

Permiso por maternidad e indicadores de salud de los hijos e hijas a largo plazo

Marc Fabel †

Enero de 2021

Resumen

Este artículo evalúa el impacto de la duración del permiso por maternidad en los indicadores de salud de los bebés a largo plazo. En este diseño cuasi experimental se analiza una ampliación en la cobertura del permiso por maternidad de dos a seis meses que se llevó a cabo en la República Federal de Alemania en 1979. La ampliación entró en vigor en una fecha determinada y aumentó considerablemente el tiempo que las madres trabajadoras se quedaron en casa con sus bebés durante los primeros seis meses tras el nacimiento. Basándome en esta fecha de corte como variable exógena, analizo los datos de registros de hospitales alemanes, que contienen información detallada sobre el universo de diagnósticos de pacientes hospitalizados entre 1995 y 2014. Mediante el seguimiento del estado de salud de las personas del grupo de tratamiento y de un grupo control entre los 16 y los 35 años de edad, el presente artículo ofrece nuevos datos sobre la evolución de los diferenciales de salud a lo largo del ciclo de vida. Mis hallazgos son que el cambio de legislación ha generado efectos positivos en la salud a largo plazo: mis estimaciones de intención de tratar indican que los niños y niñas nacidos después de la entrada en vigor de la reforma sufren menos ingresos hospitalarios y tienen menos probabilidades de ser diagnosticados de trastornos mentales y del comportamiento.

Palabras clave: desarrollo infantil temprano, salud, permiso por maternidad remunerado, estado de salud a largo plazo, enfoque de ciclo de vida

1 Introducción

En las últimas décadas, se han promovido fuertemente los programas de permisos por maternidad y paternidad en numerosas zonas del hemisferio occidental. La duración media de los permisos parentales remunerados en todos los países de la OCDE aumentó de 14,0 semanas en 1970 a 55,4 semanas en 2016 (OCDE, 2020). Los permisos parentales permiten que los progenitores dejen el trabajo por un tiempo y se centren en el cuidado de sus bebés. Estos esquemas de permisos se basan en evidencia que demuestra que el primer año de la vida de una persona es esencial para su desarrollo posterior (Currie y Almond, 2011). El impacto de los esquemas de permisos parentales va más allá de proteger a los trabajadores contra el despido y de compensar las pérdidas de ingresos. Han cobrado una relevancia considerable como estrategia legislativa para fomentar el empleo femenino (Blau y Kahn, 2013) y la natalidad (Lalive y Zweimüller, 2009), promover la igualdad de género (Kotsadam y Finseraas, 2011) y proteger el bienestar de la madre y el bebé (Bütikofer *et al.*, próxima publicación). Para conseguir estos objetivos, el Ministerio Federal de la Familia en Alemania destinará 7.250 millones de euros a permisos parentales en 2020.¹ Los estudios existentes que analizan los efectos de los permisos parentales se han centrado bien en la salud a corto plazo, bien en los resultados a largo plazo en términos de nivel académico y mercado laboral. Sin embargo, sigue siendo escasa la evidencia respecto al impacto de los permisos parentales en el estado de salud infantil a largo plazo.

En este estudio pretendo cubrir dicha brecha en la literatura existente con una valoración del impacto de la duración del permiso por maternidad en los indicadores de salud de los individuos a largo plazo. En este diseño cuasi experimental se analiza una ampliación inesperada de la cobertura del permiso por maternidad posparto de dos a seis meses, que se llevó a cabo en la República Federal de Alemania (RFA) en 1979. La ampliación entró en vigor en una fecha determinada y aumentó significativamente el tiempo que las madres trabajadoras se quedaron en casa con sus bebés durante los primeros seis meses tras el nacimiento. Para estimar el efecto causal de la duración del permiso por maternidad en los indicadores de salud infantil, analizo la variación exógena derivada de la reforma, que proporciona una asignación de tratamiento razonablemente aleatoria. Todas las mujeres que estaban en situación de empleo y dieron a luz a partir del día 1 de mayo de 1979 incluido pudieron optar a un permiso por maternidad posparto de seis meses de duración. Por el contrario, las madres que dieron a luz a sus hijos antes de la fecha de corte solo tuvieron derecho a dos meses de permiso por maternidad remunerado. Para tener en cuenta los posibles efectos de la estación del año en el nacimiento, utilizo el siguiente método de diferencia en diferencias (DD): comparo los diferenciales de salud entre los niños nacidos en los meses antes y después de la entrada en vigor de la reforma con diferenciales de salud entre los niños nacidos en los mismos meses pero del año anterior, antes del cambio legislativo.

Analizo los datos de registros de hospitales alemanes que contienen información detallada sobre el universo de casos de pacientes hospitalizados entre 1995 y 2014. A

partir del seguimiento de los indicadores de salud de individuos con edades comprendidas entre los 16 y 35 años que en su primera infancia fueron beneficiarios (o no) de la reforma, hallo evidencia significativa y sólida de que la ampliación del permiso por maternidad mejora la salud de las personas a lo largo del ciclo de vida. Los niños que reciben los cuidados de sus madres durante un permiso maternal más amplio tienen, de media, un 1,7% menos de probabilidades de ser hospitalizados. Estos resultados se apoyan en un menor número de ingresos entre los hombres y son más sólidos para aquellas personas con edades cercanas a los 30 años y en adelante. Además, mediante el uso de los códigos de diagnóstico de las hospitalizaciones, los resultados muestran que el principal factor de reducción en los ingresos hospitalarios es una disminución de los trastornos mentales y de comportamiento (TMC). Los efectos sobre los TMC son un fiel reflejo de los resultados generales, sobre todo en cuanto a las diferencias por edad y género. Los TMC no solo suponen la principal contribución relativa en reducción de ingresos hospitalarios sino que también representan el tipo de diagnóstico más frecuente en los individuos del grupo etario observado.² Dada la importancia en términos de tamaño y prevalencia del efecto, analizo la granularidad fina de los códigos de diagnóstico y estudio el efecto de la reforma del permiso por maternidad de 1979 en subcategorías de TMC. Hallo que los hombres del grupo de tratamiento sufren menos TMC debidos al uso de sustancias psicoactivas y menos incidencias de esquizofrenia. Estos resultados concuerdan con [Canetti et al. \(1997\)](#) y [Enns et al. \(2002\)](#), quienes demuestran que el vínculo con los progenitores, en especial con la madre, está asociado con el desarrollo de trastornos mentales en el futuro.³ Los resultados se mantienen sólidos ante especificaciones alternativas de la variable dependiente y el nivel de agregación, distintos métodos de estimación y también en varias pruebas de placebo.

Para poder acceder a los posibles canales subyacentes de la relación entre la ampliación del permiso por maternidad y el estado de salud de esos bebés a largo plazo, comparo el impacto de la reforma sobre la salud infantil en zonas rurales y urbanas, ya que las madres en zonas urbanas tenían más probabilidades de trabajar en 1979. Los resultados demuestran que los efectos generales sobre las hospitalizaciones y los TMC se ven impulsados principalmente por las zonas urbanas. Una mayor participación en la población activa implica que más madres podían optar al permiso por maternidad y, en consecuencia, más niños se beneficiaron de la reducción de empleo materno. En total, los resultados sugieren que la reforma tuvo un mayor impacto en el estado de salud infantil en las regiones con mayor respuesta a la reforma del permiso por maternidad de 1979.

La idea de que el estado de salud en etapas posteriores de la vida depende directamente de la primera infancia no es ninguna novedad. [Barker \(1990\)](#) postuló que las condiciones intraútero y durante la infancia tienen efectos duraderos en la salud en etapas posteriores de la vida. Las primeras experiencias pueden influir en la salud física y mental del adulto de dos maneras ([Shonkoff et al., 2009](#)). Por un lado, hay un proceso acumulativo por el cual las primeras experiencias causan una provocación repetitiva de respuestas neurobiológicas que pueden volverse patogénicas. Por el otro, el entorno durante las etapas de desarrollo clave queda arraigado biológicamente en sistemas fisiológicos regulatorios de modo tal que puede influir en factores de riesgo y enfermedades de

manera latente en la edad adulta. En estos periodos sensibles, la arquitectura del cerebro en desarrollo es especialmente susceptible a los estímulos ambientales, que la modifican considerablemente. En ambos casos, los efectos de las experiencias de la primera etapa de la vida pueden quedar latentes en un principio, hasta que aparezca una determinada condición.

Mis resultados demuestran que la ampliación del permiso por maternidad de 1979 supone beneficios que no estuvieron en el centro del debate político de la época. Sin embargo, los "cálculos de servilleta" basados en mis estimaciones indican que la ampliación del permiso por maternidad tiene efectos sustanciales sobre la salud.

Por ejemplo, la reforma lleva, de media, a una reducción de 370 diagnósticos de TMC en una cohorte de nacimientos por año. Esto supone ahorros sanitarios de unos 6,6 millones de euros por cohorte de nacimientos por año, basado en un coste estimado de 17.850 euros por diagnóstico de TMC.⁴ Los efectos sobre los TMC son de especial interés dado que esta categoría de enfermedad es la más prevalente entre el grupo etario observado (15-35 años). Además, las hospitalizaciones por TMC tienen la duración media más larga en comparación con otros tipos de enfermedades.⁵ Por estos motivos, los TMC se encuentran entre las categorías de enfermedades más costosas.

Este artículo complementa varias líneas de la literatura existente. A un nivel muy general, se relaciona con estudios que intentan explicar el rol de las experiencias de la primera infancia con indicadores en etapas posteriores de la vida.⁶ La mayoría de los estudios que investigan el impacto a largo plazo del permiso por maternidad, sin embargo, se centran en la acumulación de capital humano y el mercado laboral, y normalmente tienen dos hallazgos en común: efectos positivos de la duración del permiso sobre el estado de los individuos, o ningún efecto en general.⁷ Por ejemplo, se ha documentado que ampliar los permisos lleva a mejores capacidades cognitivas (Albagli y Rau, 2018), mejores resultados en pruebas PISA (Danzer y Lavy, 2017), menores tasas de abandono escolar en la escuela secundaria y mejores ingresos a la edad de 30 años (Carneiro *et al.*, 2015). Por otro lado, algunos estudios no han hallado efectos sobre las calificaciones de los estudiantes y la tendencia a terminar la escuela secundaria (Dahl *et al.*, 2016), o sobre los años de escolarización, salarios y probabilidad de tener un empleo a tiempo completo (Dustmann y Schönberg, 2012). En segundo lugar, este artículo se relaciona con la investigación sobre el impacto del permiso por maternidad en la salud a corto plazo. A diferencia del ámbito anterior, los resultados en esta línea de la literatura son menos ambiguos. Ampliar los permisos parentales ha demostrado tener un impacto positivo sobre la salud infantil a corto plazo.⁸ Las ampliaciones de los permisos por maternidad mejoran la salud infantil en general y reducen las tasas de asma (Bullinger, 2019), la incidencia de trastornos emocionales (Sayour, 2019) y la probabilidad de parto prematuro, y aumentan el peso al nacer de los bebés (Stearns, 2015).

Este artículo pretende combinar las dos líneas de literatura descritas ofreciendo estimaciones de causalidad de la duración del permiso por maternidad sobre la salud de los hijos a largo plazo. Existen dos estudios que se relacionan estrechamente con el

presente artículo. En primer lugar, [Danzer et al. \(próxima publicación\)](#) evalúan una reforma austríaca de 1990 que amplió el permiso por maternidad remunerado y protegido de 12 a 24 meses. Hallan efectos positivos sobre la condición de discapacidad de los niños hasta los 23 años de edad y la aptitud para el servicio militar (solo varones). Sin embargo, no observan ningún efecto de la reforma austríaca sobre la situación de los hijos en el mercado laboral. Los autores también muestran heterogeneidad de efectos mediante un modo de cuidados contrafáctico. Su análisis demuestra que los efectos positivos se ven impulsados por regiones donde no hay guarderías, es decir, regiones donde el cuidado informal se sustituye por el cuidado materno. En segundo lugar, [Ahammer et al. \(2020\)](#) examinan una reforma austríaca de 1974 que amplió el permiso por maternidad prenatal de seis a ocho semanas. No observan efectos en los gastos ambulatorios y los días de hospitalización en individuos entre los 25 y los 40 años de edad en el estado de Alta Austria.

El análisis empírico de este artículo amplía la literatura anterior en varias dimensiones. A diferencia de los trabajos anteriores, este estudio logra investigar el efecto de un aumento del permiso por maternidad sobre un abanico excepcionalmente amplio de indicadores de salud. Usando el universo de pacientes que fueron dados de alta de un hospital o centro de rehabilitación, examino los efectos de la reforma del permiso por maternidad de 1979 sobre el diagnóstico principal del paciente, codificado según el catálogo de enfermedades de la OMS. De este modo, investigo el efecto de una ampliación del permiso por maternidad en muchas categorías de enfermedades relevantes. Asimismo, el marco institucional de Alemania y los datos me permiten hacer un seguimiento de la trayectoria de diferenciales de salud en un período de 20 años de la adultez de los individuos (entre los 16 y los 35 años de edad). La estructura longitudinal de los datos hace posible una perspectiva a largo plazo desde la niñez, por lo que se puede observar el desarrollo de los diferenciales a lo largo del tiempo.

El resto del artículo está estructurado de la siguiente manera. La siguiente sección ofrece información sobre la reforma del permiso por maternidad de 1979. La sección 3 explica los datos y las variables. En la sección 4 se comenta el diseño empírico. En la sección 5 se informa de los resultados. La sección 6 contiene un análisis del marco y los mecanismos conceptuales. La sección 7 presenta las conclusiones.

2 Antecedentes

2.1 Marco institucional

A diferencia de Estados Unidos, Alemania tiene desde hace mucho tiempo un permiso por maternidad regulado.⁹ Desde mediados de la década de 1950, las madres trabajadoras tenían derecho a un período remunerado y protegido de seis semanas antes del parto y ocho semanas después, durante las cuales no tenían permitido trabajar.¹⁰ Durante este tiempo, denominado "período de protección maternal", se protegía a las madres de posibles despidos y, cuando volvían al trabajo, tenían derecho a un puesto

equiparable al suyo previo. Los beneficios de este período correspondían a una retribución del 100 % equivalente a la media de ingresos de la mujer en los tres meses previos al parto.¹¹ Este marco, anterior a la reforma, es en cierta medida similar al máximo actual de 12 semanas de permiso no remunerado y protegido de los Estados Unidos (según la Ley de Licencia Familiar y Médica [FMLA]) y al mínimo de 14 semanas de permiso remunerado y protegido de la UE.¹²

En 1979, la coalición socioliberal del canciller Helmut Schmidt aprobó un proyecto de reforma que añadió cuatro meses más al final del período protegido para la madre. En otras palabras, la duración total del permiso por maternidad después del nacimiento (protección de empleo y beneficios) se amplió de ocho semanas a seis meses (Apéndice, Figura A.1).¹³ Con esta reforma, el gobierno federal perseguía como objetivo primario proteger la salud de la madre tras el parto. Sin embargo, se reconocieron algunos efectos indirectos positivos para el bebé.¹⁴ Si bien se mantuvieron los beneficios iniciales del período entre las seis semanas antes del parto y las ocho semanas después, a partir del tercer mes tras el nacimiento el pago era de 750 DEM. Esta cantidad correspondía a aproximadamente el 44 % de los ingresos medios antes del nacimiento en 1979 (Schönberg y Ludsteck, 2014). Además, aunque todas las mujeres trabajadoras podían optar al permiso por maternidad, la tasa de utilización aproximada fue baja, y solo un 45 % de las madres se beneficiaron de la reforma del permiso por maternidad de 1979 (Dustmann y Schönberg, 2012).

La reforma fue iniciada por un proyecto de ley el 5 de enero del 1979. La ley final fue ratificada por el Consejo Federal alemán (la cámara alta del Parlamento) el 19 de mayo y por la Dieta Federal (la cámara baja) el 22 de junio de 1979. Todas las mujeres que estaban en situación de empleo y dieron a luz a partir del día 1 de mayo de 1979 incluido pudieron optar a un permiso por maternidad posparto de seis meses de duración. Por el contrario, las madres que dieron a luz a sus hijos antes de la fecha de corte tuvieron derecho a los "habituales" dos meses de permiso por maternidad remunerado. Cabe destacar que fue imposible buscar un embarazo "estratégico", debido al corto período entre la presentación del proyecto de ley y la entrada en vigor de la reforma. Esto implica que las familias de la muestra de este análisis no pudieron ajustar sus planes de natalidad como respuesta a la reforma y, por tanto, la ampliación del permiso por maternidad de 1979 puede y debe considerarse un cuasi experimento. Este asunto se analiza con gran detalle en el Apéndice.

2.2 Participación femenina en la población activa y cuidados infantiles

En abril de 1979, las mujeres representaban alrededor de un 38 % de la población activa alemana, y casi una de cada dos mujeres de entre 15 y 65 años de edad (49,7 %) trabajaba en el mercado laboral (Oficina Federal de Estadística, 1981).¹⁵ Sin embargo, había una marcada heterogeneidad en las tasas de participación femenina en la población activa.

Por ejemplo, la permanencia de las mujeres en el mercado laboral estaba en un 62,4 % para las solteras, un 45,2 % para las casadas, un 32,5 % para las viudas y un 76,5 % para las divorciadas. Además, había un fuerte pendiente con respecto a la edad. Si bien el 69,2 % de todas las mujeres de entre 20 y 25 años formaban parte de la población activa, la proporción era del 55,0 % en el caso de mujeres de entre 30 y 35 años.¹⁶ Los elevados números que representaban las mujeres más jóvenes y solteras indican que una alta proporción de futuras madres formaban parte activa del mercado laboral y, por tanto, podían beneficiarse del permiso por maternidad.

Sin embargo, además de la tasa de participación femenina en la población activa, el modo de cuidados contrafáctico influyó en cómo la reforma puede alterar la salud infantil. [Danzer et al. \(próxima publicación\)](#) muestran que la ampliación de los permisos parentales de 1990 en Austria tuvo un efecto positivo en niños en regiones donde no había guarderías. En otras palabras, solo se vieron efectos positivos de la reforma en los casos en que los cuidados informales se sustituyeron por cuidados parentales. [Hank y Kreyenfeld \(2001\)](#) describen la situación de cuidado infantil en Alemania Occidental a finales de la década de 1970 como "un mosaico de soluciones", lo que significa que los padres tenían que recurrir a una amplia gama de recursos, como el cuidado de los padres, las guarderías, familiares/amigos y canguros. Sin embargo, las diferentes formas de cuidado infantil variaban considerablemente en términos de coste y calidad. En 1980, solo el 1,5 % de los niños asistieron a una "Krippe" pública (guardería para niños de 0 a 3 años de edad) ([Consortio de Fotoperiodismo, 2006, pág. 34](#)).¹⁷ Dado que las guarderías públicas eran prácticamente inexistentes, los progenitores tenían que recurrir casi en exclusiva a cuidados informales, aparte de los propios. Por lo tanto, la situación en la República Federal de Alemania a finales de la década de 1970 permitió el cambio de los cuidados informales por cuidados maternos.

2.3 Lo que ya sabemos acerca de la reforma del permiso por maternidad de 1979

Hasta la fecha, dos estudios realizados por [Dustmann y Schönberg \(2012\)](#) y [Schönberg y Ludsteck \(2014\)](#) han examinado los efectos de la reforma del permiso por maternidad de 1979.¹⁸ En general, ambos artículos muestran que la reforma tuvo un gran impacto en la participación de las mujeres en el mercado laboral, especialmente a corto plazo.

En primer lugar, muchas madres redujeron su disponibilidad laboral durante los cuatro meses de permiso adicionales y se reincorporaron al trabajo en cuanto terminó su período de permiso. Sin embargo, la participación laboral materna a largo plazo (en el período de tiempo más allá de los primeros seis meses tras el nacimiento) se vio menos afectada. Por ejemplo, si bien la reforma redujo en 30,5 puntos porcentuales la proporción de madres que se reincorporaron al mercado laboral al tercer mes después del nacimiento, la misma reducción en el mes 52 después del parto fue de apenas un punto porcentual. En total, el cambio del permiso por maternidad posparto de dos a seis meses provocó que las madres pospusieran su regreso al trabajo en una media de 0,835 meses.¹⁹ Aproximadamente dos tercios de la reducción de la participación femenina en

la población activa se deben a una contracción en el empleo a tiempo completo.

En segundo lugar, la ampliación del permiso por maternidad produjo cambios en los ingresos de las madres. El aumento general en la media de ingresos totales acumulados fue de 1.700 DEM.²⁰ Se vieron dos efectos en los ingresos medios disponibles. Por un lado, hubo una disminución en los ingresos disponibles, ya que las madres regresaban al trabajo más tarde debido a la reforma y recibían 750 DEM, que correspondían a solo un 55 % del salario medio de las madres después del parto. Por otro lado, hubo un aumento en los ingresos disponibles para las madres que se habrían quedado en casa incluso sin la ampliación del permiso. El segundo efecto, la reducción del permiso no remunerado, predomina sobre el primero, de modo que se produce un aumento general en los ingresos disponibles. Las consecuencias de la reforma sobre los ingresos acumulados fueron sustancialmente distintas según la posición en la distribución salarial: las madres en el tercil inferior de la distribución salarial tuvieron unos ingresos adicionales de 2.850 DEM, mientras que las mujeres que estaban en el tercil superior obtuvieron un aumento de 1.050 DEM.

Aunque los efectos sobre la participación de las madres en el mercado laboral fueron evidentes, especialmente a corto plazo, [Dustmann y Schönberg \(2012\)](#) no hallan evidencia de que la reforma tuviera un impacto en el nivel académico y el éxito laboral de los hijos. No se vieron efectos de la reforma en los años de escolarización, salarios o participación de los individuos en empleos a tiempo completo.

3 Datos

Utilizo los datos de registros de hospitales que abarcan el período comprendido entre 1995 y 2014, proporcionados por los Centros de Datos para Investigación de la Oficina Federal de Estadística y las oficinas de estadística de los Länder.²¹ El registro contiene información sobre el universo de los casos de hospitalizaciones en Alemania; en la sección transversal de 2014, esto equivale a 19,6 millones de observaciones. Los datos administrativos incluyen a *todos* los pacientes dados de alta de *cualquier* hospital o centro de rehabilitación/prevención médica de Alemania en cada año del informe.²² A menos que se especifique lo contrario, restrinjo la muestra a las personas que pertenecen a una cohorte de tratamiento o a una de control, definidas respectivamente como individuos nacidos entre noviembre de 1978 y octubre de 1979, y entre noviembre de 1977 y octubre de 1978 (véase la sección 4 para obtener más detalles). Los datos incluyen el diagnóstico principal del paciente, la duración de ingreso, si el paciente falleció o se sometió a una cirugía, y la especialidad médica en la que el paciente ingresó por más tiempo. Además, el registro contiene características sociodemográficas, como el mes y el año de nacimiento, el género y el código postal del lugar de residencia.

El diagnóstico principal indica el motivo principal de la hospitalización del paciente. Se codifica de acuerdo con las directrices de la "Clasificación Internacional y Estadística de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud" (CIE), que edita la Organización Mundial de la Salud (OMS).²³ Hasta el año 1999 inclusive, la codificación había seguido

la clasificación CIE-9; desde el año 2000 se ha implementado el sistema CIE.²⁴ La Tabla A.1 del Apéndice proporciona un resumen de las frecuencias de las categorías de diagnóstico. Estas categorías se denominan capítulos y, en conjunto, constituyen la variable de hospitalización.²⁵ En la muestra agrupada, "Lesiones traumáticas, intoxicaciones y otras consecuencias de causas externas" son los tipos de diagnóstico más frecuentes, seguidos de cerca por TMC y enfermedades del aparato digestivo. Se observa un patrón similar en la sección transversal: la Figura A.2 del Apéndice proporciona un resumen de las cinco enfermedades y problemas de salud más comunes según grupos de edad en 2014. Para el grupo etario observado en la muestra de análisis, que son personas de entre 15 y 35 años de edad, los TMC son el diagnóstico más habitual (357.000 diagnósticos), seguido de lesiones traumáticas (310.000 diagnósticos) y enfermedades del aparato digestivo (260.000 diagnósticos).

La Figura 1 ilustra las tendencias en ingresos hospitalarios para las cohortes de tratamiento y de control entre los 17 y los 35 años de edad. El Panel A muestra una línea en forma de S para el número de ingresos. La tasa de hospitalización aumenta hasta los 19 años (35.000 casos al año) y luego disminuye hasta los 26 años de edad, después de lo cual el número de ingresos vuelve a crecer (en 2014, hay 40.500 ingresos). En el Panel B se observa que la proporción de mujeres disminuye de alrededor del 55 % a la edad de 17 años a menos del 48 % a la edad de 35 años. El Panel C muestra una reducción en la duración media de ingreso, de 7,7 días a 6 días desde el principio hasta el final del período de observación. El Panel D muestra una evolución en forma de campana de las cirugías relacionadas con hospitalizaciones. La proporción de cirugías aumenta hasta los 22 años y luego disminuye hasta los 26 años de edad. Después de esa edad, la proporción de pacientes con cirugía se mantiene constante en alrededor del 35 %.

Para el análisis, agrupo el número de diagnósticos por capítulo según mes de nacimiento, año de nacimiento y año de informe, y defino los indicadores como el número de diagnósticos cada 1.000 individuos.²⁶ Utilizo todas las hospitalizaciones de los individuos del grupo de tratamiento y de control que residen en la región de la antigua República Federal de Alemania.²⁷ La especificación de referencia de DD, por tanto, se basa en un pseudopanel con $2 \times 12 \times 20 = 480$ (cohortes \times meses de nacimiento \times años de informe) observaciones. Para suprimir cualquier efecto de desviación que pudiera darse por una madurez diferencial entre el grupo de tratamiento y el de control, comparo las dos cohortes de nacimiento en la misma edad. Con este fin, cambio una observación de control del período t al período $t + 1$, lo que disminuye el número de observaciones efectivas a 456. Este cambio reduce la cantidad de observaciones al inicio y al final del período observado. Por ejemplo, en 1995, la cohorte de tratamiento tiene 16 años y la de control, 17. Ya que no hay un grupo de control de 16 años, omito estos 12 meses del grupo de tratamiento de la muestra. El grupo de control que ya tiene 17 años se cambia a 1996. De manera análoga, omito la cohorte de control en 2014.

El conjunto de datos tiene tres ventajas principales. En primer lugar, en comparación con datos de encuesta, los datos de registros de hospitales cubren el universo de casos de pacientes ingresados en Alemania y, por lo tanto, no son susceptibles a errores de muestreo o problemas relacionados con la deserción. Además, el amplio número de

pacientes proporciona suficiente capacidad estadística como para identificar efectos locales. En segundo lugar, debido al carácter longitudinal del conjunto de datos, este estudio consigue hacer un seguimiento de la trayectoria de diferenciales de salud de los niños en un período de 20 años de su edad adulta. Tercero, es poco probable que haya un error de medición en los datos sobre indicadores de salud. Como el código de diagnóstico es importante para la remuneración, el código CIE es de alta calidad. Además, en comparación con los datos de encuesta declarados por los participantes, los datos administrativos no se ven afectados por problemas relacionados con el sesgo de aceptación social.

Sin embargo, el conjunto de datos tiene varias desventajas. En primer lugar, la fuente de los datos limita el análisis a hechos sanitarios relativamente graves, que normalmente se encuentran en el contexto de hospitales y centros de rehabilitación/prevención médica. Sin embargo, algunas condiciones de salud que normalmente se diagnostican en otros entornos, por ejemplo en la consulta del médico de cabecera, podrían estar más influenciadas por la reforma que los diagnósticos observados. En segundo lugar, aunque los datos de registro son ricos tanto en el número de casos como en la calidad de sus entradas, solo contiene unas pocas variables socioeconómicas. Esto implica que, más allá de los efectos medios de la reforma del permiso por maternidad de 1979, únicamente puedo realizar análisis de heterogeneidad en ciertos subgrupos. Por último, no hay información sobre el lugar de nacimiento, lo que implica que la región en la que se observa a un paciente no necesariamente coincide con su lugar de nacimiento. Sería ideal excluir del análisis a las personas cuyas madres no se vieron afectadas por la reforma, como los nacidos en el extranjero y en la República Democrática Alemana (RDA). Sin embargo, como no puedo hacerlo, las estimaciones de intención de tratar (IT) se reducen en tamaño debido a la imposibilidad de separar a las personas afectadas de las no afectadas. El supuesto implícito para las estimaciones no sesgadas es que la migración al área de la ex RFA ocurrió de manera aleatoria con respecto al mes de nacimiento. Para paliar hasta cierto punto esta cuestión, agrupo la especificación de referencia al nivel de las antiguas RFA y RDA, y utilizo datos más desglosados solo para la investigación de las pruebas de solidez y la heterogeneidad de efecto. De ese modo, limito el impacto de la migración interna en el área de las antiguas RFA o RDA.

4 Estrategia empírica

Para poder estimar el efecto causal de la duración del permiso por maternidad, aprovecho la norma de acceso de la reforma de 1979, que depende de la fecha de nacimiento del bebé. Los bebés nacidos a partir de la fecha de corte del 1 de mayo de 1979 inclusive entraron en el nuevo programa, según el cual las madres podían optar a seis meses de permiso por maternidad después del parto. Las madres de los bebés que nacieron antes de la fecha de corte tuvieron derecho a dos meses de permiso posparto. La asignación a uno de estos dos programas es una función determinista de la fecha de nacimiento del bebé.

Un diseño de regresión discontinua (DRD) podría constituir una primera estrategia de identificación potencial, en la que se comparan los indicadores de salud de los niños nacidos alrededor de la fecha de corte. El supuesto de identificación es que los niños nacidos a ambos lados de la fecha de corte son similares en términos medios, con la única excepción destacada de que las madres tuvieron derecho a permisos por maternidad de distinta duración. La Tabla A.2 contiene los cálculos de un DRD con una función polinómica lineal y pendientes diferentes a ambos lados del corte. Cabe destacar que la dirección y la magnitud de los cálculos del DRD coinciden en gran medida con las estimaciones correspondientes del método de estimación elegido. Sin embargo, los grandes errores estándar ilustran el problema de precisión resultante asociado con los diseños discontinuos en este contexto. La falta de precisión se basa en el hecho de que la fecha de nacimiento solo está disponible a nivel mensual.

La agrupación al nivel del mes de nacimiento también implica otras dificultades. Un amplio número de estudios sugieren una fuerte relación entre la estación de nacimiento, la salud y otros indicadores socioeconómicos.²⁸ Los diferenciales de salud estimados de los niños nacidos antes y después de la fecha de la reforma podrían estar sesgados si no se tuviesen en cuenta estos efectos de la estación de nacimiento. El efecto estimado podría deberse en parte a la diferencia en indicadores de salud derivada del componente estacional en vez de por la propia ampliación del permiso por maternidad. Un diseño de diferencia en discontinuidades podría ajustar los efectos de la estación de nacimiento, pero se vería afectado por los problemas de precisión explicados anteriormente. Por este motivo, utilizo el siguiente método de diferencia en diferencias. Los niños nacidos alrededor del 1 de mayo de 1979, el año de la reforma, constituyen la cohorte de tratamiento, mientras que los niños nacidos alrededor del 1 de mayo de 1978 forman parte de la cohorte de control.²⁹ Comparo las diferencias en los indicadores de salud de los bebés del grupo de tratamiento que nacieron alrededor de la fecha de corte de la reforma con las diferencias en los indicadores de salud de los niños del grupo de control que nacieron alrededor de la misma fecha, un año antes de la reforma. Esto ajusta el componente estacional a la vez que preserva el aspecto de identificación local. El supuesto de identificación implícito es que la estacionalidad no varía en el tiempo. En otras palabras, los grupos de tratamiento y control comparten los mismos efectos de la estación de nacimiento.

La principal especificación para estimar el efecto de la duración del permiso por maternidad en la salud infantil corresponde a la siguiente ecuación:³⁰

$$Y_{mt} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Trat}_m + \gamma_2 \text{Después}_m + \gamma_3 (\text{Trat}_m \times \text{Después}_m) + \psi_m + \rho_t + \varepsilon_{mt} \quad (1)$$

donde Y_{mt} es el número de diagnósticos por mil personas de la cohorte nacida en el mes m , en el tiempo t . La cohorte de tratamiento se representa mediante Trat_m , una variable dicotómica igual a uno para grupos nacidos en los meses anteriores y posteriores al cambio de legislación, y cero para otros casos. El análisis presenta resultados para diferentes ventanas de cálculo alrededor de la fecha de corte. En la especificación más amplia, la cohorte de tratamiento incluye niños nacidos entre noviembre de 1978 y octubre de 1979, que implican una horquilla de medio año alrededor de la fecha de corte.

Después m es una variable ficticia igual a uno si los individuos han nacido en el mes de mayo o posterior, es decir, entre mayo y octubre en la especificación más amplia, tanto para el grupo de tratamiento como de control. ψ_m , ρ_t son efectos fijos del mes de nacimiento y del año de informe, respectivamente. Inicialmente, Y_m corresponde a los resultados observados en el período de muestra agrupado entre 1995 y 2014. A continuación, desgloso todo el período de tiempo en diferentes grupos etarios y aplico un enfoque de curso de vida ejecutando la regresión para cada año de vida por separado. El parámetro de interés es γ_3 , que captura el efecto del cambio del permiso sobre los indicadores de salud. Ya que no hay información acerca de si las madres de los niños estaban de permiso, el parámetro identificado se debe tomar como el efecto de intención de tratar.³¹

Los errores estándar se agrupan a nivel de mes de nacimiento \times año de nacimiento para reflejar la correlación probable del error ϵ_{mt} a lo largo del tiempo para un mes determinado de la cohorte de nacimiento.

En el Apéndice se cubren potenciales amenazas a la validez del diseño del estudio, tanto en la fecha de corte (autoselección en el tratamiento) como en la distribución de los meses de nacimiento (efectos de estacionalidad y edad de escolarización). Al examinar el número de nacimientos alrededor de la fecha de corte no se halla evidencia de que los padres hayan retrasado los nacimientos de manera estratégica el año de la reforma, lo que apoya el uso de la reforma del permiso por maternidad de 1979 como experimento natural válido. Sin embargo, para descartar la posibilidad de que cambios estratégicos en la natalidad y parto supongan una amenaza a la estrategia de identificación, pongo a prueba la solidez de los resultados mediante una especificación de "rosquilla", en la que excluyo a los niños nacidos en el mes antes y después de la implementación del cambio normativo.

5 Resultados

5.1 Ingresos hospitalarios

La Tabla 1 presenta las estimaciones de DD del impacto de la ampliación del permiso por maternidad sobre los ingresos hospitalarios, utilizando la especificación en la ecuación 1. La variable dependiente es la tasa de hospitalización, que se define como el número anual de ingresos hospitalarios cada 1.000 individuos.³² El Panel A presenta los resultados de IT basados en los datos agrupados de los años 1995 a 2014 (edades de 17 a 35 años). El coeficiente de referencia en la columna 1 sugiere que la reforma del permiso por maternidad reduce de manera significativa la fracción de ingresos hospitalarios anuales en una media de 2,1 casos cada 1.000 individuos. Esto corresponde a una reducción del 1,7 % con respecto a la media pretratamiento. La estimación puntual se mantiene sólida ante el uso de ventanas de estimación más estrechas, como se muestra en las columnas 2-4, y ante la exclusión de niños que nacieron alrededor de la fecha de

corte, como se presenta en la columna 5. Los resultados obtenidos con el uso de horquillas más estrechas tienen una estimación menos precisa debido al menor tamaño de las muestras. Sin embargo, las estimaciones puntuales no difieren significativamente en todas las especificaciones. El Panel B contiene estimaciones de DD obtenidas al dividir la muestra agrupada en cuatro grupos etarios y calcular el modelo para cada grupo por separado. Aunque todos los cálculos son negativos, los coeficientes de las cohortes de edad 17-21 y 22-26 son bajos y no significativamente diferentes de cero. El efecto medio sobre las hospitalizaciones para los grupos etarios 27-31 y 32-35, por otro lado, es elevado y significativo. En consecuencia, los resultados indican que el impacto de la reforma sobre la tasa de hospitalización aumenta con la edad de los individuos.

En el siguiente paso, analizo si estos resultados generales se presentan de manera similar en hombres y mujeres. La Tabla 2 muestra el efecto de la reforma del permiso por maternidad de 1979 en los ingresos hospitalarios para mujeres y hombres, respectivamente. En general, las estimaciones puntuales de los hombres son más grandes que las de las mujeres.³³ Asimismo, los efectos para las mujeres son menos sólidos ante la elección de horquilla que los efectos para los hombres, que reflejan estrechamente los efectos generales de la Tabla 1. Las estimaciones de DD sugieren que los hombres cuyas madres pudieron disfrutar de un permiso por maternidad más largo tienen tasas de hospitalización más bajas, independientemente de la ventana de estimación. En la muestra agrupada, encuentro una reducción media de 2,4 ingresos hospitalarios cada 1.000 individuos. Además, los efectos para los hombres aumentan en tamaño con la edad de los individuos.³⁴

Una granularidad más fina con respecto a la edad ayuda a identificar los períodos en los que los efectos de la reforma son especialmente notorios. Los paneles superiores de la Figura 2 muestran las medias previas a la fecha de corte año a año (nacidos entre noviembre y abril) para las cohortes de tratamiento (1978/79) y de control (1977/78) (desde los 17 hasta los 35 años de edad). Es importante destacar para la identificación que estos valores demuestran que las tasas de hospitalización de los bebés nacidos antes de la fecha de corte en el año de tratamiento y de control tienen una evolución en paralelo con el transcurso de los años. Los paneles inferiores de la Figura 2 muestran las trayectorias de los diferenciales de hospitalización anuales durante el mismo período.³⁵ Calculo la especificación en la ecuación 1 para cada año y trazo las estimaciones de DD a lo largo del tiempo. La columna a) muestra el efecto en todos los ingresos hospitalarios a lo largo de la vida. En general, el efecto medio de la reforma es prácticamente cero en las edades más tempranas, pero aumenta y se vuelve significativamente distinto de cero conforme aumenta la edad. Esta tendencia negativa, que refleja un creciente efecto positivo de la reforma sobre la salud, es más marcada en hombres (columna c): el impacto positivo de la reforma en la salud parece aumentar con la edad. Por el contrario, en el caso de las mujeres (columna b), el gráfico no revela una imagen clara y similar: si bien hay varias reducciones importantes en las tasas de hospitalización en los grupos de más edad, no se observa un efecto significativo de la reforma a los 35 años de edad.

5.2 Capítulos de diagnóstico

¿Qué factor impulsa las reducciones significativas de las tasas de hospitalización? Analizo los informes detallados del diagnóstico principal de cada ingreso hospitalario disponibles en los datos y evalúo el efecto de la ampliación del permiso por maternidad sobre los componentes de las hospitalizaciones. A modo de aclaración, las variables dependientes ahora se refieren al número de diagnósticos específicos, agrupados en 13 capítulos, cada 1.000 individuos.³⁶

La Figura 3 presenta las estimaciones de DD de los efectos del permiso en la tasa de incidencia por capítulo de diagnóstico para todos los pacientes (Panel A), así como para las mujeres y los hombres por separado (Panel B y C). Las estimaciones se basan en la muestra agrupada y una horquilla de seis meses. Además de las estimaciones, cada panel muestra la distribución de la frecuencia en todos los capítulos de 1995 a 2014. Los resultados del Panel A (todas las hospitalizaciones, independientemente del género) demuestran que casi todas las estimaciones puntuales son bien negativas, bien no significativamente distintas de cero. Esto implica que es improbable que la ampliación tenga un efecto perjudicial en cualquier indicador de salud a largo plazo, tal como representan los capítulos en uso.³⁷ Asimismo, el mayor impacto de la ampliación del permiso por maternidad se observa en los TMC, seguidos de las consecuencias de causas externas (lesiones traumáticas), enfermedades del aparato digestivo y enfermedades respiratorias. Si se comparan los resultados con la frecuencia de los capítulos de diagnóstico, destaca notoriamente el fuerte efecto sobre los TMC, dado que este capítulo de diagnóstico tiene una prevalencia especialmente alta en este grupo etario. Cuando observamos los efectos heterogéneos en ambos géneros, el mayor impacto tanto para hombres como para mujeres se produce en los capítulos que se diagnostican con mayor frecuencia. Entre las mujeres, la mayor reducción en hospitalizaciones se debe a menos diagnósticos de enfermedades digestivas, mientras que entre los hombres la reducción proviene de menos diagnósticos de TMC.

Al desglosar el análisis por grupo etario obtenemos más hallazgos interesantes. La Tabla 3 contiene estimaciones de DD del impacto de la ampliación del permiso por maternidad sobre los principales capítulos de diagnóstico para todas las hospitalizaciones. La columna 1 presenta el efecto sobre la muestra agrupada y es equivalente a las estimaciones del gráfico. Las columnas 2 a 5 presentan el impacto de la ampliación sobre el principal capítulo de diagnóstico por grupo etario.³⁸ Algunos capítulos muestran mayores diferenciales de salud a medida que los individuos envejecen. Esto se observa especialmente en el caso de los TMC, que reflejan los efectos generales de las hospitalizaciones. En general, los TMC suponen el mayor factor relativo de reducción de las hospitalizaciones. En la muestra agrupada, los TMC representan un tercio de la reducción en ingresos hospitalarios y, en el último grupo etario (32-35 años), la importancia de este capítulo de diagnóstico en la caída de las hospitalizaciones sube hasta casi un 50%. Los efectos sobre las lesiones traumáticas son responsables de casi un cuarto de la reducción en hospitalizaciones y son prácticamente constantes en todos los grupos etarios. Las estimaciones indican que, de media, se producen entre 0,4 y 0,7

menos lesiones cada 1.000 personas en todos los grupos de edad. Otros capítulos muestran diferenciales que se desvanecen conforme aumenta la edad, como las enfermedades del aparato digestivo (unos 0,4 menos diagnósticos cada 1.000 individuos, que corresponde a un 20 por ciento de la reducción en hospitalizaciones) y enfermedades respiratorias (0,2-0,4 menos diagnósticos cada 1.000 individuos; ~ 11 por ciento de la reducción en hospitalizaciones).

5.3 Trastornos mentales y del comportamiento

Los TMC destacan en términos de importancia dentro del efecto general de la reforma del permiso por maternidad sobre las hospitalizaciones y su prevalencia en el grupo etario en cuestión. Por este motivo, la Tabla 4 presenta evidencia más refinada, con estimaciones de DD para el efecto de la ampliación del permiso por maternidad sobre el diagnóstico de TMC en todos los ingresos hospitalarios. El coeficiente de la muestra agrupada en el Panel A, columna 1, sugiere que, en todo el período, hay una media de 0,6 menos diagnósticos de TMC cada 1.000 individuos. Esto corresponde a una reducción del 3,2 % con respecto a la media pretratamiento. Si observamos los efectos por grupo etario, como se muestra en el Panel B, no se hallan efectos significativos en cohortes más jóvenes ni un mayor impacto de la ampliación del permiso por maternidad con la edad del individuo. La Tabla 5 muestra los efectos para mujeres y hombres por separado. Si bien las estimaciones para las mujeres son cercanas a cero y no significativamente distintas de cero, la magnitud de los efectos entre los hombres es alta. En la muestra agrupada, hallo una reducción media de 1,2 diagnósticos de TMC cada 1.000 individuos entre los hombres nacidos después de la ampliación del permiso por maternidad. Si se observan las estimaciones por grupo etario, hay un patrón similar al de las tasas de hospitalización: los diferenciales de salud se separan a partir de la edad de 27 años y continúan ampliándose hacia el final del período observado. Los paneles inferiores de la Figura 4 muestran los gráficos de curso de vida correspondientes, que confirman los resultados obtenidos en las tablas. La columna a) muestra estimaciones de DD sobre una base anual para todos los diagnósticos relacionados con TMC. El gráfico de curso de vida ilustra que, a edades más jóvenes, el efecto del cambio de legislación es cercano a cero e insignificante. Sin embargo, las estimaciones crecen en magnitud y se vuelven estadísticamente significativas para las cohortes de mayor edad. En general, la reducción en los diagnósticos de TMC a mayores edades parece provenir de los hombres. Su gráfico de curso de vida muestra características aún más pronunciadas que el gráfico correspondiente para todos los casos en el Panel a). Por el contrario, los diferenciales de las mujeres no parecen seguir una tendencia visible. Los paneles superiores de la Figura 4 muestran que el supuesto de tendencias paralelas es válido, dado que la diferencia en las medias previas a la fecha de corte de las cohortes de tratamiento y de control es razonablemente constante en el tiempo.

A continuación, investigo los factores que impulsan la reducción en los TMC como consecuencia de la reforma del permiso por maternidad de 1979. Para ello, uso la

codificación detallada del sistema de clasificación CIE e investigo el efecto sobre las enfermedades que conforman el capítulo de trastornos mentales y del comportamiento (en adelante, denominados subdiagnósticos o subcategorías).³⁹ La Figura A.3 del Apéndice muestra la variación temporal en la composición de los trastornos mentales y del comportamiento. En 2014, el punto final de la muestra, los cinco TMC más frecuentes son (en orden descendiente): trastornos mentales y del comportamiento debidos al uso de sustancias psicoactivas, esquizofrenia, trastornos afectivos, neurosis y, finalmente, trastornos de personalidad. Estas cinco subcategorías constituyen más del 95 % de todos los TMC. La Figura 5 muestra estimaciones de DD del efecto de la legislación y las tasas de incidencia de las subcategorías de TMC.⁴⁰ El Panel A muestra que la reducción en los TMC es el resultado de menos diagnósticos relacionados con el uso de sustancias psicoactivas y una menor incidencia de esquizofrenia. Al analizar la heterogeneidad de efecto por género, se observa que la reducción viene dada por menos diagnósticos entre los hombres.

5.4 Pruebas de solidez

Realizo varias pruebas de sensibilidad y placebo para evaluar la solidez de los resultados. Los resultados de estas pruebas se presentan en la Tabla 6. En general, las pruebas de sensibilidad demuestran que los resultados principales son sólidos ante especificaciones y estimaciones alternativas, lo que indica que la reforma del permiso por maternidad reduce las tasas de hospitalización de manera significativa entre los 17 y los 35 años de edad, y en especial entre los hombres.

Especificaciones alternativas. En primer lugar, pruebo si los resultados son sensibles a una especificación alternativa de la *variable dependiente*, en concreto el número de diagnósticos cada 1.000 individuos nacidos en una combinación mes-año específica. Debido a la falta de cifras de población anuales respecto al mes de nacimiento en un determinado año, he recurrido en el análisis principal al número de nacimientos por mes de nacimiento como denominador, que no varía en el tiempo. Sin embargo, con el tiempo, este denominador podría reflejar de manera errónea el tamaño real de una cohorte de un mes de nacimiento determinada (debido a movimientos migratorios o a la mortalidad). Por lo tanto, construyo un denominador alternativo utilizando las cifras de población anual reales por año de nacimiento, ponderadas por la frecuencia relativa de nacimientos en cada mes de ese año en concreto.⁴¹ La columna 2 de la Tabla 6 muestra que mis resultados son sólidos ante el uso de este denominador alternativo.⁴² En segundo lugar, demuestro que los resultados no son sensibles a un *nivel de agrupación* diferente. Para este ejercicio, desgloso los datos de manera espacial y creo un panel regional para 204 regiones del mercado laboral de Alemania Occidental que cubre los años 2003 a 2014. La Figura A.4 contiene un mapa con las regiones del mercado laboral utilizadas en el análisis. La variable dependiente utiliza la misma especificación de denominador que la prueba de solidez anterior, pero a nivel de regiones del mercado laboral. Para evitar posibles efectos de desviación, incluyo efectos fijos de región.⁴³ La

columna 3 presenta estimaciones basadas en los datos del panel regional que son similares a los resultados principales.

Estimaciones alternativas. En el siguiente paso, investigo el efecto de los cambios en el método de estimación. En primer lugar, la columna 4 de la Tabla 6 presenta las estimaciones mediante un método de *triple diferencia* (DDD). El grupo de control adicional está compuesto por personas que viven en el territorio de la antigua RDA (Alemania Oriental). La idea subyacente es que los niños (y sus madres) nacidos en Alemania Oriental en 1979 no experimentaron los efectos de la reforma del permiso por maternidad implementada en 1979 en Alemania Occidental y, por tanto, ejerce como grupo de comparación válido, condicionado al supuesto de tendencia común. Es importante destacar que esta especificación permite obtener el cálculo neto de las tendencias de tiempo generales en las variables de indicadores que podrían afectar a los resultados. El modelo de triple diferencia correspondiente es el siguiente:

$$\begin{aligned}
 Y_{mt} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Trat}_m + \beta_2 \text{Después}_m + \beta_3 \text{RFA}_m \\
 & + \beta_4 (\text{Trat}_m \times \text{Después}_m) + \beta_5 (\text{Trat}_m \times \text{RFA}_m) + \beta_6 (\text{Después}_m \times \text{RFA}_m) \\
 & + \beta_7 (\text{Trat}_m \times \text{Después}_m \times \text{RFA}_m) + \psi_m + \rho_t + \varepsilon_{mt}
 \end{aligned} \tag{2}$$

que ahora contiene una variable ficticia adicional RFA_m (Alemania Occidental), así como interacciones de este grupo con la cohorte de tratamiento de 1979 (Trat_m), los niños nacidos en y después de mayo (Después_m) y con el término de tratamiento $\text{Trat}_m \times \text{Después}_m$. El parámetro de interés es β_7 , que captura el impacto de la reforma de 1979 sobre los indicadores de salud. Del mismo modo, el patrón general de los resultados principales se mantiene sólido ante esta estimación alternativa. Si bien los cálculos son menos precisos, las estimaciones puntuales aumentan ligeramente, pero no de manera significativa.

En segundo lugar, como prueba de sensibilidad adicional, recalculo la ecuación de regresión principal con un *grupo de control adicional* además del que se define en la sección 4. El grupo de control adicional está compuesto por niños nacidos en los meses alrededor del mes de corte de mayo, pero dos años antes de la entrada en vigor de la reforma (es decir, alrededor de mayo de 1977). La ventaja de incluir otra cohorte de nacimiento anterior a la reforma en Alemania Occidental es que puede representar mejor los patrones de mes de nacimiento sistemáticos en las tasas de hospitalización debido al tamaño mayor de la muestra. Los cálculos de este método se presentan en la columna 5. Una vez más, los resultados y el patrón de los resultados de referencia se mantienen válidos frente a esta cohorte de control adicional.

Un problema potencial es que la reforma del permiso por maternidad de 1979 tuvo efectos indirectos positivos en los hermanos de los niños del grupo de tratamiento, que pueden deberse al mayor tiempo pasado con la madre y a una mejor salud materna, entre otros motivos (véase la sección Discusión más adelante). Los efectos indirectos positivos implicarían una violación del *supuesto de estabilidad del valor de tratamiento*

unitario (SUTVA) y los cálculos de DD obtenidos representarían un límite más bajo del verdadero efecto. La especificación de referencia utiliza la cohorte nacida un año antes de la cohorte de tratamiento. Por un lado, esto ayuda a limitar la posibilidad de efectos indirectos, ya que estos solo se darían en el caso de un intervalo entre nacimientos muy corto. Por otro lado, la estrecha proximidad temporal a la cohorte de tratamiento podría ser problemática ya que los hermanos con poca diferencia de edad se beneficiarían más de la ampliación del permiso por maternidad que los hermanos mayores. La prueba de solidez anterior aborda este problema añadiendo una cohorte de control más antigua. La Figura A.7 va un paso más allá y presenta evidencia sugerente que apoya el SUTVA. Si hubiera efectos indirectos, se esperaría que las estimaciones variasen en magnitud, según el grupo de control que se utilice. Sin embargo, las estimaciones de DD del efecto de la reforma del permiso por maternidad de 1979 sobre las hospitalizaciones son relativamente estables y reflejan bien los resultados de la especificación de referencia, independientemente de si el grupo de control está compuesto por la cohorte de nacidos uno, dos, tres o cuatro años antes del grupo de tratamiento. Lo mismo se aplica a las estimaciones según el género.

Pruebas de placebo. Realizo dos pruebas de placebo para validar mis supuestos de identificación: en primer lugar, llevo a cabo un *placebo temporal* y pruebo si los efectos estimados se deben a los niños que se beneficiaron del permiso por maternidad más generoso y no a una tendencia temporal general que afecte a los niños nacidos después de abril. Para este ejercicio, utilizo las dos cohortes de nacimiento de 1978 y 1977, anteriores a la reforma, y uso la fecha del 1 de mayo de 1978 como fecha de reforma placebo. Los cálculos de este análisis de placebo se presentan en la columna 6. En segundo lugar, llevo a cabo un análisis de *placebo espacial* y recalculo la especificación de DD de referencia pero sustituyéndola por la muestra de individuos de Alemania Oriental, que no se vieron afectados por la reforma. La columna 7 muestra las estimaciones de este análisis de placebo. A favor de la validez interna de las estimaciones principales, ambas pruebas de placebo arrojan efectos no significativos, lo que sugiere aún más que la reforma del permiso por maternidad de Alemania Occidental produjo una reducción de los ingresos hospitalarios.

Trastornos mentales y del comportamiento. Dado que este capítulo de diagnóstico tiene un papel central en este análisis, realizo el mismo conjunto de pruebas de sensibilidad que para los ingresos hospitalarios. Los resultados se presentan en la Tabla A.6 del Apéndice y demuestran que las estimaciones principales son sólidas ante distintos procedimientos de cálculo y especificaciones.

6 Discusión

6.1 Marco conceptual para efectos sobre la salud a largo plazo

La idea de que el estado de salud en etapas posteriores de la vida depende directamente

de la primera infancia no es ninguna novedad. En 1990, [Barker](#) postuló que las condiciones intraútero y durante la infancia tienen efectos duraderos en la salud en etapas posteriores de la vida. En el estudio de [Shonkoff et al. \(2009\)](#), se demostró que las experiencias tempranas, tanto buenas como malas, influyen al menos de dos maneras en el bienestar físico y mental de un adulto.

Por un lado, las experiencias tempranas actúan mediante un proceso *acumulativo*, en el que los eventos física y psicológicamente estresantes se experimentan de manera reiterativa. La experiencia persistente de eventos estresantes causa una provocación constante de respuestas neurobiológicas, lo que puede precipitar un deterioro crónico de la salud. En circunstancias normales, estas respuestas son saludables y tienen un carácter protector, porque ayudan a gestionar el estrés.⁴⁴ Pero es la activación repetitiva lo que puede convertir estas reacciones neurobiológicas en patogénicas.

Por el otro, el entorno en las etapas críticas de desarrollo queda *arraigado biológicamente* en sistemas fisiológicos regulatorios de modo tal que puede influir en factores de riesgo y enfermedades de manera latente en la edad adulta. Durante estos períodos sensibles, la arquitectura del cerebro en desarrollo es especialmente susceptible a los estímulos ambientales, que la modifican considerablemente. El proceso por el que las experiencias quedan "programadas" en la arquitectura del cerebro comienza en la etapa embrionaria y culmina en los primeros años de vida ([Räikönen et al., 2012](#)). Dado que no todos los circuitos cerebrales se desarrollan al mismo tiempo, el momento en que se produce la experiencia es crucial.⁴⁵ Un estímulo tiene el máximo impacto en la zona del cerebro que más está cambiando en ese momento.⁴⁶ Durante la infancia, el período de la vida afectado por la reforma, el hipocampo es el área del cerebro que madura con más rapidez y, por tanto, es más vulnerable a estímulos que en ninguna otra etapa de la vida. Se ha documentado que esta parte regula las emociones, el comportamiento social, la capacidad de respuesta ante el estrés y, en última instancia, la salud mental ([Centro para el Desarrollo del Niño de la Universidad de Harvard, 2016](#); [Shonkoff et al., 2009](#)).

Más allá del mecanismo involucrado (la exposición acumulativa y la integración biológica), los efectos de las experiencias de la primera etapa de la vida pueden permanecer latentes al principio, hasta la aparición de una condición específica ([Almond y Currie, 2011](#)). El tiempo de retardo de la respuesta puede ser de muchos años o incluso décadas ([Shonkoff et al., 2009](#)).

6.2 Posibles mecanismos

¿Cómo afectó la reforma del permiso por maternidad de 1979 a la salud de esos niños a largo plazo? Después de demostrar que la reforma tuvo un mayor impacto en las regiones donde potencialmente más mujeres podían beneficiarse del permiso, proporciono una breve discusión teórica sobre cómo la reforma del permiso por maternidad de 1979 puede haber modificado el entorno del bebé.

Como se mencionó anteriormente, las madres trabajadoras pospusieron su regreso al trabajo en respuesta a la reforma ([Dustmann y Schönberg 2012](#) [Schönberg y Ludsteck,](#)

2014), lo que permitió una mayor disponibilidad de tiempo materno y de ingresos familiares durante un período crucial en el desarrollo de una persona. A continuación, presento evidencia sugerente de estos mecanismos analizando el derecho heterogéneo de acceso al permiso por maternidad. En particular, evalúo si el impacto de la reforma en la salud infantil varía en las zonas rurales y urbanas. Uno de los motivos por los que estimo un impacto diferencial de la reforma es que las madres en zonas urbanas y rurales no tenían las mismas probabilidades de estar trabajando. Tradicionalmente, las tasas de participación femenina en la población activa han sido más altas en áreas urbanas (Bender y Hirschenauer, 1993), lo que implica que más madres pueden beneficiarse del permiso en estas zonas (dado que solo las madres trabajadoras podían optar al permiso por maternidad). Con relativamente más bebés afectados por la reforma, se espera que las estimaciones de IT sean más altas en áreas urbanas. Para aclarar el posible mecanismo de la reincorporación materna al trabajo, utilizo el panel regional de casos de hospitalizaciones, según lo definido en el primer conjunto de pruebas de solidez; véase la columna 3 de la Tabla 6. La Tabla 7 contiene las estimaciones de DD del efecto de la ampliación del permiso por maternidad sobre los indicadores de salud de pacientes ingresados que viven en zonas rurales y urbanas. Clasifico las regiones del mercado laboral como urbanas si su densidad de población supera la mediana de todas las regiones.⁴⁷ El Panel A presenta el impacto en los ingresos hospitalarios. Aunque las estimaciones tienen aproximadamente el mismo tamaño, los errores estándar en la muestra urbana son considerablemente más bajos. De manera similar, el Panel B muestra que las zonas urbanas impulsan el efecto en los TMC. El impacto de la reforma en los TMC en zonas rurales es no significativamente distinto de cero, mientras que los efectos en las zonas urbanas son amplios en magnitud y estadísticamente significativos.

En su conjunto, el hallazgo de que las zonas urbanas impulsan los efectos generales concuerda con la idea de que la reforma tuvo un mayor impacto en las regiones con una mayor tasa de participación femenina en la población activa y, por tanto, con más madres que pudieron optar al permiso por maternidad en 1979. En el siguiente paso, analizo posibles mecanismos mediante los cuales la reforma podría influir en los indicadores de salud infantil. Para este propósito, considero las diferencias en calidad de cuidados, los diferenciales de salud de los progenitores y los cambios en los ingresos familiares como canales potenciales.

En primer lugar, la reforma llevó a que las madres pospusieran su regreso al mercado laboral y permitió a los bebés pasar más tiempo con sus madres en una etapa crucial para el desarrollo infantil. Con una mayor duración del permiso por maternidad, hay más probabilidades de que las madres amamanten a sus bebés y durante más tiempo (Baker y Milligan, 2008, Albagli y Rau, 2018).⁴⁸ Las ventajas para los niños amamantados van desde una menor incidencia o gravedad de asma, alergias, diarrea, mortalidad, morbilidad y condiciones crónicas a largo plazo hasta una menor prevalencia de sobrepeso, obesidad y diabetes tipo II en la edad adulta (Ruhm, 2000, Victora *et al.*, 2016).⁴⁹ Asimismo, la evidencia correlacional sugiere que la duración de la lactancia tiene una asociación negativa con problemas de salud mental y conductas perjudiciales para la salud, como el consumo de alcohol (Oddy *et al.*, 2010, Falk y Kosse, 2016).⁵⁰ Además

de estos efectos directos sobre la salud, la lactancia materna tiene efectos indirectos mediante otros mecanismos que pueden influir en el estado de salud. Por ejemplo, la lactancia materna ha demostrado un efecto positivo en el desarrollo cognitivo (Albagli y Rau, 2018), el nivel de estudios y de ingresos (Victora *et al.*, 2015), la formación de preferencias (Falk y Kosse, 2016), y la calidad de las interacciones materno-filiales (Papp, 2014). Además de reducir la lactancia materna, el regreso precoz de la madre al trabajo impide supervisar el estado de salud del bebé. Berger *et al.* (2005) presentan asociaciones entre una reincorporación materna precoz y una disminución en el uso de servicios sanitarios preventivos (inmunizaciones y controles de niño sano), al tiempo que se agravan los problemas de conducta externalizante. De acuerdo con las estimaciones variables instrumentales de Morrill (2011), el empleo materno aumenta la probabilidad de que los niños sufran un incidente de salud adverso, como una hospitalización repentina, un episodio de asma o una lesión/intoxicación.

En segundo lugar, otro mecanismo por el que la reforma podría haber influido en la salud de los bebés son los cambios en la salud materna, que podría a su vez afectar a la capacidad de cuidar de sus hijos.⁵¹ Hay evidencia correlacional que indica que un mayor empleo materno se asocia con niveles más bajos de bienestar mental de la madre y de estado de salud global autopercebido, así como con una mayor frecuencia de síntomas depresivos y problemas de estrés por la crianza (Chat terji y Markowitz, 2005, Chatterji *et al.*, 2013). Además de esta evidencia, existen numerosas investigaciones cuasiexperimentales. Beuchert *et al.* (2016) analizan una reforma del permiso por maternidad en Dinamarca y hallan efectos positivos en la salud de madres y hermanos, con ganancias mucho más considerables para las familias de escasos recursos. Bütikofer *et al.* (próxima publicación) analizan la reforma del permiso por maternidad de 1977 en Noruega para demostrar cómo el cambio de normativa mejora una serie de indicadores de salud materna a medio y largo plazo, como índice de masa corporal, presión arterial, dolor y salud mental, y conductas más saludables, como practicar ejercicio físico y no fumar.⁵² Albagli y Rau (2018) muestran que las madres que dan a luz en el contexto de un permiso por maternidad más generoso tienen índices de estrés más bajos que las que disfrutaban de permisos más cortos. En conjunto, estos estudios sugieren que ampliar el permiso por maternidad mejora la salud materna, lo que puede favorecer la capacidad de cuidar de sus hijos y, en última instancia, mejorar los indicadores de salud de esos niños en su edad adulta. Por ejemplo, la depresión postnatal materna se asocia con un deterioro a largo plazo del vínculo materno-filial (Tronick y Reck, 2009), un mecanismo que las investigaciones psicológicas relacionan con el desarrollo de trastornos mentales en etapas posteriores de la vida (Canetti *et al.*, 1997).⁵³ Incluso los resultados detallados en términos de diferencias por género y tipos de trastornos mentales obtenidos en este estudio concuerdan con la literatura. Enns *et al.* (2002) hallan que la salud mental adulta se asocia de manera consistente con las experiencias de crianza vividas con la propia madre. Aunque los efectos de la crianza no son específicos en cuanto a diagnósticos, se observan efectos únicos entre los hombres en trastornos de tipo externalizante, como uso de sustancias y trastorno de personalidad antisocial. **La generalmente más alta tasa de incidencia de trastornos de conducta externalizante entre los hombres también podría explicar por qué los resultados hallados en este estudio son más marcados entre los**

hombres. Las mujeres, en cambio, son más propensas a sufrir trastornos internalizantes, como depresión y ansiedad, y por lo tanto tienen menos probabilidades de ser hospitalizadas (Oficina Federal de Estadística, 2012). Además, las tasas de prevalencia de problemas de internalización aumentan, pero solo en edades que exceden el alcance de este estudio.

En tercer lugar, el aumento de los ingresos familiares es otro canal potencial para ver cómo la reforma podría influir en los indicadores de salud infantil. El que la ampliación del permiso por maternidad influya o no en los ingresos familiares depende del contexto específico. En los programas con retribución completa de los ingresos, sin reducción del permiso no remunerado, no hay consecuencias en los ingresos del hogar al ampliar el permiso remunerado (Carneiro *et al.*, 2015, Dahl *et al.*, 2016, Bütikofer *et al.*, próxima publicación). Por el contrario, una reducción de la parte no remunerada del permiso aumenta los ingresos totales de las mujeres. Esta es la situación equiparable a la ampliación del permiso por maternidad estudiada en este artículo. La reforma del permiso por maternidad de 1979 aumentó la media de ingresos totales maternos acumulados en 1.700 DEM, con aumentos más importantes para las mujeres que se encontraban en el rango inferior de la distribución salarial (véase la sección 2). Numerosos estudios examinan el impacto positivo de los ingresos familiares en el desarrollo cognitivo y el estado de salud infantil.⁵⁴ La idea subyacente es que los padres pueden invertir más en sus hijos si no tienen problemas de presupuesto. Dahl y Lochner (2012) analizan los cambios en el crédito por ingresos del trabajo (EITC) y hallan que un aumento en los ingresos familiares se traduce en mejores calificaciones en pruebas de lenguaje y matemáticas, con un mayor beneficio en los niños de niveles socioeconómicos bajos. Asimismo, Hoynes *et al.* (2015) estudian las ampliaciones en el EITC y documentan que un aumento en los ingresos familiares se asocia a una menor probabilidad de bajo peso al nacer, derivada de una mejor atención prenatal y menos conductas perjudiciales para la salud, como fumar. Milligan y Stabile (2011) utilizan la variación en beneficios fiscales por hijos de Canadá para investigar su impacto en los indicadores de salud infantil en dicho país. Muestran evidencia cuasiexperimental de que los beneficios por hijos mejoran la salud física de los niños y los indicadores de salud mental de las niñas. Aizer *et al.* (2016) estudian el impacto a largo plazo del programa de pensiones para madres (1911-1935), un programa de asistencia social de Estados Unidos financiado con fondos estatales que entregaba pagos en metálico a familias de bajos ingresos. En este artículo concluyen que recibir ayudas económicas aumentó la longevidad de los hombres. Akee *et al.* (2018) examinan los efectos en los niños de otorgar prestaciones en efectivo y sin condiciones. Basándose en el conjunto de datos longitudinales del estudio de Great Smoky Mountains, los autores muestran que un ingreso adicional en el hogar provoca una disminución de los trastornos emocionales y de comportamiento a la vez que mejora los rasgos de personalidad de la infancia. Los niños con los peores indicadores experimentan las mayores ganancias, lo que respalda la hipótesis de que los progenitores tienen una inclinación a equiparar los resultados. Como posible mecanismo, los autores informan de una mejoría en las relaciones entre padres e hijos.

Dado que en mi estudio hallo diferenciales de salud positivos para los niños nacidos en

el contexto de un permiso por maternidad más generoso, podría estar implicado cualquiera de los canales comentados anteriormente, dado que la reforma mejoró el entorno de los niños en todos esos contextos. Sin embargo, debido a la naturaleza a largo plazo del estudio y la falta de datos sobre los factores que intervienen, el presente artículo no puede evaluar qué mecanismo es responsable de los efectos subsiguientes observados.

7 Conclusiones

En este artículo, analizo el impacto de una reforma del permiso por maternidad en la salud a largo plazo de los hijos. Para estimar los efectos causales de la duración del permiso por maternidad, utilizo una variable exógena derivada de un cambio legislativo en la República Federal de Alemania en 1979, que amplió la duración del permiso por maternidad remunerado de ocho semanas a seis meses después del parto. Utilizo los datos de registros de hospitales durante el período de 1995 a 2014 para presentar un análisis exhaustivo del efecto de la reforma en indicadores de salud importantes. Mediante el seguimiento de cohortes de nacimiento de tratamiento y de control a lo largo de 20 años de su edad adulta (entre los 16 y los 35 años), hallo evidencia de que la ampliación del permiso por maternidad mejora la salud de los individuos a largo plazo.⁵⁵ Las personas nacidas después de la entrada en vigor de la reforma tienen, de media, un 1,7 % menos de probabilidades de ser hospitalizadas. Hay una heterogeneidad sólida por género y edad. Los efectos se ven impulsados principalmente por los hombres, y los diferenciales de salud se vuelven más claros a medida que se acercan a los 30 años y en adelante. Además, al profundizar en los componentes de las hospitalizaciones, observo que la reducción en ingresos hospitalarios se debe a menos diagnósticos de TMC, el tipo de diagnóstico más frecuente en individuos entre los 15-35 años de edad. Por último, el efecto más importante de la reforma del permiso por maternidad en los TMC se observa en los trastornos por uso de sustancias psicoactivas y esquizofrenia.

Un punto interesante para futuras investigaciones será valorar si los efectos también persisten en enfermedades más habituales. Los efectos en los datos de registros hospitalarios son probablemente apenas la "*punta del iceberg*", ya que reflejan indicadores de salud bastante extremos. Por este motivo, podría ser útil explorar los datos de seguros médicos e investigar los efectos en los indicadores que registran los médicos de cabecera.

Desde una perspectiva legislativa, este estudio sugiere que, para analizar de manera exhaustiva la relación coste-beneficio de los permisos parentales, es necesario comprender correctamente las implicaciones del permiso por maternidad en diversos aspectos del desarrollo infantil. El motivo principal del gobierno federal para ampliar la duración del permiso por maternidad fue proteger el bienestar materno después del parto. Los resultados de este análisis muestran que la reforma del permiso por maternidad de 1979 tuvo, además, efectos positivos en la salud de esos bebés, pero esto solo se determinó tres décadas más tarde. Se trata de una conclusión importante para la

evaluación de tales programas. En primer lugar, si el horizonte temporal para la valoración del impacto es demasiado cercano, podrían no detectarse ciertas consecuencias que se manifiestan únicamente a largo plazo. En segundo lugar, es posible que algunos beneficios no solo se materialicen más adelante, sino que también surjan en áreas diferentes de las previstas inicialmente por las autoridades. Por lo tanto, si no se tienen en cuenta los vastos efectos en la salud de las personas a largo plazo, los análisis coste-beneficio podrían arrojar conclusiones erróneas.

Notas al pie

¹Este importe representa poco más del 2 % de todo el presupuesto del gobierno federal de Alemania para 2020 ([Ministerio Federal de Finanzas, 2020](#)).

²A lo largo de todo el periodo de tiempo establecido, los TMC representan un tercio de la reducción de hospitalizaciones. En el caso de individuos entre los 32-35 años, casi el 50% de la reducción en hospitalizaciones se debe a la disminución de TMC.

³[Enns et al. \(2002\)](#) muestran que las "*experiencias con la propia madre se asociaban de manera más coherente con trastornos mentales en la edad adulta [...] Sin embargo, parece haber algunos efectos únicos para los trastornos de tipo externalizante (trastornos de uso de sustancias y trastorno de personalidad antisocial) en los varones*".

⁴Los costes sociales estimados de 17.850 euros por diagnóstico de TMC se obtienen de los datos sobre el coste de enfermedades por tipo para el grupo etario 15-45 en 2015, según la información ofrecida por la [Oficina Federal de Estadística de Alemania\(2015\)](#).

⁵La duración media de ingreso en diagnósticos de TMC es de 20,1 días en comparación con la media general de 7,6 días ([Oficina Federal de Estadística de Alemania, 2012](#), p. 5).

⁶[Currie y Almond \(2011\)](#) y [Almond et al. \(2018\)](#) ofrecen resúmenes detallados de su trabajo reciente en esta línea de investigación.

⁷Otros estudios investigan distintas características de los permisos parentales, como el nivel de beneficios. Por ejemplo, [Ginja et al. \(2020\)](#) hallan en el contexto de Suecia que mayores niveles de beneficios en el permiso parental mejoran los resultados académicos de los hijos.

⁸Los resultados de [Beuchert et al. \(2016\)](#) son una excepción destacada. En dicho artículo estudian una reforma de los permisos parentales en Dinamarca y no hallan ningún efecto en la salud infantil en los primeros tres años de vida. La reforma danesa aumentó la duración posparto del permiso por maternidad en una media de 32 días. La duración del permiso remunerado se amplió de 24 semanas (14 semanas de permiso por maternidad y 10 semanas de permiso conjunto) a 46 semanas (14 de maternidad y 32 en conjunto).

⁹Los siguientes datos sobre la legislación relativa a los beneficios y permisos por maternidad se basan en la información de [Ondrich et al. \(2002\)](#), [Schönberg y Ludsteck \(2014\)](#), [Dustmann y Schönberg \(2012\)](#) y [Zmarzlik et al. \(1999\)](#). El esquema de permisos descrito aquí no corresponde al sistema actual, en vigor desde 2007. [Kluve y Tamm \(2013\)](#) ofrecen un buen panorama general de la legislación actual sobre permisos parentales.

¹⁰Antes de la entrada en vigor de otra reforma en 1986, solo las madres podían disfrutar de un permiso con protección de empleo.

¹¹Los fondos para los pagos eran aportados por el sistema de salud pública (750 marcos alemanes [DEM] al mes), el gobierno federal (400 DEM, pago único) y los empleadores (el resto).

¹²Desde la entrada en vigor de la Ley de Licencia Familiar y Médica (FMLA) en 1993, las madres en los Estados Unidos tienen derecho al permiso si han trabajado durante al menos un año con su empleador actual, si han acumulado un mínimo de 1250 horas de trabajo durante ese año y si la empresa tenía una plantilla de al menos 50 empleados ([Baum, 2003](#)).

¹³Véase: "*Gesetz zur Einivührung eines Mutterschutzurlaubes*" (Ley de permiso por maternidad), Boletín Federal Oficial, Parte I, n.º 32, pp. 797-802, 30/06/1979.

¹⁴Véase: "*Gesetzestwurf der Bundeseserung*" (Proyecto de ley), Impreso 8/2613.

¹⁵A modo de comparación, el 50,9 % de todas las mujeres (16+) de los EE. UU. participaban en la población activa al mismo tiempo (consulte la Oficina de Estadísticas Laborales de los EE. UU.).

¹⁶El 84 % de todos los niños nacieron de mujeres de entre 20 y 35 años de edad ([Oficina Federal de Estadística, 1981](#)). En este contexto, por lo tanto, es relevante que el estudio se centre en este grupo etario.

¹⁷En la década de 1970, se estableció la atención a tiempo parcial para niños en edad preescolar (4-6 años). Sin embargo, los padres no tuvieron derecho legal a una plaza en un "*Kindergarten*" (colegio de infantil) público hasta 1996. Para los niños pequeños (1-3 años), los padres tuvieron derecho legal a una plaza para cuidados en una '*Krippe*' (guardería) a partir de 2013.

¹⁸Tanto [Dustmann y Schönberg \(2012\)](#) como [Schönberg y Ludsteck \(2014\)](#) analizan el impacto de la ampliación del permiso por maternidad en la participación materna en el mercado laboral. Si bien el primer estudio evalúa también cambios en la evolución de los niños debido a la reforma, el segundo se centra en

las consecuencias en el mercado laboral para las madres y obtiene resultados más exhaustivos.

¹⁹Este número corresponde al número de meses sin trabajar durante los primeros 40 meses desde el nacimiento.

²⁰El total de ingresos maternos acumulados se define como el total de ingresos obtenidos hasta el momento en que el niño cumple 40 meses de edad. Consiste en los ingresos mensuales si la madre está trabajando y los beneficios de la prestación por maternidad; de lo contrario, se indica "cero".

²¹Debido a las regulaciones de confidencialidad, el acceso a los datos se proporcionó in situ, en el centro de datos para investigación.

²²Los datos no incluyen hospitales del sistema penal ni de la policía. Los hospitales militares están incluidos en la medida en que ofrecen servicios a la población civil. Los centros de rehabilitación/prevención médica se han incluido desde 2003 si tienen más de 100 camas.

²³Téngase en cuenta que los datos aprovechan una modificación alemana emitida por el Instituto Alemán de Documentación Médica (DIMDI), una autoridad subordinada del Ministerio Federal de Salud.

²⁴Los números de la clasificación del CIE se refieren a la revisión implementada en el año del informe. La clasificación del sistema CIE-9 utiliza un código numérico de 3 dígitos, mientras que el CIE-10 utiliza un código alfanumérico de 4 dígitos.

²⁵Excluyo los diagnósticos relacionados con "Embarazo, parto y puerperio" y otros que ocurren con poca frecuencia.

²⁶En mi especificación de referencia, uso el número mensual de nacimientos en el denominador (según las estadísticas vitales federales). En la sección Pruebas de solidez, presento resultados con el número aproximado de habitantes actuales en distintos niveles regionales. El hecho de utilizar el número original de nacimientos presenta dos ventajas. En primer lugar, permite el seguimiento de diferenciales durante un período más largo, ya que los datos de población solo están disponibles desde 2003 en adelante. En segundo lugar, evito inducir un error de medición en la variable dependiente, ya que solo hay información sobre el número de personas de x años de edad. Con el fin de obtener un número aproximado de personas por mes de nacimiento, multiplico el número de personas por año de nacimiento por ponderaciones según el mes de nacimiento que provienen bien del microcenso alemán, bien de la distribución de fertilidad original.

²⁷Dado que Berlín no se puede asignar de manera inequívoca a la RFA o la RDA, se omite del análisis.

²⁸La estacionalidad puede darse por motivos asociados con factores pre- o posnatales. En primer lugar, la estacionalidad puede surgir debido a la concepción selectiva, lo que quiere decir que la composición socioeconómica de las madres varía con el tiempo (Buckles y Hungerman, 2013). En segundo lugar, Currie y Schwandt (2013) argumentan que los efectos de la estación de nacimiento pueden deberse a patrones estacionales de prevalencia de enfermedad intraútero (p. ej. gripe) y nutrición. Por último, la estacionalidad con respecto al tiempo de nacimiento también puede ser el resultado de factores sociales posnatales, como las reglas de corte por edad para la escolarización (Black *et al.*, 2011).

²⁹Dustmann y Schönberg (2012) utilizan en total tres cohortes de nacimiento como grupos de control, dos cohortes antes y una cohorte después de la cohorte de tratamiento: grupo 1 nacidos entre 11/1976 y 10/1976, grupo 2 nacidos entre 11/1977 y 10/1978, y grupo 3 nacidos entre 11/1979 y 10/1980. En mi caso, elijo a los individuos nacidos un año antes de la reforma como grupo de control para la especificación principal. Esto se debe a dos razones. En primer lugar, con más cohortes como grupos de control, es menos probable que el supuesto de identificación (invariancia en el tiempo de la estacionalidad) sea válido. En segundo lugar, usar una cohorte de nacimiento del año posterior al cambio de programa como grupo de control podría invalidar la comparabilidad entre los grupos de tratamiento y de control, ya que los padres podrían haber tenido el tiempo suficiente para ajustar sus planes de natalidad. Aun así, presento resultados con el añadido de más cohortes de control en la sección de pruebas de solidez.

³⁰El procedimiento de estimación también se puede encontrar en contextos similares en Live y Zweimüller (2009), Dustmann y Schönberg (2012), Ekberg *et al.* (2013), Schönberg y Ludsteck (2014), Lalive *et al.* (2014), Davy (2017), Avdic y Karimi (2018) y Huebender *et al.* (2019).

³¹El efecto de IT identifica el efecto causal de estar asignado al grupo de tratamiento, que se etiqueta como la forma reducida en una configuración de variables instrumentales. Para obtener el efecto local medio del grupo de tratamiento, el efecto sobre el cumplimiento, la IT se divide entre la primera etapa (Angrist y Pischke, 2009). Para dar una interpretación causal al estimado de Wald que se obtiene, es necesario asumir, junto a un supuesto de monotonicidad estándar, que la reforma del permiso por maternidad de 1979 afectó a todos los factores determinantes de desarrollo infantil solo mediante la reducción del empleo materno (restricción de exclusión) (Dustmann y Schönberg, 2012). En el ejemplo en concreto, se dividen las estimaciones de IT entre $0,45 \times 0,835 = 0,377$ (proporción de madres que pospusieron su reincorporación laboral en el marco del permiso por maternidad) para obtener el efecto de pasar un mes más sin trabajar después del parto sobre los indicadores de salud del niño.

³²Las variables dependientes se definen en el nivel de cohorte de mes de nacimiento y se agrupan al área de la antigua RFA.

³³Sin embargo, las medias de referencia no son significativamente diferentes unas de otras.

³⁴La Tabla A.4 contiene una prueba de solidez con el uso de la muestra completa y las interacciones de Trat \times Después con los grupos etarios. La interacción de haber nacido después de la fecha de corte en el año de tratamiento con los grupos etarios aborda una potencial correlación en serie de los errores para una cohorte de mes de nacimiento determinada. En comparación con los resultados de referencia de tener distintas regresiones para cada grupo etario, los dos valores clave permanecen iguales. Los efectos más

importantes se observan entre los hombres y en el grupo de más edad. A diferencia de los efectos de referencia, en los hombres se observa una reducción significativa en las hospitalizaciones en el grupo de menor edad, y las mujeres tienen tasas de hospitalización más bajas en el grupo de más edad.

³⁵Sigo controlando cualquier tipo de efectos de madurez y comparo los indicadores de salud de las cohortes de tratamiento y de control a la misma edad. Los efectos fijos del año ρ_t se han omitido de la especificación dada la colinealidad.

³⁶El Panel A de la Tabla A.1 presenta una descripción general de los capítulos de diagnóstico.

³⁷Las enfermedades de la piel y del tejido subcutáneo son una notoria excepción. Su estimación de DD positiva es, aunque pequeña en magnitud, estadísticamente significativa al nivel del 5 por ciento. Como tal, el inesperado coeficiente positivo podría ser una irregularidad estadística, pero contraviene mi hipótesis de efectos favorables sobre la salud.

³⁸La Figura A.5 del Apéndice muestra las respectivas figuras a lo largo del curso de vida para cada capítulo de diagnóstico.

³⁹Por ejemplo, el capítulo de trastornos mentales y del comportamiento tiene códigos que comienzan por F00-F99. En este ejercicio, voy un nivel más abajo y observo el efecto de la reforma sobre, por ejemplo, los trastornos afectivos, que se agrupan en los códigos F30-F39. El Panel B de la Tabla A.1 del Apéndice define las subcategorías del capítulo de los trastornos mentales y del comportamiento.

⁴⁰La Tabla A.5 del Apéndice presenta los resultados obtenidos al dividir la muestra agrupada en cuatro grupos etarios. Las reducciones en las subcategorías se observan en las cohortes de edad 27-31 y 32-35, y tienden a aumentar con la edad.

⁴¹Por ejemplo, para obtener el número de personas nacidas en mayo de 1979 que viven en Alemania en 2014, uso el número de personas nacidas en 1979 (observado en 2014) y las pondero con la fracción nacimientos en mayo de 1979.

⁴²El número de observaciones es menor, ya que las estadísticas sobre el tamaño de la población anual por mes y año de nacimiento solo están disponibles desde 2003.

⁴³La especificación de regresión correspondiente es la siguiente (las regiones se ponderan por población):
$$Y_{mit} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Trat}_m + \gamma_2 \text{Después}_m + \gamma_3 (\text{Trat}_m \times \text{Después}_m) + \psi_m + \varphi_r + \rho_t + \varepsilon_{mit}.$$

⁴⁴Las reacciones neurobiológicas pueden incluir la liberación de hormonas del estrés, mayor presión arterial y frecuencia cardíaca, así como una movilización protectora de nutrientes, entre otros. Véanse, por ejemplo, McEwen (1998) y Shonkoff *et al.* (2009).

⁴⁵Véase el modelo de estrés del "ciclo de vida" (Lupien *et al.*, 2009).

⁴⁶Los efectos sobre el deterioro de la salud en etapas posteriores de la vida no solo vienen determinados por el momento en que se produce sino también por el tipo de experiencia (Räikkönen *et al.*, 2012).

⁴⁷La Figura A.4 del Apéndice muestra la variación espacial de la densidad de población en las regiones del mercado laboral de Alemania.

⁴⁸Baker y Milligan (2008) analizan una ampliación del permiso por maternidad en Canadá, que aumentó la duración de los beneficios y la protección del empleo de 6 meses a un año. Albagli y Rau (2018) investigan una expansión en Chile, donde se amplió la duración del permiso remunerado de 12 a 24 semanas.

⁴⁹La entrevista y encuesta de salud sobre infancia y adolescencia de Alemania (estudio KiGGS) ofrece datos representativos sobre las tasas de lactancia desde 1986 en adelante (Lange *et al.*, 2007). De la cohorte de nacidos en 1986 en Alemania Occidental, alrededor del 75 % de los niños fueron amamantados al menos una vez, y aproximadamente un 38 % de los niños recibieron lactancia materna exclusiva durante medio año.

⁵⁰Las tasas de lactancia materna más altas también podrían explicar, aparte de la reducción de los TMC, la disminución de lesiones traumáticas y enfermedades de los sistemas digestivo y respiratorio. Falk y Kosse (2016) muestran que una mayor duración de la lactancia se asocia con una menor disposición a correr riesgos, lo que puede explicar los hallazgos respecto a las lesiones. También hay cierta evidencia de que la lactancia materna puede ser un factor de protección frente al desarrollo de enfermedades respiratorias crónicas tales como el asma (Lodge *et al.*, 2015, Friedman y Zeiger, 2005) y enfermedad inflamatoria intestinal en etapas posteriores de la vida (Le Huëu-Luron *et al.*, 2010).

⁵¹Véase, por ejemplo, Patel *et al.* (2004) o Frech y Kimbro (2011).

⁵²El esquema previo a la reforma, de 12 semanas de permiso no remunerado, se cambió a 4 meses de permiso remunerado y 12 meses no remunerados.

⁵³Las diferencias de género en el vínculo entre progenitores e hijos podrían explicar los mayores efectos de los TMC entre los hombres. Murphy *et al.* (2010) documentan que las hijas informan de mayores niveles de afecto y una menor sobreprotección por parte de la madre, lo que lleva a una menor incidencia de TMC en la edad adulta.

⁵⁴La literatura reciente también se ha centrado en las asociaciones entre nivel socioeconómico y desarrollo cerebral funcional (Tomalski *et al.*, 2013). Con el fin de evaluar el efecto causal de los recursos económicos durante la primera infancia en el desarrollo cognitivo, socioemocional y cerebral, Greg Duncan ha diseñado el experimento "Ingresos del hogar y desarrollo infantil en los primeros tres años de vida", en marcha hasta 2022.

⁵⁵Según lo comentado en el artículo, una salvedad del análisis es que los datos únicamente permiten informar de los efectos de IT. La inviabilidad de excluir a los individuos no afectados (p. ej. los nacidos en el extranjero o en la RDA) no compromete los resultados sino que simplemente atenúa las estimaciones de IT. Este efecto de dilución implica que el impacto en los niños del grupo de tratamiento es mayor que los efectos de IT presentados.