nacional, lo que se verifica un nivel de significancia superior al 99% en todos los modelos presentados para esta etapa (tablas 6 y 7). **A mayor cantidad de casos semanales, mayor rigurosidad en las políticas de distanciamiento, manteniendo las demás variables constantes.** De acuerdo con el modelo de datos de panel con errores estándar corregidos (última columna de la Tabla 7), que

se considera el más adecuado, por cada aumento de 1% en la suma semanal de casos positivos de covid cada 100.000 habitantes se espera un aumento de 0,004 unidades en el IAPP, manteniendo constantes las demás variables del modelo. Esto equivale a decir que un aumento del 10% estaría seguido por un aumento de 0,04 unidades en el IAPP, o que una duplicación de los casos (un aumento del 100%) estaría seguido de un aumento de 0,4 unidades en el IAPP.

No obstante, este efecto parece haber decrecido con el paso del tiempo, lo que se evidencia en el resultado de la interacción con la variable de identificación temporal (modelos 3, 4 y 5 de la Tabla 6) y en los resultados de los modelos para la etapa de predominio subnacional, donde no se advierte un efecto estadísticamente significativo: **la cantidad de casos de covid no tuvo el mismo efecto sobre las decisiones de política pública en las primeras semanas de pandemia que en las últimas.** A su vez, el propio paso del tiempo (que en este caso utilizo como un indicador de la fatiga mental de la población) parece estar asociado con una disminución de la rigurosidad en las respuestas. Esto se observa en todos los modelos de la Tabla 6, aunque el modelo que se considera más apropiado (PCSE) introduce efectos fijos temporales a través de variables dicotómicas por semana, excluyendo la variable *Semanas desde el ASPO* como variable continua y su interacción con la variable epidemiológica⁷³.

En cuanto a la variable epidemiológica que captura la variación, más que el nivel, la evidencia no parece ser concluyente. *Diferencia semanal de casos* no supera los umbrales convencionales de significancia estadística cuando se utilizan otros estimadores o se incorporan efectos fijos temporales.

El tamaño relativo de la **población de riesgo** también parece explicar las respuestas subnacionales en la etapa de predominio nacional, lo que se evidencia en la significancia estadística del coeficiente superior al 90% a lo largo de todos los modelos presentados para esta etapa (tablas 6 y 7) y superior al 99% en el modelo que se considera más adecuado (PCSE). Dado que esta variable es constante en el tiempo, solo puede explicar diferencias interprovinciales: las provincias con mayor población de riesgo adoptaron, en promedio, respuestas más restrictivas que aquellas con menor población de riesgo. De acuerdo con el

⁷³ Al incluir los efectos fijos por semana se pierde la posibilidad de evaluar el efecto de *Semanas desde el ASPO* en forma continua (que representaría la variable conceptual “fatiga mental de la población”). En este caso, y luego de efectuar los *tests* correspondientes, se prioriza mantener los efectos fijos temporales en tanto permiten controlar por factores inobservables que sean invariantes entre provincias pero variantes en el tiempo. Por ese motivo el modelo final (PCSE) de ambas etapas no incluye a *Semanas desde el ASPO* en forma continua sino que incluye efectos fijos por semana.

modelo de datos de panel con errores estándar corregidos (última columna de la Tabla 7), que se considera el más adecuado, por cada aumento de un punto porcentual en el tamaño relativo de la población de riesgo se espera un aumento de 0,3 unidades en el IAPP, manteniendo las demás variables constantes. Esto equivale a decir que un aumento de 10 puntos porcentuales en el tamaño relativo de la población de riesgo (que es la distancia que existe, por ejemplo, entre Córdoba y Catamarca), se espera un aumento de 3 unidades en el IAPP, manteniendo constantes las demás variables del modelo. Este efecto parece desaparecer en la etapa de predominio subnacional, lo que se evidencia en un nivel de significancia estadística inferior al 90% en todos los modelos.

Vale aclarar que este efecto desaparece al utilizar el indicador alternativo “porcentaje de población mayor de 65 años”. Al usar el indicador de edad no solo no se encuentra un efecto estadísticamente significativo sino que el signo es negativo, contrario a lo esperado. Este indicador de edad, de hecho, bien podría considerarse un indicador de desarrollo (y no de vulnerabilidad sanitaria), dado que más desarrollo económico está asociado con expectativas de vida más largas (Chen et al., 2021). Como se mencionó anteriormente, el indicador “porcentaje de población con salud mala o regular” se considera más apropiado por abarcar mejor la diversidad de factores de riesgo que implican mayor exposición a las consecuencias del virus. En este sentido, este trabajo aporta un indicador que representa mejor la variable conceptual que se pretende medir, y que representa una innovación respecto de estudios previos. Los resultados de las estimaciones utilizando el indicador de edad se reportan en el [Apéndice 8.6](#), en donde se replican los modelos de la Tabla 7 pero cambiando únicamente el indicador de *Población de riesgo*.

Además de factores epidemiológicos y sociodemográficos, otros factores socioeconómicos, como el nivel de **desarrollo económico**, parecen haber incidido en las decisiones de política pública en la etapa de predominio nacional. *PBG per cápita 2019 (ln)* tiene el signo esperado en prácticamente todos los casos (Tablas 6 y 7) y, si bien no tiene significancia estadística en la mayoría de ellos, sí supera el umbral convencional del 95% en el modelo que se considera más adecuado (PCSE). Según el modelo de datos de panel con errores estándar corregidos (última columna de la Tabla 7), un aumento de 1% en el Producto Bruto Geográfico per cápita se asocia con un aumento 0,02 puntos en el IAPP. Es decir que un aumento del 100% se asocia con un aumento de 2 puntos en el IAPP, manteniendo lo demás constante. Dado que esta variable es constante en el tiempo, solo puede explicar diferencias interprovinciales: las provincias con mayor nivel de desarrollo económico adoptaron, en promedio, respuestas más

restrictivas que aquellas con menor nivel de desarrollo económico, manteniendo las demás variables constantes. Aunque vale recordar que este hallazgo es más sensible que los comentados anteriormente a la especificación del modelo y la técnica de estimación que se seleccionen.

Etapas de predominio subnacional

Por su parte, hay buenos motivos para pensar que la **estructura del mercado laboral** influyó sobre las decisiones de política pública durante la etapa de predominio subnacional, lo que se evidencia en una significancia estadística superior al 90% para la variable *Empleo público* a lo largo de todos los modelos presentados para esta etapa, superando el 95% en el modelo que se considera más adecuado (PCSE). Dado que esta variable es constante en el tiempo, solo puede explicar diferencias interprovinciales: las provincias con mayor nivel de empleo público sobre la población económicamente activa adoptaron, en promedio, respuestas más restrictivas que aquellas con menor nivel de empleo público, manteniendo las demás variables constantes. De acuerdo con el modelo de datos de panel con errores estándar corregidos (última columna de la Tabla 9), por cada aumento de un punto porcentual en la participación del empleo público sobre la población económicamente activa se espera un aumento de 0,29 unidades en el IAPP, manteniendo las demás variables constantes. Esto equivale a decir que un aumento de 10 puntos porcentuales en la participación del empleo público sobre la población económicamente activa (la diferencia aproximada entre Salta y Santiago del Estero, por ejemplo), se espera un aumento de 2,9 unidades en el IAPP, manteniendo constantes las demás variables del modelo.

También hay motivos para pensar que el **alineamiento político respecto del Gobierno nacional** influyó sobre las decisiones de políticas públicas durante la etapa de predominio subnacional. Esta variable presenta el signo esperado en todos los casos (tablas 8 y 9) y, si bien no tiene significancia estadística en la mayoría de ellos, sí supera el umbral convencional del 95% en el modelo que se considera más adecuado (PCSE). Según el modelo de datos de panel con errores estándar corregidos (última columna de la Tabla 9), estar totalmente alineado con el Gobierno nacional (que es el caso de provincias como Santa Cruz y Buenos Aires) se asocia con un nivel del IAPP 2,7 puntos superior al de una provincia no alineada (que es el caso, por ejemplo, de Mendoza). Este efecto parece de gran magnitud si consideramos que la desviación típica del IAPP (entre provincias) durante esta etapa de la pandemia es 5,69. Es decir que es un efecto de aproximadamente 0,47 desvío estándar.

Aunque vale recordar que este hallazgo es más sensible que el comentado anteriormente a la especificación del modelo y a la técnica de estimación que se seleccione.

Finalmente, no se hallan resultados estadísticamente significativos, en ninguna de las dos etapas, para otras variables sanitarias (capacidad hospitalaria), políticas (democracia subnacional) y fiscales (rentismo fiscal subnacional). Tampoco se encuentra un efecto estadísticamente significativo para indicadores socioeconómicos alternativos a PBG per cápita (como pobreza y NBI) para los que se esperaba encontrar algún efecto sobre la variable dependiente. La densidad poblacional (en su logaritmo natural), por su parte, si bien supera el umbral de significancia estadística en algunos modelos (ver Tabla 6), tiene el signo contrario a las expectativas teóricas. De todas formas, no supera el umbral de significancia en el modelo que se considera más apropiado (PCSE -última columna de la Tabla 7). La Tabla 10 resume la confirmación empírica de cada hipótesis según los resultados obtenidos en los modelos estadísticos presentados en esta sección.

Tabla 10. Confirmación empírica de las hipótesis causales

| Tipo de factor causal | Factor causal | Hipótesis | Confirmación empírica |
|-----------------------|--|--|-----------------------|
| Sociodemográfico | Densidad poblacional | + densidad poblacional → + restricciones | NO |
| | Población de riesgo | + población de riesgo → + restricciones | SI |
| Socioeconómico | Desarrollo económico | + desarrollo económico → + restricciones | SI |
| | Estructura del mercado laboral | + empleo público → + restricciones | SI |
| Sanitario | Capacidad hospitalaria | + capacidad hospitalaria → - restricciones | NO |
| Epidemiológico | Incidencia del virus | + incidencia del virus → + restricciones | SI |
| Fiscal | Rentismo | + dependencia de rentas → + restricciones | NO |
| Político | Régimen político | + democracia → - restricciones | NO |
| | Alineamiento respecto al Gobierno nacional | + alineamiento → + restricciones | SI |
| Psicológico | Fatiga mental | + fatiga mental → - restricciones | NO ⁷⁴ |

Fuente: elaboración propia.

En síntesis, el manejo de la pandemia entre marzo de 2020 y marzo de 2021 se dividió en dos grandes etapas, en función del grado de imposición presidencial sobre los territorios provinciales. Los factores que explican las respuestas subnacionales no son los mismos en cada uno de estos dos momentos: mientras factores epidemiológicos (cantidad de casos positivos de covid), sociodemográficos (tamaño relativo de la población de riesgo) y socioeconómicos (nivel de desarrollo económico) parecen explicar las respuestas provinciales durante la etapa de predominio nacional, otros factores socioeconómicos (como la estructura del mercado laboral) y políticos (como el alineamiento respecto al Gobierno nacional) parecen explicar las respuestas subnacionales durante la última etapa del primer año de pandemia. No obstante, mientras algunos hallazgos (como el efecto de las variables *Empleo*

⁷⁴ El modelo que se considera más apropiado (PCSE) introduce efectos fijos temporales a través de variables dicotómicas por semana, excluyendo la variable *Semanas desde el ASPO* como variable continua y su interacción con la variable epidemiológica, de modo de privilegiar el control de factores inobservables, constantes entre provincias pero variantes en el tiempo. Debido a esa exclusión, se considera que no se confirma la hipótesis vinculada a la fatiga mental de la población. Sin embargo, todos los modelos anteriores en los que se incluyó a *Semanas desde el ASPO* de forma continua arrojan un coeficiente negativo y estadísticamente significativo, en línea con la hipótesis presentada por este trabajo.

público, Población de riesgo y Casos positivos) parecen tener un gran respaldo estadístico, otros (como el efecto de *PBG per cápita* y *Alineamiento político*) parecen más sensibles a la especificación del modelo y la técnica de estimación que se seleccione. La Tabla 11 resume los hallazgos empíricos de esta sección según las distintas etapas de la pandemia.

Tabla 11. Síntesis de los hallazgos empíricos según etapa de la pandemia

| Tipo de factor causal | Factor causal | Relación con la variable dependiente |
|---|--|---|
| Etapa de predominio nacional (marzo 2020 a diciembre 2020) | | |
| Sociodemográfico | Población de riesgo | + población de riesgo → + restricciones |
| Socioeconómico | Desarrollo económico | + desarrollo → + restricciones |
| Epidemiológico | Incidencia del virus | + incidencia del virus → + restricciones |
| Etapa de predominio subnacional (diciembre 2020 a marzo 2021) | | |
| Socioeconómico | Estructura del mercado laboral | + empleo público → + restricciones |
| Político | Alineamiento respecto al Gobierno nacional | + alineamiento → + restricciones |

Fuente: elaboración propia.

6. Conclusiones

Este trabajo buscó describir y explicar la variación en el grado de rigurosidad de las políticas de distanciamiento físico a nivel subnacional en Argentina durante el primer año de pandemia, utilizando modelos de datos de panel.

Encuentro, en primer lugar, que el nivel general de rigurosidad de las políticas de distanciamiento, luego de un abrupto crecimiento en las primeras semanas, decrece con el paso del tiempo, mientras que la variación entre las provincias aumenta. Entre mediados de marzo de 2020 y mediados de diciembre de ese mismo año, el Gobierno nacional mantuvo algún grado relevante de imposición sobre las decisiones de política sanitaria en las provincias, en tanto ejercía la facultad de decidir qué distritos quedaban alcanzados por el Aislamiento Social Preventivo y Obligatorio. Desde mediados de diciembre de 2020 y hasta mediados de marzo de 2021, el Gobierno nacional dejó en manos de las provincias las decisiones sobre las políticas de distanciamiento a seguir en cada distrito, otorgándoles mayor autonomía en el manejo de la pandemia. Es en esta etapa de predominio subnacional donde se registra la mayor variación entre las provincias.

En la primera etapa de la pandemia, entre marzo de 2020 y diciembre del mismo año, las respuestas subnacionales parecen haber estado influenciadas por factores epidemiológicos (cantidad de casos positivos de covid), sociodemográficos (tamaño relativo de la población de riesgo) y socioeconómicos (nivel de desarrollo económico).

En primer lugar, **cuanto mayor es el número de casos positivos de covid, mayor es la rigurosidad de las respuestas**. Aunque este efecto decrece con el paso del tiempo hasta desaparecer en los últimos meses. En segundo lugar, **las provincias con mayor población de riesgo -en términos relativos- tendieron a adoptar respuestas más rigurosas que aquellas con menor población de riesgo**. Allí donde el tamaño relativo de la población de riesgo es mayor, las autoridades subnacionales tuvieron incentivos para restringir aún más la circulación de personas como una forma de restringir la circulación del virus y, en última instancia, de reducir la exposición de este grupo poblacional más vulnerable a las consecuencias de contraerlo. En tercer lugar, **mayor desarrollo económico está asociado con respuestas más rigurosas**. La sostenibilidad de las restricciones sanitarias se ve afectada cuando se dirigen a poblaciones más vulnerables en términos socioeconómicos, en tanto las restricciones a la circulación afectan la actividad laboral y con ello la fuente de sustentación

personal o familiar. Más desarrollo económico implica mayor margen para sostener políticas de distanciamiento estrictas. Aunque este hallazgo empírico es más sensible a la especificación del modelo y la técnica de estimación estadística que los hallazgos vinculados al tamaño relativo de la población de riesgo, al empleo público y a la tasa de casos positivos de covid.

Finalmente, en la segunda etapa de la pandemia (entre diciembre de 2020 y marzo de 2021), que fue el momento de mayor autonomía y variación entre las provincias en relación al manejo de la pandemia, las respuestas subnacionales parecen haber estado influenciadas por factores socioeconómicos (estructura del mercado laboral local) y políticos (alineamiento respecto al Gobierno nacional).

Las provincias con mayor nivel de empleo público adoptaron, en promedio, respuestas más rigurosas que aquellas en donde la participación del empleo público es menor. La dependencia del empleo público, por un lado, reduce los incentivos para que la sociedad civil demande una liberalización de las regulaciones sanitarias que impulsen la reactivación de la economía, en tanto este tipo de empleo es menos sensible a la caída en la actividad económica que generan las restricciones impuestas para lidiar con la pandemia. Por otro lado, la estructura del mercado laboral también podría incidir sobre los incentivos de los gobernantes, en la medida en que puede considerarse un indicador de la dependencia del gobierno local respecto de las transferencias del Estado central. Los gobernantes de provincias con un sector privado de mayor tamaño tienen más motivos para reactivar la economía local y, así, recuperar los niveles de recaudación y empleo provincial. Los gobernantes de provincias con un sector privado más pequeño, típicamente más dependientes de transferencias del Estado central -y menos del sector privado local-, tienen menos motivos para reactivar la economía local.

El alineamiento político respecto al Gobierno nacional también parece haber condicionado las decisiones sanitarias subnacionales: las provincias más alineadas con el Gobierno nacional tendieron a adoptar respuestas más rigurosas (y por tanto, más cercanas a la postura del Gobierno nacional) que aquellas menos alineadas. Durante la mayor parte de la pandemia, el Gobierno nacional mantuvo una postura pública más bien favorable a sostener las restricciones sanitarias, mientras que referentes de la principal coalición opositora, luego del consenso inicial en favor del régimen de aislamiento, comenzaron a mostrar cada vez mayores diferencias respecto al Gobierno nacional en relación a las restricciones. El análisis

estadístico aporta evidencia para pensar que esto incidió sobre las políticas de distanciamiento adoptadas a nivel local, en particular durante la etapa de predominio subnacional. Aunque, al igual que en el caso del desarrollo económico, este hallazgo empírico es más sensible a la especificación del modelo y la técnica de estimación estadística que los hallazgos vinculados al tamaño relativo de la población de riesgo, al empleo público y a la tasa de casos positivos de covid.

¿Por qué los factores que explican las respuestas subnacionales en la primera etapa de la pandemia no son los mismos que explican las respuestas de la última etapa? En la primera parte de la pandemia predominaron factores epidemiológicos (cantidad de casos de covid) y sociodemográficos (tamaño relativo de la población de riesgo) ligados estrechamente al impacto que podría tener el Covid-19 en la población: ante la emergencia, y a medida que aumentaban los casos de covid, se priorizó sostener las restricciones sanitarias y proteger a la población más vulnerable a las consecuencias de contraer el virus. Pasado el temor inicial, y a medida que aumentaba el desgaste socioeconómico y emocional de la población producto del aislamiento, las variables asociadas a los posibles efectos del virus empezaron a perder incidencia sobre las decisiones de política pública, dando lugar a nuevos factores de orden socioeconómico y político. Es en ese contexto que las provincias con mayor necesidad de reactivar la economía local y menos alineadas con el Gobierno nacional flexibilizaron restricciones sanitarias en mayor medida que aquellas que tenían menos necesidades económicas y que estaban más alineadas con el Gobierno nacional, que siempre mantuvo una postura más bien favorable a sostener políticas de distanciamiento estrictas.

Este trabajo implica una contribución al campo de estudio de las relaciones intergubernamentales al describir la dinámica de las relaciones entre el Gobierno nacional y los gobiernos provinciales en relación a la administración de la pandemia en Argentina. Adicionalmente, contribuye a una mejor comprensión de los factores que influyen en la adopción de políticas públicas en contextos de gobierno multinivel: comprender mejor las respuestas de política pública a nivel subnacional en materia sanitaria puede ayudar a generar nuevas hipótesis y teorías sobre las respuestas subnacionales en otras áreas de política pública, así como a entender cómo algunos factores domésticos moldean la política pública en este nivel de gobierno. Finalmente, aporta al campo de la economía política en la medida en que ofrece aportes para continuar pensando cómo ciertas condiciones socioeconómicas (como la estructura del mercado laboral) inciden sobre el comportamiento de las autoridades políticas.

Por último, estudios previos han demostrado que, en ocasiones, políticas adoptadas a nivel nacional son eludidas a nivel subnacional no necesariamente a través de la legislación local sino a través de la implementación territorial de esa normativa (Fernandez Milmanda & Garay, 2020). Teniendo en cuenta que durante una buena parte de la pandemia el Gobierno nacional impuso medidas de aislamiento o distanciamiento con altos costos sociales y económicos asociados, es de esperar que al menos algunas provincias hayan recurrido a la sub- o inaplicación normativa como una forma de eludir los costos de esas políticas. Una buena forma de profundizar esta agenda de investigación podría orientarse a virar desde un enfoque *policy-adoption* a uno de tipo *policy-enforcement*. Este trabajo buscó describir y explicar los procesos de *adopción* de medidas de distanciamiento para afrontar la pandemia a nivel subnacional. Describir y explicar los procesos de *aplicación* de esas medidas podría arrojar avances interesantes en el campo de estudios de las relaciones intergubernamentales.

7. Referencias bibliográficas

Ahamed, H., Hasan, K. T., Islam, M. T., & Galib, F. C. (2020). Lockdown policy dilemma: COVID-19 pandemic versus economy and mental health. *Journal of Biomedical Analytics*, 3(2), 37-58.

An, B. Y., Porcher, S., & Tang, S. Y. (2023). Global diffusion of COVID-19 policies: The role of geographic, institutional, and cultural cues. *Policy Studies Journal*.

Asahi, K., Undurraga, E. A., Valdés, R., & Wagner, R. (2021). The effect of COVID-19 on the economy: Evidence from an early adopter of localized lockdowns. *Journal of global health*, 11.

Baccini, L., & Brodeur, A. (2021). Explaining governors' response to the COVID-19 pandemic in the United States. *American Politics Research*, 49(2), 215-220.

Bennouna, C., Giraudy, A., Moncada, E., Rios, E., Snyder, R., & Testa, P. (2021). Pandemic policymaking in presidential federations: Explaining subnational responses to COVID-19 in Brazil, Mexico, and the United States. *Publius: The Journal of Federalism*, 51(4), 570-600.

Bonvecchi, A., & Lodola, G. (2011). The dual logic of intergovernmental transfers: Presidents, governors, and the politics of coalition-building in Argentina. *Publius: the journal of federalism*, 41(2), 179-206.

Broche-Pérez, Y., Fernández-Castillo, E., & Reyes Luzardo, D. A. (2021). Consecuencias psicológicas de la cuarentena y el aislamiento social durante la pandemia de COVID-19. *Revista Cubana de Salud Pública*, 46, e2488.

Capello, M. (2020). Autonomía fiscal de las provincias argentinas: ¿Cómo mejorar para lograr un mayor crecimiento económico?. *Monitor Fiscal*. IERAL-Fundación Mediterránea.

CEPAL (2022). Desagregación del valor agregado bruto de la Argentina, base 2004. Consultado en diciembre de 2022.

Chen, Z., Ma, Y., Hua, J., Wang, Y., & Guo, H. (2021). Impacts from economic development and environmental factors on life expectancy: A comparative study based on data from both developed and developing countries from 2004 to 2016. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(16), 8559.

Delgadillo, D. S., & Salinas, J. C. ¿ Qué explica las medidas tomadas por los países durante la primera ola de covid-19? Factores políticos y económicos. *Estudios Políticos*, (58), 211-232.

Engler, S., Brunner, P., Loviat, R., Abou-Chadi, T., Leemann, L., Glaser, A., & Kübler, D. (2021). Democracy in times of the pandemic: explaining the variation of COVID-19 policies across European democracies. *West European Politics*, 44(5-6), 1077-1102.

Gervasoni, C. (2011). Una teoría rentística de los regímenes subnacionales: federalismo fiscal, democracia y autoritarismo en las provincias argentinas. *Desarrollo económico*, 579-610.

Gervasoni, C. (2018). *Hybrid regimes within democracies: Fiscal federalism and subnational rentier states*. Cambridge University Press.

Goldstein, P., Levy Yeyati, E., & Sartorio, L. (2021). Lockdown fatigue: The diminishing effects of quarantines on the spread of COVID-19. *CID Working Paper Series*.

Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Haffajee, R. L., & Mello, M. M. (2020). Thinking globally, acting locally—The US response to COVID-19. *New England journal of medicine*, 382(22), e75.

Hooghe, L., Marks, G., Schakel, A. H., Osterkat, S. C., Niedzwiecki, S., & Shair-Rosenfield, S. (2016). *Measuring regional authority: A postfunctionalist theory of governance, Volume I*. Oxford University Press.

INDEC (2019). 4° Encuesta Nacional de Factores de Riesgo. Resultados definitivos. Consultado en julio de 2023.

INDEC (2020). Incidencia de la pobreza y la indigencia en 31 aglomerados urbanos. Condiciones de vida. Vol. 4, n° 4. Consultado en octubre de 2022.

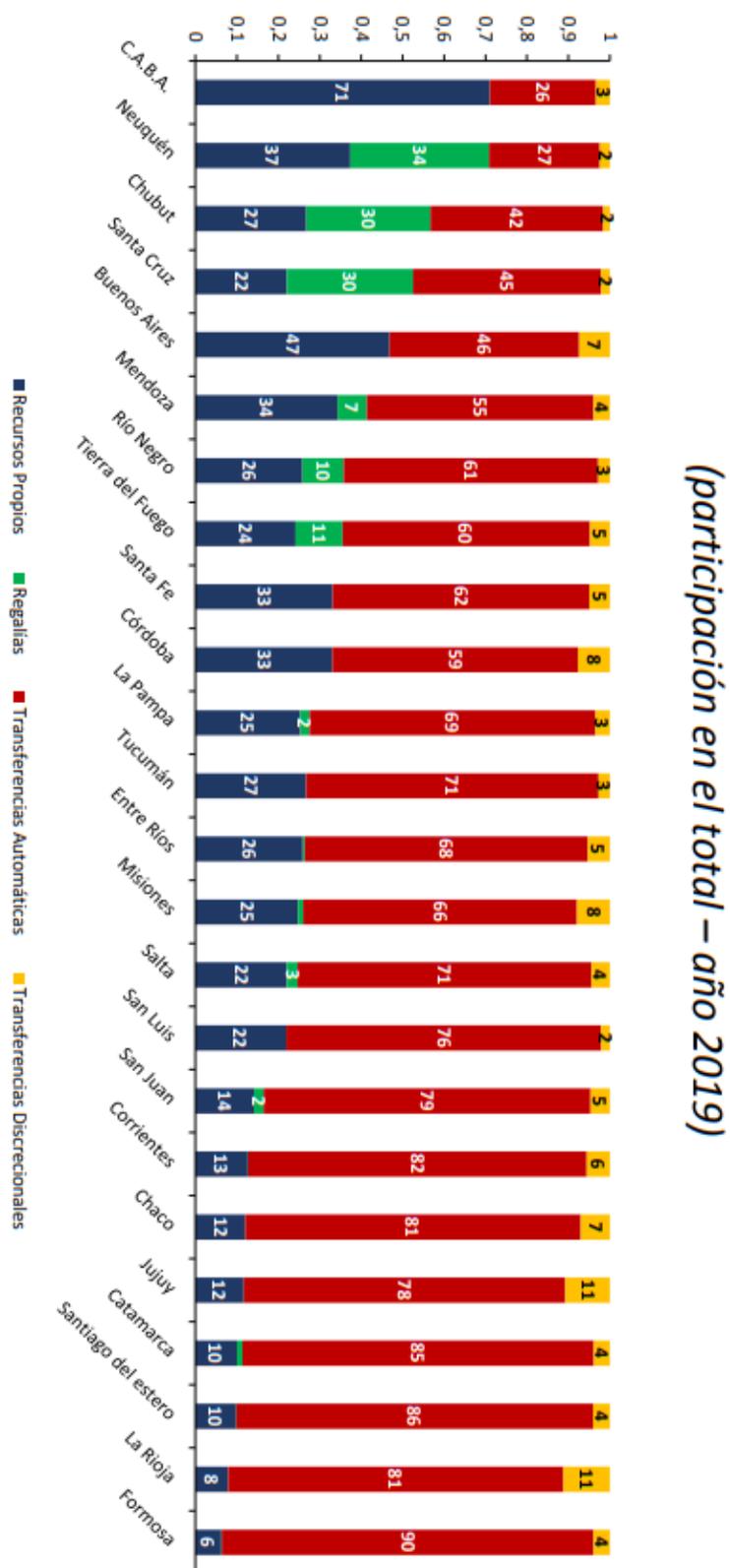
Knaul, F. M., Touchton, M. M., Arreola-Ornelas, H., Calderon-Anyosa, R., Otero-Bahamón, S., Hummel, C., ... & Sanchez-Talanquer, M. (2022). Strengthening Health Systems To Face Pandemics: Subnational Policy Responses To COVID-19 In Latin America: Study examines policy responses to COVID-19 in Latin America. *Health Affairs*, 41(3), 454-462.

Milmanda, B. F., & Garay, C. (2020). The multilevel politics of enforcement: environmental institutions in Argentina. *Politics & Society*, 48(1), 3-26.

- Mistur, E. M., Givens, J. W., & Matisoff, D. C. (2023). Contagious COVID-19 policies: Policy diffusion during times of crisis. *Review of Policy Research*, 40(1), 36-62.
- Nader, E., Méndez, D., & Altavilla, C. (2021). Experiencia argentina en la lucha contra la pandemia provocada por el virus SARS-CoV-2: un análisis sobre el funcionamiento del federalismo. *NADER, Esteban; FUCHS, Marie Christine (eds). Covid*, 19, 102-142.
- Oana, I. E., Pellegata, A., & Wang, C. (2021). A cure worse than the disease? Exploring the health-economy trade-off during COVID-19. *West european politics*, 44(5-6), 1232-1257.
- Paquet, M., & Schertzer, R. (2020). COVID-19 as a complex intergovernmental problem. *Canadian Journal of Political Science/Revue canadienne de science politique*, 53(2), 343-347.
- Rahman, H. S., Aziz, M. S., Hussein, R. H., Othman, H. H., Omer, S. H. S., Khalid, E. S., ... & Abdullah, R. (2020). The transmission modes and sources of COVID-19: A systematic review. *International Journal of Surgery Open*, 26, 125-136.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2017). Informe Nacional sobre Desarrollo Humano 2017. Información para el desarrollo sostenible: Argentina y la Agenda 2030. Consultado en octubre de 2022.
- Superintendencia de Riesgos del Trabajo de la Nación, Ministerio de Trabajo de la Nación (2021). Prevención y Seguridad en el Trabajo, Compilación de normas en relación al Covid-19.
- Tai, Y., Yao, J., & Pizzi, E. (2022). Policy adoption and diffusion during the COVID-19 crisis. *Journal of Asian public policy*, 1-19.
- Touchton, M., Knaul, F. M., Arreola-Ornelas, H., Porteny, T., Carniado, Ó. M., Faganello, M., ... & Vargas Enciso, V. (2023). Non-pharmaceutical interventions to combat COVID-19 in the Americas described through daily sub-national data. *Scientific data*, 10(1), 734.
- Wilson, S. E., & Butler, D. M. (2007). A lot more to do: The sensitivity of time-series cross-section analyses to simple alternative specifications. *Political Analysis*, 15(2), 101-123.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

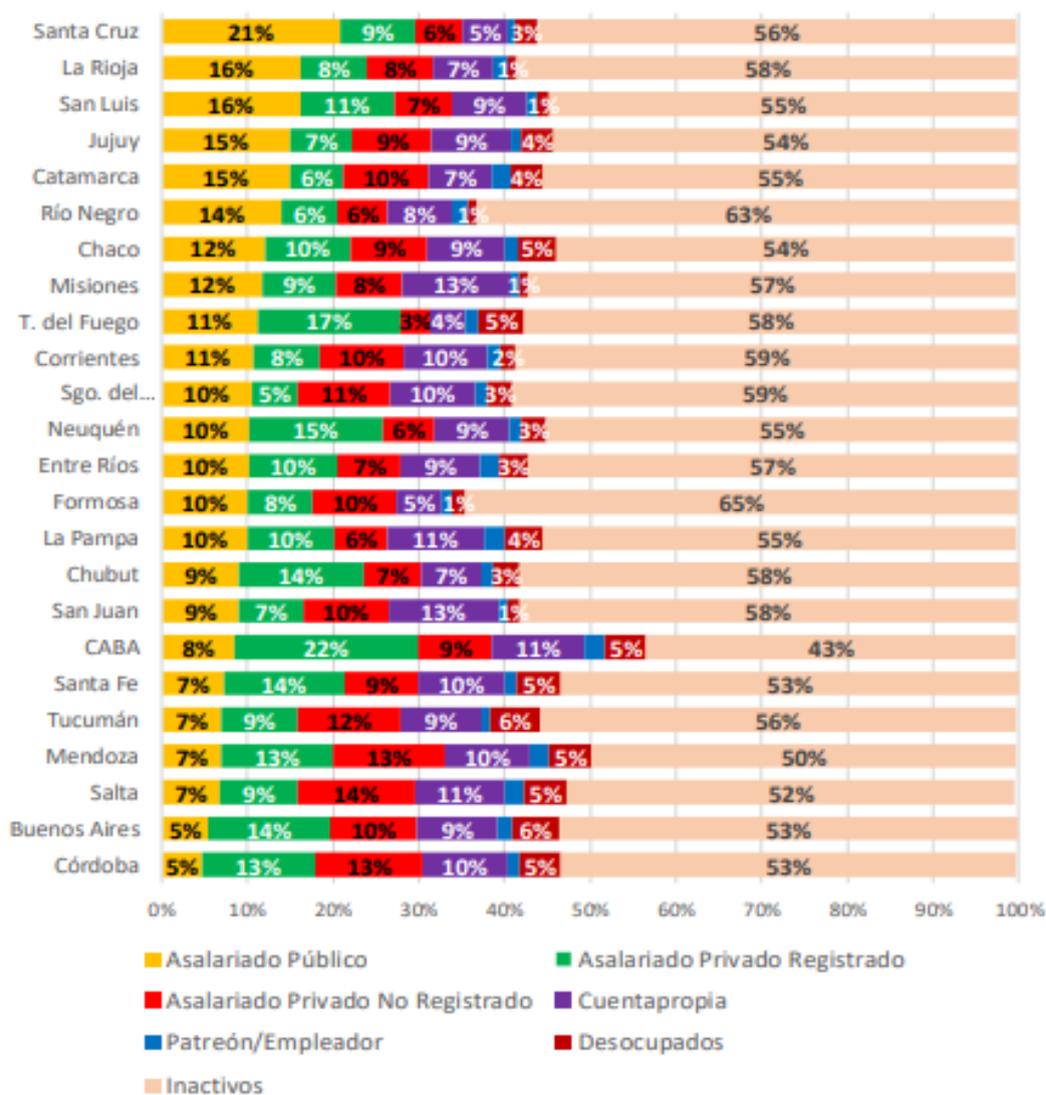
8. Apéndice

8.1. Participación de recursos provinciales según origen



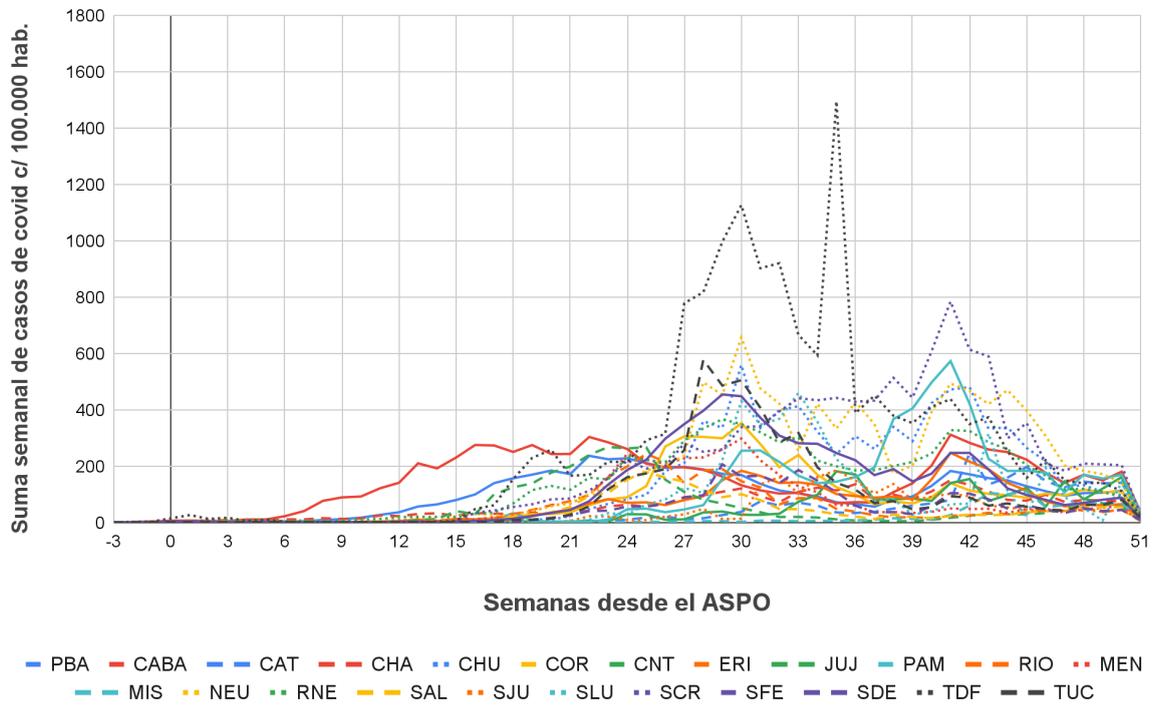
Fuente: Capello (2020:24) en base a datos de la Dirección Nacional de Asuntos Provinciales.

8.2. Estructura del mercado laboral provincial



Fuente: Capello (2020:33) en base a datos de EPH-INDEC (primer trimestre de 2020). Nota 1: los datos de empleo surgen de relevamientos sobre los principales conglomerados urbanos de cada provincia. Nota 2: la composición está expresada en porcentaje (%) de la población total - primer trimestre 2020.

8.3. Evolución de casos positivos de covid cada 100.000 habitantes (suma semanal por provincia)



Fuente: elaboración propia en base a datos del Observatorio COVID-19 de la Universidad de Miami.

8.4. Población de riesgo (comparación de indicadores)

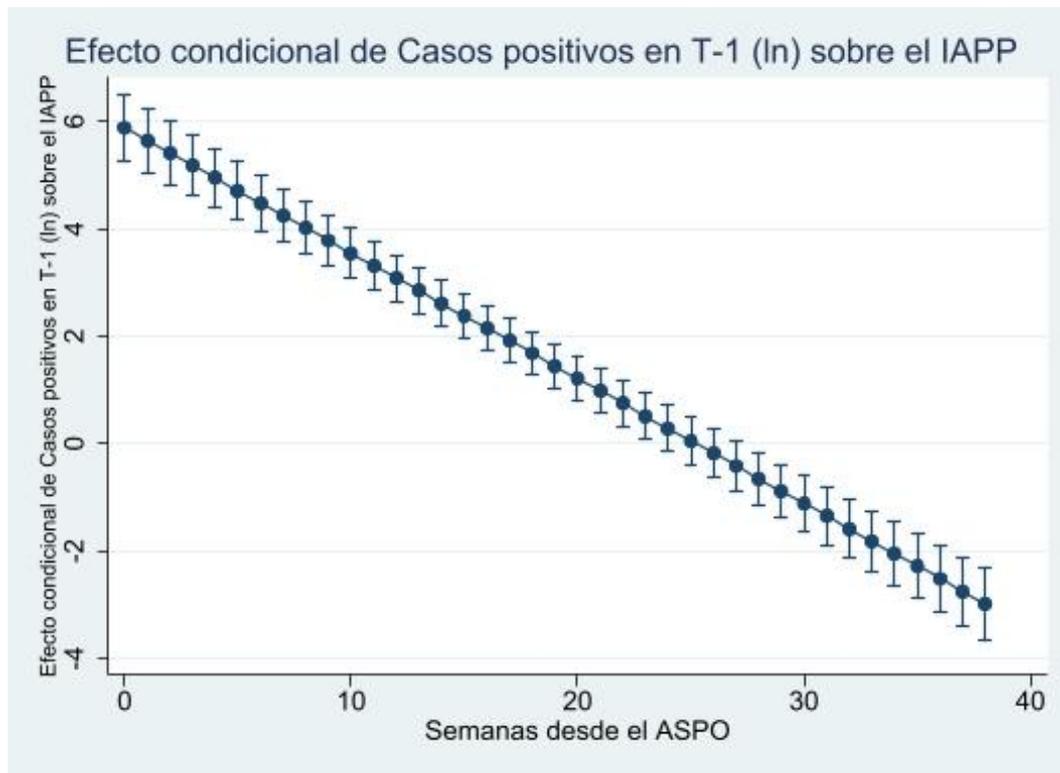
| Provincia | Porcentaje de la población con salud mala o regular (INDEC-ENFR 2018) | Porcentaje de la población mayor de 65 años (INDEC-Censo 2010) |
|---------------------|---|--|
| Buenos Aires | 22.6 | 10.4 |
| CABA | 13.9 | 15.7 |
| Catamarca | 24.4 | 7.7 |
| Chaco | 21 | 6.9 |
| Chubut | 18.2 | 7.1 |
| Córdoba | 14.4 | 10.8 |
| Corrientes | 21 | 7.7 |
| Entre Ríos | 18.7 | 10 |
| Jujuy | 31 | 7.1 |
| La Pampa | 14.4 | 10.9 |
| La Rioja | 30 | 7 |
| Mendoza | 17.7 | 10 |
| Misiones | 25.8 | 6.2 |
| Neuquén | 18.5 | 6.4 |
| Rio Negro | 21.1 | 8.2 |
| Salta | 28.2 | 6.9 |
| San Juan | 26.2 | 8.6 |
| San Luis | 22.3 | 8.5 |
| Santa Cruz | 20.8 | 4.9 |
| Santa Fe | 18.3 | 11.1 |
| Santiago del Estero | 26.6 | 8 |
| Tierra del Fuego | 17.7 | 7.6 |
| Tucuman | 27.7 | 3.6 |

Fuente: INDEC (Encuesta Nacional de Factores de Riesgo de 2018; Censo de 2010)

8.5. Interpretación de la interacción entre *Casos positivos* y *Semanas desde el ASPO*

El **modelo (3)** de la **Tabla 6** introduce una interacción entre el logaritmo natural de *Casos positivos* y *Semanas desde el ASPO*. La interacción con la variable epidemiológica se debe a que se espera que ambas variables funcionen como atenuantes recíprocos. Esto es: la tendencia general a reducir las restricciones sanitarias con el paso del tiempo debería verse atenuada por un empeoramiento de la situación epidemiológica (aumento en el nivel de casos), mientras que el efecto de un aumento en los casos sobre la rigurosidad de las respuestas locales debiera ser menor a medida que pasa el tiempo y aumenta la fatiga mental de la población. El término principal de ambas variables tiene signo positivo y significancia estadística. El coeficiente de la interacción tiene signo negativo y es estadísticamente significativo. La interpretación de estos coeficientes es que la variable epidemiológica *Casos positivos* tiene un impacto positivo sobre el IAPP en la semana 0 (cuando se impone el ASPO), pero la magnitud de ese impacto disminuye con el correr de las semanas hasta volverse negativo desde la semana número 27, manteniendo las demás variables constantes. Es decir, el efecto de la cantidad de casos positivos de covid sobre el IAPP disminuye con el paso del tiempo. El Gráfico 9 muestra el efecto de la variable *Casos positivos* (en su logaritmo natural) sobre el Índice de Adopción de Política Pública, condicional a los valores de *Semana desde el ASPO*.

Gráfico 9. Efectos marginales de la variable *Casos positivos* sobre el Índice de Adopción de Política Pública para los distintos valores de la variable *Semana desde el ASPO*

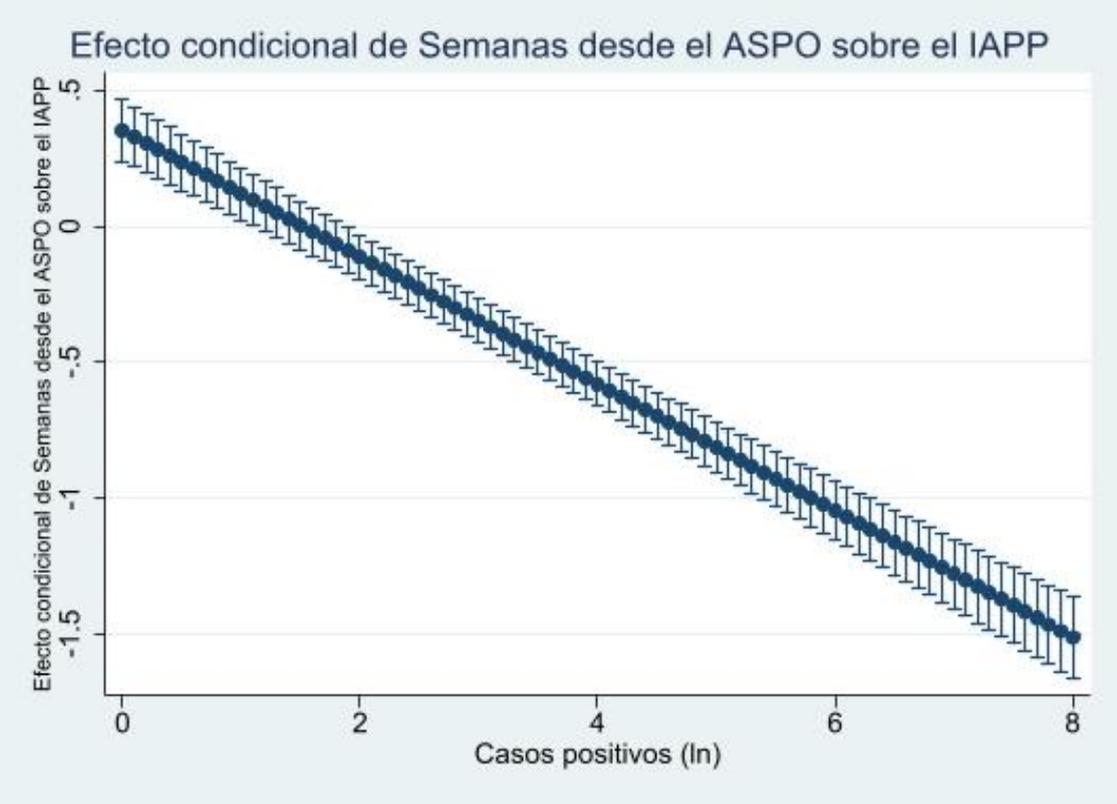


Fuente: elaboración propia.

Por su parte, según el modelo (3), la variable *Semanas desde el ASPO* tiene un impacto positivo sobre el IAPP cuando el logaritmo natural de casos positivos es 0, decreciendo ese efecto a medida que aumenta el nivel de casos, hasta hacerse negativo cuando el logaritmo natural de casos positivos es aproximadamente 1,7 (es decir, 5,4 casos). Luego, ese efecto negativo continúa acentuándose. Es decir, el efecto negativo de *Semanas desde el ASPO* sobre el IAPP se vería profundizado a medida que aumentan los casos positivos de covid (a más casos, mayor es la disminución que produce el paso del tiempo sobre la rigurosidad de las respuestas, manteniendo lo demás constante). Esto es parcialmente coincidente con las expectativas teóricas: el efecto condicional del paso del tiempo sobre el IAPP es negativo para la mayor parte del rango de la variable *Casos positivos*. A excepción de algunas provincias en las que no se registraron casos positivos de covid durante las primeras semanas, en la mayoría de las provincias, durante la mayor parte del tiempo, la suma semanal de casos positivos fue superior a 5,4 (ver [Apéndice 8.3](#)). Esto quiere decir que **para el rango en el que se encuentra la mayor parte de la muestra, el transcurso de las semanas se asocia con una disminución del IAPP, manteniendo lo demás constante.** Aunque el resultado de la

interacción no se condice con la expectativa teórica de que ese efecto negativo del paso del tiempo se reduzca cuando aumentan los casos. El Gráfico 9 muestra el efecto de la variable *Semanas desde el ASPO* sobre el Índice de Adopción de Política Pública, condicional a los valores de *Casos positivos* (en su logaritmo natural)..

Gráfico 10. Efectos marginales de la variable *Semanas desde el ASPO* sobre el Índice de Adopción de Política Pública para los distintos valores de la variable *Casos positivos*



Fuente: elaboración propia.

8.6. Resultados de las estimaciones de la Tabla 7 (primera etapa de la pandemia) utilizando el indicador alternativo “porcentaje de población mayor de 65 años” para la variable *Población de riesgo*

| Variables | (Ef. aleat.) | (Ef. aleat.) | (Ef. aleat y temp.) | (Ef. fijos y temp.) | (VD rezagada) | (PCSE) |
|--|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| Empleo publico s/ PEA | 0.013 (0.21) | -0.044 (0.71) | 0.006 (0.10) | | 0.012 (1.05) | 0.034 (0.86) |
| Alineamiento político | -0.376 (0.26) | -0.145 (0.10) | -0.468 (0.33) | | 0.087 (0.33) | -0.493 (0.66) |
| Imposición presidencial | 1.456 (2.43)** | 5.587 (9.79)*** | 4.202 (11.40)*** | 4.135 (11.24)*** | 1.803 (6.19)*** | 2.158 (6.72)*** |
| Democracia subnacional | -0.550 (0.70) | -0.622 (0.81) | -0.324 (0.42) | | -0.318 (2.13)** | -0.118 (0.26) |
| Hospitales de terapia | 0.723 (0.86) | 0.758 (0.92) | 0.943 (1.13) | | 0.151 (0.95) | 0.618 (1.04) |
| Densidad pob. (ln) | -0.057 (0.17) | -0.451 (1.37) | -0.045 (0.14) | | -0.059 (0.94) | 0.060 (0.32) |
| Población de riesgo (edad) | -0.061 (0.22) | -0.155 (0.57) | -0.087 (0.31) | | -0.067 (1.29) | -0.156 (1.09) |
| PBG per cápita 2019 (ln) | -0.907 (0.79) | -0.383 (0.34) | -0.491 (0.43) | | -0.331 (1.46) | 0.313 (0.57) |
| Casos positivos (ln) | 1.578 (6.49)*** | 5.784 (17.90)*** | 0.769 (5.66)*** | 0.722 (5.31)*** | 0.533 (5.37)*** | 0.422 (2.61)*** |
| Semanas desde el ASPO | -0.356 (7.61)*** | 0.367 (6.32)*** | | | | |
| Diferencia semanal de casos | 0.009 (2.45)** | 0.006 (1.90)* | -0.002 (1.33) | -0.002 (1.28) | -0.000 (0.08) | -0.001 (1.37) |
| Casos positivos # Semanas desde el ASPO | | -0.233 (17.30)*** | | | | |
| VD rezagada (T-2) | | | | | 0.753 (33.14)*** | |
| Efectos fijos temporales | NO | NO | SI*** | SI*** | SI*** | SI*** |
| Constante | 76.229 (7.69)*** | 63.217 (6.52)*** | 50.167 (5.14)*** | 46.674 (62.18)*** | 25.861 (10.90)*** | 45.133 (9.26)*** |
| <i>R2 within</i> | 0.13 | 0.35 | 0.82 | 0.82 | 0.87 | . |
| <i>R2 between</i> | 0.60 | 0.52 | 0.63 | 0.54 | 0.98 | . |
| <i>R2 overall</i> | 0.19 | 0.38 | 0.76 | 0.75 | 0.89 | . |
| <i>N</i> | 897 | 897 | 897 | 897 | 851 | 897 |

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. Nota: entre paréntesis se indica el valor del estadístico T.

8.7. Acrónimos provinciales (referencias para gráficos)

| Provincia | Acrónimo |
|---------------------|----------|
| Buenos Aires | PBA |
| CABA | CABA |
| Catamarca | CAT |
| Chaco | CHA |
| Chubut | CHU |
| Córdoba | COR |
| Corrientes | CNT |
| Entre Ríos | ERI |
| Jujuy | JUJ |
| La Pampa | PAM |
| La Rioja | RIO |
| Mendoza | MEN |
| Misiones | MIS |
| Neuquén | NEU |
| Rio Negro | RNE |
| Salta | SAL |
| San Juan | SJU |
| San Luis | SLU |
| Santa Cruz | SCR |
| Santa Fe | SFE |
| Santiago del Estero | SDE |
| Tierra del Fuego | TDF |
| Tucuman | TUC |

Fuente: elaboración propia.