



asociación Española de historia económica

DOCUMENTOS DE TRABAJO

ISSN 2174-4912

**EXCESS FEMALE MORTALITY IN EARLY INFANCY? MISSING GIRLS IN CIUDAD REAL AND  
GUADALAJARA, 1840-1899**

**Enrique Llopis, Gloria Quiroga, Felipa Sánchez Salazar, Ángel L. Velasco, Ana de la  
Fuente, Rocío García Calvo, Laura Ramos, and Víctor M. Sierra<sup>∞</sup>**

DT-AEHE N°2201  
www.aehe.net



asociación española de historia económica

March 2022



<sup>∞</sup> This paper is protected by a Creative Commons licence: Attribution-NonCommercial- NonDerivativeWork. The details of the licence can be consulted here: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/deed.en>

## ¿SOBREMORTALIDAD FEMENINA EN LA TEMPRANA INFANCIA? LAS NIÑAS INVISIBLES EN CIUDAD REAL Y GUADALAJARA, 1840-1899

Enrique Llopis<sup>‡</sup>, Gloria Quiroga<sup>§</sup>, Felipa Sánchez Salazar<sup>\*\*</sup>, Ángel L. Velasco<sup>††</sup>, Ana de la Fuente<sup>‡‡</sup>, Rocío García Calvo<sup>§§</sup>, Laura Ramos<sup>\*\*\*</sup> y Víctor M. Sierra

DT-2201, March 2022

JEL: J11, J16, N01, N33

### RESUMEN

Este Documento de Trabajo trata de la mortalidad en la temprana infancia en Ciudad Real y Guadalajara entre 1840 y 1899. Sus principales objetivos son: 1) determinar si hubo, o no, sobremortalidad femenina en la población neonatal, infantil y temprano-juvenil; 2) examinar la dimensión y evolución del subregistro en los libros de difuntos y bautismos; y, 3) analizar la trayectoria de las tasas brutas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil. Las conclusiones más relevantes son: a) las *sex ratios* de los bautizados y de las tasas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil no corroboran la hipótesis de sobremortalidad femenina en la temprana infancia, pero algunas de ellas apuntan a una discriminación de género en el modo de sepultar a las criaturas de corta edad; b) el abultado subregistro de decesos de niños y niñas introduce un importante sesgo a la baja en el cálculo de la mortalidad infantil y, más aún, de la mortalidad neonatal; y, c) en el tercer cuarto del siglo XIX, el alza de la mortalidad infantil en la España interior fue menor del indicado por la historiografía.

**Palabras clave:** discriminación de género, mortalidad, temprana infancia, Castilla, siglo XIX

### ABSTRACT

We deal with early-infancy mortality in Ciudad Real and Guadalajara between 1840 and 1899. Our aims are threefold: (1) To inquire whether female excess mortality took place among the neonatal, infant, and early childhood population subsets. (2) To examine the scope of under-registration in the burial and baptisms records over time. (3) To analyze the evolution of gross neonatal, infant, and early-youth mortality rates. We find that: (a) Neither baptisms sex-ratios nor death rates sex-ratios confirm the female over-mortality hypothesis in the early-infancy, although some point to a gender discrimination in terms of burial practices. (b) A meaningful under-registration of child deaths entails a downward bias in the calculation of infant and neonatal mortality rates. (c) The rise of infant mortality in inland Spain during the third quarter of the 19<sup>th</sup> century was lower than assumed by the literature.

**Keywords:** keyword; keyword.

---

<sup>‡</sup> Universidad Complutense, Madrid, Spain. Mail contact: [llopisagelan@ccee.ucm.es](mailto:llopisagelan@ccee.ucm.es)

<sup>§</sup> Universidad Complutense, Madrid, Spain. Mail contact: [mariaglg@ucm.es](mailto:mariaglg@ucm.es)

<sup>\*\*</sup> Universidad Complutense, Madrid, Spain. Mail contact: [fsanchez@ccee.ucm.es](mailto:fsanchez@ccee.ucm.es)

<sup>††</sup> Universidad Rey Juan Carlos, Madrid, Spain. Mail contact: [angel.velasco@urjc.es](mailto:angel.velasco@urjc.es)

<sup>‡‡</sup> Universidad Complutense, Madrid, Spain.

<sup>§§</sup> Universidad Complutense, Madrid, Spain.

<sup>\*\*\*</sup> Universidad Complutense, Madrid, Spain.

# ¿SOBREMORTALIDAD FEMENINA EN LA TEMPRANA INFANCIA? LAS NIÑAS *INVISIBLES* EN CIUDAD REAL Y GUADALAJARA, 1840-1899

## 1. Introducción

¿Hubo preferencia por los descendientes varones en Europa hasta la primera mitad del siglo XX? ¿Qué extensión geográfica y magnitud tuvo dicho fenómeno? En su caso, ¿cuáles fueron sus factores determinantes y cómo actuaron algunas familias para lograr una estructura de género de sus vástagos acorde con sus deseos? Y, por último, ¿qué consecuencias demográficas, económicas y sociales se derivaron de la preferencia por los hijos varones, en el supuesto de que la misma hubiese alcanzado o sobrepasado una cierta entidad?

Hasta hace pocos años, estos temas habían sido poco abordados por la historiografía del viejo continente porque se consideraba, sobre todo de manera implícita, que una amplia y marcada preferencia por los descendientes varones y una importante discriminación de género constituían fenómenos que solo tenían y/o habían tenido lugar en territorios no europeos<sup>1</sup>. Ahora bien, en el sexenio 2005-2010, el promedio de la tasa de masculinidad de los nacidos superaba ampliamente la norma biológica<sup>2</sup> en China (117,0 %), Azerbaiyán (116,6 %), Armenia (115,1 %), Albania (112,0 %), Georgia (111,0 %), India (110,1%) y Pakistán (108,6 %) (United Nations, 2019). De modo que el considerable desequilibrio a favor del género masculino en los alumbramientos también se registraba hace pocos años en algunos países del este y del sudeste del viejo continente. Además, la sobremortalidad femenina, provocada por la discriminación sufrida por niñas, chicas y mujeres en el reparto familiar de alimentos y de cuidados, y en los servicios sanitarios proporcionados a las mismas, habitual en las áreas con tasas de masculinidad al nacer claramente por encima de la norma biológica<sup>3</sup>, conducía a que la proporción de hombres en determinadas sociedades fuese anormalmente elevada. Dado que la mortalidad de los hombres supera a la de las mujeres a todas o a casi todas las edades en ausencia de trato discriminatorio de género, la tasa de masculinidad de las poblaciones debería ser, caso de no acontecer este último y de no haberse registrado

---

<sup>1</sup> El tipo de familia y el sistema de herencia predominantes, el desarrollo de los mercados femeninos de trabajo y las características del catolicismo y del protestantismo habrían contribuido a limitar la preferencia por los vástagos varones, la discriminación de género con resultado de muerte y los abortos selectivos de niñas en Europa (Lynch, 2011, p. 263).

<sup>2</sup> La relación de masculinidad de los nacidos ha registrado ciertos cambios en tiempo y en el espacio debido a factores étnicos, a las variaciones en las tasas de mortalidad fetal y a los niveles de fertilidad, pero se ha mantenido, en ausencia de abortos selectivos de niñas, en valores situados dentro de una horquilla relativamente estrecha (Waldron, 1998a, p. 54).

<sup>3</sup> En el último tercio del siglo XX, la tasa de masculinidad de los nacidos vivos, en amplias muestras de países, osciló en las naciones desarrolladas entre el 104 y el 107 % y en las naciones en vías de desarrollo entre el 103 y el 106 %. Dicha ratio ha tendido a aumentar ligeramente en el tiempo a medida que ha decrecido la mortalidad fetal, se ha reducido la fertilidad y han mejorado los niveles sanitarios (Waldron, 1998a, pp. 54-55).

abortos selectivos de niñas, inferior al 100 % (Coale, 1991, pp. 519-521). En cambio, desde 1960, cuando menos, aquella, en la totalidad del planeta, ha superado dicho porcentaje y, además, la misma ha tendido ligeramente al alza entre dicha fecha y los albores de la segunda década del siglo XXI: 100,12 % en 1960 y 101,68 % en 2010 (United Nations, 2019). Este ligero desequilibrio a favor de los hombres era y sigue siendo fruto de agudos contrastes en la relación de masculinidad en los diferentes territorios del mundo: hacia 1990 la ratio hombres/mujeres era del 94,3-95,2 % en Europa y Norteamérica y del 106,4 % en Asia meridional, Asia occidental y China (Sen, 1990). Según Bongaarts y Gilmoto (2015, pp. 246-247), el número de *missing females* en el planeta (mujeres que deberían vivir si no hubiera habido abortos selectivos de niñas y trato discriminatorio de género) era de 61,0 millones en 1970 y de 125,6 en 2010. Dichas mujeres suponían el 3,3 y el 3,7% del total de féminas en el mundo en tales fechas, respectivamente. Se trata, por tanto, de un fenómeno de una dimensión enorme, aunque cada vez más concentrado en los dos países más poblados de Asia, China e India.

La dimensión mundial de las *missing women* y de las *missing girls* en el último medio siglo y algunas evidencias sobre la existencia de sobremortalidad femenina en el viejo continente en distintos territorios y periodos o episodios, especialmente en la infancia (Johansson, 1984; Humphries, 1991; Baten and Murray, 2000; Pinnelli y Mancini, 1997; Betchold, 2001; Hanlon, 2003 y 2016; Hynes, 2011; Horrell and Oxlay, 2016), han incentivado la revisión a fondo de la experiencia histórica europea en este campo, sobre todo de las fases que cuentan con censos de población fiables y/o con registros eclesiásticos o civiles de cierta calidad de los hechos vitales. Los recientes artículos de Beltrán y Gallego-Martínez (2017 y 2020) y el amplísimo *Online International Seminar "Sex Ratios and Missing Girls in History*, organizado por Francisco Beltrán en la Norwegian University of Science and Technology en el curso 2020/2021, han desempeñado el papel de catalizadores de la movilización de investigadores sociales interesados en indagar acerca de la existencia, o no, de las *missing girls* en el pasado y, en su caso, de calibrar su dimensión, sobre todo en Europa y en algunos territorios de otros continentes donde se consideraba que ese fenómeno no había tenido una gran magnitud.

Las relaciones de masculinidad de los distintos grupos de edad de las poblaciones, de los nacidos o bautizados y de los fallecidos, sobre todo de los óbitos en la infancia<sup>4</sup>, o de las tasas de mortalidad, calculadas a partir de la documentación censal, de los registros civiles y/o de los libros sacramentales, están constituyendo la principal vía de aproximación al exceso de mortalidad de niñas y chicas anterior al siglo XX y, por ende, a la magnitud del fenómeno de las *missing girls* en distintos territorios en la época que precedió a la fase fundamental de la transición demográfica, iniciada muy en las postrimerías del Ochocientos o en los albores del Novecientos, en la que se registró un agudo descenso de la probabilidad de fallecimiento de la población infantil y juvenil (Corsini y Viazzo, ed., 1993 y 1997).

---

<sup>4</sup> En este trabajo, consideramos que la infancia la integran todos los menores de diez años y la temprana infancia los menores de cinco.

El objetivo fundamental de este trabajo radica en contrastar la hipótesis de sobremortalidad femenina en la temprana juventud en los núcleos rurales de dos provincias castellanas, Guadalajara y Ciudad Real, en las seis postreras décadas del siglo XIX. Para desarrollar esta investigación hemos tenido que calcular las tasas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil<sup>5</sup>, tanto las masculinas como las femeninas, y abordar el capital problema de la entidad y evolución del subregistro de criaturas fallecidas de corta de edad, especialmente de niñas, en los libros de difuntos. De modo que la presente investigación también pretende alcanzar otros dos fines relevantes: analizar la mortalidad en la temprana infancia y el subregistro de óbitos de la población de menos de cinco años en el espacio y en el periodo anteriormente indicados.

Las principales fuentes empleadas para calcular las *sex ratios* de bautizados y de fallecidos de menos de un mes, de menos de un año y de uno o más años y menos de cinco han sido los libros sacramentales. En España, el Registro Civil no comenzó a funcionar hasta 1871 y su calidad en sus primeros años o décadas fue deficiente, al menos en algunas zonas<sup>6</sup>. Como pretendíamos que nuestro estudio arrancase de antes de 1850, el recurso a las fuentes eclesiásticas era obligado.

¿Por qué estudiar solo el mundo rural? Este era claramente hegemónico en la Castilla y en la España decimonónicas<sup>7</sup>. Ahora bien, la principal razón para no incluir al mundo urbano radica en que casi nunca las ciudades han conservado todos sus libros de bautismos y de difuntos anteriores a 1900 de sus diferentes parroquias<sup>8</sup>.

El marco cronológico de esta investigación ha venido determinado por las restricciones impuestas por las fuentes. Hubiésemos deseado arrancar de antes de 1840 y prolongar nuestro estudio más allá de 1900, pero las edades de los fallecidos no comenzaron a registrarse de manera sistemática hasta finales de la década de 1830<sup>9</sup> y la mayor parte de los libros sacramentales posteriores a 1900 están todavía depositados en sus correspondientes archivos parroquiales<sup>10</sup>.

La elección del espacio objeto de estudio en esta investigación ha venido muy condicionado por la accesibilidad de las fuentes y por la necesidad de que en los libros de

---

<sup>5</sup> Consideramos población temprano-juvenil a los chicos y chicas de un año o más que todavía no han alcanzado su quinto aniversario.

<sup>6</sup> En España, el funcionamiento del Registro Civil seguía presentando problemas no irrelevantes a comienzos del siglo XX (Reher y Valero, 1995, pp. 84-85, Dopico y Reher, 1998, pp. 14-15).

<sup>7</sup> Según Álvarez-Nogal y Prados de la Escosura, la población urbana representaba en España solo el 23,2 % de la total en 1857; es decir, menos de la cuarta parte (Álvarez-Nogal y Prados de la Escosura, 2013, p. 14).

<sup>8</sup> Y en las urbes era frecuente que los individuos apareciesen en los libros de enterramiento de una parroquia distinta a la de su bautismo.

<sup>9</sup> La Real Orden del Ministerio de Gobernación de 1 de diciembre de 1837 exigió a los párrocos que en los libros de enterramientos se reflejase, entre otras cuestiones, las edades de los fallecidos y las causas de su defunción (Sanz y Ramiro, 2002, p. 364). Esta norma no fue cumplida inmediatamente en todas las parroquias y, además, en bastantes solo fue atendida de manera intermitente durante varias décadas. Como, asimismo, los registros de bautizados y difuntos no están completos en numerosas colaciones, las parroquias donde puede examinarse bien la mortalidad en la infancia o en la temprana infancia desde finales de la década de 1830 solo constituyen una fracción minoritaria del total de las mismas.

<sup>10</sup> Todavía resulta escaso el porcentaje de pueblos cuyos libros sacramentales de las primeras décadas del siglo XX estén depositados en los correspondientes archivos diocesanos.

óbitos de un número suficiente de localidades se anotase de manera sistemática y continua, en el periodo objeto de estudio, las edades de todos o prácticamente todos los difuntos a fin de poder formar muestras de localidades representativas de las correspondientes provincias. La reconstrucción de las series de fallecidos a distintas edades constituye una tarea que requiere una lectura detenida de las partidas de defunción y, por tanto, resulta bastante costosa en tiempo. Este menester solo puede acometerse si se cumple una de las dos condiciones siguientes: que la mayor parte de los registros sacramentales de un territorio estén disponibles en la red, o que la mayoría de los archivos parroquiales de una provincia hayan sido trasladados al correspondiente archivo diocesano<sup>11</sup> y este se encuentre habitualmente abierto y tenga un horario extenso que permita a los investigadores rentabilizar sus visitas<sup>12</sup>. Con tales restricciones, el margen para seleccionar provincias era bastante estrecho<sup>13</sup>. Al final optamos por Guadalajara y Ciudad Real<sup>14</sup>, dos territorios castellanomanchegos marcadamente rurales, pero diferentes: en el primero predominaban los núcleos de tamaño reducido y los pequeños productores agrarios, mientras que en el segundo los núcleos medianos y grandes concentraban a buena parte de la población y los niveles de desigualdad económica eran mayores que en Guadalajara<sup>15</sup>. Nos habría gustado incluir en esta investigación un territorio de Castilla y León, pero en Ávila, cuyos libros sacramentales, al menos en gran parte, pueden consultarse en la Página WEB de FamilySearch y, además, se encuentran depositados en el Archivo Diocesano de dicha ciudad, el registro de las edades de los fallecidos presenta demasiadas lagunas en la mayor parte de sus parroquias en las décadas de 1840, 1850 y 1860.

Tras esta introducción, el trabajo se organiza del siguiente modo: en el epígrafe 2 se describen las fuentes y la metodología empleadas, en el 3 se contrasta la hipótesis de sobremortalidad femenina de la población de menos de un mes, de menos de un año y de un año o más y menos de cinco, en el 4 se presentan y examinan las series provinciales de

---

<sup>11</sup> En la mayor parte de provincias de la España meridional, pese a las disposiciones adoptadas por Roma en la década de 1960, casi todos o todos los archivos parroquiales aún se hayan depositados en los pueblos correspondientes.

<sup>12</sup> Resulta inasumible para los equipos de investigación los recursos financieros y el tiempo que comporta la reconstrucción de un número relativamente elevado de series locales de defunciones, de distintos grupos de edades, en los archivos parroquiales que aún permanecen en los correspondientes pueblos, cuya accesibilidad es muy limitada, sobre todo en territorios de predominio de pequeños núcleos de población en los que un mismo sacerdote atiende a los feligreses de varias colaciones.

<sup>13</sup> Otros equipos de investigación, integrados fundamentalmente por profesores del Departamento de Economía Aplicada, Estructura e Historia y por alumnos de los Dobles Grados de Economía y Matemáticas y de Economía y Relaciones Internacionales de la Universidad Complutense, están investigando la mortalidad en la temprana infancia, el subregistro en los libros de defunciones y las *missing girls* en las provincias de Murcia, Albacete y Gerona.

<sup>14</sup> En la primera, casi todos los archivos parroquiales ya han sido trasladados al Archivo Histórico Diocesano de Sigüenza y, además, su archivero, Pedro Simón, desde hace más de quince años, nos ha dado muchas facilidades para que pudiéramos consultar los fondos de dicha institución. En cuanto a la segunda, la mayoría de los libros sacramentales anteriores a 1900 pueden ser examinados en la Página WEB de FamilySearch (Iglesia de Jesucristo de los Santos de los Últimos Días).

<sup>15</sup> En 1787, la ratio jornaleros/ labradores, que constituye un aceptable indicador de la desigualdad económica en sociedades marcadamente agrarias, era de 2,1 en Ciudad Real y de solo 0,6 en Guadalajara (INE, 1987, pp. 1318 y 1814). En cualquier caso, las cifras de profesiones o de actividad económica de los censos de población españoles de los siglos XVIII, XIX e, incluso, de la primera mitad del XX presentan numerosos e importantes problemas. Han de ser consideradas, pues, como meros órdenes de magnitud.

mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil, en el 5 se estudia el subregistro general y el específicamente femenino de los libros de difuntos en lo concerniente a la población fallecida en su temprana infancia, y en el 6 se presentan las principales conclusiones.

## 2. Fuentes y métodos

Vamos a emplear dos fuentes distintas y complementarias. Por un lado, las cifras provinciales de nacidos y fallecidos del Movimiento de la Población de España del periodo 1863-1870<sup>16</sup> (Instituto Geográfico y Estadístico, 1877), que se confeccionaron a partir de la información extraída por los párrocos de sus correspondientes libros sacramentales, nos permitirán calcular las tasas de mortalidad y las relaciones de masculinidad de las mismas en algunas fases de la temprana infancia<sup>17</sup> en la totalidad de los territorios de Ciudad Real y Guadalajara, contrastar la representatividad de las muestras provinciales y contextualizar los niveles de subregistro general y femenino de óbitos en el espejo de los de Castilla-La Mancha y de otras regiones españolas. La gran ventaja de esta fuente radica en la amplia cobertura espacial, mientras que su principal inconveniente estriba en que su marco temporal resulta un poco reducido, solo ocho años. Al sustentarse las estadísticas de nacidos y decesos del Movimiento de la Población de España del periodo 1863-1870 en los libros de bautismos y finados, sus problemas son los mismos que presentan estos registros sacramentales, más los derivados de las distintas agregaciones de las cifras desde el nivel parroquial hasta el provincial o nacional<sup>18</sup>.

Los libros de bautismos y difuntos de 9 localidades de Ciudad Real y de 16 de Guadalajara han constituido la segunda y más importante fuente de esta investigación. El mayor inconveniente de los primeros radica en que a menudo no fueron anotados en los mismos los niños bautizados de socorro, o no, que murieron antes de recibir solemnemente dicho sacramento en la parroquia correspondiente<sup>19</sup>. Es decir, no todos los nacidos fueron registrados en los libros de bautismos<sup>20</sup>. El diferencial entre alumbrados y

---

<sup>16</sup> Disponemos de cifras provinciales de bautizados o nacidos, defunciones y nupcias desde 1858, pero la desagregación por sexos de las mismas no tuvo lugar hasta 1863. Además, en los propios capítulos introductorios de estas estadísticas se indica la notable magnitud de las deficiencias de las mismas en sus primeros años (Junta General de Estadística del Reino, 1863, pp. 34, 43 y 49).

<sup>17</sup> Los párrocos no suministraron datos de los fallecidos de edades de menos de un mes y, por ende, no resulta posible calcular la tasa de mortalidad neonatal.

<sup>18</sup> Los párrocos debían enviar trimestralmente la información referente a bautismos, nupcias y defunciones a las diputaciones provinciales, quienes, tras agrupar estos datos sobre hechos vitales por partidos judiciales, tenían que remitir, en el mes siguiente a haber recibido las notificaciones de los concejos, las cifras de crismados, casados y fallecidos al Ministerio de Gobernación que, a su vez, trasladaba toda esta documentación a la Junta General de Estadística del Reino (Junta General de Estadística del Reino, 1863, pp. XIX-XXVII).

<sup>19</sup> Sobre los inconvenientes y ventajas del uso de los libros de bautismos para la medición de la natalidad, véanse, entre otros, Saavedra (1985, pp. 57-59); Lanza (1991, pp. 54-60); Piquero (1991, pp. 51-57); y Gurría (2004, pp. 27-33).

<sup>20</sup> En 1863, la Junta General de Estadística del Reino indicaba al respecto: “Sabido es que uno de cada 20 nacidos no llega a bautizarse, por nacer los niños muertos, por alumbramientos prematuros, monstruos y otras causas de mortalidad en las primeras horas de vida”. En 1861 comenzaron a anotarse los nacidos muertos y los niños fallecidos antes de ser bautizados. En ese año, según el *Movimiento de la Población de España en los años 1858, 1859, 1860, 1861 y 1862*, nacieron 624.096 niños y se bautizaron 611.609. Por

crismados fue directamente proporcional al periodo medio que transcurrió entre el parto y el bautismo solemne (Ramiro, 1998, p. 28). En la mayor parte de las provincias castellanas, dicho lapso tendió a reducirse entre comienzos del siglo XVIII y el segundo cuarto del XIX, sobre todo después de 1750, y a repuntar en la segunda mitad del Ochocientos (Llopis, Bernardos y Velasco (2015), p. 70; Cuervo (2015), pp. 192-193; Abarca (2015), pp. 53-55; Abarca, Llopis, Sebastián, Bernardos y Velasco (2015), p. 111; Abarca, Llopis, Sánchez Salazar y Velasco (2016), p. 11; Llopis, Sebastián, Sánchez Salazar, Abarca y Velasco (2018), pp. 7-8). En nueve localidades de Ciudad Real, dicho intervalo fue de 2,48 días en 1801, de 1,35 en 1825, de 1,41 en 1840, de 1,33 en 1851, de 1,78 en 1875, de 4,00 en 1889 y de 7,21 en 1899<sup>21</sup>. En nueve de Guadalajara, provincia en la que tal lapso no se elevó hasta después de 1875 y volvió a contraerse en la década de 1890, fue de 10,84 días en 1705, de 8,48 en 1730, de 8,01 en 1751, de 5,50 en 1775, de 2,97 en 1801, de 2,25 en 1825, de 2,13 en 1851, de 1,95 en 1875, de 2,46 en 1889 y de 1,91 en 1899<sup>22</sup>. Es imposible calcular exactamente el diferencial entre nacidos y bautizados solemnes y de socorro, así como su evolución en el tiempo, porque, entre otras razones, desconocemos el número y peso relativo de los alumbrados que no aparecen en ningún registro sacramental. Ahora bien, el importante acortamiento que se había producido en el periodo que transcurría entre el parto y el bautismo solemne en la iglesia, junto a la creciente presión de las autoridades eclesiásticas para que fuesen registrados todos los hechos vitales en los libros sacramentales<sup>23</sup>, contribuyeron, probablemente, a que el porcentaje de nacidos sin partida bautismal fuese relativamente pequeño en el tercer cuarto del siglo XIX; en cambio, resulta bastante verosímil que tal variable repuntase algo en las postreras décadas del Ochocientos a medida que se fue imponiendo un modelo bautismal más tardío.

En España, al igual que en la mayoría de países europeos, el principal problema de los libros de difuntos radica en el cómputo de los párvulos fallecidos, sobre todo de las criaturas de corta edad, por su registro tardío, intermitente, parcial en diversas fases y no universal en la mayoría de las parroquias hasta, cuando menos, finales del siglo XIX<sup>24</sup>.

---

tanto, los primeros excedieron a los segundos en un 2 %. Probablemente, el diferencial real fue mayor (Junta General de Estadística del Reino, 1863, pp. 5 y 60).

<sup>21</sup> Herencia, Socuéllamos, Piedrabuena, Torralba de Calatrava, Villanueva de la Fuente, Ballesteros de Calatrava, Carrizosa, Puertollano y Chillón

<sup>22</sup> Alovera, Bañuelos, El Olivar, Galve de Sorbe, Garbajosa, Maranchón, Tierzo, Tortuera y Yebra.

<sup>23</sup> El obispado de Cartagena-Murcia, a partir de 1853, obligó a todos los párrocos de la diócesis a leer, en la misa mayor del primer domingo de todos los años, los nombres de los niños bautizados y de las personas enterradas el año anterior. Los feligreses tenían un breve plazo para comunicar las omisiones detectadas (Llopis, Alonso, Fontanillo, Hípola, Méndez, Ramos y Toyos, 2019, p. 28). En el arzobispado de Zaragoza, una norma similar había sido establecida y llevada a la práctica desde finales del siglo XVIII. En este caso se leían los nombres de los fallecidos y casados en el año precedente y ello se efectuaba todos los 6 de enero (Beltrán y Marco-Gracia, 2021, p. 7).

<sup>24</sup> Sobre el subregistro de numerosos fallecimientos de niños a edades tempranas, tanto en los libros de defunciones como en los correspondientes registros civiles, en Francia, Inglaterra y Gales, Escocia, Cerdeña y Grecia en los siglos XVIII y/o XIX, véanse Houdaille (1984, pp. 77-104); Rollet y Bourdalais (1993, pp. 53-56); Wood, Williams y Galley (1993, pp. 36, 42 y 47); Reid y Garret (2012, pp. 164-165, 168 y 173-174); Breschi, Exposito, Mazzoni y Pozzi (2012, pp. 66-85); Beltrán y Raftakis (2019, p. 6). Pozzi y Ramiro han subrayado la necesidad de cribar y analizar cuidadosamente las fuentes utilizadas en las mediciones de la mortalidad en la infancia (Pozzi y Ramiro, 2015, pp. 57-58).

Los dos primeros escollos se detectan con el mero examen de las partidas y el tercero con un test de fiabilidad<sup>25</sup>, pero el cuarto es mucho más complicado de desvelar y, sobre todo, de medir. Dopico (1987) y Muñoz Pradas (2005), empleando metodologías diferentes, han estimado, a escala provincial y/o regional, el subregistro de óbitos de niños de menos de un año en la década de 1860, lo que va a ser de gran utilidad para nuestro cometido de aproximarnos a la dimensión de los enterramientos no anotados y a los niveles y trayectorias de la mortalidad infantil en los núcleos rurales de Ciudad Real y Guadalajara entre 1840 y 1899.

Hace ya más de tres décadas que Dopico (1987) advirtió de la notable asimetría de género en el subregistro de los óbitos de las criaturas de menos de un año, en el periodo 1863-1870, en los libros de defunciones de todas las provincias españolas: el de las niñas era significativamente mayor que el de los niños. Ese fenómeno lo descubrió al comparar las relaciones de masculinidad de los infantes fallecidos en las distintas provincias de nuestro país con las que ofrece el modelo sur de las tablas de supervivencia de Coale y Demeny (1983), que es el que más se ajusta a las características de la mortalidad en la mayor parte de territorios españoles en esa fase decimonónica.

El margen para la selección de los pueblos integrantes de las muestras provinciales ha sido escaso o prácticamente inexistente. No pueden formar parte de las mismas localidades en las que falten libros de defunciones o de bautismos o en las que no se hallen anotadas las edades a las que fallecieron todos o prácticamente todos los párvulos en el período objeto de estudio. En el caso de la provincia de Guadalajara, tras revisar los libros de óbitos y bautismos de prácticamente todas las parroquias cuyos registros sacramentales históricos se hayan depositados en el Archivo Diocesano de Sigüenza, solo hemos encontrado 9 en las que estén apuntadas las edades de todos o casi todos los párvulos y en las que no falten partidas de finados o bautismos del periodo 1840-1899<sup>26</sup>. En 1857, estas 9 localidades concentraban solo el 3,7 % de la población rural de Guadalajara. Como el tamaño de esta muestra nos parecía insuficiente, hemos buscado otras parroquias en las que, al menos desde 1850 hasta 1899, los registros sacramentales estuviesen completos y las edades de todos o casi todos los párvulos fallecidos se hallasen debidamente anotadas. Esta nueva pesquisa nos ha permitido agregar a la muestra alcarreña otras 7 localidades<sup>27</sup>. Con ello se logra una mejora de la representatividad de la misma: los 16 pueblos reunían, en 1857, al 5,7 % de los habitantes de la Guadalajara rural<sup>28</sup>. El grado de acierto de esta estrategia de utilizar dos muestras, de distinto tamaño y diferente cobertura temporal, dependerá del grado de similitud del desempeño de las diversas tasas de mortalidad y relaciones de masculinidad de ambas, tanto en niveles como en tendencias, en su tramo común, 1850-1899. Es decir, de la medida en la que la muestra *pequeña* represente bien a la *grande*.

---

<sup>25</sup> Sobre los test de fiabilidad empleados para validar las series de párvulos, véanse Abarca, Llopis, Sánchez Salazar y Velasco (2016, p. 11); Llopis, Sebastián, Sánchez Salazar, Abarca y Velasco (2018, pp. 11-13).

<sup>26</sup> Las de El Olivar, Imón, Moratilla de los Meleros, Pastrana, Tordellego, Valdesaz, Valfermoso de Tajuña, Viñuelas y Yebra.

<sup>27</sup> Alovera, Codes, Mandayona, Maranchón, Palazuelos, Valdecubo y Villel de Mesa.

<sup>28</sup> En esta provincia solo había entonces un núcleo auténticamente urbano: su capital, que albergaba 6.533 habitantes en 1857 (Comisión General de Estadística del Reino, 1858).

De los 16 pueblos de la muestra *grande* de Guadalajara, 3 pertenecen a la comarca de La Alcarria, 6 a la de La Campiña, 3 a la de La Sierra y 4 a la de Molina de Aragón. Todas las comarcas están representadas, pero dos lo están en exceso, La Campiña y Molina de Aragón, y acontece lo contrario en La Alcarria y La Sierra<sup>29</sup>. Por tanto, en este caso la representatividad territorial de la muestra no es la deseada, pero no había margen para mejorarla.

La muestra de Ciudad Real la integran nueve localidades<sup>30</sup> que concentraban, en 1857, el 10,0 % de la población provincial y el 12,8 % de la población provincial rural<sup>31</sup>. Consideramos suficiente su tamaño y, además, los registros sacramentales de dichos pueblos permiten construir series de bautizados y de fallecidos de menos de un mes, de menos de un año y de uno o más años y menos de cinco en todo el periodo objeto de estudio en esta investigación, 1840-1899. En la muestra están representadas cinco de las seis comarcas agrarias de Ciudad Real: Bolaños, Ballesteros de Calatrava y Aldea del Rey pertenecen al Campo de Calatrava; Carrizosa y Torre de Juan Abad al Campo de Montiel; Socuéllamos y Herencia a Mancha; Piedrabuena a Montes Norte, y Puertollano a Pastos<sup>32</sup>. Las comarcas más densamente pobladas eran Campo de Calatrava y Mancha. En el caso de Ciudad Real, por consiguiente, la muestra, desde un punto de vista territorial, representa aceptablemente a dicha provincia (véase el Mapa 1).

---

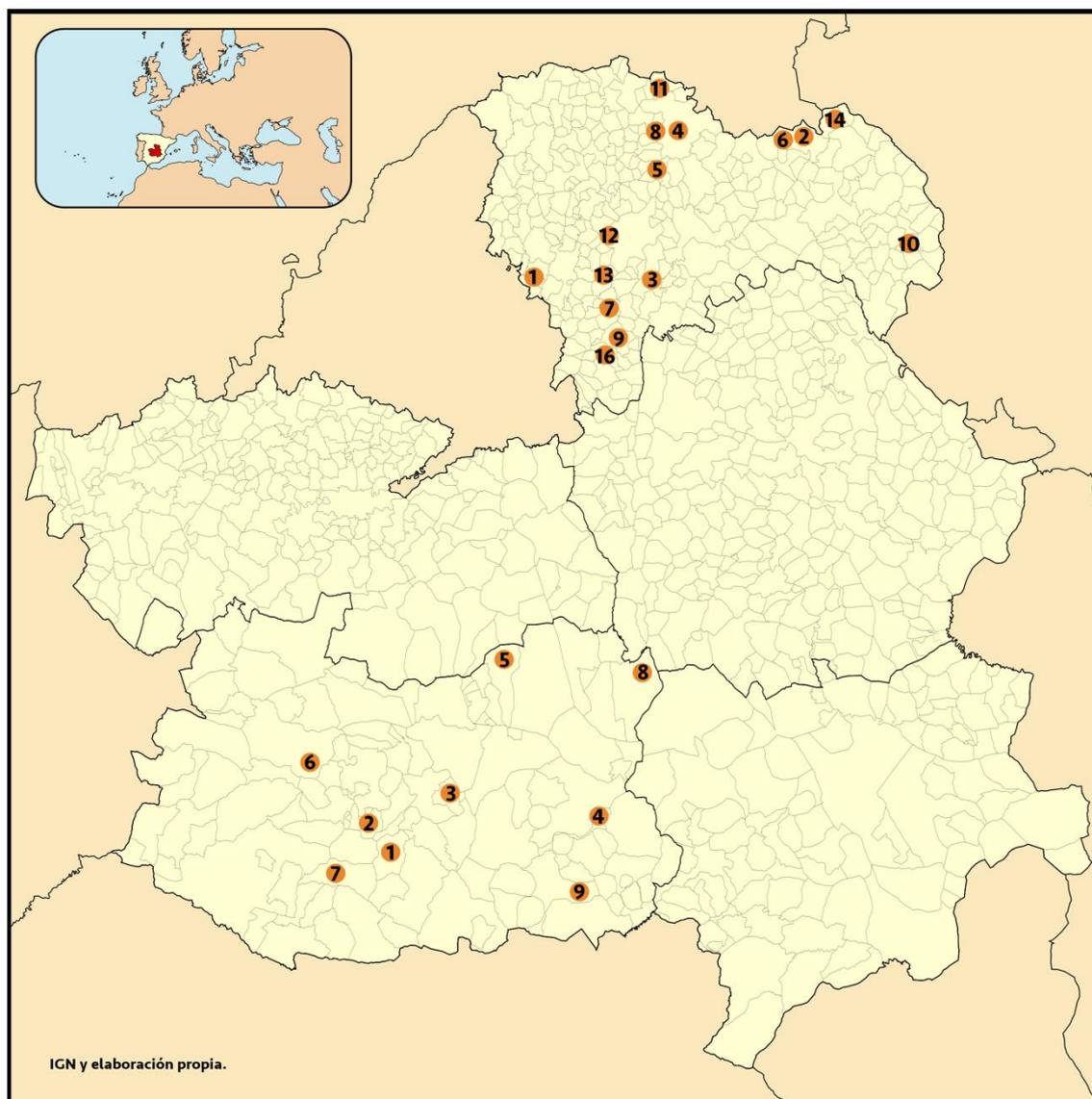
<sup>29</sup> En 1860, La Campiña concentraba el 27,7 % de la población provincial, La Alcarria el 33,4 %, La Sierra el 25,1 % y Molina de Aragón el 15,8 %. En la muestra de 16 pueblos, los efectivos humanos se distribuían así: 49,6 % en La Campiña, 14,2 % en La Alcarria, 13,3 % en La Sierra y 22,9 % en Molina de Aragón (Llopis, Sebastián y Velasco, 2012, p. 25).

<sup>30</sup> Aldea del Rey, Ballesteros de Calatrava, Bolaños, Carrizosa, Herencia, Piedrabuena, Puertollano, Socuéllamos y Torre de Juan Abad.

<sup>31</sup> Hemos considerado núcleos urbanos a los que superaban los 10.000 habitantes en dicha fecha: Almagro, Ciudad Real, Daimiel, Manzanares y Valdepeñas.

<sup>32</sup> Únicamente la comarca de Montes Sur, integrada por un número reducido de municipios, no está representada en la muestra de pueblos de Ciudad Real (Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente, 2012, tomo 16).

**Mapa 1. Localidades de las muestras de Ciudad Real y Guadalajara**



Guadalajara: 1. Alovera. 2. Codes. 3. El Olivar. 4. Imón. 5. Mandayona. 6. Maranchón. 7. Moratilla de los Meleros. 8. Palazuelos. 9. Pastrana. 10. Tordellego. 11. Valdelcubo. 12. Valdesaz. 13. Valfermoso de Tajuña. 14. Villel de Mesa. 15. Viñuelas. 16. Yebra.

Ciudad Real: 1. Aldea del Rey. 2. Ballesteros de Calatrava. 3. Bolaños. 4. Carrizosa. 5. Herencia. 6. Piedrabuena. 7. Puertollano. 8. Socuéllamos. 9. Torre de Juan Abad.

En este trabajo no estamos interesados en examinar las fluctuaciones interanuales de las distintas variables contempladas, sino en determinar los niveles promedio y las principales tendencias de las tasas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil, de las relaciones de masculinidad de estas últimas y de los cocientes tasas de mortalidad neonatal/ tasas de mortalidad infantil y tasas de mortalidad infantil ( $q_0$ ) /tasas de mortalidad temprano-juvenil ( ${}_4q_1$ ). De ahí que no hayamos utilizado las tasas y relaciones de masculinidad anuales y que hayamos optado por calcular las mismas en periodos de veinte años.

¿Cómo corroborar, o no, la hipótesis de sobremortalidad femenina fruto de la discriminación de género con resultado de deceso y/o del infanticidio selectivo de niñas o chicas de corta edad? Los historiadores de la medicina y los demógrafos han demostrado que, cuando no existía trato desigual de género en la temprana infancia o aquel tenía una entidad pequeña, las relaciones de masculinidad de las tasas de mortalidad infantil, temprano-juvenil y de la temprana infancia tendieron a elevarse en todos los países desarrollados, desde mediados del siglo XVIII hasta cerca de 1970, a medida que el riesgo de fallecimiento de la población de menos de un año o de la población masculina de menos de cinco años<sup>33</sup> ha ido disminuyendo<sup>34</sup> (Drevenstedt, Crimmins, Vasunilashorn y Finch (2008), pp. 5016-5021; Hill y Upchurch (1995), p. 132).

En Suecia, entre 1755 y 1774, la relación de masculinidad de la probabilidad de muerte en el primer año de vida, cuando esta estaba situada en el 218 %, fue del 109,9 %. En Italia, de 1865 a 1884, dicha variable ascendió al 109,1 % y la probabilidad de fallecimiento a cero años al 214,5 %. En España, en el decenio 1915-1924, el riesgo de muerte de los niños en el primer año de vida era un 11,9 % más alto que el de las niñas y la probabilidad de deceso de los menores de un año del 155 %<sup>35</sup> (Drevenstedt, Crimmins, Vasunilashorn y Finch (2008), tables 1 y 2). En las provincias de Castilla-La Mancha, en la década de 1860, según las estimaciones de Dopico (1987) y Muñoz Pradas (1998), es poco verosímil que la mortalidad infantil no alcanzase, cuando menos, el 230 %. Teniendo en cuenta la relación inversa, de mediados del siglo XVIII a las postrimerías de la década de 1960 o comienzos de la de 1970, entre la tasa de mortalidad infantil y la sobremortalidad masculina, la relación de masculinidad de la probabilidad de deceso en el primer año de vida no debería superar el 112-113 % en Guadalajara y Ciudad Real en el periodo objeto de estudio<sup>36</sup>. Esta constituirá una de nuestras *varas de medir*: la hipótesis de sobremortalidad femenina de los infantes quedaría corroborada si dicha relación se situase claramente por debajo de tal umbral y, por el contrario, dispondríamos de un importante argumento en favor de la hipótesis de subregistro específico de niñas en

---

<sup>33</sup> Aunque en el muy largo plazo la ventaja femenina ha tendido a incrementarse en el ámbito de la mortalidad temprano-juvenil hasta finales del tercer cuarto del siglo XX, ni aquella era completamente universal antes de 1900, ni ese movimiento alcista ha sido continuo, al menos hasta finales del Ochocientos (Tabutin y Willens, 1998, pp. 20-21, 23-24, 26-27 y 31). En el caso de Inglaterra y Gales, la sobremortalidad masculina, entre la población de 1 a 4 años, registró altibajos y fue relativamente reducida hasta la década de 1880 (McNay, Humphries y Klasen, 2005, p. 652).

<sup>34</sup> Desde 1970, aproximadamente, la ventaja femenina, en términos relativos, en materia de mortalidad en la población de menos de un año ha tendido a recortarse fruto de las considerables mejoras de la medicina neonatal y de las cesáreas (Drevenstedt, Crimmins, Vasunilashorn y Finch, 2008, p. 5019).

<sup>35</sup> Algunos especialistas reconocen que también en los países desarrollados pudo existir subregistro específico femenino en los finados de corta edad y que, por tanto, la ventaja de las niñas en materia de mortalidad fue, en realidad, algo menor de lo que se infiere de los índices de masculinidad de la probabilidad de muerte en el primer mes o año de vida (Hill y Upchurch, 1995, p. 134).

<sup>36</sup> Como tendremos ocasión de constatar, la tasa bruta de mortalidad infantil tendió primero a elevarse y luego a descender en el periodo objeto de estudio, pero sus movimientos al alza y a la baja fueron bastante moderados. De modo que es bastante probable que la relación de masculinidad de la probabilidad de muerte a cero años no registrase alteraciones notables en el transcurso del periodo objeto de estudio.

los libros de finados si la citada ratio alcanzara niveles bastante por encima del 112-113 %<sup>37</sup>.

En la mortalidad en la infancia, la ventaja femenina alcanzaba sus valores máximos en el periodo neonatal debido a que aquella era significativamente mayor en los casos de decesos debidos a condiciones perinatales<sup>38</sup>, mayoritarios en el primer mes de vida de las criaturas, que en los de fallecimientos ocasionados por enfermedades infecciosas, hegemónicos en los periodos postnatal, temprano-juvenil y tardo-juvenil<sup>39</sup> (Waldron, 1983; Waldron, 1998b, p. 66; Hill y Upchurch, 1995, p. 130; Drevenstedt, Crimmins, Vasunilashorn y Finch, 2008, pp. 5016-5018). La relación de masculinidad de la probabilidad de muerte en el primer mes de vida de las criaturas podría, en teoría, constituir otra de nuestras *varas de medir* a fin de poder contrastar las hipótesis de sobremortalidad femenina y de subregistro específico de niñas en los libros de finados. El problema radica en que los estudios sobre mortalidad neonatal en el siglo XIX son mucho más escasos que los llevados a cabo sobre mortalidad infantil en dicha centuria; además, no en todos ellos se ha procedido a la desagregación por sexos. En cualquier caso, sabemos que la relación de masculinidad de la tasa de mortalidad neonatal era más alta que la de la tasa de mortalidad infantil.

En 11 parroquias de la provincia de Padua, situada en el noreste de Italia, la relación de masculinidad de la probabilidad de fallecimiento en el primer mes de vida, entre 1846 y 1870, fue del 122,5 % (Minello, Dalla-Zuanna y Alfani, 2017, p. 781). A mediados del siglo XIX, en 20 de los *Landër* más poblados del Imperio austríaco, la probabilidad de muerte en el primer mes de vida de los niños era un 22,1 % mayor que la de las niñas (Dalla-Zuanna y Rossi, 2010, p. 848). En Alghero, localidad de la isla de Cerdeña, la ventaja femenina parece alcanzar sus niveles máximos entre la segunda y la cuarta semana de vida de las criaturas: en dicho periodo tardo-neonatal, la tasa de mortalidad infantil de las niñas era inferior en más de un 25 % a la de los niños (Breschi, Exposito, Mazzoni y Pozzi, 2012, p. 83). Teniendo en cuenta que la desventaja masculina en la probabilidad de deceso, en dicha localidad sarda, era menor en la primera semana de existencia de los infantes<sup>40</sup>, es poco probable que la relación de masculinidad de la tasa de mortalidad neonatal superase allí el 125 %. En España, de 1941 a 1950, la probabilidad de morir en el primer mes de vida era un 25,1 % mayor en los niños que en

---

<sup>37</sup> La hipótesis de sobremortalidad masculina de los infantes fruto de la discriminación a los niños no es verosímil, al menos a escala agregada de las muestras provinciales.

<sup>38</sup> Las condiciones perinatales incluyen: complicaciones en el embarazo y en el parto; problemas en la placenta y en el cordón umbilical; condiciones adquiridas por la madre; neumonía, diarrea y otras infecciones contraídas en los cinco meses anteriores al parto y en el mes siguiente al mismo; inmadurez y postmadurez; lesiones en el parto; asfixia y síndrome de dificultad respiratoria; y otras enfermedades específicas del periodo perinatal (Drevenstedt, Crimmins, Vasunilashorn y Finch, 2008, Supporting Information, Materials and Methods). Los varones presentaban mayor mortalidad que las féminas para cada uno de los principales tipos de condiciones perinatales. Esta sobremortalidad masculina era fruto de factores biológicos (Waldron, 1998a, p. 66).

<sup>39</sup> Al descender bastante menos la mortalidad neonatal que la postneonatal en la segunda mitad del siglo XVIII y en el XIX, la relación de masculinidad de la tasa de mortalidad infantil tendió a incrementarse en dicho intervalo en los países desarrollados.

<sup>40</sup> En la citada localidad de Alghero, el riesgo de muerte de las niñas era un 18 % menor que el de los niños en la primera semana de vida (Breschi, Exposito, Mazzoni y Pozzi, 2012, p. 81).

las niñas<sup>41</sup> (Gómez Redondo, 1992, p. 221). Teniendo en cuenta que el exceso de mortalidad masculina en el primer mes de vida aumentaba a medida que decrecía la mortalidad neonatal, resulta bastante verosímil que la relación de masculinidad no sobrepasase el 120 % en Ciudad Real y Guadalajara en el periodo objeto de estudio.

En la segunda mitad del siglo XIX, en los países desarrollados la mortalidad temprano-juvenil masculina no siempre era superior a la femenina<sup>42</sup>, pero sí en la mayor parte de los casos<sup>43</sup>; además, el cociente de ambas tendió a aumentar a medida que disminuyó la probabilidad de muerte de la población de 1 a 4 años: en Europa occidental, el índice de masculinidad de esta última fue del 102 % hacia 1860, del 105 % hacia 1900 y del 114 % hacia 1930. La mejora en el estatus relativo de las mujeres, debida al aumento de las probabilidades de conseguir un empleo retribuido, fue clave en el incremento, sobre todo en las primeras décadas del siglo XX, del índice de masculinidad de la tasa de mortalidad temprano-juvenil (Tabutin y Willens (1998), pp. 26-27; Pinnelli y Mancini (1997), p. 91). Según los cálculos de Hill y Upchurch basados en los registros de finados y nacidos de cinco países desarrollados, Inglaterra y Gales, Francia, Holanda, Nueva Zelanda y Suecia, en los que la discriminación de género era inexistente o bastante reducida en la temprana infancia, la relación de masculinidad de la probabilidad de fallecimiento de la población de 1 a 4 años era del 103,5 %, del 106,3 % y del 111,6 % cuando la  $s_{q_0}$  de los varones estaba situada en el 300 ‰, en el 200 ‰ y en el 100 ‰, respectivamente (Hill y Upchurch (1995), pp. 130-132). La tendencia ascendente del índice de masculinidad de la mortalidad temprano-juvenil parece clara cuando esta última decrece desde el 300 ‰, pero la evidencia es muy escasa para probabilidades de deceso más elevadas<sup>44</sup> y resulta imposible determinar a partir de qué umbral de riesgo de muerte la ventaja femenina en materia de mortalidad temprano-juvenil inició un movimiento al alza sostenido<sup>45</sup>. En las provincias castellanas, si tenemos en cuenta el importante subregistro en las defunciones de neonatos e infantes, la  $s_{q_0}$  de los varones se hallaba cerca o por encima del 450 ‰. Aunque en este caso no sea nada fácil establecer la *vara de medir*, los índices de masculinidad de la probabilidad de fallecimiento de la población de 1 a 4 años en la Castilla de la segunda mitad del siglo XIX deberían estar situados, en

---

<sup>41</sup> Las cifras provinciales de defunciones de neonatos no comenzaron a publicarse en España hasta 1941. En esa década aún no había desaparecido el subregistro general y, probablemente, tampoco el específico femenino en las defunciones de niños de menos de un mes. De ahí que resulte bastante verosímil que la relación de masculinidad de la tasa de mortalidad neonatal en España fuese, entre 1941-1950, algo inferior al 125 %.

<sup>42</sup> Por ejemplo, en los pueblos italianos de Casalguidi y Madregolo, en la localidad belga de Sart y en cuatro parroquias del sur de Suecia (Alter, Manfredini y Nystedt, 2004, pp. 334-335).

<sup>43</sup> En la temprana juventud, el exceso de mortalidad masculina tenía lugar cuando primaban los factores biológicos y el exceso de mortalidad femenina cuando prevalecían los factores socioeconómicos y culturales (Waldron, 1998b, p. 66).

<sup>44</sup> En la segunda mitad del siglo XIX, esos cinco países tenían mortalidades en la temprana infancia moderadas y bastante inferiores a las de Castilla, España y Europa meridional.

<sup>45</sup> Conviene tener en cuenta que el estándar histórico de ventaja femenina de mortalidad en las distintas edades de la temprana infancia, elaborado por Hill y Upchurch (1995), fue concebido para medir los niveles, en su caso, de sobremortalidad de niñas y chicas en los países en vías de desarrollo en distintas áreas del planeta.

ausencia de discriminación de género, no demasiado alejados del 100 %<sup>46</sup>. Si esta variable no alcanzara el 95 %, tendríamos un indicio de sobremortalidad femenina de la población temprano juvenil; en cambio, si sobrepasara el 106-107 %, estaríamos ante una evidencia en favor de la hipótesis de que en los libros de defunciones, entre la población de 1 a 4 años, faltaron por anotarse más chicas que chicos<sup>47</sup>.

También podemos utilizar otra relación de masculinidad para contrastar la hipótesis de sobremortalidad femenina en los primeros días de vida de las criaturas: la de los bautizados<sup>48</sup>. Las *sex ratios* al nacer dependían y dependen de factores étnicos, de la tasa de mortalidad fetal, de la tasa de fertilidad y de procesos sociales, de los que forman parte los abortos femeninos selectivos. En las últimas décadas del siglo XX, la relación de masculinidad de los nacidos osciló en los países desarrollados entre el 104 y el 107 % (Waldron (1998a), p. 54). Es frecuente situar la relación de masculinidad biológica o *natural* de los nacidos en el 105 % (Hanlon (2016), p. 535, Hanlon (2021), p. 19). En pasados más remotos en los que las deficiencias nutricionales e higiénicas tenían una notable magnitud, al ser elevada la mortalidad fetal y al malograrse durante las primeras semanas y desde mediados del periodo de gestación más niños que niñas<sup>49</sup> debido a su mayor vulnerabilidad, tal índice podría ser algo menor (Klasen y Wink (2002), p. 307; Di Renzo, Roseti, Sarti, Cruciani y Cutuli (2007), pp. 19-30; Beltrán y Gallego-Martínez (2017), p. 119). Empleando las series nacionales de Human Mortality Database, Beltrán y Marco-Gracia han estimado que la relación de masculinidad de los nacidos, en contextos de elevada mortalidad, como el que imperaba en la España de los siglos XVIII y XIX, estaba próxima al 104 % (Beltrán y Marco-Gracia (2021), pp. 5-6). Nosotros, teniendo en cuenta que el insuficiente tamaño de las muestras puede traducirse en desviaciones no insignificantes de la *norma*, solo consideraremos indicio de sobremortalidad femenina en los primeros compases de la vida cuando la relación de masculinidad de los bautizados, en periodos prolongados, sobrepase el 107-108 %<sup>50</sup>.

---

<sup>46</sup> En Italia, la relación de masculinidad de los fallecidos a edades temprano-juveniles era del 97-98 % a finales del siglo XIX y de más del 100 % al concluir la primera Guerra Mundial (Pinnelli y Mancini, 1997, p. 78).

<sup>47</sup> No resulta nada verosímil la hipótesis de que la sobremortalidad masculina fuese resultado del trato discriminatorio sufrido por algunos varones de 1 a 4 años.

<sup>48</sup> “En sociedades donde el infanticidio se practica únicamente sobre la descendencia femenina, la principal variable cuantitativa es la relación secundaria de masculinidad de los nacidos (en adelante, *SSRs*), definida como (nacimientos masculinos/nacimientos femeninos) X 100” (Bechtold, 2001, pp. 165-166) (traducción de los autores). La autora habla en sentido amplio de infanticidio, incluyendo, probablemente, en el mismo la insuficiente atención a las criaturas con resultado de muerte.

<sup>49</sup> Ahora bien, eso no acontecía durante todo el periodo de gestación: pasadas las primeras semanas, y hasta finales del tercer mes de embarazo, las pérdidas de fetos femeninos superan a las de masculinos (Dipietro y Voegtline, 2017, p. 5).

<sup>50</sup> Hanlon ha observado que, antes de la transición demográfica, los índices de masculinidad de los bautizados en distintas áreas rurales europeas se incrementaban en las fases en las que las dificultades económicas arreciaban. Ello le induce a plantear otra manera distinta de hallar indicios de sobremortalidad femenina de los bebés y de preferencia por los hijos varones que la de fijarse exclusivamente en los promedios de los índices de masculinidad de grandes muestras de población en periodos prolongados: el seguimiento anual de las *sex ratios* a fin de observar el impacto en las mismas de la coyuntura económica. Este planteamiento nos parece interesante y prometedor siempre que se trabaje con muestras que integren a un elevado número de localidades y de habitantes. También subraya dicho autor que los grandes agregados pueden ocultar prácticas locales o de determinados grupos sociales que ocasionen sobremortalidad

Como en esta investigación vamos a emplear tasas brutas de mortalidad infantil en periodos de diez, veinte o más años, no se plantean los problemas que se suscitan cuando esa variable se calcula anualmente. En el caso de computar la mortalidad infantil de los nacidos en un determinado año,  $t$ , es preciso tener presente que una porción de los mismos fallecen en  $t+1$ ; asimismo, cuando se calcula la mortalidad infantil en un determinado año del calendario,  $t$ , resulta necesario no pasar por alto que parte de los niños finados en  $t$  han sido alumbrados en  $t-1$ <sup>51</sup>.

Hemos calculado la mortalidad temprano-juvenil, también en periodos de diez, veinte o más años, así: [(defunciones de 1 a 4 años/ (bautizados\* (1-tasa de mortalidad infantil en tantos por uno))]\*1000<sup>52</sup>. Análogamente, tampoco en este caso resulta necesario retocar el numerador o el denominador de la fórmula a fin de calcular tasas *corregidas* porque estamos trabajando con mortalidades en periodos bastante largos. Para el cómputo de la mortalidad neonatal hemos contabilizado a todos los fallecidos de menos de un mes<sup>53</sup>.

Para aproximarnos al subregistro general de fallecidos antes de cumplir su primer aniversario en los libros de defunciones vamos a realizar un par de experimentos apoyándonos en ambos casos en las tasas de mortalidad infantil estimadas por Muñoz Pradas (1998, p. 208), para Ciudad Real, Guadalajara, Albacete, Cuenca, Toledo, y por Dopico (1987, p. 177), para Castilla-La Mancha.

Muñoz Pradas centra su ensayo en el trienio 1860-1862 y Dopico el suyo en el periodo 1863-1870<sup>54</sup>; por consiguiente, tres y ocho años constituyen los intervalos analizados por uno y otro. Para estimar la mortalidad infantil en Castilla-La Mancha, entre 1860 y 1870, vamos a ponderar el valor que se infiere de las cifras provinciales aportadas por Muñoz Pradas por 3/11 y el que ofrece Dopico por 8/11. Ello arroja una tasa regional del 262,2 ‰. Como Dopico no aporta datos provinciales, para calcular las tasas de mortalidad infantil de Ciudad Real y Guadalajara hemos tenido que suponer que

---

femenina en tales niveles (Hanlon, 2021, pp. 15 y 25-29). El equilibrio entre la necesaria representatividad de las muestras y la conveniencia de desvelar comportamientos peculiares en ciertas áreas y en determinados colectivos resulta, a nuestro juicio, complejo y difícil de alcanzar.

<sup>51</sup> El cálculo de estas tasas de mortalidad infantil *corregidas*, mediante la modificación del numerador o del denominador de la fórmula, se torna conveniente en fases de fuerte volatilidad de los nacimientos y, sobre todo, de las defunciones de infantes (Livi-Bacci, 2007, pp. 166-167). Cuando se utilizan periodos de diez, veinte o más años en el cómputo de dicha variable, la tasa en la que se tienen en cuenta los fallecidos y los nacidos en el intervalo considerado y las tasas *corregidas* correspondientes apenas difieren porque los cambios en el numerador o en el denominador en estas últimas con respecto a la primera son nimios.

<sup>52</sup> Hemos recurrido a este procedimiento porque no disponemos de información sobre el número de nacidos, ni sobre la población media de 1 a 4 años en los distintos periodos. Ramiro y Sanz (1999, p. 58), han empleado un método muy similar para calcular la mortalidad temprano-juvenil en España en 1860 y 1900. La única diferencia radica en que ellos han podido usar los nacidos vivos en vez de los bautizados.

<sup>53</sup> Somos conscientes de que la mortalidad neonatal, en sentido estricto, incluye exclusivamente a los fallecidos en sus cuatro primeras semanas de vida.

<sup>54</sup> En Castilla-La Mancha, la tasa de mortalidad infantil ascendió, según la estimación de Muñoz Pradas, al 288,8 ‰ en 1860-1862 (promedio ponderado por el peso de cada una de las cinco poblaciones provinciales en la regional según el censo de 1860) y, según la de Dopico, al 252,2 ‰ en 1863-1870 (Muñoz Pradas, 1998, p. 208; Dopico, 1987, p. 177). La probabilidad de muerte de los menores de un año resulta mayor en el primer periodo porque el subregistro de los libros de finados estimado por Muñoz Pradas es significativamente superior al detectado por Dopico.

las desviaciones de las tasas de estas provincias con respecto a la media regional eran las mismas en 1863-1870 que en 1860-1862. De este modo, en 1860-1870, las tasas de mortalidad ascenderían al 286,72 y al 241,5 ‰ en Ciudad Real y Guadalajara, respectivamente. En ese mismo intervalo, de los registros sacramentales de las muestras de 9 localidades de la primera y de la de 16 pueblos de la segunda se infieren unas tasas del 196,3 y del 264,0 ‰, respectivamente. Ello implicaría que, entre 1860 y 1870, estamos infravalorando la mortalidad infantil en un 46,0% en Ciudad Real, pero que no estamos sesgando a la baja dicha variable en Guadalajara<sup>55</sup>.

El segundo de los experimentos de acercamiento al subregistro general se ciñe al periodo 1863-1870 y se sustenta básicamente en la estimación de Dopico para Castilla-La Mancha, aunque utiliza las desviaciones provinciales de las tasas de mortalidad infantil con respecto a la de la región de Muñoz Pradas para calcular los valores de dicha variable en Ciudad Real y Guadalajara. El motivo de este nuevo experimento radica en que la Junta General de Estadística del Reino, cuando se publicaron las primeras series provinciales de nacidos y de defunciones a distintas edades, que cubrieron el cuatrienio 1858-1861, ya subrayó las grandes inexactitudes de estos primeros datos del *Movimiento Natural de la Población en España*. Las incorrecciones de las cifras persistieron y a menudo siguieron siendo de gran calibre, pero se moderaron gracias a los esfuerzos desarrollados por la Junta General de Estadística del Reino, primero, y por el Instituto Geográfico y Estadístico, más tarde, en su cometido de revisar los datos por localidades, partidos judiciales y provinciales de nacidos, difuntos y nupcias (Junta General de Estadística del Reino, 1863, pp. 34, 43 y 49; Instituto Geográfico y Estadístico, (1877), pp. v-xv). Ese esfuerzo sirvió, ante todo, para reducir los errores en las agregaciones de los hechos vitales. Por consiguiente, es bastante probable que el subregistro en las defunciones de criaturas de menos de un año fuese mayor en 1860-1862 que en 1863-1870 y que, por ende, Muñoz Pradas esté sobrevalorando algo las deficiencias de las estadísticas parroquiales, que son ahora las que realmente nos interesa examinar e intentar medir. Si seguimos el procedimiento anteriormente descrito, las tasas de mortalidad infantil, entre 1863 y 1870, ascenderían en Ciudad Real y Guadalajara, respectivamente, al 276,0 y al 232,3 ‰. En ese mismo periodo de ocho años, los registros parroquiales de las muestras de 9 localidades de Ciudad Real y de 16 de Guadalajara arrojan unas tasas de 200,5 ‰ y de 274,5 ‰, respectivamente. Ello comportaría que estamos, de 1863 a 1870, infravalorando la tasa de mortalidad infantil en Ciudad Real en un 37,7 % y que no estamos sesgando a la baja tal variable en Guadalajara. En ese mismo intervalo, las tasas de mortalidad infantil ascendieron, en la totalidad de localidades de dichas provincias, excluidas sus respectivas capitales, según las estadísticas del *Movimiento Natural de la Población en España* de tales años (Instituto Geográfico y Estadístico, 1877), al 224,2 y al 278,5 ‰, respectivamente. La de Ciudad Real es un 11,8 % superior a la de la muestra de 9 localidades y la de Guadalajara es prácticamente la misma que la de la muestra de 16 pueblos, un 1,5 % más alta. De ello puede colegirse: 1) parte del elevado subregistro estimado en Ciudad Real obedece al hecho de que la mortalidad infantil sea

---

<sup>55</sup> En 1860-1862, Muñoz Pradas estima el subregistro de la mortalidad infantil en un 53,2 % en Ciudad Real y en un 17,4 % en Guadalajara (Muñoz Pradas, 1998, p. 208).

significativamente menor en la muestra que en el conjunto de localidades de la provincia, excluida su capital<sup>56</sup>; y, 2) la muestra alcarreña, pese a su tamaño relativamente pequeño, mide de modo bastante satisfactorio la mortalidad infantil en los núcleos rurales de dicho territorio. En suma, en lo relativo al subregistro en los libros sacramentales, nos enfrentamos a situaciones claramente diferentes en los dos territorios estudiados en esta investigación: en Ciudad Real, las omisiones en los libros sacramentales inducen a una notable infravaloración de la tasa de mortalidad infantil, superior, probablemente, al 35 % en la década de 1860; mientras que las cifras de las fuentes eclesiásticas alcarreñas parecen aproximarse mucho más a los hechos vitales efectivamente registrados en dicho territorio y, por consiguiente, resulta bastante verosímil que nuestras cifras no subestimen de manera relevante la probabilidad de muerte de las criaturas de menos de un año en Guadalajara en todo el periodo objeto de estudio<sup>57</sup>.

Si la medición del impacto del subregistro de bautizados y de fallecidos de menos de un año en la tasa de mortalidad infantil presenta complicaciones de notable entidad, bastante más enrevesado aún resulta averiguar la trayectoria de este fenómeno en el transcurso del periodo objeto de estudio. Cinco variables pueden ayudarnos a aproximarnos al mismo: el nivel de la tasa de mortalidad neonatal, las variaciones en el peso relativo de la mortalidad neonatal en la infantil, la trayectoria del cociente mortalidad infantil/ mortalidad temprano-juvenil, el movimiento del subregistro específico de niñas observado a través de las relaciones de masculinidad de la tasa de mortalidad de los fallecidos antes de cumplir su primer aniversario y los cambios en el periodo medio que transcurría entre el parto y el bautismo eclesiástico.

El subregistro en los libros de defunciones se concentraba bastante entre las criaturas fallecidas en las horas o días siguientes al parto<sup>58</sup> que aún no habían recibido el bautismo eclesiástico. Bengtsson ha llegado a afirmar que la “mortalidad neonatal puede ser usada como un indicador de severo subregistro” (Bengtsson, 1999, pp. 123-124). Además, la comparación de las tasas de mortalidad neonatal de Ciudad y Guadalajara con las de otros territorios europeos, sobre todo con las de aquellos que contaban con un buen registro eclesiástico y/o civil de fallecidos, nos puede ayudar a aproximarnos a los umbrales mínimos de subregistro de decesos de menores de un año en los libros de

---

<sup>56</sup> En este territorio, aunque Dopico no excluya la capital en sus cálculos, el subregistro que se obtiene, para 1863-1870, del contraste entre la tasa de mortalidad infantil estimada a partir de sus datos y la obtenida para la provincia, excluida su capital, del Movimiento de la Población de España es del 23, 1 %, elevado en cualquier caso.

<sup>57</sup> En la segunda mitad del siglo XIX, en periodos de veinte años, la tasa bruta de mortalidad infantil en la muestra de 16 pueblos de Guadalajara fluctuó poco y se movió siempre en valores verosímiles: el mínimo se situó en el 244,1 en 1840-1859 ‰ y el máximo en el 260,9 ‰ en 1859-1878.

<sup>58</sup> El Código Civil de España, promulgado el 24 de julio de 1889, estableció que “sólo se reputará nacido el feto que tuviere figura humana y viviere veinticuatro horas enteramente desprendido del seno materno”. Esta concepción legal del nacido vivo, en vez de la biológica, fue la utilizada en nuestro país para la confección de las estadísticas de los hechos vitales hasta 1975 (Gómez Redondo, 1992, pp. 4-5). Por tanto, la propia normativa inducía un apreciable subregistro de las defunciones de los neonatos. En Italia se consideraba nacido vivo al niño que aún vivía cuando era registrado. Los padres tenían un plazo de cinco días para comunicar el alumbramiento de sus hijos. Algunos niños que morían poco después del parto no eran registrados y otros eran inscritos como nacidos muertos, práctica que compartieron otros países europeos (Breschi, Exposito, Mazzoni y Pozzi, 2012, p. 66; Oris, Derosas y Breschi 2004, p. 362).

finados en las citadas provincias castellanas. Con todo, hemos de ser conscientes de que las omisiones de niños fallecidos de corta edad en casi todos los registros eclesiásticos y civiles no fue insignificante en la segunda mitad del siglo XIX e, incluso, en las primeras décadas del XX<sup>59</sup>. De ahí las muchas complicaciones a la hora de medir bien, en el periodo objeto de estudio, las tasas de mortalidad neonatal, y la frecuente infravaloración de aquellas, también en los países más desarrollados.

El tamaño relativo de la mortalidad neonatal en la infantil debe tender a aumentar a medida que descienda esta última. En general, su comportamiento nos puede proporcionar pistas sobre las alteraciones en los niveles de subregistro<sup>60</sup>. Por otro lado, el grado de discordancia entre las relaciones de masculinidad de la tasa mortalidad infantil registrada y la que corresponde a ese nivel de riesgo de fallecimiento de las criaturas de menos de un año, también puede aportarnos luz sobre los niveles y las tendencias del subregistro específico femenino. Asimismo, las omisiones en los libros de bautismos y de defunciones son, como ya hemos comentado, directamente proporcionales al periodo medio que transcurría entre el nacimiento y el bautismo solemne.

¿En qué medida las cifras de bautizados y defunciones de bebés de menos de un mes procedentes de los libros sacramentales de Ciudad Real y Guadalajara, empleados en esta investigación, subestiman las tasas de mortalidad neonatal en los núcleos rurales de dichas provincias? Para intentar dar respuesta a dicho interrogante, exploraremos cuatro vías: 1) compararemos las tasas de mortalidad neonatal de Ciudad Real, Guadalajara y Albacete<sup>61</sup> en diferentes periodos para calibrar la verosimilitud de las mismas; 2) realizaremos ese mismo ejercicio de cotejo entre las provincias aquí examinadas y otros territorios europeos con idéntico propósito; 3) examinaremos los niveles y trayectorias de las ratios tasas de mortalidad neonatal/ tasas de mortalidad infantil para determinar si sus valores resultan concordantes con los esperados para las distintas probabilidades de muerte a cero años; y, 4) analizaremos la admisibilidad y la evolución de las relaciones de masculinidad de las tasas de mortalidad neonatal y, en su caso, las razones de por qué no resultan verosímiles y qué implicaciones se derivan de ello.

¿Quedaron sin anotarse en los libros de finados parte de los jóvenes fallecidos con edades comprendidas entre 1 y 4 años? Probablemente sí, pero los niveles de la tasa de mortalidad temprano-juvenil y de las relaciones de masculinidad de esta última apuntan a que tales omisiones tuvieron una entidad relativamente reducida. Entre 1840 y 1899, en

---

<sup>59</sup> En el quinquenio 1945-1949, en España, sorprendentemente, la tasa de mortalidad neonatal era menor que en Austria, Bélgica, Francia, Italia, Luxemburgo y Suiza. Ello constituye un claro indicio del considerable subregistro de fallecidos de muy corta edad que todavía se registraba en nuestro país muy poco antes de alcanzarse el ecuador del siglo XX. Además, en varias provincias, como Baleares, Guipúzcoa y Tarragona, dicha tasa aumentó entre 1945 y 1969, fenómeno muy poco verosímil en plena fase de retroceso de la probabilidad de muerte en la infancia (Gómez Redondo, 1992, pp. 115-116, 125 y 130).

<sup>60</sup> La principal razón de que no podamos calcular de manera precisa, al menos antes de las primeras décadas del siglo XX, la mortalidad infantil en casi todos los territorios españoles radica en la notable magnitud del subregistro de las defunciones de criaturas a las pocas horas o días de su alumbramiento.

<sup>61</sup> Un equipo integrado por Enrique Llopis, José A. Sebastián, Felipa Sánchez Salazar, Laura Antona, Jesús Enrique Fontanillo, Adrián González Roper, Juan Manuel Millán y Diego Ortiz está investigando la mortalidad en la temprana infancia en Albacete entre 1840 y 1899.

periodos de veinte años, los máximos de la tasa mortalidad temprano-juvenil ascendieron al 290,7 ‰ en Ciudad Real en 1852-1871 y al 297,3 ‰ en Guadalajara en ese mismo intervalo, mientras que los mínimos fueron del 230,2 y del 248,2 ‰ y acontecieron en 1880-1899 y en 1877-1896, respectivamente. Por tanto, valores parecidos y verosímiles; ahora bien, en Ciudad Real, la comentada e importante infravaloración de la tasa mortalidad infantil implica sesgar a la baja la tasa de mortalidad temprano-juvenil<sup>62</sup>. Las relaciones de masculinidad de esta última, entre 1840 y 1899, fueron del 106,1 ‰ en Ciudad Real y del 99,1 ‰ en Guadalajara. La primera resulta algo elevada para ese nivel de mortalidad y tal vez sea fruto de que, entre la población de 1 a 4 años, el subregistro de defunciones de chicas fuese algo mayor que el de chicos. La segunda no se encuentra lejos del nivel esperado, algo por encima de la paridad. En consecuencia, otra evidencia en favor de que los libros de finados de Guadalajara tenían mayor calidad que los de Ciudad Real.

En suma, la mayor dificultad de esta investigación radica en la medición del subregistro de nacidos y, sobre todo, de decesos de la población neonata e infantil. Pese a las distintas vías ensayadas, somos conscientes de que no podemos aspirar más que a aproximarnos a la magnitud de dicho fenómeno y a su trayectoria. Está fuera de nuestro alcance ofrecer las *cifras y las tasas verídicas*, pero sí unas que se aproximen más a la realidad que las que se infieren de las fuentes eclesiásticas utilizadas.

### 3. ¿Corroboran las *sex ratios* la hipótesis de sobremortalidad femenina?

Las *sex ratios* de la población de menos de 5 años en los Censos de Población de España de 1787, 1860, 1877 y 1887 y las *sex ratios* de las tasas de mortalidad temprano-juvenil y de los bautizados, junto a otras evidencias, en un área rural de la provincia de Zaragoza entre 1750 y 1950, han inducido a varios colegas a sostener que en nuestro país hubo sobremortalidad femenina en la segunda mitad del siglo XVIII y en el XIX fruto, fundamentalmente, de un trato discriminatorio de género en la alimentación y en el cuidado de las criaturas, sobre todo hacia las niñas recién nacidas y hacia las chicas tras su destete (Beltrán y Gallego-Martínez, 2017 y 2020; Beltrán, 2019; Beltrán y Marco-Gracia, 2021; Marco-Gracia y Beltrán, 2021)<sup>63</sup>.

¿Corroboran las relaciones de masculinidad de los bautizados y de las tasas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil que se infieren de los registros sacramentales la hipótesis de sobremortalidad femenina en Ciudad Real y en Guadalajara entre 1840 y 1899? El Cuadro 1 y los Gráficos 1-4, en los que hemos reflejado tales *sex ratios*, dan pie a una respuesta bastante categórica: no.

---

<sup>62</sup> Ya que estamos sobrevalorando el denominador de la fórmula.

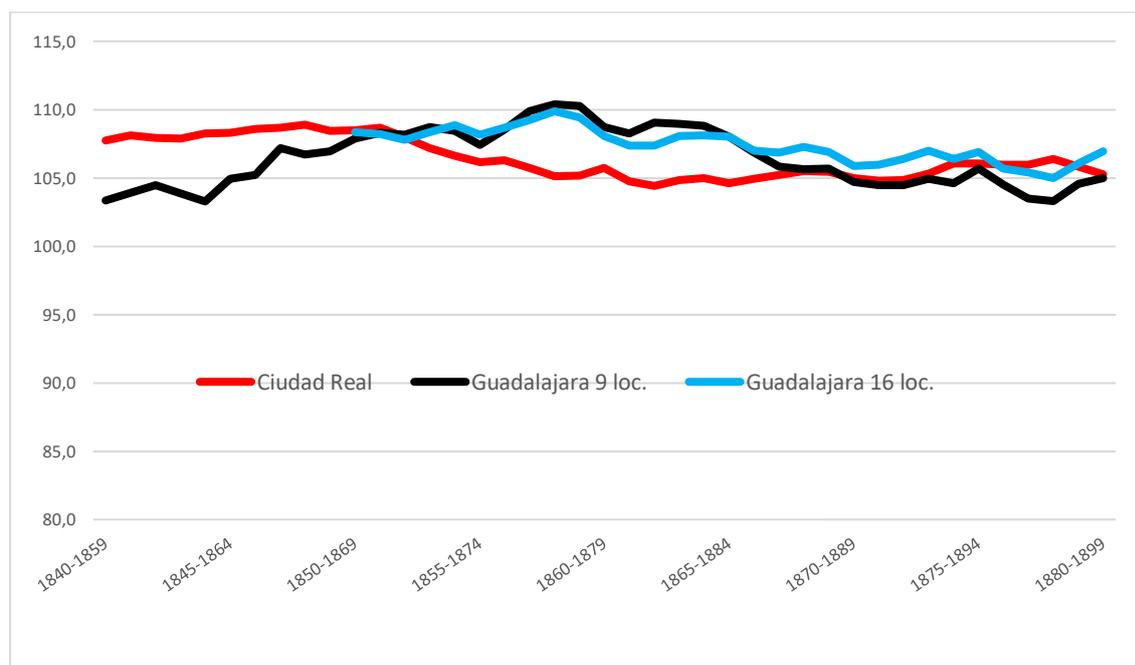
<sup>63</sup> Todos esos autores también consideran que el infanticidio selectivo de niñas pudo contribuir, aunque solo de manera modesta, a la citada sobremortalidad femenina de la población de menos de 5 años en España.

**Cuadro 1. Relaciones de masculinidad de los bautizados y de las tasas de mortalidad en la temprana infancia, en periodos de veinte años, en Ciudad Real y Guadalajara, 1840-1899 (en %)**

Periodo	Bautizados			Neonatal			Infantil			Temprano-juvenil		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
1840-1859	107,7	103,3	-	168,5	138,2	-	124,6	124,0	-	106,9	94,3	-
1860-1879	105,7	108,7	108,1	138,8	113,7	122,7	120,0	118,7	121,2	105,9	104,8	101,6
1880-1899	105,2	105,0	107,0	126,5	118,3	119,1	117,2	105,4	109,2	105,6	98,9	98,0
1840-1899	106,1	105,6	-	139,5	122,3	-	119,9	115,4	-	106,1	99,1	-
1850-1899	106,1	106,6	107,6	133,6	119,9	124,5	117,2	113,6	116,7	104,8	100,0	99,9

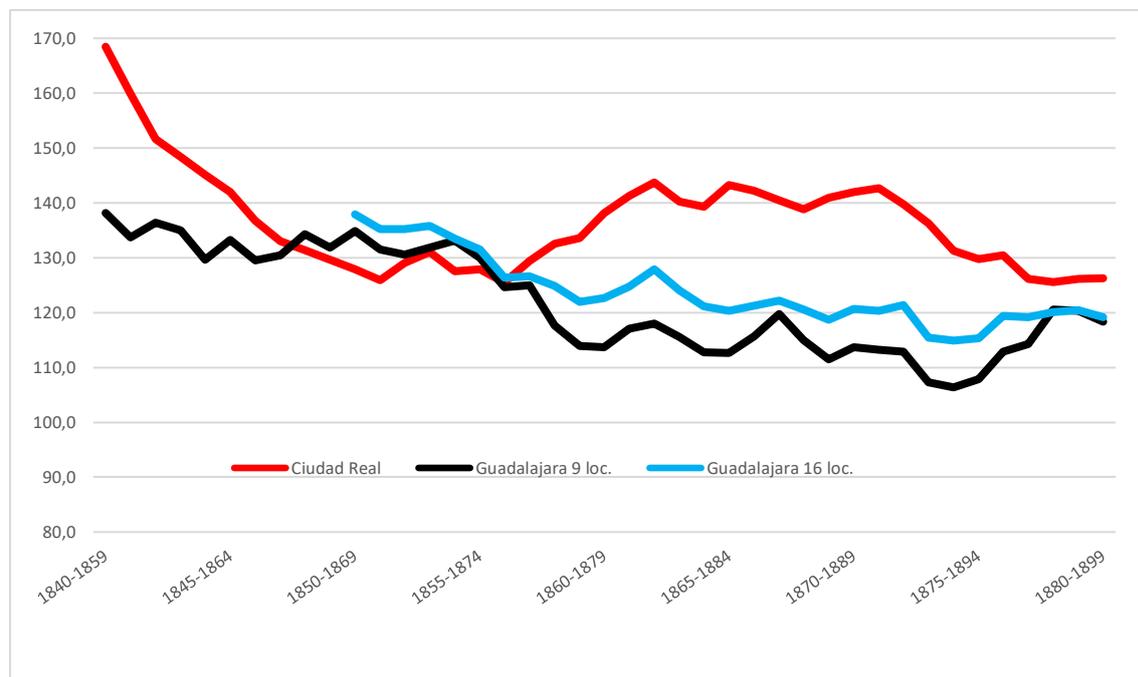
Leyenda: A: Ciudad Real 9 localidades; B: Guadalajara 9 localidades; C: Guadalajara 16 localidades.  
 Fuentes: Libros de bautismos y de difuntos de 9 localidades de Ciudad Real:  
<https://www.familysearch.org/search/image/index?owc=9PK3-L29%3A141480101%3Fcc%3D1784529>;  
 Libros de bautismos y de difuntos de 16 localidades de Guadalajara, Archivo Histórico Diocesano de Sigüenza y Archivo Parroquial de Pastrana.

**Gráfico 1. Relaciones de masculinidad de los bautizados, en periodos de veinte años, en Ciudad Real (9 localidades) y en Guadalajara (9 y 16 localidades), en 1840-1899 (en %)**



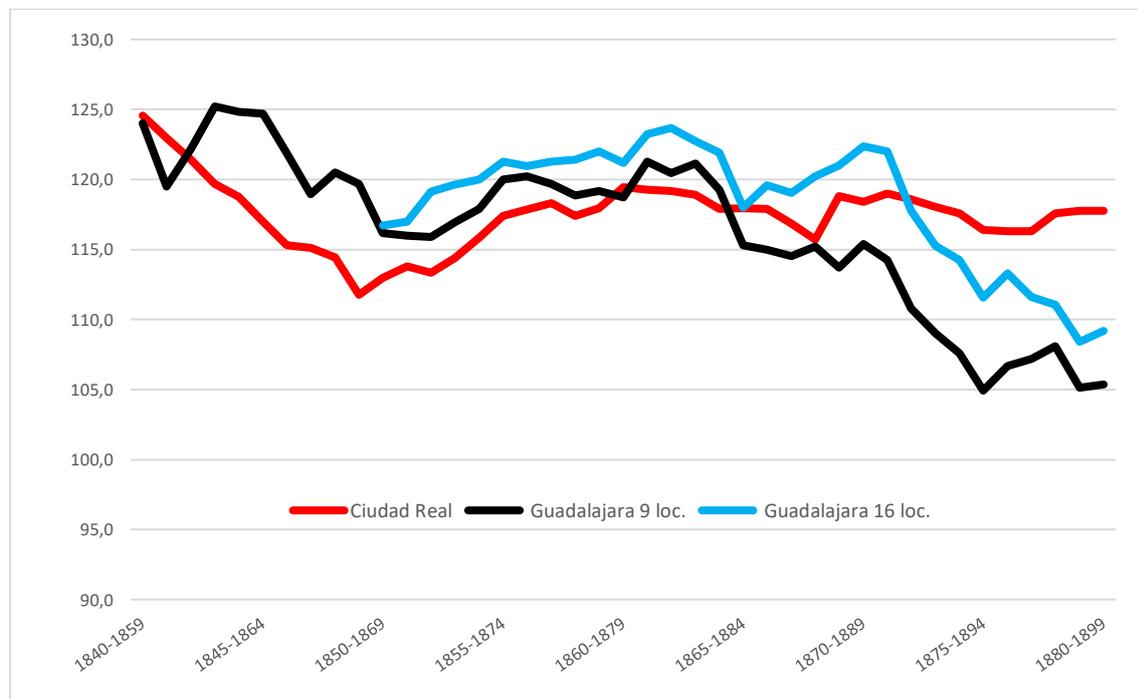
Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

**Gráfico 2. Relaciones de masculinidad, en periodos de veinte años, de las tasas de mortalidad neonatal en Ciudad Real (9 localidades) y en Guadalajara (9 y 16 localidades), 1840-1899 (en %)**



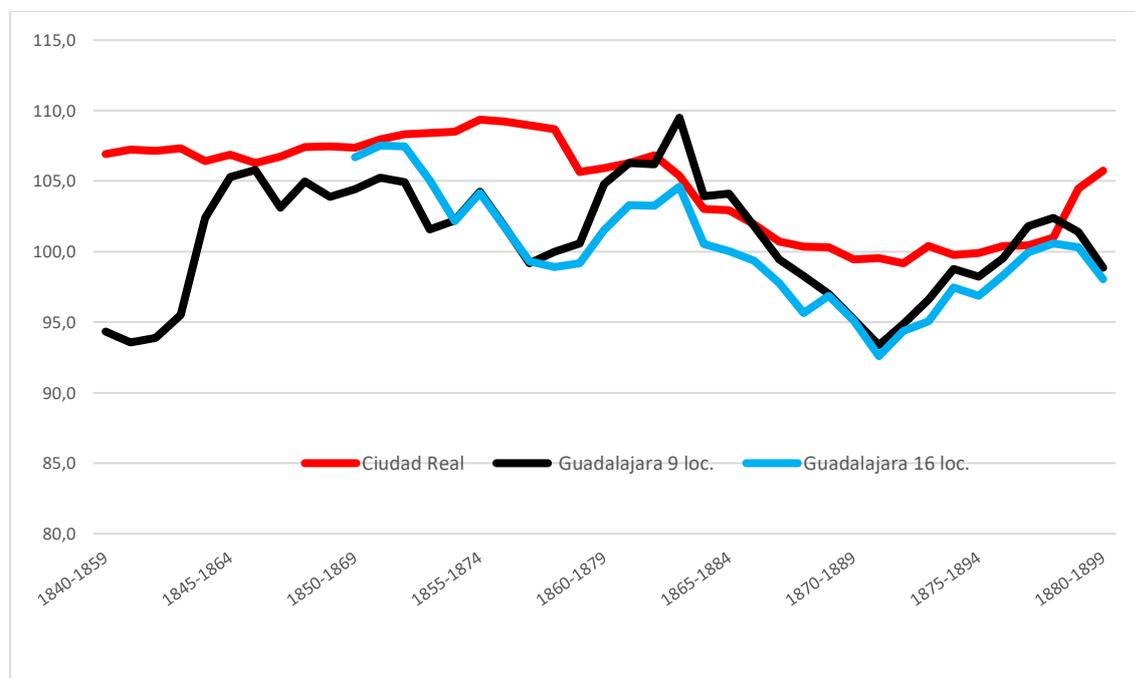
Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

**Gráfico 3. Relaciones de masculinidad, en periodos de veinte años, de las tasas de mortalidad infantil en Ciudad Real (9 localidades) y en Guadalajara (9 y 16 localidades), en 1840-1899 (en %)**



Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

**Gráfico 4. Relaciones de masculinidad, en periodos de veinte años, de las tasas de mortalidad temprano-juvenil en Ciudad Real (9 localidades) y en Guadalajara (9 y 16 localidades), en 1840-1899 (en %)**



Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

En las últimas cinco o seis décadas del siglo XIX, las relaciones de masculinidad de los bautizados no constituyen una evidencia clara de sobremortalidad femenina de los recién nacidos ni en Ciudad Real, ni en Guadalajara. Es cierto que la *sex ratio* de los bautizados superó el 106% en la primera de esas provincias en 1840-1899 y el 107 % en la segunda en 1850-1899 (muestra de 16 localidades), pero el *exceso* de niños bautizados solo sobrepasó a la norma biológica de alumbrados en un pequeño porcentaje y fue claramente inferior a la que se registró en una muestra de 13 núcleos rurales zaragozanos durante buena parte del siglo XIX, cercana al 110 %, o a la que imperaba en las aldeas que rodeaban la ciudad de Parma en el Seiscientos y Setecientos, superior al 120 % (Beltrán y Marco-Gracia (2021), p. 5; Hynes (2011), pp. 519-520; Hanlon (2021), p. 16). En las últimas seis décadas del siglo XIX, el máximo de la relación de masculinidad de los bautizados tuvo lugar en Ciudad Real en 1848-1867 (108,9 %) y en Guadalajara (muestra de 16) en 1858-1877 (109,9%). En suma, los niveles de la ratio niños/ niñas crismados en las provincias objeto de estudio no permiten corroborar la hipótesis de sobremortalidad femenina, pero no refutan completamente la misma y dejan abierta la posibilidad de que existiese una ligera preferencia por los hijos varones que indujese a algunas familias al empleo de prácticas discriminatorias de género hacia los recién nacidos con resultado de muerte.

En el caso de Ciudad Real, las *sex ratios* de las tasas de mortalidad infantil tampoco corroboran la hipótesis de sobremortalidad femenina: aquellas se movieron casi siempre en valores mayores o netamente mayores a la *vara de medir* fijada, el 112-113 % como límite superior, para áreas en las que la probabilidad de muerte en el primer año de vida se aproximaba o superaba el 240 ‰. Si el punto de referencia lo fijamos en el 112,5 %, la relación de masculinidad de la tasa de mortalidad infantil lo sobrepasaba, en dicha provincia, en el 10,8 % en 1840-1859, en el 6,7 % en 1860-1879 y en el 4,2 % en 1880-1899. El Gráfico 3 permite aproximarse mejor al movimiento de dicha variable entre 1840 y 1899: descenso acusado en la década de 1850, recuperación incompleta en los años siguientes y práctico estancamiento desde el decenio de 1860. Las *sex ratios* de la mortalidad infantil fueron bastante similares y elevadas en Ciudad Real y Guadalajara (9 localidades) en 1840-1859: el 124,6 y el 124,0 %, respectivamente<sup>64</sup>. Además, las tendencias iniciales de aquellas, aunque más intensas en la primera de dichas provincias, coincidieron en ambas: bajista en la década de 1850 y alcista después. La gran diferencia entre una y otra radicó en la fuerte caída de la relación de masculinidad de la tasa de mortalidad infantil en Guadalajara en el último cuarto del siglo XIX: en 1880-1899 se situó en el 109,2 %, por debajo de la *vara de medir* establecida para esta variable. ¿Puede considerarse este dato como un indicio inequívoco de sobremortalidad femenina en el territorio alcarreño en los últimos compases del siglo XIX? Consideramos que no. Suecia e Italia, cuando tenían tasas de mortalidad infantil un poco inferiores al 220 ‰, menores que la registrada por Guadalajara en las postrimerías del Ochocientos, presentaban *sex ratios* de las mismas del 109,9 y del 109,1 %, respectivamente. Y ya hemos subrayado la relación inversa observada en los países occidentales entre las tasas de mortalidad infantil y los índices de masculinidad de aquellas. En resumen, los cálculos obtenidos a través de los registros sacramentales no avalan la hipótesis de sobremortalidad femenina de la población de menos de un año.

Ahora bien, ¿resultan verosímiles las relaciones de masculinidad de las tasas de mortalidad infantil en Ciudad Real y Guadalajara en las últimas seis décadas del siglo XIX? En primer lugar, es muy poco probable que aquellas cayesen sustancialmente desde mediados de siglo cuando el repunte de la mortalidad de la población de menos de un año, como veremos más adelante, parece haber sido bastante moderado en dichos territorios castellanos durante el tercer cuarto del Ochocientos. En segundo lugar, en Suecia, Francia y Holanda no comenzaron a registrarse sobremortalidades masculinas infantiles por encima del 18 % hasta 1875-1884, cuando los riesgos de muerte en el primer año de vida eran, en dichos países, del 124, 167 y 219 ‰, respectivamente; por su parte, en Italia y en España tal fenómeno no aconteció hasta 1955-1964, década en la que las tasas de mortalidad infantil fueron en estas naciones de Europa meridional del 45 y del 47 ‰, respectivamente (Drevenstedt, Crimmins, Vasunilashorn y Finch, 2008, Supporting information, Tables 1 y 2)<sup>65</sup>. Y, en tercer lugar, una sobremortalidad

---

<sup>64</sup> Lógicamente, la mayoría de nuestros comentarios a las distintas *sex ratios* de Guadalajara se basarán en el comportamiento de las mismas en la muestra *grande*, la de 16 pueblos.

<sup>65</sup> Es incuestionable la relación inversa entre mortalidad infantil y relación de masculinidad de la misma, pero ha habido bastante disparidad en los niveles de una y otra variable en los diversos países desarrollados.

masculina tan marcada solo habría podido acontecer si se hubiera registrado una acusada discriminación de género en la alimentación y el cuidado de los varones de menos de un año, práctica de la que no queda rastro alguno en el mundo rural aquí examinado. Por consiguiente, es inverosímil que la ventaja femenina en mortalidad infantil, entre 1840 y 1899, hubiera podido alcanzar en los territorios rurales castellanos la magnitud que se infiere de nuestros cálculos elaborados a partir de los registros sacramentales.

¿Por qué la relación de masculinidad de la tasa de mortalidad infantil resulta tan elevada en Ciudad Real y en Guadalajara? Dopico proporcionó la respuesta a este interrogante hace ya muchos años: porque en los libros decimonónicos de defunciones de todas las provincias españolas el subregistro de niñas menores de un año era bastante mayor que el de niños de esa misma edad<sup>66</sup>. Es decir, una proporción mayor de féminas que de varones fallecidos antes de cumplir su primer aniversario no fueron enterradas, al menos oficialmente, en campo santo<sup>67</sup>. Por consiguiente, algunas familias no atribuían el mismo valor al cadáver de sus hijas que al de sus hijos: estos merecían un enterramiento cristiano y público y aquellas no eran acreedoras al mismo. En suma, había discriminación de género ante la muerte de los infantes. ¿Constituye ese comportamiento una prueba inequívoca de que también algunas familias pusiesen mayores recursos y empeños en la crianza de sus hijos que en la de sus hijas? Consideramos que no. Ahora bien, el hecho de que algunas familias dejasen en la *invisibilidad* a una porción mayor de niñas que de niños fallecidos antes de cumplir un año constituye, a nuestro juicio, un indicio relevante de la preferencia de la sociedad rural castellana decimonónica por los hijos varones. Y ello pudo inducir a algunas familias a otorgar menor prioridad a la crianza de sus descendientes femeninos y, por ende, a elevar la mortalidad de niñas y chicas.

¿A cuánto ascendía el subregistro específico femenino en la población fallecida en el transcurso de su primer año de vida? Entre 1840 y 1899, si no hubiese habido discriminación de género o esta hubiese sido similar a la de los países más desarrollados, el índice de masculinidad de la tasa de mortalidad infantil en la Castilla rural, acorde con el todavía elevado riesgo de muerte de la población rural castellana de menos de un año en dicho periodo, no habría superado el 112-113 %. Para alcanzar este nivel, tendrían que haberse registrado, de 1840 a 1859, un 10,8 y un 10,2 % más niñas de menos de un año en los libros de difuntos de Ciudad Real y Guadalajara (muestra de 9 localidades) de las que realmente se anotaron en los mismos, respectivamente. Esos porcentajes se moderaron, pero seguían siendo relevantes en 1870-1889: un 5,2 y un 8,8 %,

---

<sup>66</sup> Dicho autor calculó la relación de masculinidad de los fallecidos de cero años, no la ratio tasa de mortalidad infantil masculina/ tasa de mortalidad femenina (Dopico, 1987, pp. 174-175). Ambos cocientes permiten acercarse al problema del subregistro femenino, pero el segundo es el empleado habitualmente en la literatura internacional reciente sobre la ventaja femenina de la población infantil y temprano-juvenil en el ámbito de la mortalidad.

<sup>67</sup> La hipótesis de que los párrocos registrasen de manera asimétrica los enterramientos de niñas y niños nos parece poco verosímil.

respectivamente<sup>68</sup>. Ahora bien, no podemos descartar que las omisiones de decesos de niñas en los libros de óbitos aún hubiesen sido mayores que las estimadas y, por consiguiente, las *sex ratios* de la mortalidad infantil, calculadas a partir de los registros sacramentales castellanos, no permiten refutar la hipótesis de sobremortalidad femenina de la población de menos de un año en el mundo rural castellano en las seis últimas décadas del siglo XIX.

El Cuadro 1 y el Gráfico 2 ponen de manifiesto varias cuestiones. Primero, las relaciones de masculinidad de las tasas de mortalidad neonatal en Ciudad Real y Guadalajara (16 localidades desde 1850) se movieron siempre o casi siempre, entre 1840 y 1889, en valores superiores o muy superiores a los que corresponderían a territorios con un elevado nivel de riesgo de deceso de las criaturas en su primer mes de vida<sup>69</sup>; por consiguiente, esta variable tampoco corrobora la hipótesis de sobremortalidad femenina de los neonatos en la Castilla rural del siglo XIX. Segundo, la ratio mortalidad neonatal masculina/ mortalidad neonatal femenina tendió, aunque no de manera continua, a descender en la segunda mitad del siglo XIX y a aproximarse a los valores acordes de dicha variable con la dimensión del riesgo de muerte de la población de menos de un mes en la Castilla rural del periodo estudiado; en consecuencia, el subregistro de neonatas fallecidas en los libros de difuntos se moderó en las cinco postreras décadas del Ochocientos. Y, tercero, el índice de masculinidad de la tasa de mortalidad neonatal fue casi siempre más elevado y más alejado del que *debería ser* en Ciudad Real que en Guadalajara, lo que constituye una evidencia más acerca de la mayor calidad de los libros de finados de esta última provincia.

Como era esperable, el subregistro específicamente femenino en los libros de difuntos aún era mayor entre la población neonata que entre la infantil. Vamos a suponer que, en la fase objeto de estudio en esta investigación, el riesgo de muerte de los niños de menos de un mes fuese, como máximo, un 20 % mayor que el de las niñas. Para que ello resultase posible, tendrían que haberse registrado, entre 1840 y 1859, un 40,4 y un 15,2 % más niñas de menos de un mes en los libros de óbitos de Ciudad Real y Guadalajara (muestra de 9 localidades) de las que realmente se inscribieron en los mismos, respectivamente. De 1880 a 1899, tales porcentajes fueron del 5,4 y del -0,7 %, respectivamente (muestra de 16 localidades en Guadalajara). En consecuencia, las omisiones específicas de neonatas fallecidas en los libros de difuntos castellanos de las dos últimas décadas del siglo XIX ya parecen ser pequeñas o muy pequeñas. Al igual que en el caso de la población infantil, no podemos descartar que el subregistro del deceso de niñas menores de un mes en los libros de finados haya sido superior al estimado y, por consiguiente, tampoco los índices de masculinidad de la mortalidad de la población de menos de un mes permiten rechazar la hipótesis de sobremortalidad femenina de las criaturas en sus primeras cuatro semanas de vida.

---

<sup>68</sup> Para estos cálculos hemos supuesto que el índice de masculinidad de la tasa de mortalidad infantil debería haber sido del 112,5 %. En la estimación de la falta de niñas en los libros de difuntos en Guadalajara en 1870-1889, hemos empleado la muestra *grande*, la de 16 localidades.

<sup>69</sup> No resulta verosímil que la elevada mortalidad infantil no fuese acompañada de una alta tasa de mortalidad neonatal.

En la segunda mitad del siglo XIX, las relaciones de masculinidad de la tasa de mortalidad temprano-juvenil en Ciudad Real superaron casi siempre, aunque no por mucho, al promedio de las de los países de Europa occidental (Tabutin y Willens (1998), p. 27). De modo que esta variable, medida a través de las fuentes eclesiásticas, tampoco avala, en el territorio meridional de Castilla-La Mancha, la hipótesis de sobremortalidad femenina de la población entre 1 y 4 años. El caso de Guadalajara ofrece más dudas porque la ratio mortalidad temprano-juvenil masculina/ mortalidad temprano-juvenil femenina, expresada en porcentaje, se situó ligeramente por debajo del 95% en 1840-1859 (muestra de 9 localidades) y, además, el valor de este cociente, como se observa en el Gráfico 4 y en el Cuadro 1, casi siempre fue más reducido en la muestra *grande*, la de 16, que en la *pequeña*, la de 9. Ahora bien, estas ratios aumentaron en la década de 1860 y se mantuvieron cerca o por encima del 100 % en la mayor parte de los intervalos. Solo de manera episódica la tasa de mortalidad temprano-juvenil masculina volvió a representar menos del 95 % de la femenina: en 1871-1890 supuso el 92,6 % y en 1872-1891 el 94,4 %. En el supuesto, bastante probable, de que las omisiones de chicas hubiesen sido algo mayores que las de los chicos, en esta primera fase de la juventud, en los libros de difuntos, la sobremortalidad femenina podría haber sido en Guadalajara un poco más intensa y prolongada de lo que sugieren el Cuadro 1 y el Gráfico 4. En cualquier caso, a diferencia de lo acontecido en la muestra de 13 pueblos zaragozanos, la mortalidad temprano-juvenil femenina no sobrepasó de manera sistemática a la masculina en el territorio alcarreño en las seis últimas décadas del siglo XIX (Marco-Gracia y Beltrán, 2021).

En Ciudad Real, las relaciones de masculinidad de las tasas de mortalidad de la población de 1 a 4 años tendieron a descender muy ligeramente en la segunda mitad del siglo XIX (véanse el Cuadro 1 y el Gráfico 4): pasaron del 106,9 % en 1840-1859 al 105,6 % en 1880-1899. En Guadalajara (muestra de 16), se alternaron los movimientos al alza y la baja y los máximos de dicha variable se alcanzaron en los decenios de 1850 y 1860 y en los albores del de 1870. Los valores de este índice de masculinidad siempre fueron un poco o bastante más altos en Ciudad Real que en Guadalajara.

En Ciudad Real, la ratio tasa de mortalidad temprano-juvenil masculina/ tasa de mortalidad temprano-juvenil femenina, en periodos de veinte años, se movió con bastante frecuencia en valores por encima del 105 %, que corresponden a territorios con riesgo de deceso de la población de 1 a 4 años significativamente menor que el imperante en Castilla durante la segunda mitad del siglo XIX<sup>70</sup>. Esta discordancia pudo obedecer al cierto subregistro específicamente femenino en los finados jóvenes de menos de 5 años. Vamos a considerar que, en las zonas rurales castellanas, el índice de masculinidad de la tasa de mortalidad de la población de 1 a 4 años no debería haber superado el 102 % en el periodo objeto de estudio en esta investigación. Para que tal condición pudiera haberse verificado, tendrían que haberse anotado en los libros de difuntos de Ciudad Real, como

---

<sup>70</sup> En Europa occidental, el índice de masculinidad de la tasa de mortalidad temprano-juvenil del 105 % no se alcanzó hasta 1900, cuando el riesgo de fallecimiento de la población de dichas edades era significativamente más bajo que el de la Castilla rural en la segunda mitad del XIX (Tabutin y Willens, 1998, p. 27).

mínimo, cerca de un 4 % más de niñas, que se reduciría al 2,7 % en 1850-1899. Por consiguiente, todo apunta a que, aunque pequeño, también hubo subregistro específico femenino entre los fallecidos con edades entre 1 y 4 años. En Guadalajara, como sugieren el Cuadro 1 y el Gráfico 4, este fenómeno fue de menor entidad y, probablemente, limitado a ciertos periodos.

En suma, las relaciones de masculinidad de los bautizados y de las tasas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil, calculadas a partir de fuentes eclesiásticas, no corroboran la hipótesis de sobremortalidad femenina de la población de menos de 5 años en la Castilla rural del periodo 1840-1899, si bien tampoco permiten rechazarla. Queda abierta la posibilidad de que hubiese un exceso de mortalidad de chicas de 1 a 4 años en Guadalajara en ciertos tramos, sobre todo en las dos primeras décadas del intervalo estudiado. Eso sí, los índices de masculinidad de las tasas de mortalidad neonatal e infantil apuntan con claridad a que en los libros de difuntos de Ciudad Real y Guadalajara, si bien más en la primera provincia que en la segunda, el subregistro específicamente femenino fue importante, aunque decreciente, entre la población fallecida antes de cumplir un año y, sobre todo, entre la que finaba en su primer mes de vida. Y ello nos remite a un tema social de gran relevancia: la discriminación de género ante la muerte de criaturas que no habían llegado a alcanzar su primer aniversario.

#### 4. La mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil: niveles y tendencias

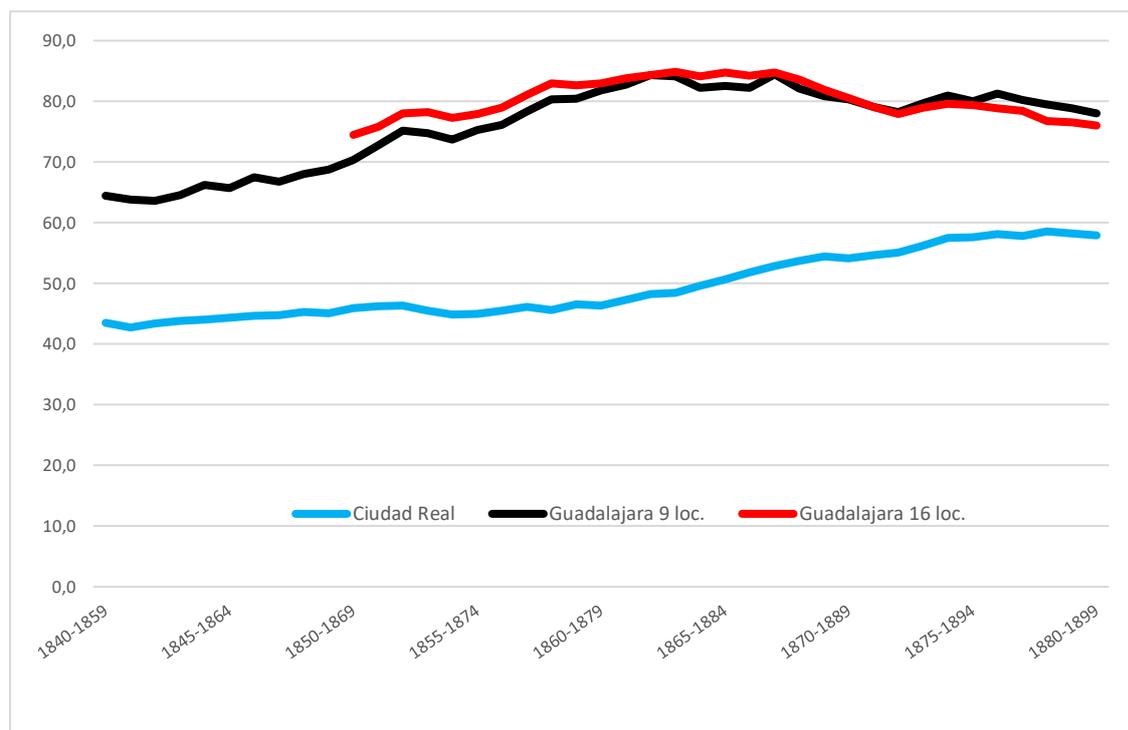
En el Cuadro 2 y en los Gráficos 5-7 hemos reflejado los niveles y trayectorias de las tasas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil en las muestras de localidades de Ciudad Real y Guadalajara que se infieren directamente de los registros sacramentales.

**Cuadro 2. Tasas brutas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil, en periodos de veinte años, en Ciudad Real y Guadalajara, 1840-1899 (%)**

Periodo	Neonatal			Infantil			Temprano-juvenil		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
1840-1859	43,5	64,4	-	171,2	219,5	-	243,3	261,4	-
1860-1879	46,4	81,8	82,9	196,9	268,1	260,7	266,2	274,5	273,8
1880-1899	57,9	78,0	76,0	207,1	272,4	245,4	230,2	252,0	249,1
1840-1899	50,0	74,6	-	193,4	252,8	-	245,8	262,6	-
1850-1899	51,4	76,6	77,1	199,9	261,1	247,9	250,9	268,8	267,7

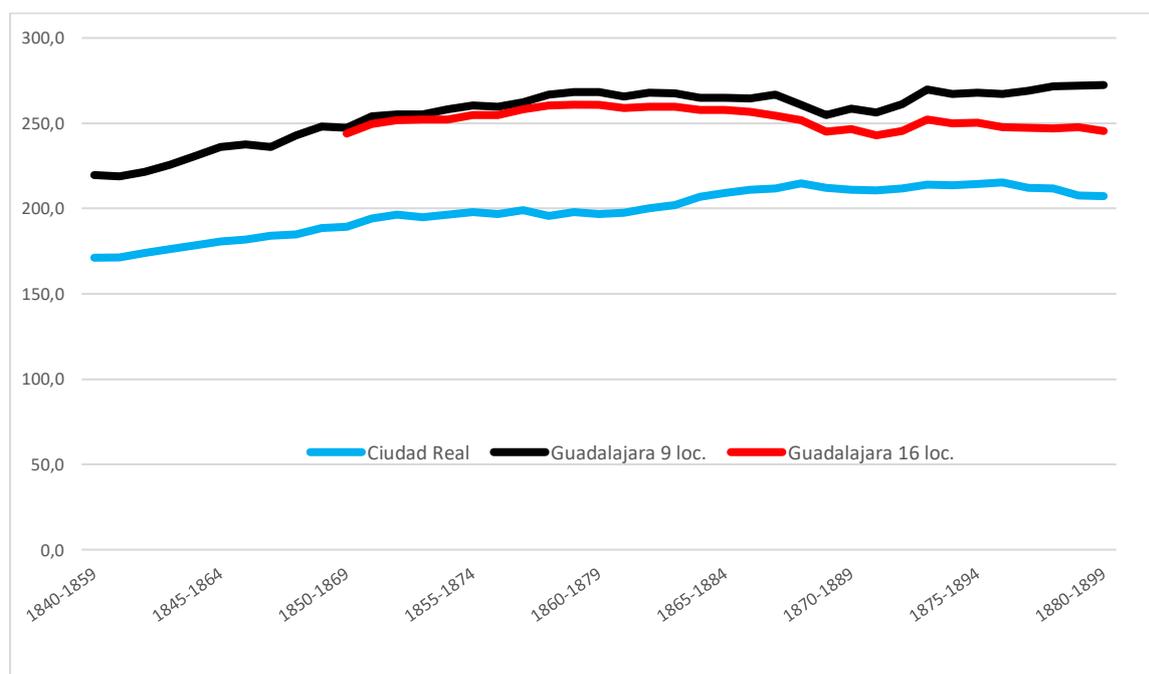
Leyenda: A: Ciudad Real 9 localidades; B: Guadalajara 9 localidades; C: Guadalajara 16 localidades.  
Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

**Gráfico 5. Tasas de mortalidad neonatal, en periodos de veinte años, en 9 localidades de Ciudad Real y en 9 y 16 localidades de Guadalajara, 1840-1899 (en ‰)**



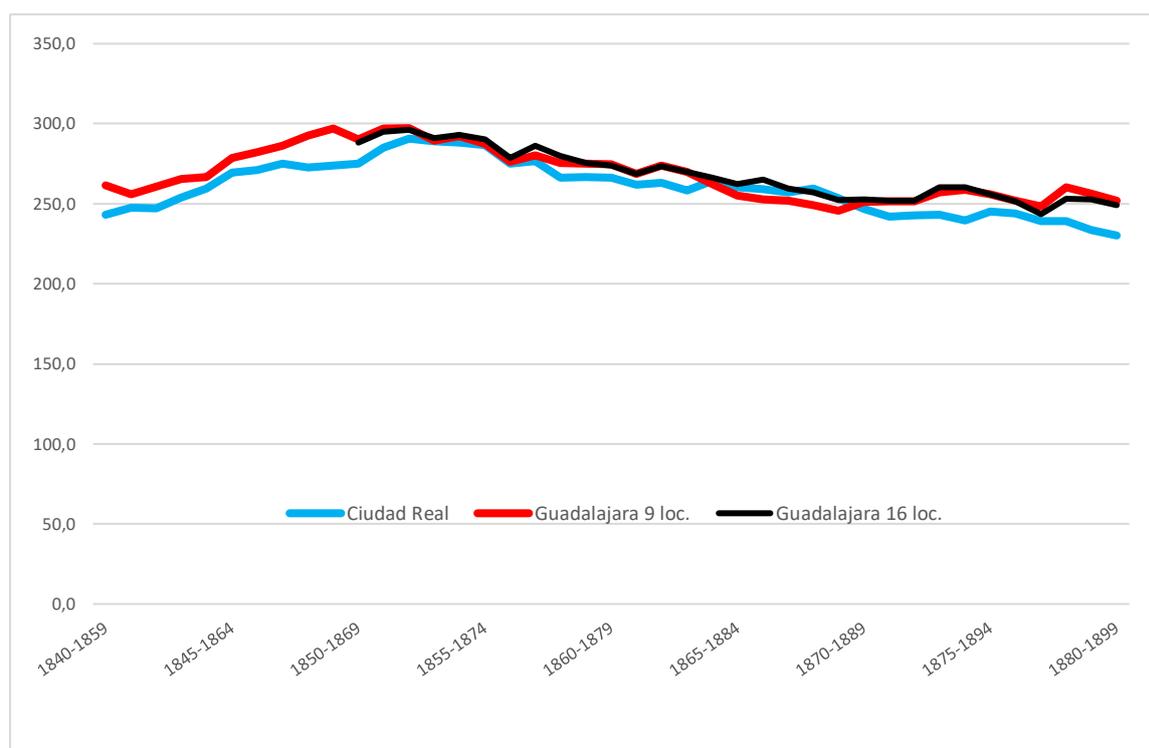
Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

**Gráfico 6. Tasas de mortalidad infantil, en periodos de veinte años, en 9 localidades de Ciudad Real y en 9 y 16 localidades de Guadalajara, 1840-1899 (en ‰)**



Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

**Gráfico 7. Tasas de mortalidad temprano-juvenil, en periodos de veinte años, en 9 localidades de Ciudad Real y en 9 y 16 localidades de Guadalajara, 1840-1899 (en %)**



Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

Ciudad Real y Guadalajara registraron niveles de mortalidad neonatal e infantil muy distintos y de mortalidad temprano-juvenil bastante menos dispares. El riesgo de muerte de los neonatos era mucho más alto en la segunda de dichas provincias que en la primera: un 49,2% en 1840-1899 (muestra de 9 provincias en Guadalajara) y un 50,0 % en 1850-1899 (muestra de 16 provincias en Guadalajara). Por su parte, la tasa bruta de mortalidad infantil de Guadalajara excedía a la de Ciudad Real en un 30,7 % en 1840-1899 y en un 24,0 % en 1850-1899. ¿Resultan verosímiles tales diferenciales entre dos territorios de una misma región? No, en especial la enorme diferencia en las cifras de riesgo de muerte en el primer mes de vida. Además, Muñoz Pradas estima que hacia 1860 Ciudad Real presentaba una tasa bruta de mortalidad infantil bastante más elevada que Guadalajara, un 18,8 %<sup>71</sup>. Por consiguiente, las cifras del Cuadro 2 no permiten un acercamiento aceptable a los niveles de mortalidad neonatal e infantil en Ciudad Real en las seis últimas décadas de siglo XIX: para lograrlo resulta inexcusable estimar y computar el subregistro de fallecidos en el primer mes y año de vida de las criaturas. En cuanto a Guadalajara, hemos constatado anteriormente, pese a la notable calidad de sus

<sup>71</sup> La tasa bruta de mortalidad infantil de Ciudad Real ascendía entonces al 316,0 % y la de Guadalajara al 266,1% (Muñoz Pradas, 1998, p. 208). En el quinquenio 1901-1905, aquella, según los datos del Registro Civil, también era mayor en Ciudad Real que en Guadalajara: 200,1 y 194,5 %, respectivamente (Gómez Redondo, 1992, p. 376).

libros sacramentales, la existencia de un subregistro específicamente femenino, importante hasta la década de 1870, en los libros de difuntos entre la población fallecida antes de cumplir su primer aniversario. De modo que también será necesario retocar las cifras de Guadalajara del Cuadro 2, aunque en mucha menor medida que en el caso de Ciudad Real, para mejorar nuestra aproximación a los niveles de mortalidad neonatal e infantil en dicha provincia.

Las cifras del Cuadro 2 revelan una menor disparidad entre los niveles de mortalidad temprano-juvenil en los territorios castellanos objeto de estudio en esta investigación: dicha variable era en Guadalajara un 6,7 y un 7,1 % más elevada que en Ciudad Real en 1840-1899 y en 1850-1899, respectivamente. Ahora bien, si la tasa bruta de mortalidad infantil alcanzaba un mayor valor en esta última provincia, resulta bastante probable, aunque no seguro, que lo mismo aconteciese con la tasa bruta de mortalidad temprano-juvenil. Al corregir al alza la tasa bruta de mortalidad infantil de una manera más intensa en Ciudad Real que en Guadalajara, el diferencial entre las tasas brutas de mortalidad temprano-juvenil de dichas provincias debe de reducirse apreciablemente o, incluso, desaparecer. Es probable que también hubiera subregistro<sup>72</sup> en las partidas de defunciones de la población fallecida entre su primer y quinto aniversario y que aquel también fuese algo más elevado en Ciudad Real que en Guadalajara<sup>73</sup>. En cualquier caso, las tasas de mortalidad temprano-juvenil que hemos calculado y reproducido en el Cuadro 2, pese a su sesgo bajista, no parecen alejarse mucho de las que efectivamente se registraron en dichos territorios castellanos entre 1840 y 1899.

¿Cómo evolucionaron la mortalidad infantil y la temprano-juvenil en las áreas rurales de Toledo, Madrid y España interior entre la década de 1840 y las postrimerías del siglo XIX? El Cuadro 3 aporta información para responder a esta cuestión.

**Cuadro 3. Mortalidad infantil y temprano-juvenil en 20 localidades de Toledo, en 19 de Madrid y en 45 de la España interior<sup>74</sup>, 1840-1899 (en ‰)**

Periodo	Toledo		Madrid		España interior	
	q <sub>0</sub>	4q <sub>1</sub>	q <sub>0</sub>	4q <sub>1</sub>	q <sub>0</sub>	4q <sub>1</sub>
1840-1849	194,0	228,0	165,0	241,0	184,5	234,5

<sup>72</sup> Muñoz Pradas también ha estimado unos elevados niveles de subregistro en las estadísticas de defunciones de jóvenes de 1 a 4 años publicadas por la Junta General Estadística del Reino (1863), que se elaboraron, como ya hemos señalado, a partir de los libros parroquiales de difuntos (Muñoz Pradas, 2005, p. 54).

<sup>73</sup> La diferente calidad de los libros de difuntos afectaba fundamentalmente al registro de los infantes y, sobre todo, de los neonatos, pero también tendría que influir, aunque en menor medida, en el de los jóvenes de menos de 5 años.

<sup>74</sup> Esa muestra la integran 20 pueblos de Toledo, 20 de Madrid, 1 de Guadalajara y 4 de Cáceres. Se trata, por tanto, de núcleos ubicados en la España central interior (Sanz y Ramiro, 2002, pp. 364-369).

	Toledo		Madrid		España interior	
1850-1859	224,0	286,0	194,0	292,0	213,5	291,0
1860-1869	242,0	285,0	214,0	317,0	228,0	301,5
1870-1879	241,0	261,0	233,0	279,0	233,5	270,0
1880-1889	223,0	271,0	212,0	284,0	215,5	277,5
1890-1899	226,0	242,0	209,0	243,0	214,0	240,5
1840-1859	211,0	257,0	179,5	266,5	199,0	262,8
1860-1879	241,5	273,0	223,5	298,0	230,8	285,6
1880-1899	224,5	256,5	210,5	263,5	214,8	259,0
1840-1899	225,7	262,2	204,5	276,0	214,9	269,1
Fuentes: Ramiro (1998), p. 352; Sanz (1999), p. 130; Sanz y Ramiro (2002), p. 403.						

Los especialistas han subrayado: 1) la elevada mortalidad en la temprana infancia en los distintos territorios contemplados en el Cuadro 3 durante todo ese periodo, acorde con los niveles característicos de aquella en la etapa pretransicional en un país de Europa meridional; 2) la España interior, al igual que otros territorios mediterráneos, destacaba, ante todo, por su muy alta mortalidad temprano-juvenil; 3) la  $q_0$  y la  $4q_1$  repuntaron en las décadas de 1850 y 1860 cerca o algo más del 25 % en la España central interior<sup>75</sup>; 4) aquellas iniciaron un movimiento, que no fue continuo, a la baja: desde finales de la década de 1860 la segunda y desde la de 1870 la primera; y, 5) en Toledo, en Madrid y en la España interior, los riesgos de muerte de la población de 0 años y de 1 a 4 años aún superaban en la postrera década del siglo XIX a los del decenio de 1840 (Reher, Pérez-Moreda y Bernabeu-Mestre, 1997, pp. 35-56; Ramiro y Sanz, 2000, pp. 235-267).

Entre 1840 y 1899, las tasas de mortalidad infantil rurales fueron, según los registros sacramentales o las cifras del Registro Civil<sup>76</sup>, del 193,4 en Ciudad Real, del 252,8 ‰ en Guadalajara, del 225,7 ‰ en Toledo y del 204,5 en Madrid. Las de estas dos últimas provincias se situaron por encima de las de Ciudad Real, pero por debajo de las de Guadalajara. Muñoz Pradas (1998), estima que hacia 1860 los datos brutos de las fuentes parroquiales, en los que se basaron las estadísticas del Movimiento de la Población en España del periodo 1858-1870, infravaloraban a la mortalidad infantil en un

<sup>75</sup> Como más tarde comentaremos, parte de ese ascenso no fue tal: obedeció a la moderación del subregistro de defunciones, especialmente de niños de menos de un año.

<sup>76</sup> En sus investigaciones sobre la mortalidad en la infancia en Toledo, en Madrid y en localidades ubicadas en otras provincias del centro de España, Ramiro y Sanz se han basado en los libros sacramentales para el periodo anterior a 1871 y en el Registro Civil para la etapa iniciada en dicho año (Ramiro y Sanz, 2000, pp. 238-239).

35,9 % en la totalidad de la provincia de Toledo y en un 48,9 % en la de Madrid<sup>77</sup>. Por otro lado, el fuerte incremento del riesgo de muerte en el primer año de vida en las décadas iniciales, especialmente en la de 1850, constituye un argumento en favor de la hipótesis de un subregistro decreciente. En suma, estas evidencias apuntan a que la calidad de las fuentes sacramentales de los núcleos rurales de Toledo y Madrid, entre 1840 y 1870, fue peor que la de los de Guadalajara y, tal vez, algo mejor que la de los de Ciudad Real, sobre todo la de los primeros.

Las fuentes eclesiásticas inducen a infravalorar, aunque en diversa medida en los diferentes territorios, los niveles de mortalidad neonatal e infantil en Castilla en las seis últimas décadas del siglo XIX. Ahora bien, ¿posibilitan aquellas reconstruir de manera precisa las tendencias de las probabilidades de muerte de la población de 0 meses, de 0 años y de 1 a 4 años en el periodo anteriormente indicado? Depende de los niveles de subregistro y de los cambios en los mismos.

Para aproximarnos mejor a los cambios de tendencias de las diversas tasas de mortalidad en la temprana infancia, hemos calculado estas últimas en periodos de diez años. El movimiento alcista de la mortalidad neonatal se prolongó en Ciudad Real hasta 1881-1890, en Guadalajara (muestra de 16 pueblos) hasta 1867-1876, en Albacete hasta 1869-1878<sup>78</sup> y en Toledo hasta 1862-1871<sup>79</sup>. En el caso de la mortalidad infantil, los máximos se alcanzaron en 1878-1887, 1867-1876, 1868-1877 y 1864-1873, respectivamente. Por consiguiente, la tendencia ascendente de la mortalidad neonatal e infantil, según los registros sacramentales correspondientes, se alargó más o bastante más en Ciudad Real que en las otras provincias castellanomanchegas. ¿Por qué? Probablemente, el movimiento alcista del riesgo de muerte de la población de menos de un mes y de menos de 1 año, que se inició a mediados del siglo XIX y que se refleja en los Cuadros 2 y 3 y en los Gráficos 5-7, está sobredimensionado debido a la moderación, desde 1850, del subregistro de criaturas de corta edad en los libros de finados<sup>80</sup>, y este fenómeno alcanzó mayor intensidad y se prolongó más en Ciudad Real que en los otros territorios de la región. Por tanto, el subregistro no solo distorsiona los niveles de algunas de las tasas de mortalidad de la temprana infancia, sino que también puede introducir cambios en la cronología de las tendencias al alza o a la baja de estas últimas.

En el caso de la mortalidad temprano-juvenil, los contrastes en las fechas en las que el movimiento alcista tocó techo fueron mucho menores: en 1862-1871 en Ciudad Real, en 1855-1864 en Guadalajara, en 1854-1863 en Albacete y en 1862-1871 en

---

<sup>77</sup> En el caso de Madrid, conviene no pasar por alto el enorme peso de la capital en la población provincial. De modo que tal cálculo no constituye una buena aproximación a las deficiencias de los libros sacramentales en los núcleos rurales de dicho territorio. Ahora bien, el nivel relativamente bajo de las tasas de mortalidad infantil apunta a que el subregistro de fallecidos de menos de un año en los libros de difuntos fue bastante alto en el Madrid rural.

<sup>78</sup> La muestra de Albacete la integran 8 localidades que concentraban más del 10 % de la población provincial.

<sup>79</sup> La muestra de Toledo la formaban 20 pueblos que albergaban al 16-17 % de la población provincial, excluidos los núcleos de más de 10.000 habitantes (Ramiro, 1998, pp. 102 y 367).

<sup>80</sup> Así lo sugiere, al menos, la cierta *normalización* de las relaciones de masculinidad de las tasas de mortalidad neonatal e infantil en Ciudad Real, Guadalajara y Albacete.

Toledo. Por tanto, el máximo se alcanzó en fecha relativamente temprana en todos los territorios: de mediados de la década de 1850 a idéntico momento de la de 1860 o en este último decenio. Esta menor disparidad es, al menos en parte, fruto de que los datos de fallecidos de 1 a 4 años son mejores y menos desiguales territorialmente. De modo que los registros sacramentales permiten reconstruir con un razonable grado de precisión las tendencias de la mortalidad temprano-juvenil en las provincias castellanomanchegas en las seis postreras décadas del siglo XIX, así como la cronología de las mismas.

En suma, los datos brutos de las fuentes sacramentales posibilitan un acercamiento razonable a los niveles y tendencias de la mortalidad temprano-juvenil en Ciudad Real y Guadalajara<sup>81</sup>, pero no ocurre lo mismo con la mortalidad neonatal y con la infantil, sobre todo en la provincia de Ciudad Real. Sin corregir el subregistro de los libros sacramentales, distinto en los diferentes territorios y en las diversas fases del periodo 1840-1899 y, por consiguiente, difícil de medir, resulta imposible aproximarse a la magnitud y a la trayectoria del riesgo de muerte de la población de menos de un mes y de un año en Guadalajara y, especialmente, en Ciudad Real.

## 5. Dimensión y tendencias del subregistro

En el espejo de otros territorios españoles, ¿qué magnitud tenía en Ciudad Real y Guadalajara el subregistro de decesos de criaturas de menos de un año en los libros de óbitos del periodo objeto de estudio? El Cuadro 4, en el que hemos reflejado, tanto para dichas provincias como para las once regiones de la España seca peninsular, las tasas de mortalidad infantil del periodo 1863-1870 estimadas por Dopico<sup>82</sup>, 1987, y las calculadas con la información suministrada por el *Movimiento Natural de la Población en España* (Instituto Geográfico y Estadístico, 1877), nos ayudará a responder a dicha pregunta.

**Cuadro 4. Tasas de mortalidad infantil estimadas por Dopico e inferidas del *Movimiento Natural de la Población en España* en 1863-1870 (en ‰)**

	A	B	C
Región o provincia	Estimadas por Dopico	Inferidas del <i>Movimiento Natural de la Población en España</i>	(A-B)/B (en ‰)
Ciudad Real	276,0	229,5	20,3
Guadalajara	232,3	276,6	-16,0
Cataluña	244,9	189,8	29,0

<sup>81</sup> Al modificar la mortalidad infantil, también se alterará, aunque en una proporción mucho menor, la temprano-juvenil.

<sup>82</sup> Como Dopico (1987) únicamente ofrece cifras regionales, la estimación de las tasas de mortalidad infantil de Ciudad Real y Guadalajara en 1863-1870 ha tenido que recurrir también a las cifras de Muñoz Pradas (1998) y al supuesto de que los cocientes de las probabilidades de fallecimiento en el primer año de vida entre dichas dos provincias y Castilla-La Mancha eran los mismos en 1863-1870 que en 1860-1862.

	<b>A</b>	<b>B</b>	<b>C</b>
<b>Región o provincia</b>	<b>Estimadas por Dopico</b>	<b>Inferidas del <i>Movimiento Natural de la Población en España</i></b>	<b>(A-B)/B (en %)</b>
Valencia	251,8	181,8	38,5
Murcia	230,4	164,5	40,1
Andalucía	240,9	196,4	22,7
Extremadura	266,4	254,5	4,7
Castilla-La Mancha	252,2	242,3	4,1
Madrid	291,0	244,6	19,0
Castilla y León	273,7	227,7	20,2
La Rioja	268,4	238,5	12,5
Aragón	279,7	223,6	25,1
Fuentes: Dopico (1987), p. 177; Muñoz Pradas (1998), p. 208; Instituto Geográfico y Estadístico, 1877; y elaboración propia.			

De las estimaciones de Dopico de probabilidades de muerte en el primer año de vida por Comunidades Autónomas, sorprende que la de Castilla-La Mancha esté por debajo de la de Aragón y de La Rioja, apenas difiera de la de Valencia y solo supere a la de Cataluña en un 3 %. No olvidamos que estas cifras corresponden a un periodo de solo ocho años en el que la especial gravedad de una o dos crisis en una o varias regiones o Comunidades Autónomas podría haber alterado las ratios habituales de las tasas de mortalidad infantil entre diversos territorios. Pese a ello, consideramos probable que las estimaciones de Dopico sesguen a la baja el nivel de esta última en Castilla-La Mancha en 1863-1870<sup>83</sup> y que, por consiguiente, la magnitud del subregistro de decesos de población de menos de un año sea en dicha región algo mayor que la sugerida por las cifras del Cuadro 4. En cualquier caso, los datos apuntados por este último apuntan a que la calidad de los libros de difuntos y bautismos de Castilla-La Mancha, Extremadura, Castilla y León, Madrid y La Rioja, en la década de 1860, era mejor o bastante mejor que la de los de Andalucía, Cataluña y, sobre todo, Valencia y Murcia.

Ahora bien, las omisiones en los libros de registros sacramentales de Castilla-La Mancha tenían una magnitud muy diferente en las distintas provincias de este territorio.

<sup>83</sup> Para el trienio de 1860-1862, intervalo de menor mortalidad que el de 1863-1870, Muñoz Pradas estima una tasa de mortalidad infantil del 288,8 ‰ en dicha Comunidad Autónoma: 316,00 ‰ en Ciudad Real, 312,20 ‰ en Toledo, 269,32 ‰ en Cuenca, 266,06 ‰ en Guadalajara y 263,52 ‰ en Albacete (Muñoz Pradas, 1998, p. 208).

En el Cuadro 4 aparece esta importante disparidad: las deficiencias de los libros de difuntos y bautismos inducen a una importante infravaloración de la tasa de mortalidad infantil en Ciudad Real, pero no en Guadalajara. Es muy improbable que las estadísticas del *Movimiento Natural de la Población en España* sesguen al alza la mortalidad infantil en una determinada provincia o región en 1863-1870<sup>84</sup>. El hecho de que la columna C del Cuadro 4 tenga en Guadalajara un valor negativo obedece, probablemente, a que Dopico infravalora la probabilidad de fallecimiento en el primer año de vida en Castilla-La Mancha y/o a que Muñoz Pradas subvalora la ratio tasa bruta de mortalidad infantil en dicho territorio alcarreño/tasa de mortalidad infantil en el conjunto de la región castellanomanchega<sup>85</sup>.

Por otro lado, en 1863-1870, la tasa de mortalidad infantil era, en Ciudad Real, un 11,8 % mayor que en las 9 localidades de la muestra de esta provincia; en cambio, en Guadalajara, en ese mismo periodo, dicha variable arrojaba un valor superior, un 1,5 % más alto, en los núcleos de la muestra que en la totalidad de pueblos de la provincia<sup>86</sup>.

De todo lo anterior, cabe inferir o corroborar: 1) que la calidad de los registros sacramentales castellanomanchegos era, a mediados del siglo XIX, elevada en el contexto del conjunto de regiones que integran la España peninsular seca, pero bastante desigual en sus distintas provincias; 2) que los libros de difuntos y bautismos de los 9 núcleos de la muestra de Ciudad Real inducen a sesgar a la baja la tasa de mortalidad infantil, en el periodo 1863-1870, en el conjunto de localidades rurales de dicha provincia en una proporción aún mayor de lo que se sugiere en el Cuadro 4; y, 3) que los registros sacramentales de Guadalajara permiten una aceptable aproximación a los niveles de mortalidad infantil en dicha provincia en el intervalo 1863-1870.

En el siglo XIX, del total de omisiones de decesos en los registros sacramentales o en los civiles, las de la población de menos de un mes suponían, por doquier, un alto porcentaje. Ya señalamos que no resulta verosímil que la tasa de mortalidad neonatal,

---

<sup>84</sup> Para que así fuese tendrían que haberse anotado en los libros de finados bastantes decesos de niños que no aparecen en los libros de bautismos por haber perdido la vida antes de haber sido crismados en la correspondiente parroquia. Es bastante probable que las criaturas fallecidas al poco de nacer registradas en los libros de óbitos superase ligeramente al de las mismas anotadas en los libros de bautismos, pero este diferencial en absoluto era suficiente para inducir una sobrevaloración de la tasa de mortalidad infantil, ya que era compensado con creces por el importante volumen de niños y niñas de corta edad que fallecían sin haber dejado rastro en unos y otros.

<sup>85</sup> En 1901-1905, las disparidades en las tasas de mortalidad infantil en las provincias castellanomanchegas eran mucho menores que las estimadas por Muñoz Pradas (1998) para 1860-1862: 200,1 ‰ en Albacete, 200,1 ‰ en Ciudad Real, 201,8 ‰ en Cuenca, 194,5 ‰ en Guadalajara y 192,4 ‰ en Toledo (Gómez Redondo, 1992, p. 376). Aunque hayan pasado cuatro décadas entre uno y otro periodo y los datos del quinquenio 1901-1905 no estén exentos de problemas, la mortalidad infantil no parece haber registrado en la España interior cambios trascendentales en las cuatro últimas décadas del siglo XIX y, por ende, resulta bastante probable que las estimaciones de Muñoz Pradas hayan exagerado algo los contrastes entre las diferentes provincias de Castilla-La Mancha en cuanto a riesgo de deceso en el primer año de vida en 1860-1862. Como ocurre siempre, y máxime cuando se parte de estadísticas bastante defectuosas, los márgenes de error de las estimaciones crecen a medida que el nivel de desagregación espacial del estudio se incrementa. Hemos de otorgar, pues, más confianza a la cifra nacional que a las cifras regionales y más a estas últimas que a las provinciales.

<sup>86</sup> Para el cómputo de tales tasas provinciales han sido excluidos del mismo las cifras de defunciones y bautizados de las dos respectivas capitales de provincia.

entre 1840 y 1899, fuese casi un 50 % mayor en Guadalajara que en Ciudad Real. ¿Qué puede deducirse de la comparación de las probabilidades de muerte en el primer mes de vida en dichas provincias castellananas y en otros territorios europeos?

Entre 1816 y 1870, en 46 parroquias de la región del Véneto, el 217 % de los nacidos fallecieron antes de haber finalizado su cuarta semana de vida (Piccione, 2016, p. 25). En 1862-1868, la mortalidad neonatal se acercaba o superaba el 120 % en Lombardía y Piamonte y se aproximaba al 140 % en las Marcas y al 100 % en Toscana. En Alghero, localidad sarda, si a los fallecidos en el primer mes se les agregan los falsos nacidos muertos<sup>87</sup> en cuya partida se indica una específica edad de deceso, la tasa de mortalidad neonatal se elevaría al 147 %, más del doble de la que se infiere de las estadísticas del registro civil de este núcleo de población (Breschi, Exposito, Mazzoni y Pozzi, 2012, pp. 69 y 75).

En 1851, la probabilidad de muerte en el primer mes de vida ascendió al 118,4 % en 22 Länder del Imperio austríaco (Dalla-Zuana y Rossi, 2010, p. 832). En Escania, región meridional de Suecia, la mortalidad neonatal, entre 1766 y 1867, se elevó al 103,5 % sin contabilizar a los nacidos muertos y al 119,2 % incluyéndolos (Oris, Derosas y Breschi, 2004, p. 396). En 14 pueblos alemanes, en los siglos XVIII y XIX, la mortalidad neonatal osciló entre el 67 y el 190 %, ascendiendo el promedio al 108 % (Knodel, 1988, p. 48). En Bélgica, hacia 1860 la probabilidad de deceso en el primer mes de vida era del 66 %<sup>88</sup> (Eggerick, Debuissou y Sanderson, 2012, p. 28).

Teniendo en cuenta todas esas informaciones y el relativamente alto nivel de la mortalidad infantil en las provincias castellanomanchegas, consideramos muy poco verosímil que la probabilidad de deceso en el primer mes de vida, entre 1840 y 1899, fuese en Ciudad Real y Guadalajara inferior al 90-100 %. Si esta inferencia fuese acertada, los registros sacramentales inducirían a infravalorar, en el citado periodo, la mortalidad neonatal en, cuando menos, un 44,4 y un 17,1 % en dichas provincias, respectivamente. El examen de los niveles de mortalidad neonatal en diversas partes de Europa apunta a que los libros de difuntos y bautismos de Guadalajara, pese a su mayor calidad, contienen también omisiones de cierta relevancia que inducen a subestimar la mortalidad neonatal y, aunque en menor medida, la infantil.

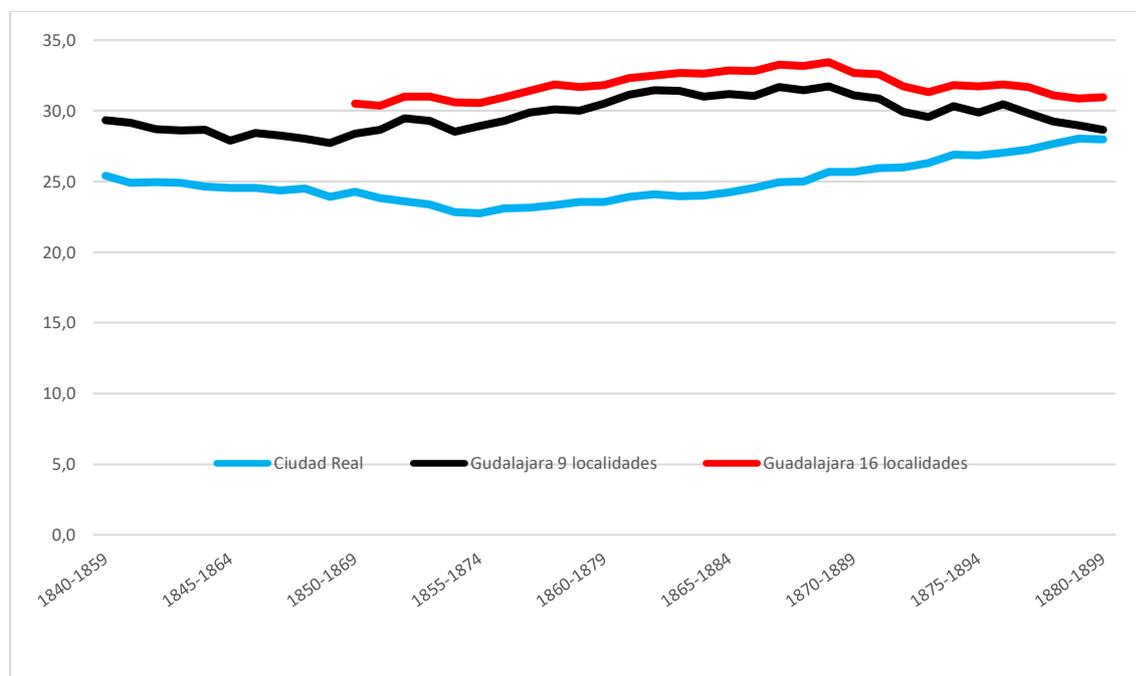
En el Gráfico 8 hemos representado los cocientes tasas de mortalidad neonatal/tasas de mortalidad infantil, en periodos de veinte años, en 9 localidades de Ciudad Real y 9 y 16 de Guadalajara. Estas ratios, demasiado reducidas, constituyen una prueba más de que los registros sacramentales castellanomanchegos llevan a infravalorar la mortalidad infantil y, más aún, la neonatal y de que las omisiones de decesos eran mayores en los libros de difuntos de Ciudad Real que en los de Guadalajara.

---

<sup>87</sup> Diversos autores han subrayado la importancia de los falsos nacidos muertos (niños que fallecían después del parto y antes de ser bautizados o registrados civilmente) en el cómputo de la mortalidad infantil y, sobre todo, neonatal en varios países europeos (Oris, Derosas y Breschi, 2004, p. 362).

<sup>88</sup> Hay que tener en cuenta que la mortalidad infantil era bastante menor en Bélgica que en Gerona en esa época.

**Gráfico 8. Ratios tasas de mortalidad neonatal / tasas de mortalidad infantil, en periodos de veinte años, en 9 localidades de Ciudad Real y en 9 y 16 localidades de Guadalajara, 1840-1899 (en %)**



Fuentes: Las del Cuadro 1.

Ni en Ciudad Real, ni en Guadalajara, el cociente representado en el Gráfico 8 alcanzó nunca el 33,5 %. En la primera de dichas provincias, osciló entre el 22,7 % de 1855-1874 y el 28,0 % de 1879-1898. Es decir, en este territorio se situó siempre por debajo del 30 %. En la muestra *pequeña* de Guadalajara, esta ratio se movió entre el 27,7 % de 1849-1868 y el 31,7 % de 1869-1888. Los mayores valores de esta ratio se alcanzaron en la muestra *grande* de Guadalajara: aquí el mínimo fue del 30,4 %, en 1851-1870, y el máximo del 33,4 % en 1869-1888.

El cociente mortalidad neonatal/ mortalidad infantil en Guadalajara y, sobre todo, en Ciudad Real era bastante o muy inferior al registrado en esa época en otros países, regiones o localidades europeos. En Bélgica era del 38 % hacia 1860, en Sart (Bélgica) del 47,2 % en 1812-1900, en Tilleur (Bélgica) del 42,2 % en 1846-1880, en Scania (sur de Suecia) del 44,8 % en 1829-1867, en Casalguidi (Toscana, Italia) del 40,6 % en 1819-1859 y en Madregolo (Parma, Italia) del 51,4 % en 1800-1883 (Oris, Derosas y Brechi, 2004, pp. 362-366). Tal ratio ascendía al 49,0 % en 22 Länder del Imperio austríaco a mediados del siglo XIX (Dalla-Zuanna y Rossi, 2010, pp. 832 y 834) y a más del 70 % en 46 parroquias de la región del Véneto en 1816-1870 (Piccione, 2016, p.25). En consecuencia, en casi todos los territorios europeos considerados, la mortalidad neonatal representó más del 40 % de la mortalidad infantil en diversos tramos del siglo XIX. Es cierto que ese cociente no es independiente de la cuantía de la probabilidad de muerte en el primer año de vida, pero los contrastes en esta última en absoluto pueden explicar que

el porcentaje que representaba la mortalidad neonatal en la mortalidad infantil fuese bastante menor en Guadalajara y Ciudad Real que en tales territorios europeos<sup>89</sup>.

En resumen, el estudio comparativo, entre las provincias castellanomanchegas y diversas áreas europeas, de los niveles de la mortalidad en el primer mes de vida y de las estructuras de la mortalidad infantil aporta varias e importantes evidencias en favor de la hipótesis de un apreciable y amplísimo subregistro de decesos de criaturas de menos de cuatro semanas en los libros de difuntos de Guadalajara y Ciudad Real, respectivamente, en el periodo 1840-1889. En esta última provincia, la ratio tasa de mortalidad infantil/tasa de mortalidad temprano-juvenil tendió a aumentar: pasó del 22,7 % en 1855-1874 al 28,0 % en 1879-1898. Esta elevación apunta a una cierta reducción de las omisiones de neonatos fallecidos en los libros de difuntos en Ciudad Real. En Guadalajara, dicho cociente se movió al alza entre 1840-1859 y 1869-1888, pero luego se invirtió la tendencia y retornó, en las dos postreras décadas del siglo XIX, al nivel del intervalo 1840-1859. En consecuencia, es probable que en el territorio alcarreño se moderase el subregistro de neonatos finados en las primeras décadas del arco cronológico de esta investigación, pero que repuntase en el tramo final de este último.

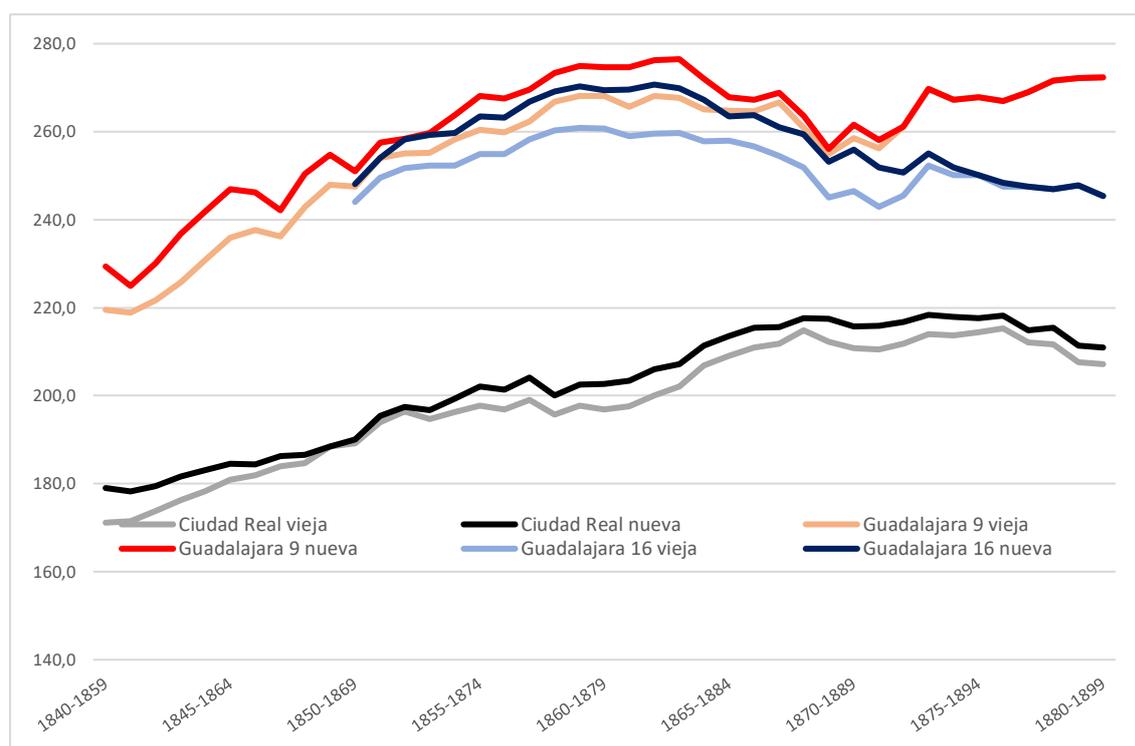
Las omisiones en los libros de bautismos y difuntos también llevan a infravalorar las tasas de mortalidad infantil, aunque no de manera tan escandalosa como en el caso de las tasas de mortalidad neonatal. Si *eliminamos* el subregistro específicamente femenino de decesos de menores de un año, ¿en qué medida se elevan las tasas de mortalidad infantil y se logra una aproximación de estas últimas a sus valores *reales*? En el Gráfico 9 hemos representado las tasas inferidas directamente de las fuentes y las corregidas una vez *eliminado* el subregistro específico de niñas fallecidas antes de su primer aniversario en los libros de óbitos<sup>90</sup>.

---

<sup>89</sup> En Austria, entre 1820 y 1870, la tasa de mortalidad infantil osciló entre el 250 y el 310 ‰ (Kytir y Münz, 1993, p. 71). En Lombardía, en la década de 1860, la mortalidad infantil superaba el 250 ‰ (Breschi, Exposito, Marzzoni y Pozzi, 2012, pp. 71-72. En 46 parroquias de la región del Véneto, entre 1816 y 1870, la probabilidad de muerte en el primer año de vida fue del 299,3 ‰ (Pizzione, 2016, p. 25). Por tanto, las tasas de mortalidad infantil de esos territorios no eran muy distintas de las registradas en las provincias castellanomanchegas en el siglo XIX.

<sup>90</sup> Hemos supuesto que las relaciones de masculinidad de las tasas de mortalidad infantil, en periodos de veinte años, no podían sobrepasar el 112,5 %. Cuando superaban este listón, hemos rectificado al alza las cifras de niñas fallecidas de modo que tal cociente se situase en el citado umbral. Lógicamente, cuando las relaciones de masculinidad se situaban por debajo del 112,5 %, dejábamos inalteradas las cifras de decesos de niñas de menos de un año.

**Gráfico 9. Tasas de mortalidad infantil viejas y nuevas, en periodos de veinte años, en 9 localidades de Ciudad Real y en 9 y 16 localidades de Guadalajara, 1840-1899 (en %)**



Fuentes: Las mismas del Cuadro 1.

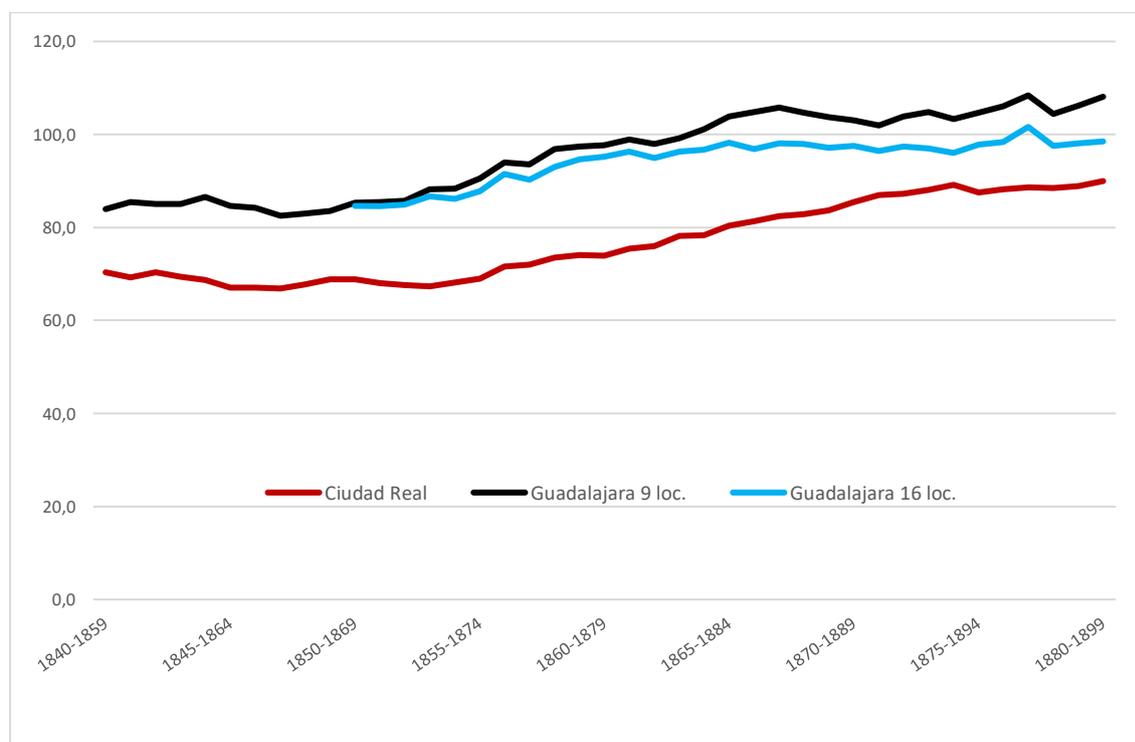
En Ciudad Real, el diferencial entre la tasa *nueva*, la que *elimina* el subregistro específicamente femenino, y la *vieja* alcanzó su valor máximo en 1840-1859: un 4,6 %. Luego decreció hasta el punto desaparecer de manera episódica en 1849-1868. Después repuntó hasta 1862-1881, intervalo en el que se situó en el 3,0 %. A continuación volvió a mermar y no superó el 2 % en ningún tramo del último cuarto del siglo XIX. En la muestra de 9 localidades de Guadalajara, el máximo de tal diferencial se ubicó en 1843-1862, también en la parte inicial del arco cronológico de esta investigación, y tuvo una magnitud similar al de Ciudad Real: el 4,9 %. Después cayó hasta el 1,3 % en 1852-1871, pero se recuperó a continuación y se situó en el 3,4 % en 1861-1880. Más tarde, al igual que en Ciudad Real, decreció y pasó ser cero a partir del lapso 1872-1891. En el caso de la muestra de 16 localidades de Guadalajara, en la que, recordémoslo, las series arrancan de 1850, dicho diferencial fue en aumento hasta 1862-1881, intervalo en el que se situó en el 4,3 %. Luego tendió a retroceder y pasó a ser cero o valores próximos a cero desde 1875-1894. En definitiva, la *eliminación* del subregistro específicamente femenino de los decesos de criaturas de menos de un año comporta una corrección al alza de la tasa de mortalidad infantil de Ciudad Real y Guadalajara que no supera el 5 % en ningún tramo; además, en la segunda de estas provincias las relaciones de masculinidad de las probabilidades de muerte en el primer año de vida se situaron por debajo del 112,5 % y, por ende, se *normalizaron* en el último cuarto del siglo XIX. En consecuencia, el subregistro específicamente femenino fue una porción relativamente pequeña del subregistro general de óbitos de la población infantil. Ahora bien, ello no debe llevarnos a

minimizar la importancia social del fenómeno de la discriminación de género ante la muerte de criaturas de corta edad practicada por algunas familias castellanas.

¿La evolución del subregistro específicamente femenino permite estimar la del subregistro general? Nuestra respuesta es no. Uno y otro compartieron, probablemente, tendencias, pero nada asegura que las cronologías y, sobre todo, las intensidades de las mismas fuesen idénticas o, cuando menos, parecidas. La preferencia por los descendientes varones y, por consiguiente, la discriminación de género ante la muerte en las criaturas fallecidas pocos días o meses después de nacer dependía en buena medida del estatus de las jóvenes y las mujeres en la sociedad. No coincidían, por tanto, exactamente las causas del subregistro específicamente femenino y del general. En consecuencia, no estaría fundamentado el recurso a la trayectoria del primero para estimar la del segundo.

Las ratios provinciales tasas brutas de mortalidad infantil /tasas brutas de mortalidad temprano-juvenil, que hemos representado en el Gráfico 10, pueden también arrojar alguna luz sobre las dimensiones y las trayectorias del subregistro de finados de menos de un año en los libros de difuntos de Ciudad Real y Guadalajara.

**Gráfico 10. Ratios tasas brutas de mortalidad infantil / tasas brutas de mortalidad temprano-juvenil, en periodos de veinte años, en 9 localidades de Ciudad Real y en 9 y 16 localidades de Guadalajara, 1840-1899 (en %)**



Fuentes: Las del Cuadro 1.

En la muestra de 9 localidades de Guadalajara, las ratios representadas en el Gráfico 10 superaron a las de la muestra de pueblos de Ciudad Real en porcentajes que se movieron entre el 15,7 % de 1874-1893 y el 32,1 % de 1860-1879. En el caso de la muestra de 16 núcleos de población de Guadalajara, tales cocientes excedieron a los de la muestra de 9 localidades de Ciudad en porcentajes que fluctuaron entre el 9,5 % de 1880-1899 y el 28,7 % de 1860-1879. Además, hasta el intervalo 1865-1884, todos los diferenciales entre las ratios de Guadalajara y las de Ciudad Real sobrepasaron el 20 %. ¿Es verosímil que la tasa de mortalidad infantil fuese en esta última provincia, de manera no episódica, bastante más reducida, con respecto a la tasa de mortalidad temprano-juvenil, que en el territorio alcarreño? Claramente, no. Los significativos diferenciales entre estas ratios constituyen una evidencia más en favor de la hipótesis de que el subregistro de decesos de criaturas de menos de un año tuvo mayor entidad en Ciudad Real que en Guadalajara.

El Gráfico 10 muestra un incremento muy notable de las ratios tasas de mortalidad infantil/ tasas de mortalidad temprano-juvenil: en Ciudad Real, del 34,5 % entre 1847-1866 y 1880-1899; en la muestra de Guadalajara de 9 localidades, del 31,4 entre 1847-1866 y 1877-1896; y, en la muestra de Guadalajara de 16 localidades de Guadalajara, del 20,1 % entre 1851-1870 y 1877-1896<sup>91</sup>. ¿Es verosímil un crecimiento tan vigoroso de dichos cocientes? La literatura ha puesto de manifiesto que, en la España interior, la mortalidad temprano-juvenil tocó techo algo antes<sup>92</sup> y se moderó un poco más que la mortalidad infantil en el último tercio del siglo XIX (Reher, Pérez-Moreda y Bernabeu-Mestre, 1997, pp. 35-56; Ramiro y Sanz, 2000, pp. 252-253; Sanz y Ramiro, 2002, p. 384). Ahora bien, el diferencial de este descenso no parece haber tenido la entidad suficiente para elevar las ratios tasas de mortalidad infantil/ tasas de mortalidad temprano-juvenil cerca o más del 30 %. ¿Qué factor adicional tuvo que concurrir para que dichos cocientes se moviesen al alza de manera tan vigorosa? El mejor candidato, que encaja bien con nuestro puzle, no es otro que el afloramiento de parte del subregistro de decesos de criaturas de menos de un año en los libros de difuntos. Probablemente, en las décadas de 1840, 1850 y 1860, la tasa de mortalidad infantil suponía, con respecto a la tasa de mortalidad temprano-juvenil, porcentajes significativamente más elevados de los que se infieren de los registros sacramentales, algo menos o en torno al 70% en Ciudad Real y alrededor del 85 % en Guadalajara (véase el Gráfico 10). Como el subregistro de fallecidos de menos de un año era mayor en la primera que en la segunda de dichas provincias, es lógico que el cociente entre las citadas de tasas de mortalidad en la temprana infancia aumentase más en aquel territorio que en este último<sup>93</sup>. Además, aunque menor que el de Ciudad Real, el fuerte aumento de las referidas ratios en Guadalajara apunta a que, en las décadas de 1840, 1850 y 1860, el subregistro de decesos de criaturas de menos de un año no era insignificante en esa provincia. Ello implicaría que habría que revisar al alza, tal vez no menos de un 5%, la tasa de mortalidad infantil

---

<sup>91</sup> Recordemos que las series de esta última muestra arrancan de 1850. Si hubiesen comenzado en 1840, tal porcentaje de incremento habría sido, probablemente, algo mayor.

<sup>92</sup> Nos estamos refiriendo, lógicamente, al movimiento alcista registrado en el tercer cuarto del siglo XIX.

<sup>93</sup> Todo apunta a que los diferenciales de subregistro de neonatos e infantes fallecidos entre Ciudad y Guadalajara tendieron a reducirse en las últimas décadas del siglo XIX.

en tal territorio en la primera parte del arco cronológico de esta investigación. Por supuesto, la corrección del mismo signo en Ciudad Real debería tener, en tales decenios, una magnitud netamente superior.

Hemos realizado un par de experimentos para intentar aproximarnos a la trayectoria de la infravaloración de las tasas de mortalidad infantil fruto del subregistro de nacidos vivos y de decesos de criaturas de menos de un año en los libros de bautismos y difuntos, respectivamente. Los resultados no han sido satisfactorios. El primero ha intentado partir de datos más fiables que los empleados en esta investigación. Las estimaciones de Dopico y/o Muñoz Pradas de la  $q_0$  y las estadísticas del *Movimiento Natural de la Población en España* (Instituto Geográfico y Estadístico, 1877) permiten computar dicho cociente en las diversas provincias y regiones españolas en 1863-1870<sup>94</sup>; además, esta última fuente posibilita el cálculo del cociente  $q_0/4q_1$  en el periodo 1903-1909<sup>95</sup>. Ahora bien, ¿cómo evolucionó esta última ratio entre 1863-1870 y 1903-1909? Carecemos de información para determinar su recorrido entre dichos periodos. Por ello, hemos tenido que recurrir a un supuesto *heroico*: la conexión lineal entre los cocientes de 1863-1870 y 1903-1909 y la prolongación de la correspondiente recta hasta el intervalo en el que arranca nuestra investigación. Además de este problema de notable envergadura, el experimento que estamos realizando tiene otras debilidades de bastante entidad: las estimaciones de las tasas de mortalidad infantil de Dopico (1987) y Muñoz Pradas (1998), están sujetas a márgenes de error considerables; la *provincialización* de las tasas de 1863-1870 se ha tenido que efectuar con las del trienio 1860-1862; las cifras provinciales de nacidos y de defunciones de 1 a 5 años del *Movimiento Natural de la Población en España* del periodo 1863-1870 presentan las inexactitudes de los registros sacramentales y de las distintas agregaciones de los datos parroquiales; el porcentaje que suponían los fallecidos de cinco años en el total de decesos de cero a cinco años no tenía por qué ser el mismo en 1908 que en 1863-1870, y las estadísticas de los hechos vitales de los primeros años del siglo XX, basadas ya en el Registro Civil, contienen las imperfecciones que aún tenía esta fuente agravadas por la confusión que pudo inducir el hecho del cambio de criterio, que tuvo lugar en 1902 o 1903, a la hora de clasificar a los fallecidos con *exactamente* un año como población infantil o como población tempranojuvenil (Dirección General del Instituto Geográfico y Estadístico, 1901, 1903 y 1906). Por tanto, no puede sorprendernos que el resultado de este experimento haya sido completamente insatisfactorio: de él se estiman tasas de mortalidad infantil, tanto en

---

<sup>94</sup> Para el cálculo de la  $4q_1$  se precisa el dato de la  $q_0$ . Para el cómputo de esta última hemos empleado las tasas regionales de mortalidad infantil estimadas por Dopico (1987) *provincializadas* de acuerdo a las estimaciones de Muñoz Pradas (1998) para el trienio 1860-1862. Como el *Movimiento Natural de la Población en España* del periodo 1863-1870 ofrece cifras de defunciones de jóvenes de 1 a 5 años (no a 4), ha sido necesario estimar el porcentaje que suponían los decesos de criaturas de 5 años dentro del total de finados de 1 a 5 años. Para ello hemos tenido que recurrir a las estadísticas de hechos vitales en 1908 porque en este ejercicio aquellas ofrecen, hasta los 12 años, cifras de deceso a todas las edades. Una vez calculada dicha proporción, que en Gerona, Albacete, Ciudad Real y Guadalajara osciló entre el 3,3 y el 6,6 % (datos provinciales excluida la capital de la provincia), ya podíamos estimar el total de fallecidos entre 1 y 4 años en el intervalo 1863-1870 (Instituto Geográfico y Estadístico, 1914).

<sup>95</sup> En 1900, 1901 y, tal vez, 1902, no aparecen los fallecidos de menos de un año, sino estos más las criaturas finadas cuando tenían *exactamente* un año. Ello introduce una discontinuidad en las estadísticas de mortalidad infantil. De ahí que hayamos calculado el cociente  $q_0/4q_1$  de 1903-1909 y no el de 1900-1909.

Ciudad Real como en Guadalajara, aún inferiores, en los tramos iniciales del arco cronológico de esta investigación, a los inferidos directamente de las fuentes sacramentales. Así, por ejemplo, dicha variable, si diésemos por válido el citado procedimiento, se situaría, en el periodo 1840-1859, en el 165,2 ‰ en la primera de esas provincias y en el 184,8 ‰ en la segunda. Esos valores son inferiores, en un 3,5 y en un 15,8 ‰, respectivamente, a los calculados a partir de los libros de difuntos y bautismos. Como todo apunta a que los registros sacramentales inducen a una importante infravaloración de la mortalidad infantil, las citadas estimaciones no son verosímiles y, en consecuencia, hay que desechar esta vía de rectificación de las tasas de mortalidad de la población de menos de un año.

El segundo experimento se sustenta en dos ideas: los registros sacramentales de Guadalajara tienen una calidad netamente superior a los de Ciudad Real y los promedios y las trayectorias de las ratios tasas brutas de mortalidad infantil/ tasas brutas de mortalidad temprano-juvenil de las citadas provincias deben de haber sido bastante similares<sup>96</sup>. Ello incita a recalcular las tasas brutas de mortalidad infantil en Ciudad Real suponiendo que los cocientes entre estas últimas y las tasas brutas de mortalidad temprano-juvenil fueron, en realidad, los observados en Guadalajara. Esta tentativa presenta, cuando menos, dos importantes problemas: los datos del territorio alcarreño, aunque mejores que los del manchego, tienen defectos importantes<sup>97</sup> y los niveles relativos de subregistro de decesos de niños de menos de un año, como sugiere el Gráfico 10, variaron apreciablemente en el tiempo<sup>98</sup>. Este procedimiento introduce una notable revisión al alza de las tasas de mortalidad infantil en Ciudad Real que oscila entre un máximo del 34,1 ‰ en 1860-1879 y el 15,7 ‰ en 1874-1893. Los niveles se aproximan ahora bastante más a la realidad, pero la nueva serie presenta características difícilmente aceptables: en primer lugar, la tasa de 1880-1899, 248,8 ‰, supera a la de 1840-1859, 210,8 ‰, en un 18,0 ‰; y, en segundo lugar, el incremento de la misma, entre 1840-1859 y 1867-1886, asciende al 29,7 ‰. Todo apunta a que la rectificación no ha elevado suficientemente la mortalidad infantil en los primeros tramos y, por tanto, la nueva serie también exagera bastante el repunte de dicha variable en Ciudad Real después de mediados del Ochocientos. En definitiva, tampoco este experimento permite llevar a cabo una aproximación a las tasas reales de mortalidad infantil importante y de una entidad similar en todos los tramos del periodo objeto de estudio. Tras estas tentativas fallidas, de nuestras indagaciones únicamente cabe inferir: 1) que el subregistro de decesos de criaturas de menos de un año era menor en las dos últimas décadas del siglo XIX que a mitad de dicha centuria; y, 2) que la diferencia entre la calidad de las fuentes

---

<sup>96</sup> En nueve provincias castellanas, los niveles y los movimientos a largo plazo de la mortalidad adulta y de la mortalidad de párvulos fueron muy parecidos en los siglos XVIII y XIX (Llopis, Sebastián, Abarca y Velasco, 2021).

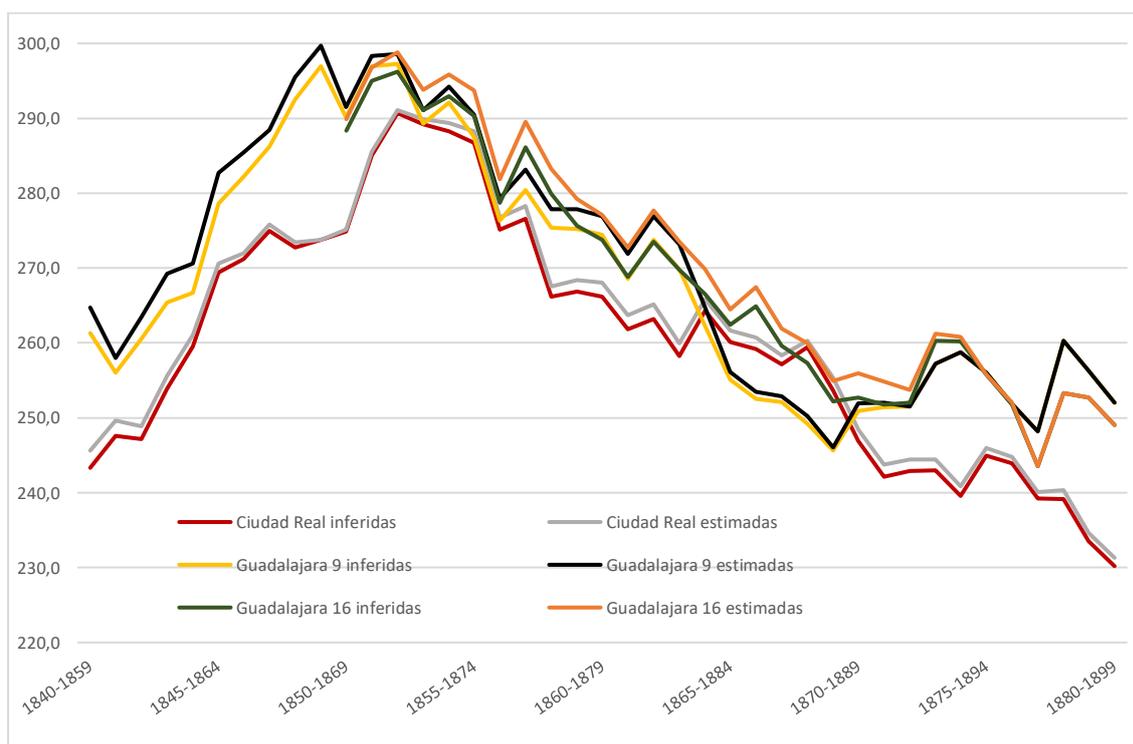
<sup>97</sup> Por ejemplo, hubo un subregistro específicamente femenino entre los fallecidos antes de cumplir su primer aniversario, al menos en la primera parte del arco cronológico de esta investigación.

<sup>98</sup> El diferencial entre las ratios tasas brutas de mortalidad infantil/ tasas brutas de mortalidad temprano-juvenil, medidas en porcentaje, en Guadalajara (muestra de 16 localidades) y en Ciudad Real era de 21,3 puntos en 1860-1879 y de solo 8,5 puntos en 1880-1899. Todo apunta a que la calidad de los registros sacramentales de Ciudad Real se fue aproximando a la de los de Guadalajara en el último cuarto del siglo XIX.

sacramentales de Guadalajara y Ciudad Real, muy notable en las décadas de 1840, 1850 y 1860, tendió a reducirse en los postreros decenios del Ochocientos.

Como ya hemos subrayado anteriormente, varios indicadores y evidencias apuntan a que el número de jóvenes de 1 a 4 años fallecidos que carece de la correspondiente partida de defunción fue pequeño en Ciudad Real y Guadalajara. Ahora bien, el subregistro de decesos de niños de menos de un año genera un sesgo a la baja en las tasas de mortalidad infantil y también, aunque en mucha menor medida, en las tasas de mortalidad temprano-juvenil. No hemos podido estimar las trayectorias de las tasas de mortalidad infantil sin subregistro general de defunciones de criaturas de menos de un año, pero sí las de las tasas de mortalidad infantil *eliminado* el subregistro específicamente femenino de decesos de la población que aún no había llegado a cumplir su primer aniversario. Una vez efectuada esta corrección, ¿en qué medida queda alterada la mortalidad temprano-juvenil? El Gráfico 11 permite dar respuesta a este interrogante.

**Gráfico 11. Tasas de mortalidad temprano-juvenil, en periodos de veinte años, inferidas de las fuentes sacramentales y estimadas eliminando el subregistro específicamente femenino de nacidos vivos y de decesos de criaturas de menos de un año en 9 localidades**



Fuentes: Las del Cuadro 1.

La *eliminación* del subregistro específicamente femenino de los nacidos y de los fallecidos de menos de un año induce una revisión al alza de la tasa bruta de mortalidad temprano-juvenil muy pequeña, que en ningún tramo de veinte años llega a alcanzar el 2 %: en Ciudad Real, la mayor corrección fue del 1,0 % en 1840-1859; en la muestra de 9

localidades de Guadalajara, del 1,5 % en 1845-1864; y, por último, en la muestra de 16 localidades de Guadalajara, del 1,5 % en 1862-1881. Lógicamente, la cronología y la intensidad del movimiento ascendente y descendente de esta variable en los distintos territorios examinados apenas se modifican. En Ciudad Real, la tasa bruta de mortalidad temprano-juvenil se elevó un 18,5 % entre 1840-1859 y 1852-1871 y retrocedió un 20,5 % entre 1852-1871 y 1880-1899. Por su parte, en la muestra de 9 localidades de Guadalajara, el alza fue del 13,6 % entre 1840-1859 y 1852-1871 y la caída del 15,2 % entre 1852-1871 y 1880-1899. Como la corrección al alza de las tasas de mortalidad infantil ha sido bastante incompleta y varios indicios apuntan a una mejora de la calidad de las fuentes sacramentales castellanas desde mediados del siglo XIX, nuestras últimas cifras siguen exagerando algo el aumento de la mortalidad temprano-juvenil en las décadas de 1850 y 1860, especialmente en la provincia de Ciudad Real, que era el territorio que partía de un nivel de subregistro en los libros de difuntos y bautismos más alto. En suma, aunque no podamos en este caso calcular exactamente los niveles y los movimientos de la tasa de mortalidad temprano-juvenil, las fuentes sacramentales permiten un razonable acercamiento a la magnitud y a la trayectoria de dicha variable en el mundo rural castellano en las seis últimas décadas del siglo XIX, al menos en lo que atañe a las provincias de Ciudad Real y Guadalajara.

Los niveles y la evolución del subregistro en los libros de difuntos dependieron de diversos factores de índole geográfico, histórico e institucional<sup>99</sup>. A raíz de la Revolución Liberal, dos parecen haber tenido una influencia muy notable en la trayectoria de tal fenómeno: las presiones de las autoridades civiles y eclesiásticas para mejorar la calidad de los registros sacramentales y la tendencia muy mayoritaria al aumento, aunque de diferente magnitud y cronología en los distintos territorios y localidades españoles, del periodo medio entre el parto y el bautismo parroquial en la segunda mitad del siglo XIX.

El nuevo Estado Liberal pronto evidenció un interés creciente por disponer de mejor y más actualizada información sobre la población española, su natalidad, su mortalidad, su nupcialidad y sus movimientos migratorios. Como las tentativas para poner en funcionamiento en todo el territorio nacional un Registro Civil no prosperaron hasta 1870-1871, los gobiernos tuvieron que recurrir a las fuentes sacramentales para poder obtener buena parte de los datos demográficos que deseaban recopilar anualmente. La Real Orden del 1 de diciembre de 1837, dirigida tanto a las autoridades civiles como a las eclesiásticas, homogeneizó y amplió la información que debían suministrar las partidas de bautismo y de defunción, y ordenó que los párrocos notificasen el número de bautizados, casados y fallecidos trimestralmente a los ayuntamientos, quienes debían remitir esta información a las diputaciones provinciales y estas, tras organizar y agregar las estadísticas por partidos judiciales, tenían que enviar los correspondientes resúmenes al ministerio de la Gobernación. Los resultados de esta tentativa fueron inicialmente decepcionantes: en 1840, en 18 provincias no se habían recopilado y en bastantes de las

---

<sup>99</sup> Entre otros, del tipo de poblamiento, del número de clérigos seculares por cada 1.000 habitantes, de la distancia media de los hogares a la correspondiente parroquia, de la organización de los distintos obispados y de la supervisión que la cúpula de estos últimos llevaba a cabo sobre el cometido del clero local. Este tema merecería ser investigado en profundidad.

restantes los datos aportados presentaban defectos de enorme envergadura. En enero de 1841 se acordó establecer el Registro Civil en todas las capitales de provincia, en las cabezas de partido y en los pueblos de más de 500 vecinos. Tampoco esta iniciativa proporcionó los resultados apetecidos: se carecía del aparato administrativo mínimo imprescindible para este cometido y, además, los pueblos tendían a introducir sesgos a la baja en las estadísticas de bautizados y fallecidos que remitían por temor a que se les impusiesen mayores cargas tributarias (Junta General de Estadística del Reino, 1863, XIX-XXXIV, Sanz y Ramiro, 2002, p. 364).

Tras este fracaso, los gobiernos no tuvieron más remedio que intensificar la presión sobre las autoridades eclesiásticas y civiles a fin de que todos los párrocos remitiesen las cifras trimestrales de nacidos, nupcias y fallecidos por grupos de edad, que la calidad de estos datos mejorase y que la elaboración de las estadísticas de hechos vitales por partidos judiciales y provincias se llevase a cabo con bastante mayor cuidado. La Comisión de Estadística del Reino, creada en 1856, y el Instituto Geográfico y Estadístico, constituido en 1870, fueron claves en la elaboración y la publicación de las primeras estadísticas provinciales y nacional de nacidos, nupcias y decesos, que cubrieron el periodo 1858-1870 (Junta General de Estadística del Reino, 1863; Instituto Geográfico y Estadístico, 1877).

Las presiones gubernamentales sobre las autoridades eclesiásticas, que se intensificaron tras la tentativa fracasada de 1841 de establecer un Registro Civil, hubo de obligar a los obispados a pedir a sus párrocos que cumpliesen con su obligación de remitir trimestralmente las cifras de nacidos, fallecidos y nupcias y que no consintiesen omisiones de hechos vitales en los libros sacramentales. Así, por ejemplo, el obispado de Cartagena-Murcia, a partir de 1853, ordenó a todos los párrocos de la diócesis a leer, en la misa mayor del primer domingo de todos los eneros, los nombres de los niños bautizados y de las personas enterradas el año anterior. Los feligreses tenían un breve plazo para notificar las omisiones que hubiesen observado (Llopis, Alonso, Fontanillo, Hípola, Méndez, Ramos y Toyos, 2019, p. 28). Es probable que este precepto, por esas mismas fechas, también se estableciese en otros obispados españoles<sup>100</sup>. En cualquier caso, todos los que hemos manejado numerosos libros de finados decimonónicos de diversos territorios españoles hemos podido constatar que, en general, las partidas de defunción proporcionan más información y tienden a ser más ordenadas y homogéneas desde la década de 1850; además, a partir de entonces, disminuyó el porcentaje de fallecidos en los que no figura su edad y, probablemente, estas mejoras fueron acompañadas de una caída del peso relativo de los decesos no incluidos en los libros de difuntos. Se estaba todavía lejos de reflejar todos los hechos vitales, pero los niveles de subregistro de las fuentes sacramentales se moderaron en la segunda mitad del siglo XIX.

Ahora bien, es probable que la tendencia a la mejora de la calidad de los libros de bautismos y difuntos se interrumpiera o se revertiera en las postreras décadas del

---

<sup>100</sup> En el arzobispado de Zaragoza, una norma similar había sido establecida y llevada a la práctica desde finales del siglo XVIII. En este caso se leían los nombres de los fallecidos y casados en el año precedente y ello se efectuaba todos los 6 de enero (Beltrán y Marco-Gracia, 2021, p. 7).

Ochocientos allí donde se elevó sustancialmente el lapso promedio entre el parto y el bautismo eclesiástico. Ese fue el caso de la provincia de Ciudad Real: en nueve de sus localidades, el citado intervalo pasó de 1,33 días en 1851 a 1,78 en 1875, a 4,00 en 1889 y a 7,21 en 1899<sup>101</sup>. En cambio, en Guadalajara, no hubo un cambio significativo en el periodo medio transcurrido entre el nacimiento y la recepción del primer sacramento en la iglesia en la segunda mitad del siglo XIX: aquel, en las nueve localidades ya indicadas anteriormente, fue de 2,13 días en 1851, de 1,95 en 1875, de 2,46 en 1889 y de 1,91 en 1899. Por tanto, no hubo una tendencia dominante de tal variable en esta provincia en dicho periodo: fueron alternándose los movimientos al alza y a la baja. Es muy probable, pues, que el nuevo patrón bautismal más tardío, que en algunos territorios europeos había comenzado a difundirse antes que en Castilla<sup>102</sup>, frenase o invirtiese en Ciudad Real la tendencia a la disminución del subregistro en los libros de difuntos y bautismos, mientras que en Guadalajara se mantuvo la costumbre mayoritaria, establecida en la primera mitad del siglo XIX, de llevar a los vástagos a la iglesia, con el objeto de que recibiesen su primer sacramento, uno o dos días después de su alumbramiento y, por tanto, las variaciones en el lapso medio entre el parto y el crismado parecen haber tenido, en las décadas postreras del Ochocientos, un impacto muy pequeño sobre el porcentaje de nacidos carentes de una partida de bautismo y/o de deceso.

El Código Civil de 1889, en su artículo 30, consideró nacido vivo al “feto que tuviere figura humana y viviere veinticuatro horas enteramente desprendido del seno materno”. Los fallecidos en el primer día de vida pasaron a ser inscritos mayoritariamente en legajos de abortos o cuadernos de fetos (Ramiro (1998), pp. 47-48 y 124). Esta nueva normativa introdujo, al menos en teoría, una discontinuidad en el Registro Civil de los finados al poco de ser alumbrados. Ahora bien, en nuestro estudio no hemos empleado esta fuente, sino los registros sacramentales. ¿En qué medida la nueva regulación de los nacidos vivos afectó a la inscripción de los finados en su primer día de vida en los correspondientes libros de bautismos y óbitos? En la década de 1890 no desaparecieron de las fuentes sacramentales las partidas de defunción de niños fallecidos antes de haber transcurrido veinticuatro horas desde su nacimiento. No obstante, el hecho de no ser reconocidos legalmente como nacidos vivos a las criaturas que murieron poco después de ser alumbradas pudo incitar a sus padres a mantener o a volver a la tradición de enterrar de manera irregular a este tipo de vástagos. Es decir, el artículo 30 del Código Civil de 1889 también pudo contribuir, aunque solo fuese en escasa medida, a frenar o revertir la

---

<sup>101</sup> En Puertollano, núcleo donde las actividades mineras e industriales estaban progresando notablemente, se avanzó con mucha mayor rapidez hacia un modelo bautismal tardío que en los restantes pueblos: en aquella localidad, el promedio del intervalo entre el parto y la recepción del primer sacramento fue de 1,39 días en 1840, de 1,87 en 1851, de 3,01 en 1875, de 11,09 en 1889 y de 20,24 en 1899. Por tanto, la excepcionalidad de Puertollano en este ámbito fue un fenómeno fundamentalmente de las dos últimas décadas del siglo XIX.

<sup>102</sup> Por ejemplo, en la provincia de Padua, en la región del Véneto, un modelo de bautismo más tardío venía ganando terreno desde la década de 1840. Ello pudo tener relación con el descenso de la mortalidad neonatal, la mayor efectividad de las presiones médicas tendentes a evitar que los bebés fuesen conducidos, sobre todo en invierno, a las iglesias pocas horas o días después de haber nacido, la secularización de la sociedad y los cambios en las relaciones sociales y familiares (Minello, Dalla-Zuanna y Alfani, 2017, pp. 767 y 790).

tendencia a anotar un creciente porcentaje de los hechos vitales en los libros sacramentales.

## 6. Conclusiones

El subregistro de nacidos y de fallecidos de menos de un año y, sobre todo, de menos de un mes en las fuentes sacramentales introduce un importante sesgo a la baja, de intensidad variable en el espacio y en el tiempo, en las tasas de mortalidad infantiles y, más aún, neonatales castellanas de las últimas seis décadas del siglo XIX calculadas a partir de los libros de bautizados y de defunciones. Quizás, las nuevas evidencias y argumentos en favor de dicha tesis constituyan la principal aportación de este ensayo. Ahora bien, ello en absoluto supone una desacreditación de las fuentes sacramentales decimonónicas. En este sentido, conviene tener muy presente: en primer lugar, que estamos investigando un periodo preestadístico en el que las variables económicas y demográficas de carácter agregado casi siempre tienen que construirse con un material documental más fragmentario y defectuoso del que hemos empleado en esta investigación; y, en segundo lugar, que los libros de defunciones omiten los decesos de un porcentaje significativo de párvulos de menos de un año y, sobre todo, de menos de un mes, pero reflejan bastante bien la mortalidad juvenil y la adulta y, por ende, los problemas de envergadura de esta fuente se circunscriben a la contabilización del número de óbitos neonatales e infantiles. No debe, pues, infravalorarse la enorme utilidad de los libros sacramentales castellanos: una razonable aproximación a la mortalidad de la población de más de un año en tales territorios desde finales de la década de 1830.

En buena medida, la vertebración de este ensayo ha tenido lugar en torno a tres preguntas: ¿corroboran las *sex ratios* de los bautizados y de las tasas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil la hipótesis de sobremortalidad femenina en la población de 0 meses, de 0 años y de 1 a 4 años? ¿Cómo evolucionó la infravaloración de las tasas de mortalidad en la temprana-infancia (neonatal, infantil y temprano-juvenil) debida a las omisiones, variables en el tiempo, de hechos vitales en los libros de bautismos y de difuntos? ¿Cuáles fueron los movimientos de la mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil en los mundos rurales de Ciudad Real y Guadalajara entre 1840 y 1899?

En lo que concierne al primer interrogante, las relaciones de masculinidad de los bautizados y de las distintas mortalidades de la temprana infancia contempladas no avalan, tanto en Ciudad Real como en Guadalajara, la hipótesis de sobremortalidad femenina entre la población neonatal, infantil y temprano-juvenil (véase el Cuadro 1). Es más, si aceptásemos que las fuentes sacramentales reflejan de manera muy fidedigna todos los hechos vitales de los territorios considerados, las *sex ratios* de la mortalidad neonatal e infantil se situarían fuera de la *norma biológica*, especialmente en Ciudad Real y en la primera parte del arco cronológico de esta investigación, y avalarían la hipótesis de sobremortalidad masculina de la población de 0 años y, sobre todo, de 0 meses. Como

resulta muy poco verosímil que las familias castellanas tuviesen una preferencia por la descendencia femenina que les indujese a alimentar y a cuidar peor a sus hijos de menos de un año que a sus hijas de esta edad, todo apunta a que esa aparente sobremortalidad masculina encubre un subregistro específicamente femenino de decesos de criaturas de corta edad, sobre todo de las niñas fallecidas a los pocos días u horas de haber sido alumbradas.

¿Por qué en los libros de óbitos decimonónicos se omiten más decesos de niñas que de niños? Consideramos que los párrocos no tenían razones para registrar de manera asimétrica los enterramientos de las primeras y de los segundos. La clave de la anomalía detectada en los libros de finados parece haber radicado en el comportamiento de determinadas familias que obviaban el ritual católico en el enterramiento de algunos de sus vástagos de corta edad y que procedían de este modo con mayor frecuencia en la sepultura de sus hijas que en la de sus hijos. Por consiguiente, existía en la Castilla de mediados del siglo XIX discriminación de género ante la muerte de las criaturas: más féminas que varones de corta edad eran enterradas de manera privada fuera de los camposantos. De modo que esas niñas, cuyo número en absoluto era insignificante, quedaban excluidas de los registros de hechos vitales y abandonaban este mundo sin dejar huella documental de su existencia. Conviene tener en cuenta que un sepelio cristiano absorbía más tiempo y tenía un mayor coste económico que un enterramiento privado efectuado de manera clandestina en el cementerio o en cualquier otro terreno.

¿Qué denota la discriminación de género ante la muerte de las criaturas? Sin duda, revela que para algunas familias el cadáver de sus hijas, al menos en ocasiones<sup>103</sup>, no tenía el mismo valor que el de sus hijos. Ahora bien, ¿ello implica necesariamente que hubiese una preferencia marcada por los hijos varones que indujese a alimentar, cuidar y tratar peor a la población de corta edad femenina que a la masculina? No, pero sí constituye una evidencia en favor de la hipótesis de que en algunos hogares la vida de los hijos era más apreciada que la de las hijas y que ello les inducía a poner más empeño en la supervivencia de aquellos que en la de estas últimas.

Las *sex ratios* de las tasas de mortalidad neonatal e infantil tampoco permiten refutar la hipótesis de sobremortalidad femenina entre la población de menos de un mes y de menos de un año: sabemos que en los libros de óbitos faltan más partidas de defunción de niñas que de niños, pero no podemos saber cuántas más. Podría suceder que el déficit fuese tal, que las relaciones de masculinidad de dichas tasas se situasen por debajo de los niveles que deberían registrarse en Ciudad Real y Guadalajara de acuerdo con las probabilidades de muerte en el primer mes y año de vida alcanzadas en dichas provincias castellanas en el periodo objeto de estudio en esta investigación. En suma, las *sex ratios* de las tasas de mortalidad neonatal e infantil ni corroboran, ni permiten refutar la hipótesis de sobremortalidad femenina de la población de menos de un año, pero sí apuntan claramente a que en algunos hogares el porcentaje de niñas enterradas al margen de los preceptos eclesiásticos era mayor que el de niños. En la mayor parte del periodo

---

<sup>103</sup> Es probable que la discriminación solo se produjese cuando concurrían determinadas circunstancias económicas o familiares.

1840-1899, hubo, pues, discriminación de género ante la muerte de las criaturas en las localidades rurales de Guadalajara y, sobre todo, Ciudad Real.

Las *sex ratios* de las tasas de mortalidad temprano-juvenil no avalan la hipótesis de sobremortalidad femenina entre la población de 1 a 4 años en Ciudad Real. En el caso de Guadalajara, dicha variable se situó por debajo del 95 % en las tres primeras ventanas de veinte años del arco cronológico de esta investigación (1840-1859, 1841-1860 y 1842-1861) y, por consiguiente, no puede descartarse completamente la existencia de sobremortalidad femenina entre la población de 1 a 4 años entre 1840 y los albores de la década de 1860. Ahora bien, conviene subrayar que este último resultado se ha obtenido con la muestra *pequeña* de 9 localidades, de tamaño excesivamente reducido. En cualquier caso, también en Gerona hemos observado que la mortalidad temprano-juvenil femenina era significativamente mayor que la masculina en las décadas centrales del siglo XIX (Llopis, Arraiza, Cañete, De la Rosa, Henríquez, Izquierdo y Pavón, 2021). Con la muestra de 16 localidades alcarreñas, la *grande*, las *sex ratios* de las tasas de mortalidad temprano-juvenil se situaron episódicamente por debajo del 95 % en 1871-1890 y 1872-1891. Por consiguiente, las evidencias de cierta contundencia en favor de la hipótesis de sobremortalidad femenina de la población de Guadalajara de 1 a 4 años se circunscriben a ciertas fases de las seis últimas décadas del siglo XIX. En este territorio, dicho fenómeno no parece haber tenido la magnitud y la continuidad que en el mundo rural zaragozano, donde la relación de masculinidad de la tasa de mortalidad temprano-juvenil se mantuvo por debajo del 100 % desde el último cuarto del siglo XVIII hasta bien entrado el XX (Marco-Gracia y Beltrán, 2021). En suma, no podemos descartar que hubiera sobremortalidad femenina en la población de Guadalajara de 1 a 4 años, pero nuestra evidencia en favor de dicha hipótesis es débil y habrá que esperar a que nuevas investigaciones, basadas en fuentes sacramentales o de otro tipo, corroboren o refuten la misma.

¿En qué medida los nacimientos y los decesos omitidos en los registros sacramentales sesgan a la baja las tasas de mortalidad neonatal e infantil en Ciudad Real y Guadalajara en las seis últimas décadas del siglo XIX? Del examen de las ratios tasas de mortalidad neonatal/ tasas de mortalidad infantil y tasas de mortalidad infantil/ tasas de mortalidad temprano-juvenil, de las comparaciones internacionales de las distintas tasas de mortalidad en la temprana infancia y de las *sex ratios* de las probabilidades de fallecimiento en el primer mes y en el primer año de vida se infiere: 1) que la infravaloración de la tasa de mortalidad neonatal, claramente superior a la de la mortalidad infantil, sobrepasó, probablemente, el 44,4 % en Ciudad Real y el 17,1 % en Guadalajara en la totalidad del periodo examinado en esta investigación; y, 2) el sesgo a la baja en la mortalidad infantil también fue bastante mayor en Ciudad Real que en Guadalajara. Por otro lado, el subregistro de decesos de población de 1 a 4 años en los libros de finados parece ser mucho más reducido que el de neonatos e infantes. Aun así, la infravaloración de las tasas de mortalidad infantil induce un ligero sesgo a la baja en las tasas de mortalidad temprano-juvenil. Lógicamente, este último tuvo que ser algo mayor en Ciudad Real que en Guadalajara.

Consideramos que carecemos de la base documental necesaria para determinar con precisión las trayectorias de las infravaloraciones de las tasas de mortalidad neonatal e infantil fruto de las omisiones de nacidos y decesos en los libros sacramentales. No obstante, algunas evidencias, como los movimientos de las *sex ratios* de las probabilidades de deceso de la población de menos de un mes y de menos de un año, apuntan a que dichos sesgos bajistas se moderaron a partir de la década de 1850, coincidiendo con una mayor presión de las autoridades civiles y eclesiásticas sobre los párrocos para que mejorasen las estadísticas de hechos vitales que estos últimos tenían la obligación de remitir trimestralmente a los correspondientes ayuntamientos.

En lo que respecta al tercer interrogante planteado, no albergamos ninguna duda de que, en Ciudad Real y en Guadalajara, al igual que en otros muchos territorios castellanos, españoles y europeos, las tasas de mortalidad neonatal, infantil y temprano-juvenil tendieron al alza en el tercer cuarto del siglo XIX. Según los registros sacramentales, la primera se elevó en Ciudad Real, entre 1840-1859 y 1878-1897, un 34,7 % y en Guadalajara (muestra de 9 localidades), entre 1840-1859 y 1867-1886, un 31,1 %; la segunda se incrementó en Ciudad Real, entre 1840-1859 y 1876-1895, un 25,8 % y en Guadalajara (muestra de 9 localidades), entre 1840-1859 y 1880-1899, un 24,1 %; y, por último, la tercera creció en Ciudad Real, entre 1840-1859 y 1852-1871, un 19,5 % y en Guadalajara (muestra de 9 localidades), entre 1840-1859 y 1852-1871, un 13,7 %. El aumento real de las tasas de mortalidad neonatal e infantil debió de ser bastante menor debido a la moderación del subregistro de nacidos y de decesos de la población de menos de un mes y de menos de un año en los libros de bautismos y de difuntos, respectivamente. Por tanto, la mejora en la calidad de las fuentes sacramentales induce, cuando se aceptan sin más las cifras de hechos vitales que se infieren de estas últimas, a exagerar en no poca medida el ascenso de la mortalidad neonatal e infantil en los distintos territorios españoles en el tercer cuarto del siglo XIX. Probablemente, el tardío inicio del descenso de la mortalidad neonatal e infantil en Ciudad Real, ya en las postrimerías del Ochocientos, pudo obedecer a que el subregistro de nacidos y decesos de criaturas de menos de un año continuaba contrayéndose en el tramo final de dicha centuria. En la muestra de 16 localidades de Guadalajara, la mortalidad neonatal alcanzó su máximo absoluto en 1864-1883 y la mortalidad infantil en 1859-1878. Es probable, pues, que el movimiento alcista de tales mortalidades concluyese algo antes de lo que apuntan los Gráficos 2 y 3 y que la tendencia descendente no se demorase tanto, sobre todo en Ciudad Real. En definitiva, la distinta calidad de las fuentes sacramentales en el periodo objeto de estudio en esta investigación dificulta no solo la medición de la intensidad de los movimientos al alza y a la baja de la mortalidad neonatal e infantil, sino también la determinación precisa de sus respectivas cronologías, especialmente en Ciudad Real. En cuanto a las tasas de mortalidad temprano-juvenil, la caída fue, entre 1852-1871 y 1880-1890, del 20,6 % en Ciudad Real y del 15,2 % en Guadalajara (muestra de 9 localidades). Al igual que en otros territorios españoles, la tendencia alcista concluyó relativamente pronto, a finales de la década de 1860 o comienzos de la de 1870. Sin duda, el subregistro mucho más moderado de decesos de la población de 1 a 4 años posibilita una

aproximación bastante mejor a la envergadura de los movimientos ascendentes y descendentes de la mortalidad temprano-juvenil y a la cronología de estos.

En definitiva, las principales conclusiones de esta investigación son: 1) hubo discriminación de género ante la muerte de criaturas de corta edad: el porcentaje de niñas que no fueron enterradas siguiendo los preceptos eclesiásticos fue bastante mayor que el de niños y ello constituye un indicio favorable a la hipótesis de preferencia por los vástagos varones y de sobremortalidad femenina de la población en la temprana infancia; 2) las fuentes sacramentales, sobre todo en Ciudad Real, infravaloran notablemente los niveles de las tasas de mortalidad neonatal e infantil y exageran el movimiento ascendente de ambas en el tercer cuarto del siglo XIX; y, 3) la mortalidad temprano-juvenil creció con brío en las décadas de 1850 y 1860, pero se moderó considerablemente desde la década de 1870 y ya era significativamente menor en 1880-1899 que en 1840-1859.

## Bibliografía

- Abarca, V. (2015). *Campos conocidos, senderos nuevos. Población y producción agraria en Burgos, 1540-1865*. Madrid. Universidad Complutense de Madrid. Tesis doctoral inédita.
- Abarca, V., Llopis, E., Sánchez Salazar, F. y Velasco, E. (2016). El declive de la mortalidad en la provincia de Zamora en los siglos XVIII y XIX. *Revista Uruguaya de Historia Económica*, 6(9), 9-30.
- Abarca, V., Llopis, E., Sebastián, J. A., Bernardos, J. U. y Velasco, Á. L. (2015). El descenso de la mortalidad en la España interior: Albacete y Ciudad Real, 1700-1895. *América Latina en la Historia Económica*, 22(3), 108-144.
- Alter, G., Manfredini, M. y Nystedt, M. (2004). Gender differences in mortality. En Bengtsson T., Campbell, C. y Lee, J. Z. *Life under Pressure: Mortality and living standards in Europe and Asia, 1700-1900* (pp. 327-358). MIT Press.
- Álvarez-Nogal, C. y Prados de la Escosura, L. (2013). The Rise and Fall of Spain (1270-1850). *Economic History Review*, 66(1), 1-37.
- Baten, J. y Murray, J. E. (2000). Heights of Men and Women in 19th-Century Bavaria: Economic, Nutritional, and Disease Influences. *Explorations in Economic History*, 37(4), 351-369.
- Bechtold, B. H. (2001). Infanticide in 19<sup>th</sup> century France: A quantitative interpretation. *Review of Radical Political Economics*, 33(2), 165-187.
- Beltrán Tapia, F. J. (2019). Sex ratios and missing girls in late -19<sup>th</sup>- century Europe. *European Historical Economics Society*. Working Papers, (EHES).

- Beltrán Tapia, F. J. y Gallego-Martínez, D. (2017). Where are the missing girls? Gender discrimination in 19th-century Spain. *Explorations in Economic History*, 66, 117-126.
- (2020). What Explains the Missing Girls in Nineteenth-Century Spain? *The Economic History Review*, 73(1), 59-77.
- Beltrán Tapia, F. J. y Marco-Gracia, F. J. (2021). Death, sex and fertility: Female infanticide in rural Spain, 1750-1950. *European Review of Economic History*. <https://doi.org/10.1093/ereh/heab023>
- Beltrán Tapia, F. J. y Raftakis, M. (2019). ‘All little girls, the bad luck!’ Sex ratios and gender discrimination in 19th-century Greece. *European Historical Economics Society, Working Papers 0172, (EHES)*.
- Bengtsson, T. (1999). The Vulnerable Child, Economic Insecurity and Child Mortality in Preindustrial Sweden: A Case Study of Västanfors, 1757-1850. *European Journal of Population*, 15, 117-151.
- Bongaarts, J. y Guilimoto, C. Z. (2015). How many more missing women? Excess female mortality and prenatal sex selection, 1970-2050, *Population and Development Review*, 41(2), 241-269.
- Breschi, M., Exposito, M., Mazzoni, S., y Pozzi, L. (2012). The Sardinian experience of the lowest Italian infant mortality at the turn of the 20th century. True or false empirical evidences? *Annales de Demographie Historique*, 1, 63-94.
- Coale, A. J. (1991). Excess Female Mortality and the Balance of the Sexes in the Population: An Estimate of the Number of “Missing Females”. *Population and Development Review*, 17, 517-523.
- Coale, A. J. y Demeny, P. (1983). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton University Press.
- Comisión de Estadística General del Reino (1858). *Nomenclátor de los Pueblos de España*. Imprenta Nacional.
- Corsini, C. y Viazzo P. P. (Eds.). (1993). *The decline of infant mortality in Europe 1800-1950. Four national case studies*, Unicef.
- (1997). *The Decline of Infant and Child Mortality. The European Experience: 1750-1990*. Brill-Nijhoff.
- Cuervo, N. (2015). *Población y crecimiento agrario en un territorio de la España central. La provincia de Ávila (siglos XVI-XIX)*. Universidad Complutense de Madrid. Tesis doctoral inédita.
- Dalla-Zuanna, G. y Rossi, F. (2010). Comparisons of infant mortality in the Austrian Empire Länder using the Tafeln (1851–1854). *Demographic Research*, 22(26), 813–862.
- Di Renzo, G.C., Rosati, A., Sarti, R., D., Cruciani, L. y Cutuli, A.M. (2007). Does fetal sex affect pregnancy outcome? *Gender Medicine*, 4(1), 19-30.
- Dipietro, J. A. y Voegtline, K. M. (2017). The gestational foundation of sex differences in development and vulnerability. *Neuroscience*, 342, 4-20.

- Dirección General del Instituto Geográfico y Estadístico (1901). *Movimiento Anual de la Población de España. Año 1900*. Imprenta de la Dirección General del Instituto Geográfico y Estadístico.
- (1903). *Movimiento Anual de la Población de España. Año 1901*. Imprenta de la Dirección General del Instituto Geográfico y Estadístico.
- (1906). *Movimiento Anual de la Población de España. Año 1902*. Imprenta de la Dirección General del Instituto Geográfico y Estadístico.
- Dopico, F. (1987). Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s. *Historical Methods*, 20(4), 173-179.
- Dopico, F. y Reher, D-S. (1998). *El declive de la mortalidad en España, 1860-1930*. Asociación de Demografía Histórica.
- Drevenstedt, G.L., Crimmins, E., Vasunilashorn, S. y Finch, C. E. (2008). The rise and fall of excess male infant mortality. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 105(13), 5016-5021.
- Eggerickx, T., Debuisson, M. y Sanderson, J-P. (2012). A Spatial Approach: Infant Mortality of Less Than One Year in Belgium from 1840 to 1925. *Annales de démographie historique*, 123, 25-61.
- Gómez Redondo, R. M. (1992). *La mortalidad infantil española en el siglo XX*. CIS.
- Gurría García, P. A. (2004). *La población de La Rioja durante el antiguo régimen demográfico, 1600-1900*. Instituto de Estudios Riojanos.
- Hanlon, G. (2003). L'infanticidio di coppie sposate in Toscana nella prima età moderna. *Quaderni Storici*, 2, 453-498.
- (2016). Routine infanticide in the West, 1500-1800. *History Compass*, 14(11), 535-548.
- (2021). Infanticide research in Europe from baptismal sex-ratios: Assumptions, methods and possibilities. *Sex Ratios and Missing Girls in History*, Online Seminar. Oslo.
- Hill, K. y Upchurch, D.M. (1995). Gender differences in child health: evidence from the demographic and health surveys, *Population & Development Review*, 21(1), 127-151.
- Horrell, S. y Oxley, D. (2016). Gender bias in nineteenth-century England: Evidence from factory children. *Economics and Human Biology*, 22, 47-64.
- Houdaille, J. (1984). La mortalité dans la France rurale de 1690 à 1779. *Population*, 39(1), 77-106.
- Humphries, J. (1991). "Bread and a pennyworth of treacle": excess female mortality in England in the 1840s. *Cambridge Journal of Economics*, 15(4), 451-73.
- Hynes, L. (2011). Routine Infanticide by Married Couples? An Assessment of Baptismal Records from 17th Century Parma. *Journal of Early Modern History* 15, 507-530.
- INE (1987). *Censo de Floridablanca, 1787. 2. Comunidades Autónomas de la Submeseta Sur*. INE.
- Instituto Geográfico y Estadístico (1877). *Movimiento de la población de España en el decenio de 1861 a 1870*. Imp. de Aribau y C<sup>a</sup>.

- (1914). *Movimiento Natural de la Población de España. Año 1908*. E. T. Sucesores de Rivadeneyra.
- Johansson, S. R. (1984). Deferred Infanticide: Excess Female Mortality during Childhood. En Hausfater G. y Blaffer Hrdy S. (Eds.), *Infanticide: Comparative and Evolutionary Perspectives* (pp. 463–485). New York. Aldine.
- Junta General de Estadística del Reino (1863). *Movimiento de la Población de España en los años 1858, 1859, 1860, 1861 y 1862*. Imp. de Luis Beltrán.
- Klasen, S. y Wink, C. (2002). A Turning Point in Gender Bias in Mortality? An Update on the Number of Missing Women. *Population and Development Review*, 28(2), 285-312.
- Konodel, J. E. (1988). *Demographic Behaviour in the Past: a Study of Fourteen German Village Populations in the Eighteenth and Nineteenth Centuries*. Cambridge University Press.
- Kytir, J. y Münz, (1993). Infant mortality in Austria 1820-1950: Trends and regional patterns. En Corsini, C. y Viazzo, P. P. (Eds.), *The decline of infant mortality in Europe 1800-1950. Four national case studies* (pp. 71-86). Unicef.
- Lanza, R. (1991). *La población y el crecimiento económico de Cantabria en el Antiguo Régimen*. Ediciones de la Universidad Autónoma de Madrid y Universidad de Cantabria.
- Livi-Bacci, M. (2007). *Introducción a la demografía*, Editorial Ariel.
- Llopis, E., Alonso, E., Fontanillo, P., Hípola, B., Méndez, S., Ramos, J., y Toyos, A. (2019). Las niñas invisibles: el subregistro de infantes fallecidos en Murcia, 1840-1899. *VII Encuentro de la AEHE*, Ávila, 5 y 6 de septiembre.
- Llopis, E., Bernardos, J. U. y Velasco, Á. L. (2015). ¿Pasó de largo por la España interior la primera fase de la transición demográfica? La mortalidad en Ávila y Guadalajara, 1700-1895. *Investigaciones de Historia Económica*, 11(2), 69-79.
- Llopis, E., Sebastián, J. A., Abarca, V. y Velasco, Á. L. (2021). Salud, mortalidad y bienestar en la Castilla rural en los siglos XVIII y XIX. Mortalidad, salud y bienestar en la Castilla rural en los siglos XVIII y XIX”, *XVII Congreso de Historia Rural. SEHA*. Sesión Simultánea III.1. *Niveles de vida biológicos y salud en el mundo rural ibérico, siglos XVIII y XIX*, Salamanca, 29 de junio.
- Llopis, E., Sebastián, J. A., Sánchez Salazar, F., Abarca, V., y Velasco, Á. L. (2018). La mortalidad junto a una gran urbe: el área rural madrileña en los siglos XVIII y XIX. *Asociación Española de Historia Económica, DT-AEHE*, 1805.
- Llopis, E., Sebastián, J. A. y Velasco, Á. L. (2012), La debilidad demográfica de un territorio de la España interior. La población de Guadalajara, 1530-1860, *Historia Agraria*, 57, 13-45.
- Llopis, E., Arraiza, P., Cañete, Á., De la Rosa, J., Henríquez, A., Izquierdo, R., y Pavón, F. (2021). La discriminación de género ante la muerte: las niñas invisibles en Gerona, 1840-1889. *Seminario “¿Discriminación de género y missing girls en la historia española?”* Universidad Complutense, Universidad de Zaragoza y

- Norwegian University of Science and Technology, La Casa Encendida, Madrid, 18 de diciembre.
- Lynch, K. A. (2011). Why weren't (many) European women "missing"? *The History of the Family*, 16(3): 250–266.
- Marco-Gracia, F. J. y Beltrán Tapia, F. J. (2021). Son Preference, Gender Discrimination, and Missing Girls in Rural Spain, 1750-1950. *Population and Development Review*, 47(3), 665-689.
- McNay, K., Humphries, J. y Klasen, S. (2005). Excess female mortality in Nineteenth-century England and Wales. A Regional Analysis, *Social Science History*, 29(4), 649-681.
- Minello, A., Dalla-Zuanna, G. y Alfani, G. (2017). First signs of transition: The parallel decline of early baptism and early mortality in the province of Padua (northeast Italy), 1816–1870. *Demographic Research*, 36(27), 759-802.
- Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente (2012), *Caracterización de las comarcas agraria de España, Provincia de Ciudad Real*. Tomo 16. MAAMA.
- Muñoz Pradas, F. (1998). La distribución territorial de la mortalidad infantil en España entorno a 1860: una reconsideración de datos y niveles. *Revista de Demografía Histórica-Journal of Iberoamerican Population Studies*, 16(2), 187-222.
- (2005). "Pautas territoriales de mortalidad en la España de 1860: una reconstrucción y análisis", *Revista de Demografía Histórica-Journal of Iberoamerican Population Studies*, 23(2), 43-78.
- Oris, M., Derosas, R., y Breschi, M. (2004). Infant and Child Mortality. En Bengtsson, T., Campbell, C. y Lee, J. (Eds.), *Life Under Pressure: Mortality and Living Standards in Europe and Asia, 1700-1900* (pp. 359-398). MIT Press.
- Piccione, L. (2016). *Children survival in Veneto 1815-70. From the dark age to the dawn of change*. Univesità degli Studi di Padova. Tesis doctoral inédita.
- Pinnelli A. y Mancini P. (1997). Gender mortality differences from birth to puberty, 1887-1940. En Corsini C. A. y Viazzo P. P. (Eds), *The Decline of Infant and Child Mortality. The European experience: 1750-1990* (pp.73-93). Martinus Nijhoff Publisher.
- Piquero, S. (1991). *Demografía guipuzcoana en el Antiguo Régimen*. Universidad del País Vasco.
- Pozzi, L. y Ramiro Fariñas, D. (2015). Infant and Child Mortality in the Past. *Annales de Démographie Historique*, 129(1), 55-75.
- Ramiro Fariñas, D. (1998). *La evolución de la mortalidad en la infancia en la España interior, 1785-1960*. Universidad Complutense. Tesis doctoral inédita.
- Ramiro Fariñas, D. y Sanz Gimeno, A. (1999). Cambios estructurales en la mortalidad infantil y juvenil española, 1860-1990. *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, 27(1), 49-87.
- (2000). Childhood mortality in Central Spain, 1790-1960: changes in the course of demographic modernization. *Continuity and Change*, 15(2), 235-267.

- Reher, D.-S., Pérez Moreda, V. y Bernabeu-Mestre, J. (1997). Assessing Change in Historical Contexts: Childhood Mortality Patterns in Spain During the Demographic Transition. En Corsini, C. A. y Viazzo, P. P. (Ed), *The Decline of Infant and Child Mortality. The European Experience: 1750-1990* (pp. 25-57). UNICEF-Kluwer.
- Reher, D.-S., y Valero, Á. P. (1995). *Fuentes de información demográfica de España*. CIS.
- Reid, A. y Garrett, E. (2012). Doctors and the causes of neonatal death in nineteenth century Scotland. *Annales de Demographie Historique*, 123(1), 149–179.
- Rollet, C., y Bordelais, P. (1993). Infant Mortality in France, 1750-1950: Evaluation and Perspectives. En Corsini C. A. y Viazzo P. P. (Eds.), *The Decline of Infant Mortality in Europe, 1800-1950* (pp. 51-70). UNICEF.
- Saavedra Fernández, P. (1985). *Economía, Política y Sociedad en Galicia: La provincia de Mondoñedo, 1480-1830*. Xunta de Galicia.
- Sanz Gimeno, A. (1999). *La mortalidad de la infancia en Madrid. Cambios demográfico-sanitarios en los siglos XIX y XX*. Comunidad de Madrid.
- Sanz, A. y Ramiro, D. (2002). “Infancia, mortalidad y niveles de vida en la España interior: siglos XIX y XX”. En Martínez Carrión, J. M. (Ed.) *Nivel de vida en la España rural, siglos XVIII-XX* (pp. 359-403). Universidad de Alicante.
- Sen, A. (1990). More Than 100 Million Women Are Missing. *The New York Review of Books*, 37 (20).
- Tabutin, D. y Willens, M. (1998). Differential mortality by sex from birth to adolescence: the historical experience of the West (1750–1930). En *Too young to die: genes or gender?* (pp. 17-52). United Nations.
- United Nations (2019). *World Population Prospects*, Department of Economic and Social Affairs. Volume I: Comprehensive Tables.
- Waldron, I. (1983). Sex differences in illness incidence, prognosis and mortality: Issues and evidence. *Social Science & Medicine*, 17(16), 1107–1123.
- (1998a). Factors Determining the Sex Ratio at Birth. En *Too Young To Die: Genes or Gender?* (pp. 53-63). Department of Economic and Social Affairs. United Nations.
- (1998b). Sex differences in infant and early child mortality: Major causes of death and possible biological causes. En United Nations, *Too Young to Die: Genes or Gender?* (pp. 64-83). Department of Economic and Social Affairs. United Nations.
- Woods, R. I., Williams, N. y Galley, C. (1993), Infant Mortality in England, 1550-1950: Problems in the Identification of Long-term Trends, Geographical and Social Variations. En Corsini C. y Viazzo P. (Eds.) *The Decline of Infant Mortality in Europe, 1800-1950: Four National Case Studies* (pp. 35-40). UNICEF e Istituto degli Innocenti di Firenze.