

Las Gotas de Leche y el descenso de la mortalidad infantil urbana en España (1900–1936)

Francisco Muñoz Pradas¹

Resumen

El papel de la salud pública suele ser un tema central en el debate sobre la disminución de la mortalidad infantil en Europa. Una de las iniciativas en este terreno fueron las Gotas de Leche. El objetivo de este trabajo es evaluar el efecto de la inauguración de estos centros en la disminución de la mortalidad infantil urbana en España antes de la Guerra Civil. Con tal fin se utilizan dos metodologías de evaluación distintas. Una basada en los modelos de series temporales interrumpidas y otra en la estimación de la proporción de muertes evitadas. Se analizan series de mortalidad infantil e información sobre las Gotas de Leche de 19 localidades y las estadísticas a Casa Municipal de Lactancia de Barcelona (1904-1935). Los resultados sugieren que las inauguraciones de las Gotas de Leche en España no comportaron efectos directos significativos en la reducción de mortalidad infantil sino más bien de naturaleza indirecta (ligados a la difusión de nuevas pautas higiénicas y de alimentación), aunque, probablemente, de una intensidad moderada.

Palabras clave: Gotas de Leche, mortalidad infantil, intervención sanitaria, evaluación demográfica, modelos de series de tiempo interrumpidas, muertes evitadas.

Milk Depots and the urban infant mortality decline in Spain (1900–1936)

Summary

The role of public health has been a central topic in the classical debate about the historical decline of mortality in Europe. One of these health initiatives

1 Universitat Autònoma de Barcelona (francesc.munoz@uab.cat)

was the Milk Depots. Spain set up these centres beginning in the late 19th century and continued to do so until the beginning of the Civil War. The goal of this paper is to evaluate the effect of this health intervention on the infant mortality decline in urban localities during this period. The main methodological issue deals with the measurement of the effect of the Milk Depots on the pattern of changes of urban infant mortality. Interrupted Time Series Models and the evaluation of deaths averted are the methodologies applied. Data from 19 urban localities and health statistics from Barcelona's Milk Depot (1904-1935) are analyzed. The results suggest that the Milk Depots did not have any direct effect, but rather only a moderate indirect effect (the spreading of new, more hygienic ways of feeding babies) on the improvement of overall levels of child survival in urban areas.

Key words: Milk Depots, infant mortality, health intervention, demographic evaluation, interrupted time series models, deaths averted.

Les Gouttes de Lait et la diminution de la mortalité infantile urbaine en Espagne (1900–1936)

Résumé

Le rôle de la santé publique est un sujet central dans le débat sur la diminution de la mortalité infantile en Europe. Une des initiatives de santé publique a été celle de la création des Gouttes de Lait. Depuis la fin du 19^e siècle, ces nouveaux établissements commenceront à apparaître dans plusieurs villes espagnoles. Le but de ce travail est d'évaluer leurs effets dans la diminution de la mortalité infantile urbaine avant la Guerre Civile. Deux méthodologies d'évaluation ont été utilisées. Une est basée sur les «modèles de séries temporelles interrompues» et l'autre sur l'estimation de la proportion des morts évitées. On a analysé des séries de mortalité infantile et l'information sur les Gouttes de Lait de 19 localités et les statistiques de santé de la Maison Municipale d'Allaitement de Barcelone (1904-1935). Les résultats suggèrent que l'apparition des Gouttes de Lait en Espagne ne semble pas impliquer des effets directs significatifs sur l'amélioration de la mortalité infantile mais, probablement, plutôt des effets de nature indirecte (liés à la diffusion de nouvelles règles hygiéniques et d'alimentation), bien que d'une intensité modérée.

Mots clés: Gouttes de Lait, mortalité infantile, intervention sanitaire, évaluation démographique, modèles de séries temporelles interrompues, morts évitées.

1. INTRODUCCIÓN²

En muchas sociedades europeas a lo largo de las dos últimas décadas del siglo XIX se extendió una notable preocupación a cerca de la magnitud y tendencias de la mortalidad infantil. La salud y las expectativas de sobrevivencia de este sector de la población se convirtieron en una prioridad política para las naciones avanzadas de entonces (Porter, 1999: 165-195). Las estadísticas de mortalidad por causa, confeccionadas en base a una nomenclatura estandarizada, y disponibles de forma regular en muchos territorios europeos desde finales del siglo XIX (Dupâquier, 1985: 342-348) mostraban cómo las enfermedades del aparato digestivo suponían una de las principales causas de muerte entre los menores de cinco años. En este contexto, los métodos de alimentación empleados durante los dos primeros años de vida, esto es, durante la etapa de lactancia y el período de destete, polarizaron la atención de médicos y autoridades sanitarias. De este modo, «*the question of milk became a central concern in the fight against infant mortality*» (Rollet, 1995:42).

Una de las principales consecuencias prácticas de estas preocupaciones fue la puesta en marcha de un tipo de intervención sanitaria encaminada a reducir la mortalidad infantil y mejorar los hábitos de alimentación de los recién nacidos. A tal fin se crearon las Gotas de Leche o «Gouttes de Lait» en su denominación francesa, por ser este país pionero en su implantación. Los médicos españoles mantuvieron contactos frecuentes con sus colegas del país vecino y, por tanto, estaban bien informados de sus iniciativas respecto la salud infantil. De este modo, tanto desde el punto de vista clínico como del estilo de gestión, las Gotas de Leche en España se inspiraron en el modelo francés.³

2 Este trabajo ha recibido apoyo financiero del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto HAR2010-20684-C02-01: «Desigualdad, niveles de vida y salud: España ss XVIII-XX». Primeras versiones del mismo se presentaron en el seminario «Salud y ciudades en España 1880-1940» (UAB), y en el congreso de la EAPS en Viena, ambos en el año 2010.

Se agradece la lectura atenta y observaciones críticas al manuscrito inicial de los evaluadores. Como es habitual, este autor asume todas las responsabilidades sobre el contenido final.

3 Para una visión sistemática de esta institución en Francia, véase Rollet-Echallier, (1990).

Una historia de estas instituciones en España está todavía por escribir. Sí contamos, en cambio, con investigaciones monográficas sobre Gotas de Leche en localidades como Madrid (Majan, 1990), Alicante (Perdiguero Gil y Bernabeu Mestre, 1999; 2005), Gijón (Chamizo, 1999; García 2003), Reus (Arnavat et al., 1995), Menorca, (Montilla y Sureda, 2008), Huelva (Aguilera y Rodríguez, 2008) y Logroño (Cerrillo, Iruzubieta y Fandiño, 2008). El enfoque habitual de estos trabajos se ha centrado principalmente en las dimensiones institucionales y sociales de estos centros. La interpretación historiográfica de este fenómeno ha subrayado dos características de su despliegue en España (Rodríguez Ocaña et al., 1985). En primer lugar, su influencia en el desarrollo de un mercado de productos alimentarios para los niños. En segundo, su papel positivo en la difusión de nuevas prácticas de higiene relacionadas con la lactancia materna u otras formas de lactancia y la alimentación infantil en general. En este contexto, los aspectos demográficos han quedado pendientes de evaluación. ¿Qué impacto supuso esta intervención sanitaria sobre el descenso de la mortalidad entre los recién nacidos?, sería la pregunta a responder. Que tal impacto era positivo, en términos de una reducción apreciable de la mortalidad, fue la principal razón invocada por los médicos y las autoridades sanitarias contemporáneas para demandar su creación.

Los niveles de mortalidad infantil española no registraron una reducción substancial hasta después de la Guerra Civil, aunque ya se había iniciado un descenso que, con la excepción del episodio de la pandemia de gripe de 1918 a 1920, sería más intenso e irreversible en las zonas urbanas —capitales de provincia—⁴ que en las rurales. Dado que la mayoría de las Gotas de Leche en España se crearon en núcleos urbanos, parece lógico interrogarse sobre el efecto que estos centros pudieron tener en la disminución de la mortalidad infantil urbana antes de 1936. El ensayo de evaluación de tal efecto es el propósito central de este artículo. Con esta finalidad se estructura en tres aparta-

4 Para España, la media de la Tasa de Mortalidad Infantil (TMI) de 1901-1905 era de 173‰ y de 120‰ para 1930-34, con una reducción del 30 por ciento. Para las capitales de provincia, en idénticos períodos, las medias son del 193‰ y 110‰ respectivamente, y una reducción del 43 %. Los cálculos se han realizado a partir de los datos publicados por Gómez Redondo (1992: 71). Para un análisis de la mortalidad rural y urbana anterior a la Guerra Civil, véase el estudio de Dopico y Reher (1998: 59-101).

dos. En el primero, se revisa la lógica de intervención sanitaria propia de las Gotas de Leche con objeto de calibrar bajo qué condiciones su actuación alcanzaría los objetivos deseados. En el segundo, se presentan la metodología y los datos utilizados para llevar a cabo el estudio de impacto. En el tercero, sobre la base de las metodologías propuestas, se evalúan los efectos de estos centros en la mejora de la sobrevivencia infantil en algunas ciudades españolas entre 1900 y 1935. Una conclusión final hará balance de los resultados más relevantes. Este trabajo espera poder demostrar que, en el caso español, es factible una evaluación de intervenciones sanitarias o tal y como otros autores la han llevado a cabo en otras poblaciones históricas en relación con determinadas políticas de salud, (Cain y Rotella, 2001; Cutler y Miller, 2005).

2. LAS GOTAS DE LECHE Y LA MEJORA DE LA SALUD INFANTIL EN ESPAÑA: LA LÓGICA DE UNA INTERVENCIÓN SANITARIA

Las Gotas de Leche experimentaron una lenta difusión en España en el primer tercio del siglo XX. Con un precedente anterior a 1900 —la apertura de un consultorio para lactantes en el Hospital para Niños Pobres de Barcelona en 1890—, suele considerarse que es a partir de 1902 en Barcelona y de 1904, con la consulta abierta por el Dr. Ulecia en Madrid, cuando se marca el inicio de la expansión de esta institución en España. Se estima que, en torno a 1915, habría una treintena de Gotas de Leche y, hacia 1930, entre 45 o 50. (Rodríguez Ocaña et al., 1985). Por tanto, entre 1900 y 1935 se habría fundado una media de un centro por año.⁵ La creación de estos establecimientos debe situarse en el contexto de la formación de una administración de salud moderna en España a partir de la segunda mitad del siglo XIX (Muñoz Machado, 1975; Rodríguez y Martínez, 2010). La falta de recursos e ineficiencias en la organización de la gestión pública tendieron a dejar la solución de

5 En Francia, aunque las estadísticas no sean exhaustivas del todo, tal magnitud podría situarse en torno a los 168 centros por año en el período 1907-1932. En Inglaterra, entre 1905 y 1911 la media anual de establecimientos abiertos fue de 91. Los cálculos están realizados a partir de cifras reunidas por Rollet-Echalier (1990) para Francia y por Wickes (1953) para Inglaterra.

numerosos problemas de salud a la iniciativa de cada municipio o de organizaciones benéficas y sociales. De este modo, en la promoción de Gotas de Leche estuvieron involucradas juntas provinciales o locales de beneficencia, ayuntamientos, instituciones benéficas e incluso ciudadanos a título personal.

En la segunda mitad del siglo XIX en España, los médicos interesados en la denominada «higiene social» comenzaron a examinar las causas de la alta mortalidad infantil (Rodríguez Ocaña, 1996; 1999). Entre aquellas, al igual que otros colegas europeos, resaltaron dos tipos de hábitos alimentarios negativos: los relacionados con el amamantamiento y los practicados en el período de destete. La respuesta institucional dirigida a corregirlos fueron las Gotas de Leche. La propuesta médica contenía tres objetivos principales: a) Luchar contra el amamantamiento mercenario, el practicado por las «amas de cría»; b) Promover la lactancia materna; y c) Cambiar prácticas de higiene relacionadas con la nutrición infantil.

A lo largo del período aquí estudiado, estas instituciones se transformaron en centros donde los médicos supervisaban el estado de salud de los niños durante varios años convirtiéndose así en los denominados «Institutos de Puericultura». Este cambio expresaría la evolución de los criterios asistenciales aplicados a la población infantil en España y su progresiva institucionalización, ya activa en los años veinte y en especial en los treinta (Bernabeu Mestre y Gascón, 1999: Cap 4; Rodríguez Ocaña y Martínez, 2010: 59-60). Como es sabido, todo ello no hacía más que reflejar un proceso de medicalización de la vida familiar en expansión por Europa y América (Apple, 1987). No debe olvidarse, por otra parte, que tal proceso formaba parte de otro de mayor alcance y contenido cultural que, ajustado a criterios morales ligados a la ideología católica o a la eugenésica, focalizaba en las mujeres (y las madres) la responsabilidad última de la mortalidad de sus hijos (Palacio, 2003: 31-52).

A la vista, pues, de los planteamientos de los contemporáneos, en la evaluación del impacto sanitario de las Gotas de Leche se deberían tener en cuenta dos aspectos: a) Se trataba de una intervención sanitaria selectiva, definida por una «población objetivo», concretamente la formada por los niños nacidos en familias pobres; b) Se perseguían dos tipos de efectos. Por un lado, aquel que podría denominarse «efecto directo». Esto es, la correspondiente reducción -fruto de la supervisión clínica- de la elevada mortalidad infantil entre los recién nacidos con

mayor riesgo de padecer episodios frecuentes de enfermedades digestivas. Se entiende que tal supervisión se prolongaba a lo largo del periodo de lactancia y de tránsito a la alimentación sólida, que en la recomendación de los médicos de la época se prolongaba hasta los dos años.⁶ Por el otro, el que sería el «efecto indirecto», entendido como el derivado de las mejoras en la sobrevivencia consecuencia de la difusión de las buenas prácticas de higiene alimentaria y cuidado infantil de la puericultura moderna entre las madres o, más en general, entre la población femenina susceptible de llegar a serlo.

En definitiva, aquello que postulaba la propuesta de las Gotas de Leche como intervención sanitaria era que, dadas las condiciones de la mortalidad infantil urbana en la España de principios del siglo XX, la caída de los riesgos de mortalidad entre los grupos de recién nacidos más expuestos a una lactancia deficiente debería traducirse en la reducción del conjunto de la mortalidad infantil en la localidad donde se implantara uno de estos centros.

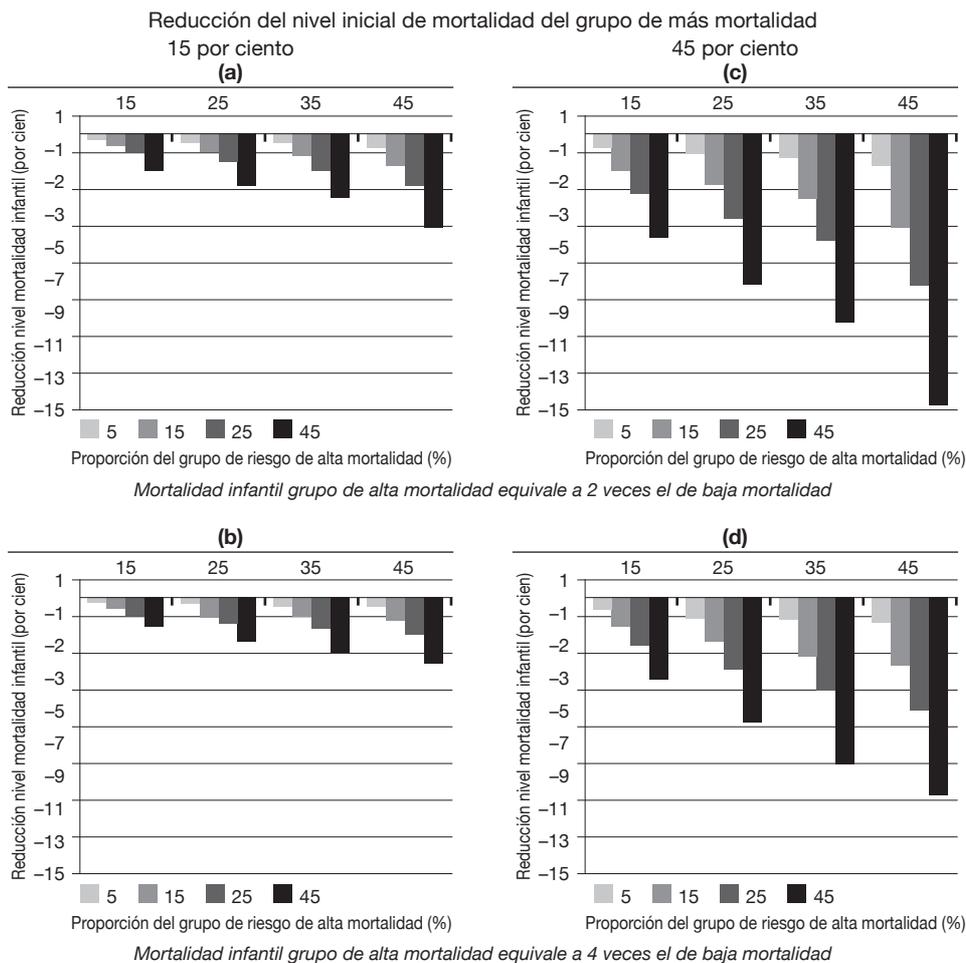
Planteado de este modo, podría tener interés calibrar las posibilidades y límites de esta intervención a través de un sencillo ejercicio de simulación numérica. Con este propósito se han efectuado los cálculos cuyos resultados se exponen en la figura 1. En esta se representan las hipotéticas variaciones en el total de la mortalidad infantil de una población, según el peso proporcional del grupo de nacimientos de más alto riesgo de mortalidad —el objetivo de las Gotas de Leche—, de acuerdo con la proporción de nacimientos de la localidad ingresados en esos centros (5, 15, 25 o 45 %) y del nivel de reducción en la mortalidad conseguido en el grupo de nacidos tratados, 15 o 45 por ciento. Para elaborar este gráfico se ha partido de los parámetros reunidos en la tabla 1.

En la medida de lo posible se ha intentado que estos se aproximen a valores vigentes en la época, pero, como se verá, el tipo de detalle que se utiliza en algunos datos no está disponible en las estadísticas publicadas. En la tabla se aprecia cómo la combinación de diferentes rangos

6 Era la modalidad aplicada en los Consultorios establecidos en las maternidades de los hospitales, como el creado por Budin en el Hospital de la Caridad de París en 1892, y que sirvieron de modelo para los centros abiertos posteriormente en Francia y en el extranjero (McCleary, 1904: 330).

FIGURA 1

Disminución de la mortalidad infantil según la distribución proporcional del grupo de alto riesgo de morir y el porcentaje de nacimientos protegidos por la Gota de Leche



de variación en los niveles de mortalidad infantil, una diferencia entre nivel bajo y alto del doble (factor 2) o del cuádruple (factor 4)⁷ y distin-

⁷ Estas magnitudes intentarían representar grados de diferencia en los niveles de mortalidad infantil en el interior de ciudades españolas, sobre los que no abundan

TABLA 1
Parámetros de simulación de reducción de la mortalidad infantil

Grupos mortalidad	Tasas Mortalidad Infantil (por mil)		
	Baja	Media	Alta
Diferencia Alta-Baja Factor 4	60	150	240
Diferencia Alta-Baja Factor 2	100	150	200

Distribución grupos nesgo mortalidad	Baja	Media (porcentajes)	Alta	TMI-Factor 4 (por mil)	TMI-Factor 2 (por mil)
Distribución grupos (1)	35	50	15	132	140
Distribución grupos (2)	25	50	25	150	150
Distribución grupos (3)	15	50	35	168	160
Distribución grupos (4)	5	50	45	186	170

Fuente: Elaboración propia.

tas distribuciones de los grupos de riesgo de mortalidad producen unas tasas de mortalidad infantil que serían, por lo tanto, medias ponderadas de los componentes enunciados. De este modo las dos últimas columnas de la segunda parte de la tabla 1 capturarían los niveles de mortalidad infantil observados entre la población urbana española en el primer tercio del siglo XX.⁸ Conviene tener presente en relación a los resultados de la figura 1 que se obtienen en base a relaciones lineales y, por tanto, son de fácil extrapolación. Por otra parte, no debe olvidarse que tales resultados expresarían los cambios en la tasa de mortalidad infantil consecuencia de los experimentados solamente en un grupo de recién nacidos. Obviamente, en el proceso histórico de descenso de la mortalidad urbana participaron todos los grupos de nacidos de diferentes niveles de riesgo y con intensidades diversas. En cualquier caso, la figura 1 ilustraría numéricamente el alcance del mencio-

los datos. Aparte de cálculos propios para distritos barceloneses publicados en las estadísticas municipales, para la ciudad de Madrid he tenido en cuenta las cifras representadas por Porras (2002) en sus gráficos.

8 En torno a 1910, la TMI de la población urbana española se situaría, como probabilidad de morir el primer año, en el 178‰ (Dopico y Reher, 1998) o en el 162‰ (Arbelo, 1962), esta última tasa legal. En 1930, los mismos indicadores alcanzarían el 110‰ o el 111‰. El carácter de media ponderada de las TMI queda reflejado en la tabla 1, donde, por ejemplo, la TMI de 132‰ en la columna TMI-Factor 4 sería el resultado de combinar tasas y porcentajes de la siguiente manera: $(60 \times 35) + (150 \times 50) + (240 \times 15)$.

nado efecto directo. Substancialmente aquello que está mostrando es que la reducción del nivel general de mortalidad infantil —siempre interviniendo solo sobre este grupo de alta mortalidad— resultaría menor del 10 por ciento, en la gran mayoría de casos, incluso cuando el porcentaje de nacidos protegidos o ingresados alcanzara el 45 por ciento y con independencia que el rango de variación, sea factor 2 o 4. En una buena parte de los casos, esta reducción final sería inferior al 5 por ciento. Por tanto y según indica el gráfico, para alcanzar disminuciones en el conjunto de la mortalidad infantil superiores al 10 por ciento el peso del grupo de mayor riesgo como el porcentaje de niños atendidos debería situarse sobre el 45 por ciento, o más.

Tal como se aprecia en el gráfico, las diferencias en el descenso final de la mortalidad varían notablemente si el número de niños asistidos por la Gota de Leche es un 5, 15,25 o un 45 por ciento. La única fuente que proporciona una vía para conocer esa magnitud en el conjunto de ciudades españolas del primer tercio del siglo XX es el Anuario Estadístico de España durante los años 1917 y 1923. Entre esas fechas se publicaron en un apartado específico, titulado «Gotas de Leche», dos datos de interés: el «número de niños lactados» y el número total de litros de leche distribuidos, para un conjunto de 36 capitales. De ambos conjuntos de datos, solo el segundo parece más ajustado a la realidad de entonces.⁹ Pero, para utilizarlos es necesario introducir, al menos, un par de supuestos. Uno relativo a la homogeneidad de los procedimientos de registro de los servicios prestados por cada centro; el otro respecto la duración media del tratamiento de los niños en lactancia materna en estas instituciones.¹⁰ De este modo se ha podido calcular la

9 En algunas capitales de provincia, el número total de niños «lactados» —alimentados en la Gota de Leche— no se ajustaría a la población infantil real. Por ejemplo, en la ciudad de Tarragona, la media anual de los niños tratados según la estadística entre 1918 y 1923 fue 3.650, mientras que el promedio anual de nacimientos era de 553.

10 No se dispone de datos sobre los usos del procedimiento de registro en cada establecimiento, pero no cuesta imaginar que, dado el variado origen y naturaleza institucional de los mismos, tales usos no habrían sido sistemáticos. En cuanto al consumo total en cada centro, se ha supuesto que era igual al producto del número de niños atendidos multiplicado por el consumo medio de cada niño y por el número medio de días de tratamiento. Si suponemos: a) Un promedio de todos los valores recomendados en la alimentación de los lactantes desde el nacimiento hasta el destete de aproximadamente de 750 gramos por día; y b) una media de 180 días de tratamiento, resulta inmediato

proporción de niños admitidos o protegidos por la institución respecto al número de nacidos en cada ciudad. Como la tabla 2 muestra, en la mayoría de las localidades (25 de 36) esta proporción habría sido menos del diez por ciento, con una media para todo el país del 8 por ciento. De hecho, en casi un 40 por ciento de estas localidades (13) el probable nivel de atención de la Gota de Leche no alcanzaría ni al 5 por ciento de los nacimientos y parece excepcional que en aquellas fechas más del 20 por ciento de los recién nacidos hubieran sido atendidos por estos centros durante la fase de lactancia. Dados estos porcentajes, se hace evidente que amplias franjas de la población infantil habrían quedado fuera del control médico de estas instituciones. Sin embargo, los niños que asistían a las Gotas de Leche no eran la única población infantil auxiliada. En las dos grandes ciudades de Barcelona y Madrid, un número de lactantes fue atendido mediante la provisión de biberones con leche esterilizada. Esta práctica seguramente se llevó a cabo en otras localidades, pero la información estadística es muy escasa.¹¹

TABLA 2

Proporciones de niños alimentados en las Gotas de Leche de las capitales de provincia (1916-1923) (respecto al total nacimientos)

<i>Intervalo (%)</i>	<i>Número capitales</i>
<5	13
5-9	12
10-14	4
15-19	3
>20	4
Media	8.24%

Fuente: Anuario Estadístico de España y Movimiento Natural de la Población.

calcular el número de niños tratados sobre la base del número total de litros consumidos publicado en las estadísticas. La viabilidad de estos supuestos se ha podido verificar para los casos de las ciudades de Madrid y Barcelona para las que se disponía de datos sobre niños en tratamiento, datos publicados en otras fuentes.

11 Los únicos datos disponibles parecen ser los publicados para las ciudades de Barcelona y Madrid. Los resultados son muy dispares. En el Anuario Estadístico de España, solo para la ciudad de Madrid, se publicaron bajo el epígrafe «La lactancia bajo observación». Entre 1920 y 1929, según esa estadística, hasta un 25 por ciento de los nacidos de ese período estuvieron bajo este régimen de seguimiento. Esta magnitud alcanzaría el 40 por ciento de los nacidos entre 1930 y 1934. En Barcelona, en cambio, a partir de datos publicados en la Gaceta Municipal, para los mismos períodos, la situación equivalente supondría valores inferiores al 3% y el 1,7%, respectivamente.

El segundo de los efectos que la intervención sanitaria buscaba —el denominado indirecto— tenía que ver con la difusión de nuevos hábitos higiénicos alimentarios entre las madres. Tratándose, pues, de un efecto de difusión, la forma más conveniente para calibrarlo sería reproducir un proceso de esta naturaleza en el que, a lo largo del tiempo, pudiera observarse la variación en la proporción de lo que acostumbra a denominarse como adoptantes de la innovación. Una de las descripciones más simples (Rogers, 2003: 279-283) supone una trayectoria representada por una función logística en la que a un número de primeros adoptantes, estimado en el 16 por ciento, se añade otro del 34 por ciento con lo que se conforma una mayoría del 50 por ciento, para progresar de este modo hasta alcanzar prácticamente el total de la población, de la que se descuenta un pequeño porcentaje que no acepta o sigue la innovación.¹² En la tabla 3 se resumen estas trayectorias para dos poblaciones iniciales, las de los mencionados 16 por ciento y 33 por ciento, como puntos medios entre el primer porcentaje y el 50 por ciento de una mayoría consolidada de adoptantes. Según las tasas de difusión, la tabla indica el número de años necesarios para que esta proporción de nuevos adoptantes —en este caso, de una alimentación infantil higiénica— alcanzara el 25, 50 o 75 por ciento de la población. Como era de esperar, a mayores tasas de difusión y una población inicial de adoptantes más elevada, el tiempo necesario para incorporar un número más elevado de individuos a la innovación es menor. Ahora bien, los resultados obtenidos con unos parámetros concretos ayudan a ponderar una afirmación como la anterior.

Así, sí el efecto de difusión buscado conducía a involucrar una proporción significativa de la población potencialmente interesada —un cuarto o la mitad— y en un breve lapso de tiempo, de modo que realmente pudieran incidir sobre las tendencias de mortalidad, entonces el ritmo de la difusión debería ser elevado y el umbral inicial de población

12 Tres parámetros son básicos para describirlo: el nivel inicial de población que ya ha adoptado la innovación (16 por ciento o 33 por ciento), el porcentaje final que será resistente a la misma (aquí fijado en el 5 por ciento) y la tasa de difusión de la innovación. La trayectoria empleada para obtener los resultados presentados en la tabla 3 corresponde a la siguiente formulación de una logística: $P(k) \times (1 / (1 + P(i) \exp(r \cdot (-t))))$ donde $P(K)$ es el porcentaje final de población adoptante, fijado aquí en el 95 por ciento, $P(i)$ el porcentaje de población adoptante inicial, r la tasa de difusión y t el año calendario.

$$P(k) * (1 / (1 + P(i) * \exp(r * (-t))))$$

TABLA 3

Número de años necesarios para alcanzar un porcentaje de difusión entre la población según proporción inicial de adoptantes y tasa de difusión

Nivel inicial adoptantes	Tasa Difusión	Porcentaje de población adopta la innovación		
		25 %	50 %	75 %
16%	5%	11	34	59
	10%	6,5	17	29
	20%	3,25	8,5	14,5
	30%	1,9	5,75	9,75
	40%	1,4	4,25	7,25
33%	5%		15	39
	10%		7,5	20
	20%		3,5	9,5
	30%		2,5	6,5
	40%		1,9	5

Fuente: Elaboración propia.

innovadora también. Como se observa en la tabla, alcanzar porcentajes del 25 o 50 por ciento de la población, en menos de una década, solo sería posible con tasas del 10, 20, 30 o 40 por ciento anual y porcentajes de innovadores iniciales del 16 por ciento o más. Si el horizonte temporal se reduce a los 5 años, y a una movilización del 50 por ciento de la población, dichas tasas deberían situarse en el 30 o 40 por ciento. Si el porcentaje inicial de adoptantes es del 33 por ciento, las tasas de difusión para horizontes temporales de menos de 5 años se situarían en torno al 30 y 40 por ciento. Como sugieren estos cálculos, con tasas de difusión modestas el efecto indirecto se dilataría en el tiempo. En otras palabras, el cambio inducido por la innovación se acabaría probablemente confundiendo con el promovido por otras innovaciones médicas o sociales contemporáneas.

Como puede esperarse, datos sobre tasas de difusión de estos nuevos comportamientos respecto la alimentación infantil no están disponibles en las estadísticas históricas. Para obtener algún indicador útil es necesario proceder a través de indicios indirectos.¹³ Una opción

13 Así podrían ser útiles datos sobre mujeres que asistieron a conferencias y cursos sobre puericultura. La única referencia localizada es la del Instituto de Puericul-

TABLA 4
*Estimación de tasas de difusión de nuevos hábitos de higiene infantil
 en distintas localidades y según el número de niños ingresados en las Gotas de Leche*

Localidad	Período referencia	Mujeres casadas 20-34 años	Ingresados por año	Población inicial	Tasa difusión	Población en 5 años Adopta (%)	Población en 10 años Adopta (%)
Barcelona	1920-251	66.145	1.300	16%	11%	25	36
Madrid	1920-29	56.752	2.168	16%	20%	33	56
Alicante	1930	5.962	86	16%	9%	22	30,5
Córdoba	1930	6.875	168	16%	13%	27	40,5
Coruña	1920	3.405	120	16%	18%	32	52
Reus	1920	2.169	150	16%	38%	55	86
Burgos	1920	1.569	112	16%	50%	68	92
Huesca	1930	879	77	16%	45%	62	50

Fuente: Población de mujeres casadas según datos del Censo de Población de 1920. Ingresados por año (ver nota al pie n.º 14). Resto de valores, elaboración propia según explicación en el texto.

sería aplicar el modelo de difusión a cifras de generaciones de mujeres casadas en edades donde se concentraría un mayor porcentaje de los nacimientos representativos de ciudades españolas, esto es, entre los 20 y los 34 años. Así podría estimarse una media anual de mujeres que adoptarían los nuevos hábitos higiénicos y compararla con la cifra de nacidos ingresados en las Gotas de Leche por año. Esta operación obliga a asumir, por una parte, que cada ingresado representa a una única madre y, por la otra, que no hay reingresos o doble registro del mismo niño en magnitudes que pudieran distorsionar la representatividad de las cifras. La tabla 4 presenta estimaciones de dichas tasas de difusión y porcentajes de población adoptante de estos nuevos hábitos, en plazos de 5 y 10 años, para distintas localidades de las que se conoce una media anual de nacidos ingresados en las Gotas de Leche.¹⁴

tura de Madrid por la que, desde 1918 hasta 1928, 12.000 madres asistieron a conferencias sobre temas de maternidad (Ayuntamiento de Madrid, 1929: 137). Esta cifra representaría un promedio de 6 por ciento de todas las mujeres casadas entre 20 y 34 años de ese período.

14 Los datos sobre ingresados medios anuales de estas localidades provienen de las siguientes fuentes: Barcelona (*Gaceta Sanitaria Municipal*, 1920-29), Madrid (*Anuario Estadístico de España*, 1930), Alicante (Perdiguero Gil y Bernabeu Mestre, 2005), Córdoba (*Boletín Municipal y de Estadística*, 1932), La Coruña (Media datos mensuales publicados entre 1914-1915 en *El Noroeste*), Reus (*Puericultura*. Publicación Institut de Puericultura de Reus, 1920-23), Burgos (Media de los datos del año

Los datos se circunscriben al período comprendido entre 1920 y 1930. Los resultados obtenidos permiten observar, al menos, dos características:¹⁵ la primera, que la mayoría de tasas de difusión resultarían inferiores al 30 por ciento (5 de 8 tasas). En este contexto, alrededor de un 30 por ciento de las poblaciones de mujeres casadas entre los 20 y los 34 años podrían haber adoptado estos nuevos hábitos en un plazo de 5 años. Pero, a los 10 años, de nuevo en 5 de las 8 localidades, la proporción de adoptantes se situaría entre el 30 y el 50 por ciento. La segunda muestra que, en el grupo de las localidades con menor población total de mujeres casadas, las tasas de difusión estimadas superan el 30 o 40 por ciento anual. Lo que conduciría a que, en menos de un quinquenio, prácticamente más del 50 por ciento de aquellas mujeres podrían haber adoptado tal innovación, y alcanzar a casi la totalidad en un plazo de 10 años. Este sería el caso de las localidades de Reus, Burgos y Huesca.

Ambos grupos de resultados harían verosímil el papel del efecto indirecto o de difusión pero también dejarían claro que, para alcanzar una mayor proporción de poblaciones potencialmente interesadas, habrían sido necesarias otras acciones. Las prácticas publicitarias desde las mismas Gotas de Leche (o las instituciones que las amparaban), hechas en la época, serían así la prueba de los esfuerzos para intensificar dicho efecto (Rodríguez Ocaña y Perdiguero, 2006; Bernabeu Mestre et al., 2011). Lógicamente, un interrogante que siempre cabe formularse, y para el que probablemente es difícil dar una respuesta bien documentada, es el relativo a la comprensión y aplicación correcta de los consejos y recomendaciones recibidas por las madres.

A partir de las simulaciones elaboradas se puede establecer una doble condición bajo la cual la apertura de Gotas de Leche podría haber promovido una reducción intensa y generalizada de mortalidad infantil, a saber: 1. Alta protección de los grupos de nacidos más vulnera-

1915 publicados mensualmente en *Tierra Hidalga*), y Huesca (Media mensual de los datos publicados los años 1929 y 1930 en *La Tierra*).

15 Los resultados presentados en esta tabla se han obtenido por simulación numérica a partir de la función logística descrita en la nota 12. Se han introducido diferentes tasas de difusión hasta que la media de nuevos adoptantes de los cinco o diez primeros años coincidiera con el de ingresados medios anuales de cada uno de estos centros.

bles. Por ejemplo, que representaran porcentajes superiores a un tercio de los nacimientos y de los cuales resultaran protegidos por la institución un 25 por ciento o más. 2. Difusión intensa de los nuevos hábitos de lactancia, en un plazo inferior a los cinco años.

Por tanto, resulta fácil constatar que, para alcanzar los objetivos deseados por los promotores de estos centros, los requisitos implícitos eran exigentes. De la observación de los escasos indicadores reales disponibles —como la proporción de recién nacidos atendidos en algunas capitales provinciales— se desprendería que la capacidad de movilizar recursos por parte de las Gotas de Leche españolas del primer tercio del siglo XX, habría sido más bien limitada.

3. EL IMPACTO DE LAS GOTAS DE LECHE EN LA SALUD INFANTIL: METODOLOGÍAS Y DATOS PARA SU EVALUACIÓN

Las evaluaciones de las intervenciones sanitarias acostumbran a ser habituales en la investigación sobre salud pública y suponen una especialidad que no solo convoca a sus propios expertos.¹⁶ No es necesario advertir que, con poblaciones históricas, este tipo de evaluación implica un ajuste en los criterios convencionales. Siendo algo más específicos, en el caso de la evaluación de las Gotas de Leche en España hay tener en cuenta algunas dificultades. En primer lugar, no puede olvidarse que la intervención sanitaria a evaluar fue, por su propia naturaleza, selectiva. A diferencia de, por ejemplo, las campañas de vacunación obligatoria que se planteaban como universales para la población infantil, el objetivo de estas instituciones era solo una parte de aquella. En segundo, que cualquier ensayo de evaluación cuantitativa enfrentará dificultades para poder distinguir entre los efectos de mejora inducidos por la institución de aquellos otros originados por factores ambientales, sociales o económicos, que también pudieran

16 Los demógrafos también se han visto involucrados a partir del estudio de la mortalidad y las campañas de planificación familiar. Véanse, por ejemplo, los estudios reunidos en Rashad, Gray y Boerma (1995); y Khlat (1996).

estar actuando. En tercero, que en el caso español, donde ninguna autoridad central coordinó o supervisó la actividad del conjunto de Gotas de Leche, el ejercicio de evaluación deberá realizarse a escala local. Este último aspecto remite a una última dificultad a tener en cuenta: la relativa a los datos básicos. No existe ninguna información estadística regular que permita estudiar el papel de las Gotas de Leche en España a nivel nacional. Esto obliga a combinar diferentes fuentes documentales, como, por ejemplo, los anuarios estadísticos (locales o nacionales) y los registros o memorias de los propios centros, que no siempre ofrecen información susceptible de tratamiento cuantitativo. Dados estos condicionantes, dos son los enfoques que pueden aplicarse al evaluar su impacto demográfico.

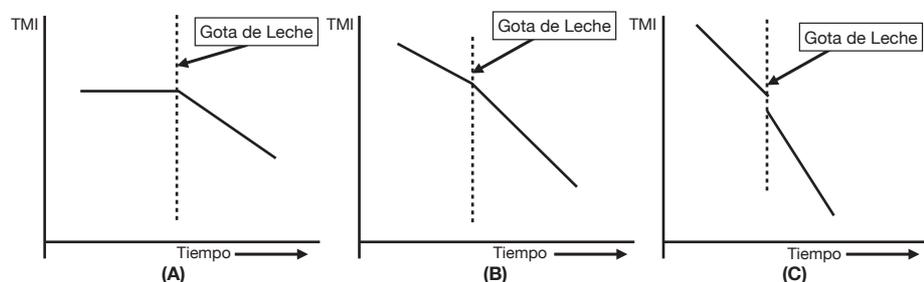
El primero se basa en el estudio del comportamiento de las series de mortalidad infantil antes y después de la inauguración de una Gota de Leche. Esta estrategia se ilustra con la figura 2, en el que se muestran tres modalidades de los efectos más relevantes que sobre una serie de tasas de mortalidad infantil supondría la presencia de esta institución:

—Figura (2a). Un cambio de tendencia, por el que los niveles de mortalidad, estables hasta que iniciara sus actividades, pasarían luego a disminuir de manera irreversible.

—Figura (2b). Un cambio en la pendiente, donde, en un contexto de reducción de la mortalidad, su apertura aceleraría la intensidad del mismo.

—Figura (2c). Cambios simultáneos en el nivel —el intercepto de la recta— y pendiente, esto es, en dos parámetros. Este caso, significaría que la inauguración de la Gota de Leche habría tenido un efecto relevante sobre la mortalidad infantil, rompiendo con las condiciones de salud del pasado y, al mismo tiempo, promoviendo una mejora más rápida de la supervivencia. Reflejaría un éxito simultáneo en el control de la mortalidad y en la protección de una alta proporción de los recién nacidos.¹⁷

17 Estas tres combinaciones no son las únicas posibles, pero permiten sugerir otras no consideradas aquí. De cualquier modo, como se verá más adelante, representan la gran mayoría de las situaciones correspondientes a las localidades estudiadas.



Estas figuras permiten, además, ilustrar la distinción entre los efectos directo e indirecto comentada en el apartado anterior. El efecto directo puede relacionarse con la modificación brusca del nivel antes y después de la inauguración (figura 2c); el indirecto, con la variación en la pendiente posterior a la apertura del centro (figura 2a y 2b). En este último caso, tal como ya se indicó, no pueden descartarse otros cambios ajenos a la actuación de la institución y que estarían también influyendo en el retroceso de la mortalidad.

Este enfoque puede formularse estadísticamente con la aplicación de una modalidad de modelos de regresión de series temporales, en concreto los denominados de «Series de Tiempo Interrumpidas» (STI ó ITS en sus siglas en inglés). Esta clase de modelos se han aplicado en la evaluación de políticas públicas desde hace décadas.¹⁸ En este estudio, el modelo que se adopta evalúa el efecto de una única intervención.

$$\ln(TMI_{(i,t)}) = \alpha + \beta_1 T_{(i,t)} + \beta_2 I_{(i,t)} + \beta_3 TPI_{(i,t)} + \beta_4 EP_{(i,t)} + \varepsilon_{(i,t)}$$

Donde la variable dependiente es el logaritmo natural de la tasa de mortalidad infantil (TMI) de la ciudad «i» el año «t».¹⁹ Variables independientes de la ciudad «i» y el año «t» son: $T(i,t)$, una variable ficticia («dummy») de tiempo que varía desde el 1 (año inicial) a «n» (año final); $I(i,t)$ una variable dicotómica ficticia relativa a la intervención de salud que computa 0 para los años anteriores a la fundación de la Gota de leche y 1 para los posteriores; $TPI(I,t)$ una variable ficticia correspondiente al periodo posterior a la intervención, de valor igual a 0 antes del

18 Por ejemplo, en los estudios pioneros de Lewis-Beck (1979; 1981).

19 La transformación logarítmica a las tasas de mortalidad infantil permite controlar el sesgo asimétrico que sobre la distribución de las tasas introducen los años con mayores fluctuaciones en sus valores.

año de inauguración y 1, 2, 3 etc. para los restantes años; $EP(i,t)$ una variable ficticia con valor 1 para los años con fuertes fluctuaciones epidémicas y 0 cuando el nivel de mortalidad era normal. Por último, $\varepsilon(i,t)$, corresponde al término de error. Este tipo de modelos se puede ajustar a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) siempre y cuando no haya evidencia significativa de correlación serial; cuando este es el caso, se han aplicado métodos de estimación no lineales a partir de nuevas especificaciones de las ecuaciones iniciales, introduciendo términos autorregresivos.²⁰ En el Anexo se presentan los coeficientes de regresión obtenidos y sus estadísticos asociados así como los relativos a la presencia de correlación serial en los residuos de las ecuaciones finales ajustadas (Test Durbin-Watson y el test Q de Ljung y Box).

La evaluación del impacto de las Gotas de Leche a través de esta metodología requiere algunas puntualizaciones. En primer lugar, debe observarse que la evaluación de la presencia de estos establecimientos se restringe a la mortalidad de los menores de un año, cuando podían atender a los nacidos durante sus primeros dos años. Será necesario, pues, asumir que una proporción significativa de los atendidos lo eran en sus primeros doce meses de vida.²¹ En segundo lugar, es conveniente subrayar que aquello que se está proponiendo es ajustar un modelo de naturaleza lineal a series temporales de mortalidad infantil. Con ello se pretende capturar la evolución de la *mortalidad media* de la localidad. Justamente, es la capacidad de incidir sobre esa *mortalidad media* la razón de ser de la institución. Las Gotas de Leche no tenían como propósito específico luchar contra coyunturas epidémicas u episodios de crisis causados por enfermedades infecciosas. Precisamente, tercera

20 Corresponde al tipo de solución empleada por el programa econométrico «EViews 7». Los fundamentos estadísticos se exponen en Davidson y MacKinnon (1993: 327-341).

21 Las únicas edades de ingreso en uno de estos establecimientos a disposición del autor son las correspondientes a la Casa Municipal de Lactancia de Barcelona. De acuerdo a los tabulados publicados en sus estadísticas mensuales, la proporción de ingresados menores de 2 meses evolucionó del 37% entre 1915-19 al 66% entre 1930-34. El mismo dato para Gotas de Leche foráneas solo se ha encontrado para 30 ciudades norteamericanas en torno a 1910 (Kerr, 1911: 1238). De los 40 establecimientos censados, en 11 se reconoce el ingreso de mayores de 1 año. El autor indica en su resumen que «in the majority the children were under one year of age». Y para algunas Gotas de Leche francesas e inglesas, la proporción de los ingresados con más de un año se sitúa entre el 15 y el 30 por ciento (McCleary, 1904: 349-352).

puntualización, con el objeto de controlar las fluctuaciones de la mortalidad infantil por años de crisis, especialmente los efectos documentados de la epidemia de gripe de los años 1918-1920 (Gómez Redondo, 1992: 80-86), se ha introducido una variable específica en el modelo, la $EP(i,t)$ y se ha revisado cada serie atendiendo a puntas o coyunturas de mortalidad infantil de probable origen epidémico. En cuarto lugar, los coeficientes estimados medirán los efectos de las Gotas de Leche siempre y cuando no hubiera ninguna otra intervención sanitaria en marcha. Si esto sucediera y sus efectos positivos afectaran a los niños, obviamente sería muy difícil distinguir el papel desempeñado por cada una de estas intervenciones en la mejora general de supervivencia. Este sería el caso de obras de potabilización del agua, inspecciones de alimentos o, incluso, variaciones en el nivel de vida (relacionado con variaciones en los precios de los alimentos para niños, etc.). En este mismo sentido, debería tenerse en cuenta que, antes de que la institución abriera sus puertas, no había actividad alguna de salud pública para mejorar la nutrición infantil. Todos estos últimos elementos enunciados pueden, pues, afectar la lectura de los resultados y, en cierto modo, constituyen unas limitaciones inherentes al ejercicio de evaluación de intervenciones sanitarias en poblaciones históricas.

Frente a los inconvenientes observados hasta aquí, la metodología propuesta cuenta con una clara ventaja como es el hecho de que los datos necesarios para su aplicación son relativamente fáciles de obtener. Se trata, por una parte, de las series de tasas de mortalidad infantil de cada localidad y, por la otra, de la información precisa sobre las fechas de inauguración de las Gotas de Leche. Este tipo de datos se han reunido para un conjunto de 19 localidades que abrieron este tipo de centros entre 1910 y 1925. En la tabla 5 se presenta la lista de las mismas, junto a las fechas de inauguración, los niveles de mortalidad infantil vigentes entonces y la magnitud del descenso de la misma respecto al quinquenio 1930-34. Todos los datos han sido seleccionados en función de la información disponible acerca de la fecha de fundación y el número de observaciones antes y después de ese año.²² Las series de

22 En Barcelona y Salamanca ya existían estos centros en fechas anteriores. En el caso de Salamanca se trata de una reubicación del servicio, a causa de problemas en la gestión del local inicial. En Barcelona, es el traslado y ampliación de un centro fundado unos años antes.

mortalidad infantil de las capitales de provincia provienen en su mayoría de las publicadas en el estudio de A. Arbelo (1962: 321-325), cubren el período 1901-1935 y corresponden a las calculadas en base a las definiciones de nacido vigentes en el Registro Civil, esto es, son las que se conocen como Tasas de Mortalidad Legales. En cuanto a la fecha de inauguración²³ es importante conocerla con la mayor exactitud —al menos, mes y año—. Parece razonable suponer que cabría esperar algunos meses para que el impacto de un centro de estas características fuera observable sobre el curso de la mortalidad. Cuando la fecha de apertura no es conocida, el criterio adoptado ha sido computar su efecto a partir del año siguiente. Por extensión, el mismo criterio se aplica a los centros con fechas confirmadas alrededor del mes de Julio y en la segunda mitad del año. En cambio, cuando la inauguración se ha producido en los primeros cuatro meses, el impacto se ha evaluado a partir del mismo año. En todos los casos, el número mínimo de años, antes o después de la fecha de inauguración, aceptado en el análisis ha sido de diez.

La figura 3 muestra diferentes modalidades de comportamiento de las TMI, antes y después de inaugurarse estos centros. Corresponden a cuatro localidades que pueden considerarse representativas de las tipologías de respuesta de la mortalidad infantil ante la actividad de esta institución presentes en el conjunto de localidades estudiadas.

Reus muestra el caso en el que la institución habría trabajado en un entorno previo de disminución de la mortalidad. En Huelva, en cambio, se aprecia una clara diferencia entre el nivel estable de la mortalidad infantil antes de la apertura y la disminución posterior. En Orense, antes de la inauguración, la mortalidad disminuía pero después lo hará de forma más marcada, manteniéndose en niveles muy inferiores a los observados hasta entonces. Los datos de Pamplona revelan una situación singular, dado que la mortalidad infantil parecería comportarse peor después que la Gota de Leche abriera sus puertas.

La segunda metodología para medir el impacto de los Gotas de Leche adoptada en este trabajo se basa en el cómputo de las muertes

23 Podría suceder que tal fecha no coincidiera con la del inicio real de actividad, postergado un determinado lapso de tiempo. Según las informaciones reunidas para estas localidades, esta circunstancia no parece haberse producido.

TABLA 5
Listado de localidades estudiadas con Gotas de Leche

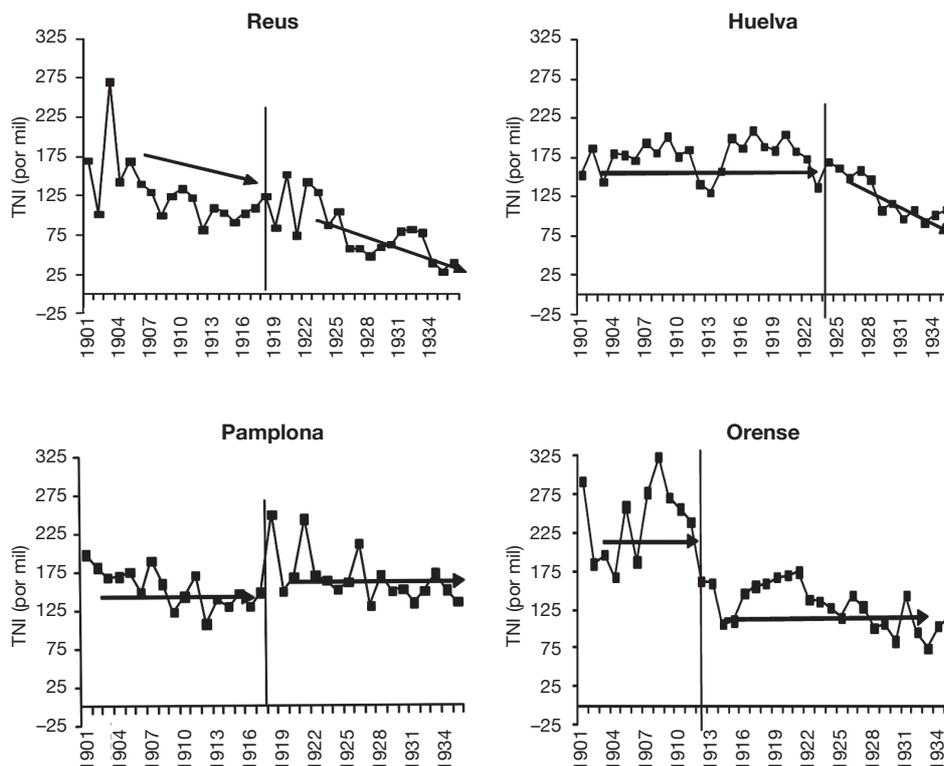
Localidad	Habitantes 1920	Inauguración	TMI p. mil	Reducción TMI Año Inaugura /1930-1934 (%)	Referencia
Alicante	63.908	-1925	151,0	-36,82	Perdiguero Gil y Bernabeu Mestre (1999) (2005)
Barcelona	710.395	7 mayo 1913	149,7	-52,53	Anuario Estadístico Ciudad de Barcelona año 1914
Ciudad Real	18.991	-1921	211,2	-34,00	Maján Gil (1990)
Córdoba	73.710	29 abril 1919	157,0	-18,60	<i>Diario de Córdoba</i> , 30 abril 1919
Coruña	62.022	16 mayo 1912	137,2	-19,39	<i>La Vanguardia</i> , 17 Mayo 1912
Granada	103.368	mayo 1916	190,2	-40,06	Maján Gil (1990)
Guadalajara	13.536	-1911	179,4	-37,79	Maján Gil (1990)
Huelva	34.437	-1924	158,6	-35,81	Aguilera Hernández y Rodríguez Pérez (2008)
Huesca	13.921	4 enero 1914	166,4	-14,18	Loste Echeto (1933)
Lérida	38.165	31 diciembre 1918	179,4	-57,86	<i>La Vanguardia</i> , 31 diciembre 1918
Orense	17.581	10 abril 1910	184,8	-42,32	<i>La Vanguardia</i> , 10 abril 1912
Oviedo	69.375	1912	141,6	-18,22	García Galán, S. (2011)
Pamplona	32.635	-1916	161,0	-5,65	Anaut (1999)
Reus	30.266	5 enero 1919	109,4	-37,11	Amavat et al. (1995)
Salamanca	32.414	enero-febrero 1918	293,8	-49,35	<i>El Adelantado</i> , 18 de febrero de 1918
Segovia	16.013	-1913	151,4	-17,31	Dato publicado en <i>El Norte de Castilla</i> , 10 noviembre 2010
Tarragona	37.883	abril-mayo 1918	163,4	-58,55	<i>La Cruz</i> , 20 junio 1918
Valencia	251.238	11 diciembre 1910	111,2	-30,94	Maján (1999) / <i>El Salmantino</i> , 12 diciembre 1910
Valladolid	76.791	31 diciembre 1910	224,2	-33,10	<i>La Vanguardia</i> , 31 diciembre 1910/Vega Gil et al. (1998)

Fuente: Habitantes 1920, Censo de Población de España 1920. TMI, Albelo, A (1962).

evitadas. Este es un criterio que se ha aplicado en algunas evaluaciones de programas de reducciones de enfermedades infecciosas.²⁴ Esta evaluación es un ejercicio donde la tasa de mortalidad infantil (TMI) observada será comparada con otra estimada suponiendo que la Gota de Leche no pudo salvar las vidas de los niños enfermos ingresados. Este enfoque requiere, por consiguiente, datos que indiquen si los niños que asistían a la institución estaban sanos o enfermos y en este último caso, cuántos de ellos murieron y cuántos sobrevivieron. Dos supuestos sostienen este cálculo. El primero, que los niños que sobrevivieron —y

24 Un ejemplo de aplicación de esta metodología es el estudio de la reducción de la mortalidad infantil por diarrea en Egipto (Miller y Hirschhorn, 1995). Ahora bien, el planteamiento que se sigue en el presente artículo es diferente de la formulación habitual en los estudios de salud pública donde, para el cómputo de las defunciones evitadas, se tiene en cuenta el «objetivo» de defunciones previstas por las autoridades sanitarias tras la intervención sanitaria. Esta manera de proceder no puede aplicarse en este caso.

FIGURA 3
Mortalidad infantil y la fundación de Gotas de Leche en cuatro localidades



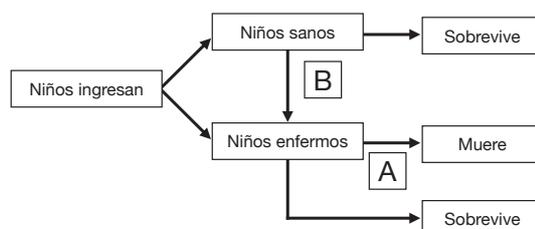
Fuente: Series de mortalidad infantil Reus (Arnabat *et al.*, 1995); Pamplona) (Anaut, 1998).

abandonaron la institución— no murieron por cualquier otra causa de muerte antes de su primer cumpleaños. El segundo, que todos los niños enfermos tenían un mismo nivel de fragilidad, es decir, cada niño ingresado en la Gota de Leche tenía la misma probabilidad de morir (o sobrevivir) durante su estancia en el centro. Es evidente que se trata de supuestos exigentes y que, por tal motivo, es probable que no lleguen a cumplirse totalmente. Para controlar estos sesgos sería necesaria una información estadística más refinada, que no suele estar disponible. La consecuencia principal de esta situación será una sobrestimación del efecto positivo de la institución.

Datos de estas características pueden encontrarse para la Casa Municipal de Lactancia de Barcelona. Se publicaron mensual o anualmente entre 1906 y 1935, prácticamente de forma regular, aunque no

FIGURA 4

Diagrama de flujo de la interpretación de los datos sobre el estado de salud de los niños ingresados en la Casa Municipal de Lactancia de Barcelona



completa.²⁵ Es importante hacer notar que en todos los casos, se está interpretando por recién nacido ingresado a aquel que lo era por primera vez. Se supone, pues, que los niños eran recibidos y seguidos hasta su salida definitiva del centro, sea por efecto de la mortalidad o por haber completado el tratamiento o el seguimiento durante la fase de lactancia. Esta manera de proceder corresponde al protocolo de atención repetidamente expuesto en las descripciones sobre el funcionamiento de las Gotas de Leche publicadas en la época.

Los informes estadísticos sobre los usuarios de la Casa Municipal de Lactancia, clasifican a los ingresados en dos estados de salud: sano o enfermo (ver figura 4). De igual modo se indica el número de niños dados de baja por defunción y por otras causas (por ejemplo, destete) lo que permite estimar el número de los sobrevivientes que abandonarían la tutela del centro. Si se acepta la hipótesis de que todos estos niños fallecidos fueron clasificados al ingresar como enfermos (transición A en el gráfico), puede estimarse una variable clave como sería la proporción de los niños recuperados de la enfermedad. La única información que faltaría en estas estadísticas sería la referente a los datos sobre el número de niños que, después de llegar en buen estado de salud a la Casa Municipal de Lactancia, pudieron enfermar (transición B en el

25 Estos datos se publicaron en tres fuentes distintas: *La Gaceta Médica Catalana*, *El Anuario Estadístico de la Ciudad de Barcelona* y *la Gaceta Municipal de Barcelona*. La publicación acostumbró a ser mensual. En el cuadro adjunto se muestra, por quinquenios, el porcentaje de meses para los que se cuenta con datos:

1906-1909	1910-1914	1915-1919	1920-1924	1925-1929	1930-1935
64,58	88,33	66,67	80,00	100,00	100,00

gráfico). Es plausible que esta proporción no fuera muy alta, pero a falta de información precisa, será necesario algún tipo de estimación indirecta.

En definitiva, y de acuerdo con la figura 4, si se conoce el número de niños enfermos a su llegada a la institución y después el de los recuperados, resultará sencillo calcular una TMI en la que el numerador no solo recogiera el total de las muertes de los menores de un año (que ya incluiría la de aquellos fallecidos una vez ingresados en la Casa de Lactancia) sino que añadiera la de los admitidos enfermos y dados de baja con vida, que pasarían entonces a computarse como muertos. Como resulta obvio, esta nueva TMI sería superior a la obtenida a partir de las estadísticas del movimiento natural. Así, la magnitud de la diferencia relativa entre ambas daría una medida de la efectividad de la intervención sanitaria de esta institución de la ciudad de Barcelona.

4. EVALUACIÓN DEL IMPACTO DE LAS GOTAS DE LECHE EN ESPAÑA: ANÁLISIS DE RESULTADOS

En primer lugar, se comentarán los resultados del modelo de regresión y, en segundo, los relativos a la metodología de las muertes evitadas.

A fin de lograr una comprensión precisa de los resultados obtenidos de las ecuaciones estimadas del modelo STI, es necesaria una presentación previa de las hipótesis que se están sometiendo a evaluación. En este modelo, β_1 estima la tendencia general antes de la intervención sanitaria, y se espera que sea estadísticamente significativa y negativa, si la tasa de mortalidad infantil disminuye en todas estas ciudades. β_2 mide el efecto de inauguración o efecto directo. Se espera que sea negativa y estadísticamente significativa, debido a que la apertura de uno de estos centros supondría una diferencia clara entre el nivel de mortalidad del anterior (más alto) y el posterior (más bajo). β_3 estima una modificación en la tendencia de la mortalidad infantil posterior a la intervención, estadísticamente significativa y de signo negativo porque, con la puesta en marcha una Gota de Leche la mortalidad infantil encararía una fase de descenso, iniciándolo, si no había tenido lugar antes o acentuándolo, si ya había empezado. Finalmente, β_4 capturaría

el efecto de las coyunturas epidémicas y se espera, por tanto, que el signo sea positivo, dado que en el año en cuestión se concentraría una gran sobremortalidad.

Los coeficientes de las regresiones estimadas con sus niveles de significación se presentan en la tabla 6.²⁶ A partir de estos coeficientes, más el valor de las constantes en cada ecuación, se han obtenido las tres últimas columnas en las que se computa la magnitud de la variación en el nivel de mortalidad infantil provocada por la inauguración de la Gota de Leche.²⁷ Además de constatar en todos los casos — signo y nivel de significación de β_4 — el efecto de la coyuntura epidémica relativa a la gripe de entre los años 1918-20, cuatro serían las observaciones principales a retener de estos resultados:

a) Únicamente en una localidad, Orense, la apertura del centro se acompaña de la presencia de ambos efectos, el directo y el indirecto. Esto es $\beta_2 < 0$ y $\beta_3 < 0$, ambas estadísticamente significativas (niveles menores al 1% y el 5%). La inauguración condujo a una reducción apreciable del nivel medio de mortalidad —de un 45 por ciento como se estima en la última columna— y una tendencia posterior al descenso. En este caso, el signo negativo de β_3 respecto al positivo de β_1 , sugeriría que el descenso de la mortalidad posterior habría supuesto un cambio respecto las condiciones existentes antes de la apertura de este centro.

b) En la mayor parte de las localidades (11 de 19) el inicio de actividad de la Gota de Leche no conlleva un cambio en el nivel previo de mortalidad infantil, antes al contrario, parece acompañarse de un incremento ($\beta_2 > 0$). De acuerdo a las estimaciones realizadas, la media de tal aumento sería del 24 por ciento y en Pamplona alcanzaría el 40 por ciento. Granada y Valladolid parecen ser las únicas localidades en la que $\beta_2 < 0$ (estadísticamente significativa) y en la que la apertura de la Gota de Leche habría supuesto una reducción media de la mor-

26 Véase el Anexo donde se recogen todos los coeficientes estimados y estadísticos relativos al ajuste de las respectivas ecuaciones.

27 Las tasas de mortalidad infantil de estas columnas se han calculado aplicando la siguiente transformación: a) La TMI anterior a la inauguración se calcula a partir de $e^{(a+b_1T_{(i,t)})}$ para «n» años anteriores a la inauguración; y b) La TMI del año de la inauguración se calcula a partir de $e^{(a+b_1T_{(i,t)}+b_2I_{(i,t)})}$ donde I es la variable ficticia que vale 1 a partir de ese año. «a», «b(1)» y «b(2)» corresponden a los coeficientes de regresión que estiman α , β_1 y β_2 presentados en el anexo.

TABLA 6

Coefficientes de los modelos ajustados a las series de mortalidad infantil de localidades con Gotas de Leche entre 1910 y 1925 Magnitud de las variaciones en la mortalidad infantil el año de inauguración

Localidad / Año de inauguración de la Gota de Leche	$\beta(1)$	$\beta(2)$	$\beta(3)$	$\beta(4)$	TMI año anterior	TMI año inauguración	Diferencia (%)
Alicante (1925)	0,015 *	-0,117	-0,076 *	0,240 **	164,35	135,50	-17,55
Barcelona (1913)	-0,007	0,246 *	-0,040 *	0,148 *	135,78	166,83	22,88
Barcelona (1913) (a)	0,030	0,171	-0,089 **	0,223 **	59,98	65,10	8,55
Ciudad Real (1921)	-0,005	0,012	-0,030 *	0,290 *	199,74	196,15	-1,79
Córdoba (1919)	-0,007	-0,012	-0,023 *	0,229 *	191,33	184,75	-3,44
Coruña (1912)	-0,027 *	0,213 *	0,013	0,303 *	125,84	157,75	25,36
Granada (1916)	-0,011 *	-0,170 *	-0,009 ***	0,270 *	176,62	147,67	-16,39
Guadalajara (1911)	0,012 *	-0,003	-0,032 **	0,371 *	179,47	173,30	-3,44
Huelva (1924)	-0,001	0,001	-0,052 *	0,185 *	168,85	160,45	-4,97
Huesca (1914)	-0,024 **	0,188 *	0,021	0,346 *	120,54	148,56	23,24
Lérida (1915)	-0,036 *	-0,159	-0,006	0,300 **	150,96	128,00	-15,21
Orense (1912)	0,032 ***	-0,550 *	-0,049 **	0,277 *	271,51	149,16	-45,06
Oviedo (1913)	-0,016 *	0,217 *	0,001	0,191 *	126,47	157,28	24,36
Pamplona (1916)	-0,025 *	0,324 *	0,018 **	0,314 *	121,88	171,57	40,78
Pamplona (1916) (a)	0,017 *	0,324 *	-0,031 **	0,673 *	15,29	20,49	34,04
Reus (1919)	-0,024 *	0,229 **	-0,030 **	0,492 *	90,47	110,39	22,02
Salamanca (1918)	0,012 **	-0,020	-0,060 *	0,187 *	297,56	274,68	-7,69
Segovia (1913)	-0,007	0,197 **	-0,011	0,504 *	163,69	197,16	20,44
Tarragona (1918)	-0,015 ***	0,229 ***	-0,038 *	0,306 *	123,47	149,46	21,05
Valencia (1910)	-0,046 *	0,148 *	0,025 *	0,196 *	103,54	123,10	18,89
Valladolid (1910)	-0,176 *	-0,237 **	0,101	0,269 *	269,62	235,33	-12,72

(a) Variable dependiente: TMI por diarrea. $p^* < 0,01$. $p^{**} < 0,05$. $p^{***} < 0,10$.

Fuente: Anexo.

talidad en torno al 15 por ciento. Para las otras localidades con $\beta_2 < 0$ (aunque no significativas), esa magnitud sería, en promedio, del 9 por ciento.

c) En lo que respecta al efecto indirecto ($\beta_3 < 0$), esto es, localidades en las que el período post-intervención supone una fase de descenso continuado e irreversible de la mortalidad, la situación sería diferente según sea el signo y magnitud de β_1 . De forma generalizada, el signo negativo de la β_3 en 13 (11 con valores estadísticamente significativos) de las 18 localidades (dejando aparte a la ciudad de Orense) evidencia esa caída de la mortalidad infantil. En una mayoría de aquellas (9 de las 13) el signo negativo de β_3 se acompaña con el mismo signo para β_1 . Esto significa que la tendencia al retroceso de la mortalidad infantil ya se estaba produciendo y, por lo tanto, la apertura del centro no habría ocasionado modificación alguna. Pero en este escenario, es interesante comparar la magnitud de los coeficientes de β_1 y β_3 con el objeto de apreciar si la intensidad del descenso resultaba notablemente mayor en el período posterior a su inauguración. Esta característica, ahora con independencia de la bondad de ajuste de los coeficientes, no sería observable en todos los casos. Así de aquellas 9 solo en 7 localidades la

magnitud de la β_3 es mayor que la β_1 : Ciudad Real, Huelva, Barcelona, Córdoba, Tarragona, Segovia y Reus. En otras palabras, la inauguración del establecimiento no condujo habitualmente a fases de descenso de la mortalidad infantil ni, cuando tal descenso ya existía, contribuyó a acelerarlo en el medio plazo.

d) En las dos ciudades para las que es posible contar con estimaciones de la mortalidad infantil por diarrea, Pamplona y Barcelona, una de las enfermedades más expuesta a los efectos de la intervención sanitaria de las Gotas de Leche, los resultados obtenidos son muy semejantes. En ambos casos $\beta_1 > 0$ $\beta_3 < 0$, mostrando con ello un descenso de la incidencia de esta enfermedad posterior a la apertura del centro, lo que no se observa para el conjunto de la mortalidad infantil en Pamplona y tampoco con la misma intensidad en Barcelona.

En definitiva, dejando aparte la que parece trayectoria excepcional de la ciudad de Orense, y que de no tratarse de problemas en los datos básicos, merecería atención especial, los resultados obtenidos constatarían que los efectos de las Gotas de Leche no habrían sido ni sistemáticos ni regulares y más de naturaleza indirecta que directa. Esta última circunstancia, como ya se ha comentado antes, resulta de más difícil evaluación. La difusión de leche debidamente esterilizada, los cursillos sobre puericultura o las cartillas con consejos a las madres, seguramente contribuyeron a la mejora de la sobrevivencia de los recién nacidos. Ahora bien, habrían interactuado con otros cambios tecnológicos y ambientales que a lo largo del período posterior a la inauguración de cada centro también estarían contribuyendo a la reducción de los riesgos de morir.

En lo que respecta a la metodología basada en la cuantificación del número de muertes evitadas, como ya se indicó, se utilizaron los datos publicados por la Casa Municipal de Lactancia de Barcelona. Este centro se creó, con la funcionalidad propia de una Gota Leche, en 1903, bajo control municipal y, por tal motivo, el presupuesto y el personal corrieron a cargo del Ayuntamiento. En 1914 fue trasladada a un nuevo edificio y experimentó una reorganización de todas las especialidades médicas relacionadas con el embarazo y la pediatría. En 1925, un total de 62 personas formaban la plantilla sanitaria del mismo.²⁸ De hecho,

²⁸ *Gaceta Municipal de Barcelona*, 1926. Anexo: Escalafones especiales de los funcionarios y empleados municipales a 1.º de Julio de 1925.

se transformó en lo que en otras ciudades se denominaba un «Instituto de Puericultura». Al lado de esta institución municipal tenían idéntico propósito, la Gota de Leche del Hospital de los Niños Pobres, fundada hacia 1890 por el doctor Francisco Vidal Solares y las clínicas abiertas, a partir de 1920, por la institución benéfica privada «Lucha contra la Mortalidad Infantil» (Isern de Huguenin, 1945). De las tres instituciones, la principal era la Casa Municipal de Lactancia que ofrecía el 70 por ciento de las plazas disponibles; por tanto su influencia sobre los niveles de mortalidad infantil de la ciudad puede considerarse fundamental.²⁹ A partir de los informes estadísticos publicados por la Casa Municipal de Lactancia ha sido posible estimar el número de vidas «salvadas» por su acción sanitaria. De este modo puede calcularse una TMI incorporando como defunciones a aquellos niños que, entrando como enfermos, fueron curados y sobrevivieron. Esta tasa puede compararse con la TMI obtenida a partir de las estadísticas publicadas.³⁰

La mortalidad infantil en Barcelona, a principios del siglo XX, era de alrededor de 150 muertes por mil nacimientos, próxima a la de población española y menor que el promedio de mortalidad de las capitales provinciales, 196‰, entre 1901 y 1904.³¹ Desde entonces, y hasta la década de 1920, la ciudad siguió la tendencia general, pero, una vez entrada en aquella década, la mortalidad infantil experimentó un descenso irreversible. Así, a mediados de los años 1930, las tasas de mortalidad infantil barcelonesas ya estaban por debajo del cien por mil.

El efecto sobre estos niveles de mortalidad de la acción de la Casa Municipal de Lactancia se muestra en la tabla 7 (A). Los resultados obtenidos en lo que respecta a la nueva TMI estimada, asumiendo que no hubo sobrevivientes entre los ingresados enfermos evidencian, en primer lugar, que el promedio de mejora en el nivel general de la mortalidad infantil en Barcelona entre 1906 y 1935, inducido por este centro, se situaría alrededor de un 16 por ciento. En segundo lugar, que este efecto no sigue una tendencia creciente. Entre 1910 y 1914, esa

29 En el «Hospital de Niños Pobres,» no más de 45 bebés serían alimentados diariamente y alrededor de 20 o 25 en la clínica de la «Lucha contra la Mortalidad Infantil», mientras que en el nuevo edificio de la Casa Municipal de Lactancia este número se habría situado en torno a los 160 bebés al día.

30 Como en todas las TMI anteriores se trata de la Tasa de Mortalidad Infantil legal, calculada a partir de los datos publicados según los criterios del registro civil.

31 Calculada a partir de datos anuales publicados por Arbelo (1962: 321-326).

diferencia era alrededor de un 5 por ciento, mayor en el quinquenio anterior y posterior, para disminuir entre 1920 y 1929 alcanzar una magnitud del 26 por ciento entre 1930 y 1935.

La falta de datos sobre el número de ingresados con buena salud que enfermaron después obliga a trabajar con algunos valores a modo de conjetura. Aquí, la solución más sencilla es aplicar un indicador de morbilidad. Este sería el caso de las tasas de incidencia de las enfermedades del aparato digestivo, calculadas en base al total de niños ingresados en la Casa Municipal por esta causa respecto al total de nacimientos de la ciudad. Este parámetro epidemiológico fluctúa entre 5 y 10 por ciento durante todo el período estudiado aquí. Dada esta magnitud los resultados muestran (tabla 7, secciones B y C) que, de haberse producido esta transición, no habría supuesto efecto notable alguno sobre los niveles de mortalidad infantil final. La media de aumento en las diferencias entre las tasas observadas y las estimadas respecto las obtenidas anteriormente, se situaría alrededor del 2,7 % y 5,4 %, para todo el período 1910-1930.

La mayor proporción de niños que asistieron a la Casa Municipal de Lactancia padecían enfermedades del aparato digestivo, en promedio, un 75 por ciento. Desafortunadamente, no hay ninguna información sobre las causas de muerte, pero si aceptamos la hipótesis de que todos los niños que murieron lo hicieron como resultado de esta clase de enfermedades, un ejercicio semejante al ilustrado en el tabla 7 puede repetirse, ahora con el cálculo de las tasas de mortalidad infantil debidas a diarreas y enteritis (tabla 8). En este segundo bloque de estimaciones el efecto promedio entre 1910 y 1935 alcanzaría un 32 por ciento. Como ya se observó anteriormente, en el quinquenio 1930-35 se habría producido la mejoría más notoria (diferencia relativa entre las tasas cercana al 64 por ciento). Este último resultado sugeriría que la Casa Municipal de Lactancia pudo haber jugado un papel activo en el mantenimiento de los bajos niveles de mortalidad por estas enfermedades digestivas. A ello podría haber colaborado una mayor disponibilidad de recursos terapéuticos en aquella década de los años treinta que en la anterior.³²

32 Es la impresión que se desprende del diagnóstico de la situación sanitaria de la población infantil de Barcelona y Cataluña presentado en el 6.º Congreso de Médicos

TABLA 7

Evaluación del impacto de la Casa Municipal de Lactancia de Barcelona en la mortalidad infantil

Tasa de mortalidad infantil (por mil)	1906 1909	1910 1914	1915 1919	1920 1924	1925 1929	1930 1935	Variación (%) 1930/1910	Media 1930/1910
A) Tasa mortalidad infantil (observada)	153,91	146,35	152,01	113,75	91,21	69,79	-52,31	
Tasa mortalidad infantil (estimada)	177,94	154,24	179,06	131,14	105,19	88,26	-42,78	
Diferencia estimada-observada (%)	15,61	5,39	17,80	15,29	15,33	26,46		15,98
B) Tasa mortalidad infantil (estimada)	180,69	157,02	181,56	134,28	108,22	91,66	-41,62	
Diferencia estimada-observada (%)	17,40	7,29	19,44	18,05	18,65	31,34		18,69
C) Tasa mortalidad infantil (estimada)	183,45	159,80	184,06	137,42	111,24	95,07	-40,51	
Diferencia Estimada-Observada (%)	19,19	9,19	21,05	20,80	21,96	36,22		21,41

Fuente: Elaboración propia a partir de *Anuario Estadístico de la Ciudad de Barcelona (1902-1920)* y *Gaceta Municipal de Barcelona (1914-1935)*.

(A) Supuesto: fallecen todos los niños ingresados.

(B) Supuesto; supuesto (A) más un 5 por ciento de los niños sanos enferman.

(C) Supuesto: supuesto (A) más un 10 por ciento de los niños sanos enferman.

TABLA 8

Evaluación del impacto de la Casa Municipal de Lactancia de Barcelona en la mortalidad infantil por diarrea

Tasa de mortalidad infantil (per mil)	1906 1909	1910 1914	1915 1919	1920 1924	1925 1929	1930 1935	Variación (%) 1930/1910	Media 1930/1910
TMI diarrea (observada)	47,52	44,90	54,70	40,75	28,66	20,87	-53,52	
TMI diarrea (estimada)	59,44	46,78	76,71	53,22	36,47	34,18	-26,93	
Diferencia observada-estimada (%)	25,09	4,18	40,24	30,61	27,25	63,79		31,86

Fuente: Ídem tabla 7.

Este conjunto de resultados señalarían, pues, que el papel principal de este establecimiento, y por extensión del resto de Gotas de Leche de Barcelona, en relación a la dinámica de la mortalidad urbana, habría consistido más en mantener los niveles de mortalidad infantil bajos, probablemente vía una reducción de la letalidad de las enfermedades digestivas, que en introducir cambios significativos de los mismos niveles y sus tendencias. En este punto, los resultados podrían considerarse concordantes con los obtenidos anteriormente a partir del modelo STI para esta misma localidad.

de lengua catalana. Las actas de la sesión se publicaron en el *Butlletí de la Societat Catalana de Pediatria* (1930, Año III, num 2).

5. CONCLUSIONES

A lo largo del primer tercio del siglo XX las iniciativas sanitarias desarrolladas en España para mejorar el bienestar de la población infantil fueron diversas. Entre estas, dos tuvieron un perfil demográfico y epidemiológico definido, si bien de alcance muy diferente. Una fue la campaña de vacunación obligatoria contra la viruela, respaldada con la ley de 1903, completada con otras legislaciones posteriores; y la otra, la creación de las Gotas de Leche, dirigidas preferentemente a determinados sectores de la población infantil urbana. La caída de la mortalidad por viruela se refleja claramente en las estadísticas, de tal manera que prácticamente desaparecía a mediados de los años treinta (Porrás, 2004). Pero la aportación de las Gotas de Leche al descenso de la mortalidad infantil urbana es desconocida. En estas páginas se ha intentado ofrecer una evaluación de esta intervención sanitaria que arranca y se consolida antes del inicio de la Guerra Civil. Con la prudencia propia de efectuar este tipo de ejercicios en poblaciones históricas y en el contexto específico del caso español, que obliga a introducir diversas hipótesis y supuestos para la reconstrucción y análisis cuantitativo, a la vista de los resultados obtenidos, tres serían las principales conclusiones a retener.

La primera, que, dada la lógica de la intervención prevista por las Gotas de Leche en España, para alcanzar sus objetivos, padecían de una baja capacidad para proteger a amplias franjas de la población de recién nacidos. Los escasos datos estadísticos disponibles así lo apuntan, pero también unos ejercicios numéricos lo sugieren. Según estos, la viabilidad de un impacto sobre el conjunto de la mortalidad infantil obligaba a una movilización muy intensa -en el tiempo y en número de nacidos protegidos- de las poblaciones implicadas. Y una movilización de tal signo no habría sido frecuente. El análisis cronológico de las series de mortalidad infantil ha confirmado esta circunstancia.

La segunda, que de la ausencia de un claro efecto directo sobre la mejora de la sobrevivencia infantil por parte de las Gotas de Leche no puede inferirse ausencia total de impacto. La difusión de nuevos hábitos higiénicos tuvo su papel, aunque seguramente operó con intensidad moderada. Por este motivo, la acción positiva de estos centros se habría producido en interacción con otros cambios médicos, materiales o ambientales.

La tercera, a partir del estudio de la Casa Municipal de Lactancia de Barcelona, supone incorporar una perspectiva distinta. Según esta, la Gota de Leche más bien habría acompañado que provocado el des-

censo de la mortalidad infantil pero, en cambio, sí podría haber impedido que, una vez la mortalidad hubiera disminuido, regresara a niveles anteriores.

En definitiva, si todos los resultados presentados y su interpretación han sido correctos, estarían mostrando que las fuentes básicas del cambio en la mortalidad infantil urbana en España quedarían más allá de los efectos inducidos exclusivamente por estas instituciones sanitarias. Esta conclusión general, contemplada desde una perspectiva territorial y temática más amplia, no resulta tan sorprendente. La misma experiencia reciente en salud pública en la lucha contra la mortalidad infantil, demuestra las dificultades de muchas acciones institucionales para, poner en marcha y alcanzar los objetivos de mejora deseados (Becker y Black, 1996; Bryce et al., 2003).

Este artículo tenía como propósito también mostrar cómo la evaluación de las intervenciones sanitarias en las poblaciones históricas es factible. Tomar en consideración su contribución —con sus limitaciones— puede ayudar a la comprensión del rol desempeñado por las instituciones sanitarias en el retroceso de la mortalidad infantil española durante la primera mitad del siglo XX. De este modo espera aportar elementos a las indagaciones en curso sobre los posibles factores determinantes de este proceso (Robles y Pozzi, 1997; Dopico y Reher 1998; Sanz Gimeno y Ramiro Fariñas, 2002; Bernabeu Mestre et al., 2006).

Investigar más sobre las Gotas de Leche permitiría escribir la historia de estos centros en España y, en definitiva, ayudaría a conocer la trayectoria de una política pública de salud que agitó y movilizó, a veces con pasión, a sus contemporáneos. No de otra manera se pueden leer las palabras del doctor Tolosa Latour en una conferencia en el Ateneo de Madrid en Junio de 1916, cuando decía «[...] porque estas [las Gotas de Leche] han fructificado y se han popularizado tanto en España que ya no hace falta, afortunadamente, hablar casi de ellas, el público las quiere, las desea y las ama».

Anexo

Modelos ajustados a las series de mortalidad infantil de localidades con Gotas de Leche inauguradas entre 1910 y 1925

Localidad	α	p-sig	$\beta(1)$	p-sig.	$\beta(2)$	p-sig.	$\beta(3)$	p-sig.	$\beta(4)$	P-sig.	R^2	DW	L-B-Q Test	P-sig
Alicante	4,712	0,00	0,015	0,00	-0,117	0,22	-0,076	0,00	0,240	0,01	0,77	2,03	13,15	0,07
Barcelona	5,009	0,00	-0,007	0,27	0,246	0,00	-0,040	0,00	0,148	0,00	0,95	2,23	9,33	0,32
Barcelona (a)	3,674	0,00	0,030	0,37	0,171	0,16	-0,089	0,02	0,223	0,00	0,92	2,08	6,90	0,44
Ciudad Real	5,407	0,00	-0,005	0,25	0,012	0,88	-0,030	0,00	0,290	0,00	0,83	2,39	9,54	0,30
Córdoba	5,387	0,00	-0,007	0,10	-0,012	0,84	-0,023	0,00	0,229	0,00	0,87	1,96	1,86	0,99
Coruña	5,186	0,00	-0,027	0,00	0,213	0,00	0,013	0,16	0,303	0,00	0,77	1,48	9,04	0,34
Granada	5,361	0,00	-0,011	0,00	-0,170	0,00	-0,009	0,08	0,270	0,00	0,88	2,09	4,01	0,78
Guadalajara	5,046	0,00	0,012	0,00	-0,003	0,98	-0,032	0,03	0,371	0,00	0,72	2,01	4,10	0,85
Huelva	5,154	0,00	-0,001	0,73	0,001	0,98	-0,052	0,00	0,185	0,00	0,77	1,77	6,68	0,57
Huesca	5,128	0,00	-0,024	0,00	0,188	0,02	0,021	0,03	0,346	0,00	0,71	1,83	7,23	0,51
Lérida	5,701	0,00	-0,036	0,00	-0,159	0,23	-0,006	0,62	0,300	0,00	0,88	1,66	9,23	0,32
Orense	5,220	0,00	0,032	0,06	-0,550	0,00	-0,049	0,01	0,277	0,00	0,78	2,14	10,43	0,24
Oviedo	5,064	0,00	-0,016	0,00	0,217	0,00	0,001	0,70	0,191	0,00	0,83	2,04	2,54	0,92
Pamplona	5,223	0,00	-0,025	0,00	0,324	0,00	0,018	0,01	0,314	0,00	0,69	2,22	7,10	0,53
Pamplona (a)	2,438	0,00	0,017	0,00	0,324	0,00	-0,031	0,00	0,673	0,00	0,70	1,87	10,07	0,19
Reus	4,961	0,00	-0,024	0,00	0,229	0,03	-0,030	0,00	0,492	0,00	0,76	1,96	3,30	0,77
Salamanca	5,460	0,00	0,012	0,03	-0,020	0,80	-0,060	0,00	0,187	0,00	0,85	1,99	6,68	0,57
Segovia	5,196	0,00	-0,007	0,50	0,197	0,04	-0,011	0,32	0,504	0,00	0,62	2,26	5,65	0,46
Tarragona	5,086	0,00	-0,015	0,00	0,229	0,00	-0,038	0,00	0,306	0,00	0,86	1,93	3,88	0,57
Valencia	5,146	0,00	-0,046	0,00	0,148	0,01	0,025	0,01	0,196	0,00	0,82	2,10	4,39	0,73
Valladolid	7,390	0,00	-0,176	0,00	-0,237	0,04	0,101	0,13	0,269	0,00	0,73	2,13	5,99	0,42

(a) Variable dependiente: Tasa Mortalidad Infantil por Diarrea.

DW: Test Durbin-Watson.

L-B-Q: Test Q de Ljung y Box.

BIBLIOGRAFÍA

- AGUILERA HERNÁNDEZ, I. M., y RODRÍGUEZ PÉREZ, M. (2008): «La Gota de Leche onubense: La asistencia y el control del niño sano en la primera mitad del siglo XX», *Híades. Revista de Historia de la Enfermería*, 10, pp. 465-475.
- ANAUT BRAVO, S. (1998): *Cambio demográfico y mortalidad en Pamplona (1880-1935)*, Pamplona, Universidad Pública de Navarra.
- (1999): «Acercamiento a las economías familiares de Pamplona en el primer tercio del siglo», *Vasconia*, 28, pp. 29-44.
- APPLE, R. D. (1987): *Mothers and Medicine; A social history of infant feeding 1890-1950*, Madison, The University of Wisconsin Press.
- ARBELO, A. (1962): *La Mortalidad de la Infancia en España 1901-1950*, Madrid, Consejo Superior de Investigaciones Científicas.
- ARNAVAT, A., PAGES, M., y AMORÓS, X. (1995): *L'Institut de Puericultura Dr. Frias. «La Gota de Llet» Reus 1919-1994*, Reus, Ajuntament de Reus.
- AYUNTAMIENTO DE MADRID (1929): *Información sobre la ciudad. Año 1929. Memoria*, Madrid, Imprenta y Litografía Municipal.
- BALLESTER, R., y BALAGUER, E. (1995): «La infancia como valor y como problema en las luchas sanitarias de principios de siglo en España», *Dynamis*, 15, pp. 177-192.
- BECKER, S., y BLACK, R. (1996): «A model of child morbidity, mortality, and health interventions», *Population and Development Review*, 22, 3, pp. 431-457.
- BERNABEU MESTRE, J., PERDIGUERO GIL, E., BARONA VILAR, J. L., y ROBLES GONZÁLEZ, E. (2006): «Factores explicativos en el descenso de la mortalidad de la infancia: reflexiones desde la experiencia española», *Le grande transizioni tra '800 e '900. Popolazione, società, economia. Sesion 5: Salute, Malaita e sopravvivenza in Italia fra Otto e Novecento*, SIDES.
- y GASCÓN PÉREZ, E. (1999): *Historia de la Enfermería de Salud Pública en España 1860-1977*, Alicante, Universidad de Alicante.
- TRECASCRO LÓPEZ, E., y GALIANA SÁNCHEZ, M. E. (2011): «La divulgación radiofónica de la alimentación y la higiene infantil en la España de la Segunda República (1933-1935)», *Salud Colectiva*, 7, pp. 549-560.
- BISHAI, D., y ADAM, T. (2006): «Economics of public health interventions for children in developing countries», en Jones, A. W. (ed.), *The Elgar Companion to Health Economics*, Cheltenham UK, Northampton USA, Edward Elgar, pp. 46-61.
- BRYCE, J., EL ARIFEEN, S., PARIYO, G., LANATA, C., GWATKIN, D., y HABITCH, J. P. (2003): «Reducing child mortality: can public health deliver?», *The Lancet*, 262, 12, pp. 159-164.

- CAIN, L. P., y ROTELLA, E. J. (2001): «Death and Spending: Urban Mortality and Municipal Expenditure on Sanitation», *Annales de Démographie Historique*, 1, pp. 139-154.
- CERRILLO RUBIO, M. I., IRUZUBIETA BARRAGÁN, F. J., y FANDIÑO PÉREZ, R. G. (2008): *Un Siglo de la Gota de Leche. Arquitectura, Sanidad y Juventud*, Logroño, Gobierno de la Rioja, Instituto de Estudios Riojanos.
- CHAMIZO, C. (1999): *La Gota de Leche y la Escuela de Enfermeras*, Gijón, Gráficas Covadonga.
- CUTLER, D., y MILLER, G. (2005): «The Role of Public Health Improvements in Health Advances: The Twentieth-Century United States», *Demography*, 42, 1, pp.1-22.
- DAVIDSON, R., y MACKINNON, J. G. (1993): *Estimation and Inference in Econometrics*, New York, Oxford University Press.
- DOPICO, F., y REHER D. S. (1998): *El declive de la mortalidad en España (1860-1930)*, Zaragoza, ADEH, Monografías n.º 1.
- DUPÂQUIER, J., y DUPÂQUIER, M. (1985): *Histoire de la Démographie*, Paris, Librairie Académique Perrin.
- GARCÍA GALÁN, S. (2011): «De las prácticas tradicionales a la supervisión médica en el ejercicio de la maternidad. Asturias 1900-1931», *Dynamis*, 31,1, pp. 131-157.
- GARCÍA GARCÍA, E. (2003): *La Gota de Leche. Casa Cuna de Gijón*, Gijón, Ayuntamiento de Gijón.
- GÓMEZ REDONDO, R. (1992): *La mortalidad infantil española en el siglo XX*, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas.
- ISERN DE HUGUENIN, C. (1945): *Lucha contra la mortalidad infantil de Barcelona. Memoria de sus actividades con motivo de su XXV Aniversario*, Barcelona, Casa Provincial de Caridad.
- KERR, J. W. (1911): «Data regarding Operations of Infants' Milk Depots in the United States in 1919», *Public Health Reports*, XXVI, 18, 33, pp 1227-1245.
- KHLAT, M. (ed.) (1996): *Demographic Evaluation of Health Programmes*, Paris, CICRED-UNFPA.
- LEWIS-BECK, M. S. (1979): «Some economic effects of revolution; models, measurement and the Cuban evidence», *American Journal of Sociology*, 84, pp. 1127-1149.
- (1981): «Can we assess the effects of revolution: a third look at the Cuban experience», *American Journal of Sociology*, 86, pp. 1130-1133.
- LOSTE, L. (1933): «El Instituto Nipiológico de Huesca», *La Medicina de los Niños*, Enero, pp. 5-8.
- MAJAN GIL, N. (1990): *La Protección a la Infancia en España a través de la Obra de Rafael Ulecia y Cardona y de los Consultorios de Niños y Gotas de Leche*, Madrid, Universidad Complutense de Madrid.

- McCLEARY, G. F. (1904): «The Infants' milk depot: its history and function», *Journal of Hygiene*, IV, 3, pp. 329-368.
- MILLER, P., y HIRSCHHORN, N. (1995): «The effect of a national control diarrheal diseases program on mortality: the case of Egypt», *Social Science and Medicine*, 40, 10, pp. 1-30.
- MOTILLA, X., y SUREDA, B. (2008): *La gota de Llet. Protecció a la Infancia i Educació social a la Menorca contemporània*, Menorca, Institut Menorquí d'Estudis.
- MUÑOZ MACHADO, S. (1975): *La Sanidad Pública en España (Evolución histórica y situación actual)*, Madrid, Instituto de Estudios Administrativos.
- PALACIO LIS, I. (2003): *Mujeres ignorantes: Madres culpables. Adoctrinamiento y Divulgación materno-infantil en la primera mitad del siglo XX*, Valencia, Universidad de Valencia.
- PERDIGUERO GIL, E., y BERNABEU MESTRE, J. (1999): «La Gota de Leche de Alicante (1925-1940)», en Benito Lloris, A., Blay Meseguer, F. y Lloret Pastor, J. (eds.), *Beneficència i Sanitat en els municipis valencians*. Seminari d'Estudis sobre Ciència, Alcoi, Centre Alcoià d'Estudis Històrics i Arqueològics. pp. 291-310.
- y BERNABEU MESTRE, J. (2005): «Child Care in Urban and Rural Alicante: the Gota de Leche», en Barona, J. L., y Cherry, S. (eds.), *Health and Medicine in Rural Europe (1850-1945)*, Valencia, Seminario de Historia de la Ciencia, pp. 347-359.
- PORRAS GALLO, M. I. (2002): «Un acercamiento a la situación higiénico-sanitaria de los distritos de Madrid en el tránsito del siglo XIX al XX», *Asclepio*, LIV, 1, pp. 219-250.
- (2004): «Luchando contra una de las causas de invalidez: antecedentes, contexto sanitario, gestación y aplicación del decreto de vacunación obligatoria contra la viruela de 1903», *Asclepio*, LVI, 1, pp. 145-168.
- PORTER, D. (1999): *Health, Civilization and the State*, London and New York, Routledge.
- RASHAD, H., GRAY, R., y BOERMA, T. (eds.) (1995): *Evaluation of the Impact of Health Interventions*, Liège, IUSSP.
- ROBLES GONZÁLEZ, E., y POZZI, L. (1997): «La mortalidad infantil en los años de la transición: una reflexión sobre las experiencias italiana y española», *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, XV, 1, pp. 165-199.
- ROGERS, E. M. (2003): *Diffusion of Innovations*, New York, The Free Press, Fifth edition.
- RODRÍGUEZ OCAÑA, E. (1996): «Una medicina para la infancia», en Borrás Llop, J. M. (dir.), *Historia de la infancia en la España contemporánea*

- 1834-1936, Madrid, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Fundación Germán Sánchez Ruipérez, pp. 149-169.
- RODRÍGUEZ OCAÑA, E. (1999): «La construcción de la salud infantil. Ciencia, medicina y educación en la transición sanitaria en España», *Historia Contemporánea*, 18, pp. 19-52.
- ORTIZ GÓMEZ, T., y GARCÍA-DUARTE ROS, O. (1985): «Los consultorios de lactantes y gotas de leche en España», *Jano*, XXIX, pp. 1066-1072.
- y PERDIGUERO, E. (2006): «Ciencia y persuasión social en la medicalización de la infancia en España siglos XIX-XX», *Historia, Ciencias, Saúde, Maguinhos*, 13, 2, pp. 303-324.
- y MARTÍNEZ NAVARRO, F. (2010): *Salud Pública en España: de la Edad Media al Siglo XXI*, Granada, Escuela Andaluza de Salud Pública.
- ROLLET-ECHALIER, C. (1990): *La Politique à l'égard de la petite enfance sous la IIIe République*, Paris, P.U.F.
- ROLLET-ECHALIER, C. (1995): «The Fight Against Infant Mortality in the Past: An International Comparison», en Bideau, A., Desjardins, B., y Pérez Brignoli, H. (eds.), *Infant and Child Mortality in the Past*, Oxford, Oxford University Press, pp. 38-60.
- SANZ GIMENO, A., y RAMIRO FARIÑAS, D. (2002): «Infancia, Mortalidad y Niveles de Vida en la España Interior. Siglos XIX y XX», en Martínez Carrión, J. M. (ed.), *El Nivel de Vida en la España Rural, siglos XVIII-XX*, Alicante, Universidad de Alicante, pp. 359-404.
- VEGA GIL, L., HERNÁNDEZ DÍAZ, J. M., CEREZO MANRIQUE, J. F., y MARTÍN FRAILE, B. (1998): «Protección de la infancia y educación en Castilla y León (1900-1930)», *Aula*, 10, pp. 221-252.
- WICKES, I. G. (1953): «A History of Infant Feeding. Part V», *Archives of Disease in Childhood*, 28, 142, pp. 495-502.