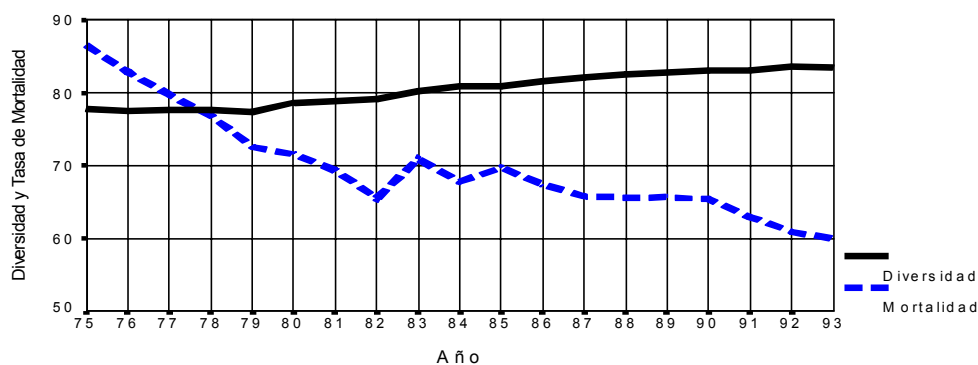


La Heterogeneidad de la Mortalidad

como Indicador de la Salud Comunitaria

M^a Teresa Colomer i Despuig



Universidad de Barcelona
División de Ciencias de la Salud
Departamento de Salud Pública
Unidad de Bioestadística
Director: Dr Carlos Ascaso Terrén

"Recuerde el alma dormida,
avive el seso y despierte
contemplando
cómo se pasa la vida,
cómo se viene la muerte
tan callando..."

Jorge Manrique

AGRADECIMIENTOS

Al Dr. Joan Sentís i Vilalta, Catedrático de la Unidad de Bioestadística del Departamento de Salud Pública de la Universidad de Barcelona, por su apoyo a esta tesis y por su amabilidad.

Al Dr. Carlos Ascaso Terrén, Profesor titular de Bioestadística del Departamento de Salud Pública de la Universidad de Barcelona, por su iniciativa de aplicar la diversidad al campo de la medicina, por las horas que me ha dedicado y porque sin su intervención esta tesis no habría sido posible. En particular mi agradecimiento por el trato cordial que siempre me ha dispensado y la defensa que ha hecho de mi trabajo.

Al Dr. Jaume Canela i Soler, Profesor titular de Bioestadística del Departamento de Salud Pública de la Universidad de Barcelona, por compartir conmigo su sabiduría.

Al Dr. Antoni Vallès i Segalès, Profesor titular de Bioestadística del Departamento de Salud Pública de la Universidad de Barcelona, por la profesionalidad y trato humano con que me ha atendido.

Al Dr. Ricard Tresserres, la Dra. Glòria Pérez, Anna Monpart i Xavier Salvador, del Departament de Sanitat i Seguretat Social de la Generalitat de Catalunya; y a la Dra. M^a Victoria Martínez de Aragón, del Departamento de Análisis Sistemático de la Mortalidad del Centro Nacional de Epidemiología, por haberme facilitado los datos con que ha sido elaborada esta tesis.

A la Dra. Júlia Ojuel i Solsona y al Dr. Ramon Mora i Ripoll, por sus útiles recomendaciones y buenos consejos.

A Maria Dolors Pau i Ramon, Secretaria del Departamento de Salud Pública de la Universidad de Barcelona, por la amabilidad con que me ha tratado y la asistencia que me ha brindado.

Al resto de Profesores de la Unidad de Bioestadística del Departamento de Salud Pública de la Universidad de Barcelona.

A Llorenç, Pere Joan y Rosa Mari, estadísticos de la Fundación HCP, por su competente ayuda y por su amistad, buen humor y cordialidad.

A Mariano Vaquero, Ángel Galán y Cristian Escuin, por asistirme siempre tan paciente y eficazmente en cuestiones informáticas.

A la Dra. Dolors Verdaguer i Murlà y a la Dra. Elena Saguer i Hom, por sus consejos y empatía.

Al Dr. Ignacio Burzaco Santurtún, por su estímulo profesional y humano basados en una profunda experiencia.

En particular, mi agradecimiento a Íñigo Cortés, por su constante ayuda, apoyo incansable, estrecha colaboración, imprescindibles contribuciones e infinita paciencia, mucho más allá de todo lo comprensible, en el desarrollo de las múltiples revisiones que ha sufrido esta tesis.

TABLA DE CONTENIDO

	página
INTRODUCCIÓN GENERAL	1
 Capítulo 1: APLICACIÓN DE LA DIVERSIDAD A LA MORTALIDAD HUMANA POR CAUSAS	
OBJETIVOS ESPECÍFICOS	4
MATERIAL	
Población de estudio y fuente de datos	5
Consideraciones previas: Validez de los datos	9
Datos padronales, censales y proyecciones	11
Aplicaciones informáticas	11
MÉTODOS	
Tratamiento de ficheros y datos	12
Diversidad. Índices de diversidad. Interpretación	15
Análisis Estadísticos	27
RESULTADOS	
Análisis de la idoneidad de los principales índices ...	29
Efecto sobre la diversidad de dos listas de clasificación	34
Significado y condicionantes de la estandarización	48
DISCUSIÓN	
Calidad de los datos	50
Idoneidad de los índices en estudios de mortalidad humana	53
Efecto sobre la diversidad de dos listas de clasificación	61
Significado y condicionantes de la estandarización	69
 Capítulo 2: EVOLUCIÓN DE LA DIVERSIDAD DE LA MORTALIDAD EN CATALUÑA ENTRE 1975 Y 1993	
OBJETIVOS ESPECÍFICOS	80
MATERIAL	81
MÉTODOS	81
RESULTADOS	
Simulación de incrementos regulares de dominancia ...	85
Descripción e interpretación de la evolución de H' y TEM	88
Valores de referencia del índice de diversidad de Shannon	98
DISCUSIÓN	
Cambios de diversidad asociados a cambios en la riqueza y la distribución de la mortalidad por causas	99
Simulación de incrementos regulares de dominancia ..	102
Descripción e interpretación de la evolución de H' y TEM .	
Valores de referencia del índice de diversidad de Shannon	107
Modelo de evolución conjunta de H' y TEM	127

Capítulo 3: DIVERSIDAD DE LA MORTALIDAD EN DISTINTAS REGIONES DE ESPAÑA EN 1991

INTRODUCCIÓN Y OBJETIVO ESPECÍFICO	136
MATERIAL	137
MÉTODOS	145
RESULTADOS	146
DISCUSIÓN	
Distribución de las provincias de España; población general	160
Distribución de las comunidades autónomas; población general	164
Distribución de las provincias de España según género	169
Distribución de las provincias de España según grupo de edad	170

Capítulo 4: EVOLUCIÓN DE LA DIVERSIDAD DE LA MORTALIDAD POR CAUSAS MIPSE ENTRE 1975 Y 1995

INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS ESPECÍFICOS	180
MATERIAL	181
MÉTODOS	182
RESULTADOS	183
DISCUSIÓN	187
CONCLUSIONES	191
BIBLIOGRAFÍA	197

INTRODUCCIÓN GENERAL

Las estadísticas de mortalidad son herramientas básicas en distintas áreas de la Salud. Estas áreas incluyen no sólo la planificación y gestión sanitarias o la determinación de las necesidades de los servicios sanitarios de la población, sino también la vigilancia epidemiológica, la búsqueda etiológica de enfermedades comunitarias y la generación de hipótesis. La utilización de los datos de defunción por causa está aumentando (Departament de Sanitat i Seguretat Social, 1994 y 1995).

Dentro de las estadísticas de mortalidad, la Tasa de Mortalidad General nos da idea del volumen de muertes existente en una comunidad o población. Hasta ahora no se ha utilizado nunca en estadísticas vitales ningún indicador que informe de cómo se reparten las defunciones en distintos grupos de causas. Disponer de un índice que resuma la distribución de las defunciones en grupos de causas de muerte complementaría la información dada por la Tasa de Mortalidad. El índice de diversidad es la medida de dispersión que tiene en cuenta el volumen de cada categoría en la distribución total y sirve para medir los cambios en la distribución de las defunciones en grupos de causas de muerte.

OBJETIVOS GENERALES

Esta tesis pretende demostrar que el índice de diversidad aplicado a la mortalidad puede:

- a) servir para diferenciar estructuras sanitarias, en particular distribuciones de mortalidad por grupos de causas de muerte, y
- b) aportar información que complemente a la Tasa de Mortalidad siendo utilizado como indicador sanitario.

Capítulo 1:

APLICACIÓN DE LA DIVERSIDAD

A LA MORTALIDAD HUMANA POR CAUSAS

OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Objetivo Principal

- Analizar la idoneidad de los principales índices de diversidad en estudios de mortalidad humana.
 - Seleccionar un índice de diversidad.

Objetivos Secundarios

- Estudiar el efecto sobre la diversidad de dos sistemas de clasificación de grupos de causas de defunción distintos.
- Estudiar el significado y condicionantes de la estandarización según *edad* y *género*.

MATERIAL

Población de estudio y fuente de datos

Se han utilizado 19 ficheros ASCII facilitados por el Registro de Mortalidad de Cataluña, "Servei d'Informació i Estudis. Unitat d'Estadístiques Sanitàries, Direcció General de Recursos Sanitaris, Departament de Sanitat i Seguretat Social de la Generalitat de Catalunya" correspondientes al período 1975-1993. En ellos hay datos agregados del número de defunciones por causa de muerte, grupo de edad y género, para cada año de la población humana de Cataluña.

Se entiende por *causa de defunción* el conjunto de todas aquellas enfermedades, estados morbosos o lesiones que produjeron la muerte o que contribuyeron a ella, y las circunstancias del accidente o de la violencia que produjo dichas lesiones (INE, 1990). *Causa básica de defunción* es la enfermedad o lesión que inició la cadena de acontecimientos patológicos que condujeron a la muerte, o las circunstancias del accidente o violencia que produjeron la lesión fatal. De las 4 causas de defunción que deben figurar, informadas en el boletín estadístico (inmediata, intermedia, inicial o fundamental y otros procesos), se selecciona para ser codificada la que se denomina básica, que generalmente coincide con la inicial o fundamental y sólo en los casos dudosos se recurre para su determinación a las reglas de selección establecidas por la OMS en su 9ª revisión de la CIE (INE, 1990).

La información contenida en cada uno de los ficheros está distribuida en cinco variables que especifican lo siguiente:

- 1) **Año de defunción.**
- 2) **Género de los individuos:** 1 para el género masculino y 6 para el femenino.
- 3) **Grupo de edad:** La edad de los fallecidos viene clasificada según 21 grupos, los cuales son quinquenales con la excepción del primero, que corresponde al primer año de vida no cumplido; del segundo, que comprende desde 1 hasta cinco años no cumplidos; y del vigésimo primer grupo, que incluye a todos los individuos de 95 años en adelante (ver **Tabla 1.1** sobre la clasificación de la variable *grupo de edad* según 21 y 5 grupos de edad y la equivalencia entre ellos).
- 4) **Causa de muerte:** Viene clasificada según 65 posibles grupos de causas de defunción, de acuerdo con la lista "D", elaborada por el "Servei d'Informació i Estudis. Direcció General de Recursos Sanitaris, Departament de Sanitat i Seguretat Social", de la Generalitat de Catalunya según la 9^a Revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-9^a) correspondiente al año 1979 y siguiendo las recomendaciones de la OMS (Organización Panamericana de la Salud -OPS-, 1975). La equivalencia entre la causa y su código asignado figura en la **Tabla 1.2**.
- 5) **Total de defunciones:** Número de defunciones según los valores especificados en el resto de las variables del mismo registro de datos.

Tabla 1.1. Clasificación de edad según 21 y 5 grupos y equivalencia entre ellos.

AÑOS	21 GRUPOS EDAD	5 GRUPOS EDAD	AÑOS
0	1	1	0
1- 4	2	2	1-14
5- 9	3	2	1-14
10-14	4	2	1-14
15-19	5	3	15-34
20-24	6	3	15-34
25-29	7	3	15-34
30-34	8	3	15-34
35-39	9	4	35-59
40-44	10	4	35-59
45-49	11	4	35-59
50-54	12	4	35-59
55-59	13	4	35-59
60-64	14	5	60 =>
65-69	15	5	60 =>
70-74	16	5	60 =>
75-79	17	5	60 =>
80-84	18	5	60 =>
85-89	19	5	60 =>
90-94	20	5	60 =>
95 =>	21	5	60 =>

Tabla 1.2. Lista de los 65 Grupos de Causas de Mortalidad y Correspondiente Codificación según la Clasificación Internacional de Enfermedades, 9ª Revisión.

CÓDIGO	GRUPO DE CAUSAS
1	Enfermedades infecciosas intestinales
2	Tuberculosis del aparato respiratorio
3	Resto de tuberculosis
4	Resto de enfermedades infecciosas bacterianas
5	Enfermedades infecciosas virales
6	Enfermedades parasitarias e infecciosas de infecciones
7	Tumor maligno de cavidad bucal y de faringe
8	Tumor maligno de esófago
9	Tumor maligno de estómago
10	Tumor maligno del intestino delgado
11	Tumor maligno del intestino grueso
12	Tumor maligno del recto
13	Tumor maligno del hígado
14	Tumor maligno de la bufeta biliar
15	Tumor maligno del páncreas
16	Tumor maligno de la laringe
17	Tumor maligno de tráquea, bronquios y pulmón
18	Tumor maligno de los huesos
19	Tumor maligno de la piel
20	Tumor maligno de mama femenina
21	Tumor maligno del cuello del útero
22	Otros tumores malignos del útero
23	Tumor maligno de la próstata
24	Tumor maligno de otras localizaciones
25	Tumor maligno de localización no especificada
26	Leucemia
27	Otros tumores del tejido linfático y de los órganos hematopoyéticos
28	Tumores benignos
29	Tumores de naturaleza no especificada
30	Diabetes
31	Infecciosas de enfermedades de las glándulas endocrinas, de la nutrición y del metabolismo, y trastornos de la inmunidad
32	Enfermedades de la sangre y de los órganos hematopoyéticos
33	Trastornos mentales
34	Enfermedades del sistema nervioso y de los órganos de los sentidos
35	Enfermedades reumáticas crónicas del corazón
36	Enfermedades hipertensivas
37	Enfermedades isquémicas del corazón
38	Otras enfermedades del corazón y de la circulación pulmonar
39	Enfermedades del corazón mal definidas
40	Enfermedades cerebro-vasculares
41	Arteriosclerosis
42	Enfermedades de los vasos sanguíneos

continúa

CÓDIGO	GRUPO DE CAUSAS
43	Infecciones respiratorias agudas (influenza incluida)
44	Pneumonía
45	Bronquitis, enfisema y asma
46	Infecciosas de enfermedades del aparato respiratorio
47	Gastritis, duodenitis y ulcus péptico
48	Cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado
49	Infecciosas de enfermedades del aparato digestivo
50	Enfermedades del riñón y del aparato urinario
51	Enfermedades de los órganos genitales masculinos
52	Enfermedades de los órganos genitales femeninos
53	Complicaciones del embarazo, parto y puerperio
54	Enfermedades de la piel y del tejido celular subcutáneo
55	Enfermedades del sistema ósteo-muscular y tejido conjuntivo
56	Anomalías congénitas
57	Accidentes de vehículos de motor
58	Caídas accidentales
59	Ahogos y submersiones accidentales
60	Accidentes de tipo industrial
61	Suicidio y autolesiones
62	Infecciosas de causas externas
63	Síntomas y estados morbosos mal definidos
64	Causas perinatales
65	Carcinomas "in situ" y tumores de evolución incierta

Consideraciones previas: Validez de los datos

Varios factores afectan a la validez de los datos con los que se han realizado los cálculos. Su calidad viene condicionada por los siguientes factores:

- 1) *Cambio de 8ª a 9ª revisión en la CIE entre 1979 y 1980.*
- 2) *Cambio de institución responsable del control estadístico de las bases de datos de 1982 a 1983. A partir de 1983 deja de depender del INE y la Dirección General de Recursos Sanitarios de la Generalitat de Cataluña se hace cargo.*
- 3) *Inexhaustividad de los datos en los registros oficiales entre 1980 y 1982.*

- 4) Problema de *codificación* entre 1975 y 1979. Aparece un código no registrado como grupo de causas de muerte del que

sí existen defunciones. El grupo de causas viene codificado como n° 0, con una incidencia media del 0,9 % y una media anual de poco menos de 375 casos (ver **Tablas 1.3, 1.4 y 1.5**).

5) Problema de *diagnóstico* entre 1975 y 1979. En el grupo de causas de defunción codificado como n° 65, *carcinomas y tumores de evolución incierta*, no aparece más que un único caso en esos cinco años y a partir de 1980 es responsable, por término medio, de casi 30 casos anuales (0,06 %).

Tabla 1.3. Número de defunciones total y de cada género en Cataluña en los años 1975 a 1979.

	1975	1976	1977	1978	1979
GÉNERO MASCULINO (M)	23.060	22.601	21.893	22.107	21.648
GÉNERO FEMENINO (F)	21.884	21.493	20.786	20.773	19.749
TOTAL (T)	44.943	44.094	42.679	42.880	41.397

Tabla 1.4. Número absoluto de casos con código 0 como causa de muerte en la población general y en cada género en Cataluña en los años 1975 a 1979.

	1975	1976	1977	1978	1979
Cs. Muerte 0 (M)	146	159	215	179	154
Cs. Muerte 0 (F)	196	183	237	228	177
Cs. Muerte 0 (T)	342	342	452	407	331

Tabla 1.5. Número relativo de casos con código 0 como causa de muerte en la población general y en cada género en Cataluña en los años 1975 a 1979.

	1975	1976	1977	1978	1979
--	------	------	------	------	------

% Cs. Muerte 0 (M)	0,63	0,70	0,98	0,81	0,71
% Cs. Muerte 0 (F)	0,90	0,85	1,14	1,10	0,90
% Cs. Muerte 0 (T)	0,76	0,78	1,06	0,95	0,80

Datos padronales, censales y proyecciones

Los datos correspondientes a los padrones de 1975 y 1986 y del censo de 1981 fueron obtenidos en la biblioteca del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Barcelona. Los datos del año censal 1991 fueron aportados por el Área de Información Estadística del INE de Madrid y se calcularon a partir de la muestra avance del censo de 1991 a 31 de diciembre.

Aplicaciones informáticas

Para la gestión, cálculos y análisis de los datos se han utilizado: el lenguaje de programación TURBO-C, hoja de cálculo QUATTRO-PRO Win y SPSS Win para los análisis estadísticos.

MÉTODOS

Tratamiento de ficheros y datos

a) RECODIFICACIÓN DE VARIABLES

Se han recodificado dos variables. La primera, "*causa de defunción*", ha sido recodificada de 65 posibles grupos de causas a 17 grandes grupos de causas. En la **Tabla 1.6** puede consultarse la correspondencia entre códigos de 17 y 65 grupos de causas. Ésta ha sido elaborada por el "Servei d'Informació i Estudis del Departament de Sanitat i Seguretat Social" de la Generalitat de Catalunya.

La segunda recodificación corresponde a la variable "*grupo de edad*". A partir de los 21 grupos de edad originales se han obtenido 5 grupos. En la **Tabla 1.1** se encuentran los criterios de agrupación.

Tabla 1.6. Correspondencia entre Códigos de 17 Grupos y 65 Grupos (lista "D")¹ de Causas de Muerte de la Clasificación Internacional de Enfermedades, 8^a y 9^a Revisiones (CIE-8^a y CIE-9^a).

CÓDIGO PARA 17 GRUPOS DE CAUSAS	CÓDIGO PARA 65 GRUPOS DE CAUSAS
1	1, 2, 3, 4, 5, 6
2	7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 65
3	30, 31
4	32
5	33
6	34
7	35, 36, 37, 38, 39, 40, 41, 42
8	43, 44, 45, 46
9	47, 48, 49
10	50, 51, 52
11	53
12	54
13	55
14	56
15	64
16	63
17	57, 58, 59, 60, 61, 62

¹ Correspondencia elaborada por el "Servei d'Informació i Estudis del Departament de Sanitat i Seguretat Social de la Generalitat de Catalunya".

Estandarización por edad y género de la variable “número de defunciones”

Los datos de defunciones obtenidos han sido estandarizados para cada año por aplicación del método directo según 21 grupos de edad y género. Se ha tomado como patrón la población de vivos de la comunidad autónoma catalana del año censal 1981.

Para los cálculos realizados se han utilizado las siguientes fórmulas:

i) Tasa específica de Mortalidad (Tem)

$$\text{Tem} = \text{N}^\circ \text{ def. por Grupo edad} / \text{N}^\circ \text{ vivos por Grupo edad}$$

ii) Número esperado de defunciones (Ned)

$$\text{Ned} = \text{Tem} \cdot \text{N}^\circ \text{ vivos patrón por Grupo edad}$$

iii) Tasa Estandarizada de Mortalidad (TEM)

$$\text{TEM} = \sum \text{Ned} / \text{N}^\circ \text{ Total vivos patrón} \cdot 100.000$$

Métodos de estimación de volumen poblacional:

Interpolación y extrapolación

Los años 1975, 1981, 1986 y 1991 fueron años padronales o censales. Dado que no se dispone de datos del número de vivos más que para esos años, el número de vivos utilizado para el cálculo de las Tasas específicas de Mortalidad (Tem) de cada año se ha obtenido bien por interpolación, bien por extrapolación según los siguientes casos:

- a) **Por interpolación aritmética:** En los años intercensales o interpadronales se asume tasa constante de crecimiento por año.

b) **Por extrapolación:** En los años 1992 Y 1993 se utilizan proyecciones facilitadas por el INE.

Análisis de los principales índices de diversidad en estudios de mortalidad humana

La diversidad en Ecología es una medida que se basa en dos conceptos: *cantidad* de categorías distintas y *probabilidad* de cada una. Es lo que se conoce en Ecología como riqueza de especies y abundancia relativa. La diversidad puede medirse registrando el número de categorías, su probabilidad, o una combinación de ambas. A lo largo de la bibliografía se encuentran aproximadamente una decena de índices de diversidad distintos (Magurran, 1988). El índice de diversidad mide la desigual abundancia de las distintas categorías y expresa cuantitativamente y con exactitud la variabilidad o dispersión de la distribución por categorías de la población.

Desde que en 1943 Williams introdujo por primera vez el concepto de diversidad (Fisher et al., 1943 en Pielou, 1982), se ha seguido utilizando, e incluso algunos autores han creado nuevos índices que llevan su propio nombre. Éste es el caso de Simpson (Simpson, 1949), Shannon-Wiener (Margalef, 1958), Brillouin (Brillouin, 1962), McIntosh (McIntosh, 1967), Berger-Parker (Berger y Parker, 1970), Margalef (Margalef, 1985) y Menhinick (Whittaker, 1977). Cada uno pone énfasis distinto en uno o los dos aspectos medidos por la diversidad. Aunque el uso adecuado de cada índice puede variar según los casos, existen unos pocos usados ampliamente, como el índice alfa (α) de la serie logarítmica, el índice de Simpson, y sobre todo el índice de Shannon-Wiener (Pielou, 1982; Magurran, 1988), que está basado en la *Teoría de la Información* (Shannon y Weaver, 1949). Además, estos tres índices tienen en común que combinan tanto el número de categorías distintas como su probabilidad.

TIPOS Y CÁLCULO DE ÍNDICES DE DIVERSIDAD

Cada índice de diversidad se clasifica como índice de riqueza o como índice de abundancia de categorías, en función de en cuál de estos conceptos se base. Los índices de abundancia pueden dividirse en tres apartados más, dependiendo de si tienen origen en modelos de abundancia de categorías, en la Teoría de la Información (Shannon y Weaver, 1949) o si su fórmula de cálculo da especial énfasis a la abundancia de las categorías más importantes (concepto que recibe el nombre de **dominancia**). En nuestro caso, la riqueza o número de categorías está determinado por la OMS, que en origen las fija con la clasificación de tres dígitos o 17 grandes grupos, y en último término por el servicio de codificación de la Generalitat de Cataluña, que elabora su lista "D" de 65 grupos de causas de muerte.

Para la exposición metodológica de cada índice calculado se seguirá el mismo esquema de clasificación que elaboró Magurran en 1988:

I. Índices de **riqueza** de categorías

- 1) Índice D_{Mg} de Margalef
- 2) Índice D_{Mn} de Menhinick

II. Índices de **modelos de abundancia** de categorías

- 3) Índice α de la serie logarítmica

III. Índices basados en la **abundancia proporcional** de categorías

A. Medidas de **dominancia**

- 4) Índice D_S de Simpson
Índice $1/D_S$ de Simpson
- 5) Medida de distancia U de McIntosh
Índice de dominancia D_{Mc} de McIntosh
- 6) Índice d_{B-P} de Berger-Parker
Índice $1/d_{B-P}$ de Berger-Parker

B. Índices estadísticos de **información**

- 7) Índice H' de Shannon-Wiener
Índice de uniformidad o equitabilidad EH'
de Shannon-Wiener
- 8) Índice HB de Brillouin

I. ÍNDICES DE **RIQUEZA** DE CATEGORÍAS

Los índices de diversidad que se incluyen en este bloque tienen en cuenta únicamente el número de categorías distintas observadas (S) por número de individuos total (N), sin considerar la abundancia de cada una de ellas. En el caso del Índice de Margalef se utiliza el número de categorías menos uno ($S-1$), y en el caso del Índice de Menhinick, el número total de categorías distintas (S). La virtud de estos índices es su facilidad de cálculo y la rápida e intuitiva comprensión de la diversidad del sistema considerado (Magurran, 1988).

Las fórmulas de cálculo de cada índice son las siguientes:

1) Índice D_{Mg} de Margalef: $D_{Mg} = (S-1)/\ln N$

2) Índice D_{Mn} de Menhinick: $D_{Mn} = S/\sqrt{N}$

II. ÍNDICES DE **MODELOS DE ABUNDANCIA** DE CATEGORÍAS

Estos índices se toman de parámetros pertenecientes a modelos de distribución, como las series geométrica, logarítmica, normal logarítmica o del palo quebrado, entre otras (Magurran, 1988).

3) Índice α de la serie logarítmica

Es el único índice estudiado de los agrupados bajo la clasificación de índices de diversidad basados en modelos de abundancia de categorías. Fisher et al. lo propusieron en 1943 y fue la primera vez que se intentó describir matemáticamente la relación entre el número de categorías (especies biológicas) y el número de individuos pertenecientes a cada una de ellas. El índice de diversidad se obtiene a partir de la siguiente fórmula:

$$\alpha = [N(1-x)]/x$$

donde N es el número total de individuos y x se estima mediante la iteración siguiente:

$$S/N = (1-x)/x[-\ln(1-x)]$$

donde S es el número total de categorías y normalmente $0,9 < x < 1,0$ (Poole, 1974; Magurran, 1988). Los parámetros N y α , el índice de la serie logarítmica, resumen la distribución y están relacionados por la fórmula siguiente:

$$N = \alpha \ln(1+N/\alpha)$$

(Taylor, 1978).

III. ÍNDICES BASADOS EN LA **ABUNDANCIA PROPORCIONAL** DE CATEGORÍAS

Bajo esta denominación se agrupan todos aquellos índices de diversidad que, además de considerar la riqueza de categorías, tienen en cuenta también su abundancia. Peet (1974) los llama índices de heterogeneidad. A su vez, éstos se subdividen en dos apartados. El primero de ellos reúne a las medidas de dominancia, y el segundo a los índices de la *teoría de la información*.

A. Medidas de **dominancia**

Estos índices tienen en común que dan aún mayor peso a las categorías más dominantes.

- 4) Índice D_S de Simpson
Índice $1/D_S$ de Simpson

Este índice es uno de los primeros que se aplicó a estudios de comunidades biológicas (Simpson, 1949). Su fórmula es la siguiente:

$$D_S = \sum [n_i (n_i - 1) / N(N - 1)]$$

donde n_i es el número de individuos de una categoría determinada y N el número de individuos del total de categorías (número total de individuos).

D_S no es en realidad un índice de diversidad, puesto que ésta decrece a medida que D_S aumenta. Así pues, como medida de diversidad suele utilizarse $1 - D_S$ o $1/D_S$. Aquí se utiliza $1/D_S$ como índice de diversidad de Simpson. Este índice está recargado hacia las categorías más abundantes (dominantes) y en cambio es poco sensible a la riqueza de categorías.

- 5) Medida de distancia U_{Mc} de McIntosh
Índice de dominancia D_{Mc} de McIntosh

En 1967, McIntosh propuso una distancia euclídea como medida de diversidad. Ésta es conocida como U_{Mc} y su fórmula es:

$$U_{Mc} = \sqrt{\sum n_i^2}$$

donde n_i es el número de individuos de una categoría determinada.

Este índice U_{Mc} no es en realidad un índice de dominancia, pero éste puede calcularse mediante:

$$D_{Mc} = (N-U) / (N-\sqrt{N})$$

siendo N el número total de individuos.

6) Índice d_{B-P} de Berger-Parker

Expresa la abundancia proporcional de la categoría más dominante mediante la fórmula siguiente:

$$d_{B-P} = N_{max}/N$$

donde N_{max} es el número de individuos de la categoría más abundante y N el número total de individuos. Como índice de diversidad se adopta su inverso ($1/d_{B-P} = N/N_{max}$), para que un incremento en el valor del índice equivalga a un incremento de la diversidad (decremento de la dominancia).

B. Índices estadísticos de **información**

7) Índice H' de Shannon-Wiener

Índice de uniformidad E de Shannon-Wiener

Los índices estadísticos de información se califican así por tener su origen en la teoría de la información. Las condiciones de aplicación del índice de Shannon-Wiener son:

- a) La población es infinitamente grande.
- b) Los individuos se muestrean al azar.
- c) Todas las categorías están representadas en la muestra.

En la fórmula del índice de Shannon-Wiener, se llama S al número total de categorías distintas, y se representa la probabilidad de una determinada categoría (p_i) como la proporción entre el número de individuos de esa categoría (n_i) y el número total de individuos de todas las categorías distintas (N). Siendo $p_i = n_i/N$ (Pielou, 1969; Hutcheson, 1970;

Bowman et al., 1971 en Magurran, 1988). Su fórmula es la siguiente:

$$H' = - \sum_{i=1}^{i=S} p_i \ln p_i$$

Este índice proviene de la *Teoría de la Información* y sus unidades son los bits si se utiliza el logaritmo en base 2, decits si la base es 10, o nats si es el número e. El uso de la base no está estandarizado (Pielou, 1969).

La idea de un índice de diversidad derivado de la Teoría de la Información se debe a Margalef (1958). Su teoría matemática se encuentra en Shannon y Weaver (1949), Goldman (1953), Khinchin (1957) para el caso de una colección infinita; y en Brillouin (1962) para el caso de una colección finita. La cantidad de información equivale a la diversidad de una comunidad, y el índice de Shannon-Wiener es el descriptor que da idea del número de categorías dominantes o de la variabilidad de las frecuencias de las categorías. La información obtenida por cada nueva categoría es una función de la probabilidad de ser encontrada entre todos los individuos de la comunidad. La cantidad de información (I) de cada categoría, medida en bits, es:

$$I = \ln p_i = \ln (n_i/N)$$

Para calcular la información total de la población es necesario sumar la información de cada categoría como un promedio ponderado. Cada una de las categorías que conforma la población tiene su peso según su probabilidad de aparición dentro del conjunto. La suma de sus pesos es la unidad, ya que:

$$\sum p_i = \sum n_i/N = N/N = 1$$

La cantidad de información total (IT) de la comunidad es:

$$IT = - \sum_{i=1}^{i=S} p_i \ln p_i$$

Hay que remarcar el efecto del logaritmo de la probabilidad de cada categoría por el que se multiplica cada probabilidad. Para $p_i \geq 0,3679$ el efecto del logaritmo junto con el signo de la fórmula tiene un efecto reductor del valor de diversidad, para $p_i < 0,3679$ magnifica el valor de diversidad; como en causas de muerte casi siempre $p_i < 0,3679$, el efecto más común es que magnifique el valor final del índice, aunque esencialmente el logaritmo en el índice de Shannon-Wiener tiene un efecto compensador o estabilizador. El signo negativo de la fórmula es, precisamente, para hacer del resultado total del sumatorio (la cantidad de información o diversidad) un número positivo. No obstante, el valor del índice de diversidad de Shannon-Wiener (conocido como índice de Shannon) suele hallarse entre 1,5 y 3,5 y sólo raramente excede de 4,5 (Margalef, 1972; Magurran, 1988).

Una comunidad será tanto más diversa cuantas más categorías distintas tenga, y para un número determinado de ellas, cuanto más iguales sean sus abundancias relativas. Se alcanza la diversidad máxima cuando todas las categorías que intervienen en el cálculo tienen la misma probabilidad: $1/N$. Una distribución uniforme tiene la máxima diversidad. Un valor de diversidad más bajo que el máximo posible significa que unas categorías son más abundantes que otras. La equiprobabilidad es teórica, ya que en la práctica nunca se encuentra una población no artificial que tenga todas sus categorías con la misma proporción o abundancia relativa. Por ejemplo, en el tipo de población y estudio que nos ocupa, se llegaría al caso de igualdad de probabilidad de todas las categorías en una situación hipotética donde fuese sólo el azar el que determinara la causa de defunción para cada individuo. El otro extremo, la diversidad mínima, lo encontramos en el caso en que una de las categorías tiene $(N-S+1)/N$ como probabilidad de ocurrencia y las demás categorías $1/N$, es decir, la totalidad de los individuos de una población pertenecen a esa categoría, menos

un individuo de cada una de las categorías que componen el resto de categorías de la población. Esta situación, en que se dice que hay una dominancia total de una categoría, no es tan excepcional como el caso anterior. En una epidemia, casi todos los individuos mueren de la misma causa de muerte.

Como se decía, en una situación donde todas las categorías fueran igualmente abundantes se daría la diversidad máxima:

$$H' = H_{max} = \ln S$$

(Pielou, 1975).

La proporción entre diversidad observada y diversidad máxima teórica se toma como una medida de uniformidad o equitabilidad representada por E (Pielou, 1969). Este valor se halla acotado entre 0 y 1,0.

La fórmula de la uniformidad Shannon-Wiener (E) es la siguiente:

$$E = H'/H_{max} = H'/\ln S,$$

aunque suele expresarse la *equitabilidad* como porcentaje:

$$E\% = H'/H_{max} \cdot 100$$

El cálculo de la equitabilidad requiere contabilizar el número de causas de muerte que han tenido algún caso en la población o subpoblación estudiada. Se ha de tener en cuenta que:

1. Si $H'=0$, $E=0$
2. Si $S=1$, $H_{max}=\ln(1)=0$ y E no tiene valor
3. Si $E=1=100\%$ es porque hubo n causas y cada una tuvo el mismo número de defunciones, es decir, hubo equiprobabilidad (p.e.: en la mayoría de los casos hay 2 causas y 2 muertos).

En los estudios de diversidad de la mortalidad por grupos de causas, donde cada defunción está codificada según una clasificación de causas fija, la equitabilidad puede calcularse de dos maneras: la primera utilizando la diversidad máxima en base al número de categorías que *intervienen* en la *población* y

la segunda en base al máximo *posible* de causas de defunción determinado por la *clasificación*. Para diferenciar ambas estadísticas, llamaremos a la primera equitabilidad observada, o sencillamente equitabilidad *E*, y a la segunda equitabilidad teórica o *E65* si el máximo posible es de 65 causas, *E61* si son 61 causas (máximo *posible* en la subpoblación del género masculino), etc.

8) Índice *HB* de Brillouin

Es el índice basado en la Teoría de la Información más apropiado en el caso que la muestra estudiada no se haya tomado al azar (comunidad censada, colección, trampas de luz, etc.) (Southwood, 1978; Pielou, 1969, 1975; Magurran, 1988). Su fórmula es la siguiente:

$$HB = (\ln N! - \sum \ln n_i!) / N$$

donde *N* es el número total de individuos de la muestra, y *n_i* el número de individuos de cada categoría.

Tabla 1.7. Fórmulas utilizadas para los índices de diversidad

Índice	Fórmula
I. Índices de riqueza de categorías	
Margalef (D_{Mg})	$D_{Mg} = (S-1)/\text{Ln}N$
Menhinick (D_{Mn})	$D_{Mn} = S/\sqrt{N}$
II. Índices de modelos de abundancia de categorías	
α (serie logarítmica)	$\alpha = [N(1-x)]/x$
III. Índices basados en la abundancia proporcional de categorías	
(a) Medidas de dominancia	
Simpson (D_S)	$D_S = \Sigma [n_i(n_i-1)/N(N-1)]$
Simpson ($1/D_S$)	$1/D_S$
McIntosh (U_{Mc})	$U_{Mc} = \sqrt{\Sigma n_i^2}$
McIntosh (D_{Mc})	$D_{Mc} = (N-U)/(N-\sqrt{N})$
Berger-Parker (d_{B-P})	$d_{B-P} = N_{max}/N$
Berger-Parker ($1/d_{B-P}$)	$1/d_{B-P} = N/N_{max}$
(b) Índices estadísticos de información	
Shannon-Wiener (H')	$H' = -\Sigma p_i \text{Ln} p_i$
Uniformidad Shannon-Wiener (EH')	$EH' = H'/H_{max} = H'/\text{Ln} S$
Brillouin (HB)	$HB = (\text{Ln}N! - \Sigma \text{Ln}n_i!)/N$
S: n° total categorías	N: n° total individuos
x: estimación iteración	n_i: n° individuos de una
$1,0 > x > 0,9$	categoría determinada

Análisis estadísticos

a) RELACIÓN ENTRE ÍNDICES DE DIVERSIDAD.

Pruebas de independencia entre índices de diversidad.

Previo cálculo de los valores de diversidad según el índice de Shannon-Wiener y otros, se ha calculado el coeficiente de correlación lineal de Pearson entre el índice de diversidad de Shannon-Wiener y cada uno de los otros: Margalef, Menhinick, alfa, Brillouin, Simpson, McIntosh y Berger-Parker. Se ha evaluado su dependencia con un nivel de significación de 0,05. Se han calculado los parámetros de los modelos de regresión lineal simple que permiten obtener las ecuaciones de transformación entre índices.

b) RELACIÓN ENTRE TIPOS DE CLASIFICACIONES DE GRUPOS DE CAUSAS DE MUERTE.

Pruebas de independencia entre tipos de clasificaciones de causas de muerte.

Se han realizado pruebas de independencia entre los valores de diversidad de Shannon-Wiener para las dos clasificaciones de grupos de causas de muerte de que se dispone: 17 y 65. Los resultados se verifican, además de para la población general, para cada uno de los géneros y los distintos grupos de edad. Se calcula el coeficiente de correlación lineal de Pearson. Se evalúa la independencia con un nivel de significación de 0,05. Se estiman los parámetros de los modelos de regresión lineal simple que permiten calcular los valores del índice de diversidad de Shannon-Wiener para 17 grandes grupos de causas a partir de los valores de diversidad para 65 grupos de causas, y viceversa.

RESULTADOS

Análisis de la idoneidad de los principales índices de diversidad en estudios de mortalidad humana

En la **Tabla 1.7** se presentan los valores de diversidad de cada uno de los 8 índices calculados según la clasificación de 65 grupos de causas de muerte, para los años 1975-93 de la población de defunciones de Cataluña. En la **Tabla 1.8** se reúnen los parámetros estadísticos de cada uno. Cabe señalar el rango de valores de cada uno de los índices. El índice de diversidad que ha sufrido cambios más acentuados a lo largo de los años estudiados es el de *Berger-Parker* ($\mu=6,80$; $\sigma=1,20$) con el valor más sobresaliente del coeficiente de variación: 17,65%, seguido del de *Simpson* ($\mu=17,96$; $\sigma=2,51$), con un coeficiente de variación del 13,98%; el más bajo es el del índice de *Margalef* ($\mu=6,00$; $\sigma=0,09$), con un 1,50%. Los índices con coeficientes de variación intermedios son los de *Shannon* ($\mu=3,39$; $\sigma=0,08$) y *Brillouin* ($\mu=3,38$; $\sigma=0,08$), con un 2,36% y un 2,37%, respectivamente.

Tabla 1.7. Valores de los índices de diversidad calculados para cada año.

MARGALEF	MENHINICK	ALFA	INV.SIMP	MCINTOSH	INV.BERP	SHANNON	BRILLOUIN
5,806467	0,281928	7,211756	14,935181	0,744486	5,352680	3,293185	3,289370
5,829540	0,288047	7,251309	15,069319	0,745714	5,464601	3,286434	3,282110
5,943438	0,298286	7,416132	15,003526	0,745213	5,371083	3,287697	3,282821
5,870167	0,299023	7,321312	15,170133	0,746702	5,506254	3,286051	3,280789
5,901959	0,307793	7,376412	14,801439	0,743610	5,455072	3,271726	3,266916
6,003505	0,314795	7,520558	16,035920	0,753886	6,017294	3,319919	3,314404
6,021671	0,319898	7,551187	16,209557	0,755292	6,000872	3,328054	3,322529
6,053502	0,328963	7,608253	16,756594	0,759503	6,269105	3,338962	3,332492
6,008593	0,328963	7,529451	17,087883	0,761749	6,437137	3,373835	3,368389
6,033926	0,323370	7,573832	17,826583	0,766919	6,624221	3,401157	3,394877
6,018445	0,318988	7,546690	17,889408	0,767288	6,667793	3,404895	3,399531
6,036811	0,324190	7,578898	18,672393	0,772382	6,910598	3,435532	3,429244
6,051260	0,328320	7,604306	19,654861	0,778317	7,321112	3,462136	3,456563
6,052874	0,328783	7,607147	20,346708	0,782209	7,688721	3,474730	3,468706
6,052314	0,328622	7,606161	20,639409	0,783792	7,908270	3,485523	3,479779
6,054643	0,329291	7,610264	21,129141	0,786377	8,161777	3,498243	3,492110
6,076289	0,335550	7,648459	20,701791	0,784207	8,292331	3,469155	3,463084
6,095688	0,341221	7,682804	21,645022	0,789140	8,768632	3,490283	3,484126
6,104412	0,343791	7,698286	21,577301	0,788832	8,953238	3,487017	3,480233

Tabla 1.8. Parámetros estadísticos básicos de cada índice de diversidad calculado para cada uno de 19 años.

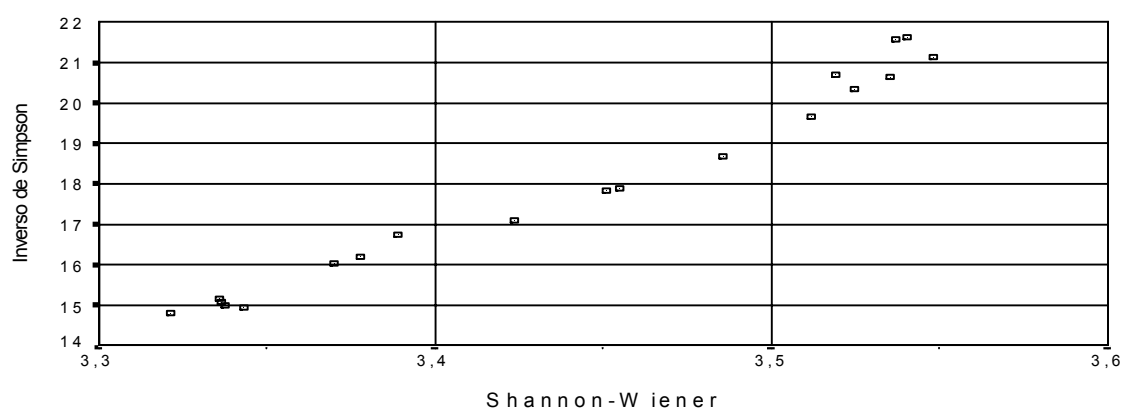
Índice	Media	Des.Est.	Rango	Mínimo	Máximo	Rango/Máximo%	Coef.variación
ALFA	7,52	0,14	0,49	7,211756	7,698286	6,36505	1,86170
BRILLOUIN	3,38	0,08	0,23	3,266916	3,492110	6,58627	2,36686
INV.BERP	6,80	1,20	3,60	5,352680	8,953238	40,20891	17,64705
INV.SIMP	17,96	2,51	6,84	14,801439	21,645022	31,60079	13,97550
MARGALEF	6,00	0,09	0,30	5,806467	6,104412	4,91447	1,50000
MCINTOSH	0,77	0,02	0,05	0,743610	0,789140	6,33601	2,59740
MENHINICK	0,32	0,02	0,06	0,281928	0,343791	17,45246	6,25000
SHANNON	3,39	0,08	0,23	3,271726	3,498243	6,57472	2,35988

En la **Tabla 1.9** se presentan los *coeficientes de correlación lineal de Pearson* entre el índice de *Shannon-Wiener* y los demás índices de diversidad. Se observa que todos los coeficientes están muy próximos a 1, especialmente los de los índices basados en las medidas de dominancia (*Simpson: 0,99; McIntosh: 0,99; y Berger-Parker: 0,96*). *Shannon-Wiener* presenta valores algo menos correlacionados con los índices de riqueza y α de la serie logarítmica.

Tabla 1.9. Coeficientes de correlación lineal de Pearson (r_{Pearson}) entre el índice de diversidad de *Shannon-Wiener* (H') y cada uno de los índices de diversidad estudiados. Los datos corresponden a la secuencia de 19 años comprendida entre 1975 y 1993. *: $p < 0,001$.

Índices de Diversidad	Coef. correlación Pearson (r)
Shannon-Wiener - Margalef	0,82*
Shannon-Wiener - Menhinick	0,83*
Shannon-Wiener - alfa	0,83*
Shannon-Wiener - Brillouin	1,00*
Shannon-Wiener - Simpson	0,99*
Shannon-Wiener - McIntosh	0,99*
Shannon-Wiener - Berger-Parker	0,96*

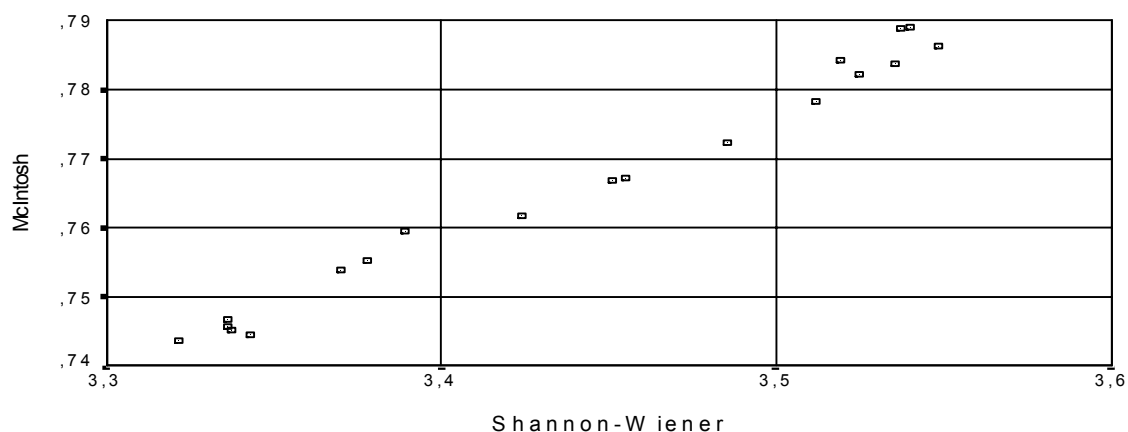
En la **Tabla 1.10** se presentan las estimaciones de los parámetros del modelo de regresión lineal simple que se propone para calcular el índice de diversidad de *Shannon-Wiener* en función de los valores de los demás índices de diversidad (**Tabla 1.10a**), y viceversa (**Tabla 1.10b**). Estas ecuaciones se han generado a partir de la clasificación de 65 grupos de causas de muerte.



Gráfica 1.1. Diagrama de dispersión de dos índices de diversidad: *Shannon-Wiener* e inverso de *Simpson*.

Tabla 1.10a. Parámetros de conversión de los valores de cada uno de los índices de diversidad calculados a valores del índice de *Shannon-Wiener* (H'). $H' = a + b(\text{Índice diversidad})$. *: Estimaciones significativas. Nivel de significación: $\alpha = 0,05$. σ : Desviación típica del parámetro.

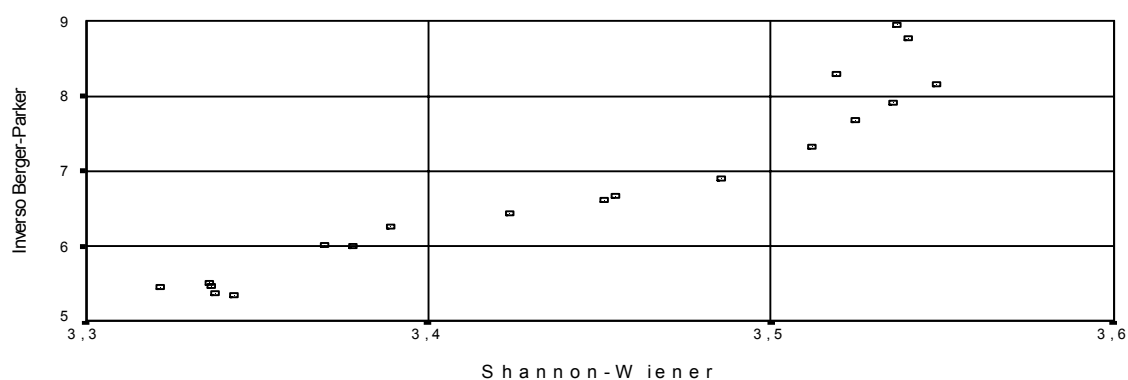
Variable Independiente	Parámetros	
Margalef	$a = -1,344466^*$ $\sigma(a) = 0,794621$	$b = 0,788835^*$ $\sigma(b) = 0,132405$
Menhinick	$a = 2,085954^*$ $\sigma(a) = 0,212973$	$b = 4,079428^*$ $\sigma(b) = 0,665747$
Alfa	$a = -0,348453^*$ $\sigma(a) = 0,607462$	$b = 0,496807^*$ $\sigma(b) = 0,080730$
Brillouin	$a = -0,016159^*$ $\sigma(a) = 0,005177$	$b = 1,006432^*$ $\sigma(b) = 0,001530$
Simpson	$a = 2,793039^*$ $\sigma(a) = 0,023485$	$b = 0,033202^*$ $\sigma(b) = 0,001296$
McIntosh	$a = -0,432961^*$ $\sigma(a) = 0,113698$	$b = 4,989193^*$ $\sigma(b) = 0,148381$
Berger-Parker	$a = 2,932529^*$ $\sigma(a) = 0,034377$	$b = 0,067171^*$ $\sigma(b) = 0,004983$



Gráfica 1.2. Diagrama de dispersión de dos índices de diversidad: *Shannon-Wiener* y *McIntosh*.

Tabla 1.10b. Parámetros de conversión de los valores del índice de *Shannon-Wiener* (H') a valores de cada uno de los índices de diversidad calculados. Índice diversidad= $a+b(H')$. *: Estimaciones significativas. Nivel de significación: $\alpha=0,05$. σ : Desviación típica del parámetro.

Variable Dependiente	Parámetros	
Margalef	a= 3,095745* $\sigma(a)= 0,487757$	b= 0,857159* $\sigma(b)= 0,143873$
Menhinick	a=- 0,252412* $\sigma(a)= 0,093355$	b= 0,168736* $\sigma(b)= 0,027537$
Alfa	a= 2,814962* $\sigma(a)= 0,765327$	b= 1,389232* $\sigma(b)= 0,225748$
Brillouin	a= 0,016188* $\sigma(a)= 0,005120$	b= 0,993570* $\sigma(b)= 0,001510$
Simpson	a=-81,546225* $\sigma(a)= 3,885199$	b=29,358555* $\sigma(b)= 1,146015$
McIntosh	a= 0,096843* $\sigma(a)= 0,019909$	b= 0,197464* $\sigma(b)= 0,005873$
Berger-Parker	a=-39,340714* $\sigma(a)= 3,424021$	b=13,613646* $\sigma(b)= 1,009981$



Gráfica 1.3. Diagrama de dispersión de dos índices de diversidad: *Shannon-Wiener* e inverso de *Berger-Parker*.

Estudio del efecto sobre la diversidad de dos sistemas de clasificación de grupos de causas de defunción distintos

En la **Tabla 1.11** se tabulan los valores de diversidad según las dos clasificaciones de grupos de causas de muerte (17 y lista "D" de 65) para el total de la población de Cataluña (a partir de 1 año) en el período 1975-93. En la **Tabla 1.12** se reúnen los parámetros *estadísticos-resumen* básicos para ambas clasificaciones. Los valores de diversidad máximos teóricos ($H'_{max} = LnS$) son 2,8332 para la clasificación de los 17 grandes grupos y 4,1743 para la de 65 grupos de causas de defunción. Los valores de diversidad calculados según la clasificación de los 17 grandes grupos ($\mu=1,73$; $\sigma=0,07$) llegan a un 61% de su máximo teórico, mientras que los correspondientes a la clasificación más detallada de 65 grupos de causas ($\mu=3,36$; $\sigma=0,10$) se acercan más a su máximo teórico y sobrepasan el 80% en el período de tiempo estudiado. La clasificación más detallada de 65 grupos de causas es algo más estable en cuanto a la variación anual de los valores de diversidad (*Coefficiente de Variación* = 3%) que la de los 17 grandes grupos (*Coefficiente de Variación* = 4%).

Tabla 1.11. Valores de diversidad de la mortalidad según las clasificaciones de 17 y 65 grupos de causas para el total de la población de Cataluña (a partir de 1 año de edad) en el período 1975-93.

Año	Clasificación de 17 grupos de causas	Clasificación de 65 grupos de causas
1975	1,685930	3,245235
1976	1,682224	3,238922
1977	1,680767	3,240259
1978	1,671481	3,240317
1979	1,643166	3,229125
1980	1,653081	3,284030
1981	1,666321	3,293621
1982	1,668020	3,305773
1983	1,679194	3,347836
1984	1,702194	3,376160
1985	1,714369	3,376871
1986	1,728724	3,403734
1987	1,742771	3,426728
1988	1,781726	3,444821
1989	1,795236	3,455026
1990	1,809371	3,468924
1991	1,816406	3,469155
1992	1,834760	3,490283
1993	1,840508	3,487017

Tabla 1.12. Parámetros estadísticos básicos del índice de diversidad de *Shannon-Wiener* (H') calculado con las dos listas de clasificación de grupos de causas de defunción (65 y 17) para el total de la población de Cataluña (a partir de 1 año y ambos géneros).

Índice	Media	Des.Est.	Rango	Mínimo	Máximo	Rango/Máximo%	Coef.variación
H'_{65}	3,36	0,10	0,26	3,229125	3,490283	7,44925 %	2,86683%
H'_{17}	1,73	0,07	0,20	1,643166	1,840508	10,86656 %	3,83523%

En la **Tabla 1.13** se presentan los coeficientes de *correlación lineal de Pearson* entre los valores del índice de diversidad de *Shannon-Wiener* calculados para 17 y 65 grupos de causas de muerte y su significación. Se dan dichos coeficientes tanto para la población general (a partir de 1 año de edad) como para los distintos géneros y grupos de edad. En todos los casos hay una buena correlación, tanto en la población total como en cada género y grupos de edad, a excepción del género masculino y

subpoblación de ambos géneros del grupo comprendido entre los 35 y 59 años de edad.

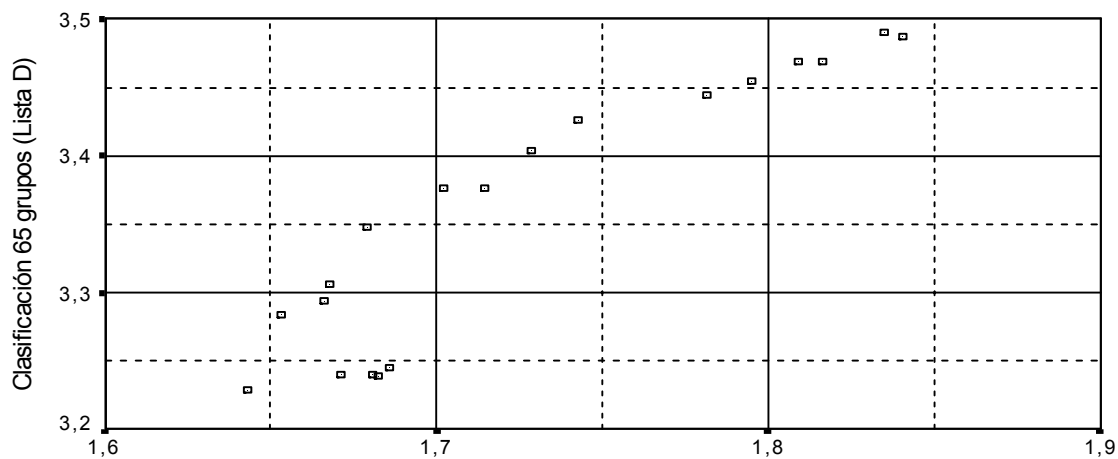
Tabla 1.13. *Coefficientes de correlación lineal de Pearson (r_{Pearson}) entre los valores del índice de diversidad de Shannon-Wiener (H') calculado con 65 y 17 causas de muerte, según edad y género. Los datos corresponden a la secuencia de 19 años comprendida entre 1975 y 1993, excepto 1 (1975-1990). *: $p < 0,050$, **: $p < 0,001$, #: $p \geq 0,050$.*

Grupo de Edad	Población General	Género Masculino	Género Femenino
2 al 5 (desde 1 año)	0,92**	0,85**	0,95**
1 (0 a 1 año) 1	0,99**	0,99**	0,98**
2 (1 a 14 años)	0,62*	0,63*	0,66*
3 (15 a 34 años)	0,81**	0,79**	0,69*
4 (35 a 59 años)	-0,13#	0,11#	0,75**
5 (60 ó más años)	0,95**	0,90**	0,96**

En la **Tabla 1.14** se presentan las estimaciones de los parámetros del modelo de regresión lineal simple que se propone para calcular el índice de diversidad de *Shannon-Wiener* para la clasificación de 65 grupos de causas de muerte en función de los valores de los 17 grandes grupos (**Tabla 1.14a**), y viceversa (**Tabla 1.14b**).

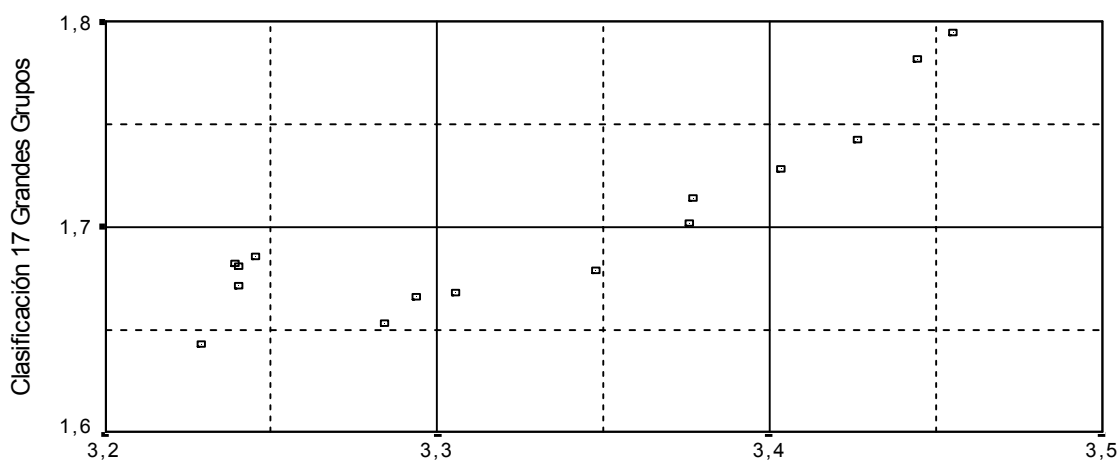
Tabla 1.14a. Parámetros de conversión de los valores del índice de diversidad de *Shannon-Wiener* (H') para 17 causas a valores para 65 según lista "D". $H'_{65}=a+b(H'_{17})$. *: Estimaciones significativas. Nivel de significación: $\alpha=0,05$. σ : Desviación típica del parámetro.

Grupo de Edad	Población General	Género Masculino	Género Femenino	Parámetro
2 a 5 (desde 1 año)	1,047262*	1,397861*	1,103851*	a
	0,238620	0,296415	0,177648	$\sigma(a)$
	1,339356*	1,109733*	1,275201*	b
	0,138145	0,168551	0,106643	$\sigma(b)$
1 (0 a 1 año)	-0,057095*	-0,041737*	-0,061302*	a
	0,071095	0,052283	0,082822	$\sigma(a)$
	1,179189*	1,147822*	1,183229*	b
	0,044981	0,033232	0,053029	$\sigma(b)$
2 (1 a 14 años)	1,336902*	1,660105*	0,983224*	a
	0,487211	0,368105	0,504649	$\sigma(a)$
	0,779354*	0,622860*	0,889674*	b
	0,237017	0,185127	0,242321	$\sigma(b)$
3 (15 a 34 años)	0,722299*	0,623231*	1,599886*	a
	0,386966	0,397360	0,399517	$\sigma(a)$
	1,305568*	1,363411*	0,813029*	b
	0,227790	0,252719	0,209226	$\sigma(b)$
4 (35 a 59 años)	3,553976*	3,222909*	2,696459*	a
	0,174440	0,217245	0,137400	$\sigma(a)$
	-0,055574*	0,057563*	0,405692*	b
	0,101876	0,124584	0,085895	$\sigma(b)$
5 (60 ó más años)	0,944831*	1,015209*	1,093497*	a
	0,187490	0,254824	0,151504	$\sigma(a)$
	1,401453*	1,341565*	1,272274*	b
	0,115187	0,154502	0,095674	$\sigma(b)$



Clasificación 17 Grandes Grupos

Gráfica 1.4. Diagrama de dispersión de dos sistemas de clasificación de la mortalidad por grupos de causas de muerte: 65 en función de 17 grandes grupos.



Clasificación 65 Grupos (Lista D)

Gráfica 1.5. Diagrama de dispersión de dos sistemas de clasificación de la mortalidad por grupos de causas de muerte: 17 grandes grupos en función de 65.

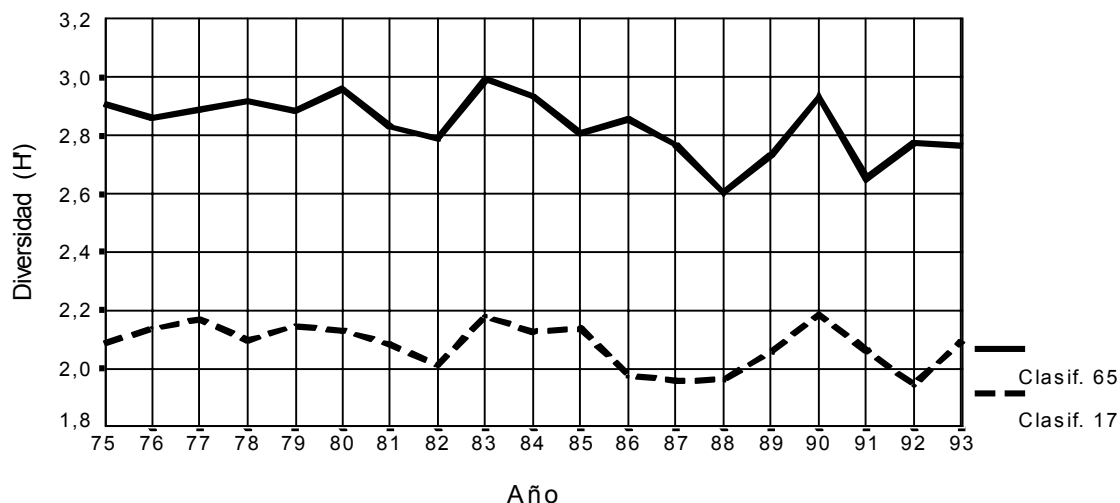
Tabla 1.14b. Parámetros de conversión de los valores del índice de diversidad de *Shannon-Wiener* (H') para la lista "D" de 65 causas a valores para los 17 grandes grupos de causas. $H'_{17}=a+b(H'_{65})$. *: Estimaciones significativas. Nivel de significación: $\alpha=0,05$. σ : Desviación típica del parámetro.

Grupo de Edad	Población General	Género Masculino	Género Femenino	Parámetro
2 a 5 (desde 1 año)	-0,397797*	-0,409594*	-0,596821*	a
	0,219152	0,329274	0,189172	$\sigma(a)$
	0,632278*	0,647275*	0,700863*	b
	0,065215	0,098311	0,058612	$\sigma(b)$
1 (0 a 1 año)	0,082115*	0,056050*	0,097221*	a
	0,057317	0,044017	0,065836	$\sigma(a)$
	0,827569*	0,858975*	0,817240*	b
	0,031568	0,024869	0,036626	$\sigma(b)$
2 (1 a 14 años)	0,589026*	0,126678*	0,672034*	a
	0,445883	0,552895	0,384059	$\sigma(a)$
	0,498818*	0,641740*	0,497095*	b
	0,151700	0,190739	0,135394	$\sigma(b)$
3 (15 a 34 años)	0,212477*	0,289050*	0,082203*	a
	0,259038	0,237626	0,469404	$\sigma(a)$
	0,504741*	0,463016*	0,578586*	b
	0,088065	0,085824	0,148894	$\sigma(b)$
4 (35 a 59 años)	2,782136*	1,027015*	-3,081076*	a
	1,962848	1,549692	0,990684	$\sigma(a)$
	-0,309556*	0,215433*	1,398888*	b
	0,567470	0,466304	0,296178	$\sigma(b)$
5 (60 ó más años)	-0,437212*	-0,314173*	-0,645424*	a
	0,169682	0,226102	0,167556	$\sigma(a)$
	0,640041*	0,608254*	0,717061*	b
	0,052606	0,070050	0,053922	$\sigma(b)$

Los ejemplos más relevantes de cambios distintos en la diversidad de los dos sistemas de clasificación de causas de muerte (17 y 65) se muestran en las **Tablas 1.15 a 1.18** y en las **Gráficas 1.6 a 1.9** (consultar también las **Tablas 1.2 y 1.6**).

Tabla 1.15. Discordancias entre las abundancias relativas de los 5 grupos de causas de defunción más importantes de los sistemas de clasificación de 65 y 17 en el 2° grupo de edad (1 a 14 años) del género femenino.

Año	Clasificación 65	% N° Defunciones	Clasificación 17	% N° Defunciones
75	44	11,84	17	22,85
	26	9,91	2	22,05
	57	9,49	8	14,07
	34	8,77	6	8,77
	24	8,68	7	8,65
78	56	13,64	17	20,67
	44	12,21	2	18,45
	57	10,74	8	17,17
	4	10,16	14	13,64
	24	7,32	1	12,82
81	56	17,65	17	22,88
	4	12,42	2	20,26
	26	11,11	14	17,65
	57	10,46	1	14,38
	24	7,19	7	5,88
84	56	16,05	17	22,17
	34	10,75	2	22,15
	26	8,26	14	16,05
	62	7,48	6	10,75
	57	6,86	7	6,74
87	62	14,63	17	29,56
	56	12,93	2	25,73
	26	12,07	14	12,93
	24	9,76	6	8,11
	34	8,11	8	6,34
90	56	18,30	17	22,82
	57	9,17	2	20,20
	26	8,25	14	18,30
	24	6,01	1	7,34
	34	5,93	8	6,62
93	62	12,49	17	29,09
	57	12,08	2	17,88
	34	11,91	6	11,91
	56	10,22	14	10,22
	4	7,79	1	7,79



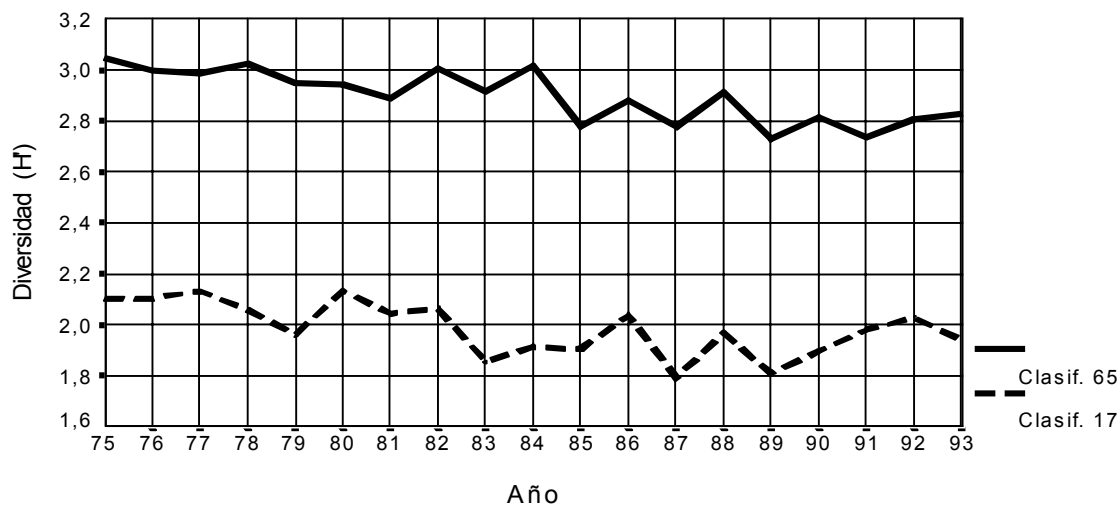
Gráfica 1.6. Diversidad de dos sistemas de clasificación de grupos de causas de muerte en el género femenino de 1 a 14 años de edad en Cataluña de 1975 a 1993.

Se observa una distorsión consistente en el *aumento* de una categoría ya *dominante* en la clasificación *detaillada* pero perteneciente a uno de los *grandes grupos no dominantes*. De 1975 a 1978 la causa 56, Anomalías congénitas, (de 65) crece de menos del 7% al 13,64% y hace que la primera causa de entre las de su clasificación pase del 11,85% al 13,64%; entre tanto, esa causa 56 es la 14 dentro de la clasificación de 17 categorías y no crece lo bastante para situarse la primera ni la segunda, sino la cuarta en posición, con lo que contribuye poco a disminuir la diversidad, máxime cuando la primera y segunda de las 17 categorías descienden en tamaño relativo debido a otras causas.

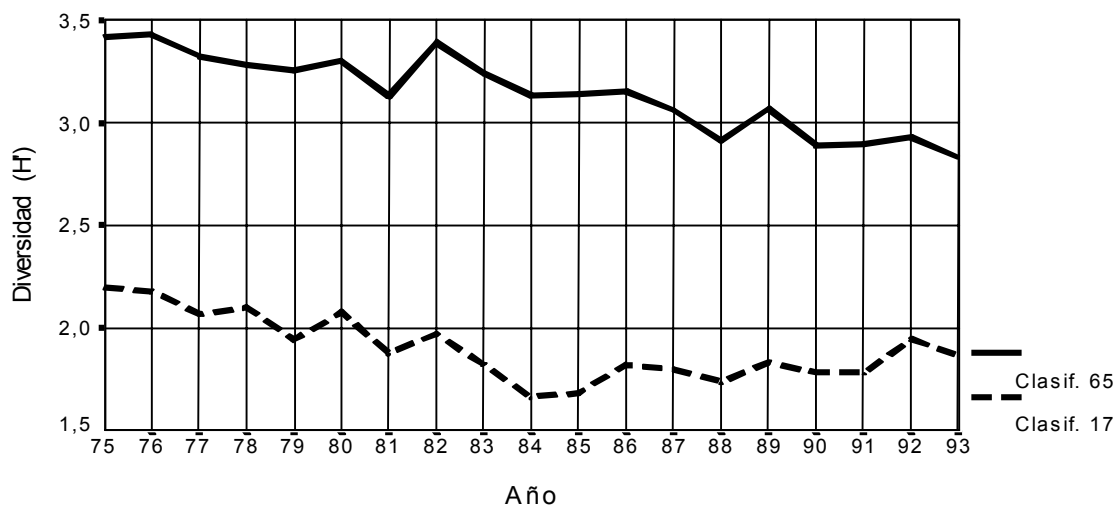
Tabla 1.16. Discordancias entre las abundancias relativas de los 5 grupos de causas de defunción más importantes de los sistemas de clasificación de 65 y 17, en el 2° grupo de edad (1 a 14 años) del género masculino.

Año	Clasificación 65	% N° Defunciones	Clasificación 17	% N° Defunciones
75	57	11,57	17	27,64
	34	9,05	2	16,44
	62	8,79	1	13,02
	56	8,18	8	10,02
	4	7,64	6	9,05
78	57	12,38	17	27,59
	44	11,61	2	18,22
	26	8,75	8	15,14
	4	8,30	1	11,19
	56	7,97	14	7,97
81	57	15,72	17	33,62
	62	10,04	2	15,28
	4	9,17	7	10,92
	34	7,42	1	9,17
	56	7,42	8	7,42
84	62	13,55	17	37,25
	57	9,29	2	23,65
	24	8,98	6	7,30
	34	7,30	8	6,81
	26	7,04	14	6,71
87	62	13,85	17	41,61
	56	13,30	2	19,43
	57	13,05	14	13,30
	59	7,19	6	7,04
	34	7,04	7	5,31
90	34	14,26	17	35,37
	56	11,39	2	18,93
	62	10,30	6	14,26
	57	9,38	14	11,39
	26	7,19	3	7,04
93	57	16,52	17	35,17
	56	12,09	2	19,72
	62	9,97	14	12,09
	24	7,98	3	6,86
	31	6,86	1	6,78

Entre 1981 y 1984 dos categorías dominantes de los grandes grupos (grandes grupos de causas externas y tumores) aumentan bruscamente, y exclusivamente por aumentos en causas raras de la clasificación detallada.



Gráfica 1.7. Diversidad de dos sistemas de clasificación de grupos de causas de muerte en el género masculino de 1 a 14 años de edad en Cataluña de 1975 a 1993.



Gráfica 1.8. Diversidad de dos sistemas de clasificación de grupos de causas de muerte en el género femenino de 15 a 34 años de edad en Cataluña de 1975 a 1993.

Tabla 1.17. Discordancias entre las abundancias relativas de los 5 grupos de causas de defunción más importantes de los

sistemas de clasificación de 65 y 17, en el 3er grupo de edad (15 a 34 años) del género femenino.

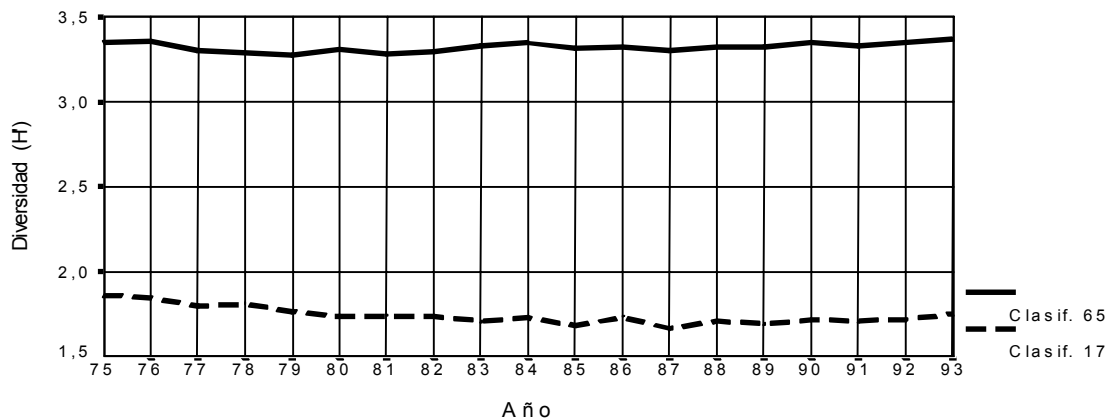
Año	Clasificación 65	% N° Defunciones	Clasificación 17	% N° Defunciones
75	57	12,30	17	23,44
	62	7,78	2	22,51
	38	7,11	7	16,79
	24	5,41	8	7,71
	44	4,88	9	6,02
78	57	21,14	17	28,22
	26	5,95	2	25,90
	40	4,83	7	9,96
	49	4,60	9	8,60
	24	4,25	8	5,64
81	57	18,97	17	30,55
	62	8,68	2	29,90
	24	8,04	7	13,83
	40	8,04	9	7,07
	26	5,79	8	5,14
84	62	16,15	17	42,24
	57	15,50	2	30,30
	61	7,26	7	9,29
	24	5,67	9	4,31
	20	5,35	8	2,96
87	57	21,70	17	45,02
	62	16,49	2	22,51
	26	4,95	7	7,20
	20	4,82	9	4,52
	61	4,74	6	3,94
90	57	21,79	17	44,01
	62	15,20	2	19,42
	31	13,33	3	13,77
	61	5,92	7	6,65
	26	4,39	8	3,75
93	31	24,63	17	34,97
	57	17,48	3	24,63
	62	12,21	2	16,14
	61	4,26	7	6,93
	24	3,88	8	4,06

Tabla 1.18. Discordancias entre las abundancias relativas de los 5 grupos de causas de defunción más importantes de los sistemas de clasificación de 65 y 17, en el 4º grupo de edad (35 a 59 años) del género masculino.

Año	Clasificación 65	% N° Defunciones	Clasificación 17	% N° Defunciones
75	37	13,57	7	30,58
	48	9,13	2	27,80
	40	8,08	9	12,81
	17	6,77	17	10,42
	38	5,49	8	7,54
76	37	12,65	2	30,92
	48	10,01	7	28,11
	17	7,46	9	13,48
	40	7,09	17	9,49
	38	5,07	8	7,37
77	37	13,29	2	31,85
	48	11,06	7	28,07
	17	8,67	9	14,91
	40	6,74	17	10,47
	57	5,90	8	5,13
78	37	13,79	2	31,57
	48	10,69	7	28,44
	17	9,27	9	14,09
	40	6,72	17	9,88
	57	5,28	8	6,33
79	37	14,37	2	32,78
	48	10,63	7	29,30
	17	10,06	9	13,52
	40	6,97	17	9,89
	57	5,14	8	5,83
80	37	13,64	2	35,36
	48	9,61	7	28,77
	17	9,15	9	12,80
	40	6,32	17	9,26
	24	5,75	8	5,33
81	37	13,39	2	35,31
	17	10,25	7	28,08
	48	9,66	9	12,68
	40	6,87	17	10,35
	57	5,10	8	5,44
82	37	12,25	2	36,46
	48	10,06	7	27,50
	17	9,77	9	12,96
	40	6,70	17	9,23
	38	5,82	8	5,02
83	37	12,52	2	37,42
	17	10,34	7	26,95
	48	9,13	9	11,79
	40	5,92	17	11,46
	38	5,84	8	4,70
84	37	12,08	2	38,02
	17	10,02	7	25,70
	48	9,31	9	11,82
	40	6,19	17	11,57
	38	5,24	8	4,80

continúa

85	37	13,71	2	37,89
	17	10,05	7	27,12
	48	8,93	17	11,85
	40	6,04	9	11,37
	38	4,94	8	5,21
86	37	13,16	2	37,20
	17	11,33	7	25,95
	48	9,07	17	12,18
	40	5,12	9	11,43
	38	5,10	8	5,40
87	17	12,75	2	41,27
	37	12,30	7	24,78
	48	8,32	17	11,80
	38	5,33	9	10,42
	40	5,31	8	4,18
88	17	13,06	2	39,90
	37	10,66	7	23,40
	48	8,67	17	12,79
	38	5,28	9	11,15
	40	5,19	8	4,63
89	17	12,80	2	39,94
	37	12,27	7	24,31
	48	7,57	17	13,19
	57	5,30	9	9,55
	40	5,10	8	4,70
90	17	12,57	2	40,97
	37	10,54	7	22,08
	48	7,67	17	12,55
	57	5,14	9	10,09
	38	4,80	3	4,82
91	17	13,06	2	40,90
	37	10,73	7	22,92
	48	7,16	17	12,42
	38	5,22	9	9,21
	40	4,72	8	4,86
92	17	13,17	2	42,09
	37	11,35	7	21,65
	48	6,08	17	11,81
	31	5,55	9	8,52
	24	4,97	3	6,68
93	17	12,37	2	41,17
	37	10,16	7	21,17
	31	6,64	17	11,37
	48	6,21	9	8,27
	40	4,47	3	7,64



Gráfica 1.9. Diversidad de dos sistemas de clasificación de grupos de causas de muerte en el género masculino de 35 a 59 años de edad en Cataluña de 1975 a 1993.

Entre 1977 y 1978, entre 1980 y 1981, y entre 1987 y 1988 tiene lugar otro tipo de distorsión. Hay 3 causas de 65 dominantes que aumentan (17, Tumor maligno de tráquea, bronquios y pulmón; 48, Cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado; y 40, Enfermedades cerebro-vasculares), pero corresponden a 3 causas de 17 también dominantes que en cambio bajan en importancia relativa debido a que otras causas de menor abundancia que las integran descienden.

Entre 1975 y 1976 y entre 1979 y 1980 aumenta la superdominante "tumores" (2ª de 17) debido al aumento de causas menores (de 65) que la integran, aunque desciende la principal de ellas, por lo que aumenta la diversidad en un sistema de clasificación y disminuye en el otro.

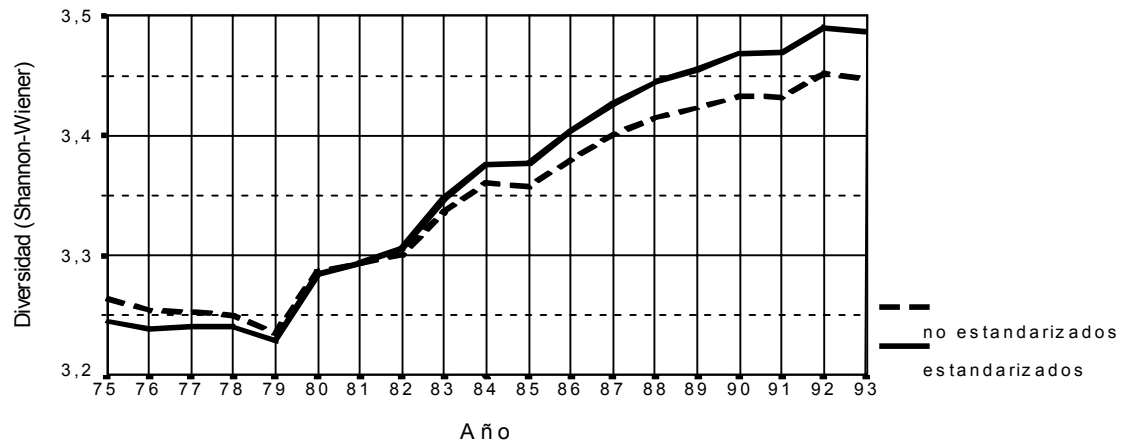
Entre 1982 y 1983 y entre 1988 y 1989 la causa 57 de 65 (accidentes de vehículos de motor) que era rara, sube bruscamente, pero pertenece al grupo 17 de 17 (causas externas) que ya era dominante.

Estudio del significado y condicionantes de la estandarización según *edad* y *género*

En la **Gráfica 1.10** se representan los valores anuales del índice de diversidad de *Shannon-Wiener* de la mortalidad por causas para la población general de Cataluña entre 1975 y 1993 para valores observados (no estandarizados) y para valores estandarizados según la estructura de edad y género de la población catalana de 1981. En 1981 ambas curvas se cruzan porque en ese año la población real y la estandarizada son idénticas.

El cambio sufrido en la pirámide de edades y géneros de la población catalana es un factor confusor de los otros factores que también han hecho cambiar el valor del índice de diversidad en estos años. Todos estos factores son precisamente los que motivan los estudios de la diversidad de la mortalidad por cuanto que están relacionados con el nivel de salud de la población al margen de su edad.

Se aprecia en la **Gráfica 1.10** que el aumento de la diversidad en el periodo de estudio ha sido menor para las poblaciones sin estandarizar que para las poblaciones estandarizadas, las primeras aumentando 0,182538 unidades y las segundas 0,241782, un 32,45% más. Dado que el patrón de estandarización ha sido una de las poblaciones del estudio, las diferencias entre ambos grupos de resultados pueden atribuirse al efecto de los factores estandarizados y no a la naturaleza del patrón.



Gráfica 1.10. Diversidad de la mortalidad en Cataluña con datos estandarizados y sin estandarizar.

DISCUSIÓN

Calidad de los datos

La validez de las bases de datos utilizadas ha sido discutida con el servicio de codificación de datos del "Departament de Sanitat i Seguretat Social", Dirección General de Recursos Sanitarios, de la Generalitat de Cataluña. A priori, su calidad viene condicionada por tres factores.

El primero, y uno de los más importantes es el referente al *cambio en la Clasificación Internacional de Enfermedades*, de la 8ª a la 9ª revisión, que tuvo lugar entre 1979 y 1980 (Lombard y Joslin, 1958; Adelstein, 1973; Israel y Klebba, 1969; OPS, 1965, 1975; World Health Organisation -WHO-, 1984; Ministerio de Sanidad y Consumo, 1986; y Sorlie y Gold, 1987). Además hay que apuntar a este respecto que la completa aplicación de los nuevos criterios no es simultánea y sufre demoras por distintas causas (Segura, 1986).

El segundo factor lo constituye el *cambio de control de las estadísticas* de unas entidades administrativas a otras. Si bien hasta 1983 fue la delegación de Barcelona del Instituto Nacional de Estadística (INE) que se hizo cargo de las estadísticas de mortalidad, a partir de ese año lo hace la Dirección General de Recursos Sanitarios de la Generalitat de Cataluña (López, 1985; y Departament de Sanitat y Seguretat Social, 1994 y 1995). Cuando entidades distintas tratan un proceso de datos lo pueden hacer de modo diferente, por lo que dejaría de existir una continuidad en la metodología de control de calidad de los datos empleada: codificación, validación,

exhaustividad, etc. (García Benavides et al., 1987; Gispert et al., 1987; y Pañella et al., 1989). El hecho de que se sigan procedimientos distintos hace que no se pueda garantizar una completa homogeneidad en la calidad de los datos antes y después de la fecha de cambio (Domènech y Segura, 1984; Segura, 1985; y Segura, 1986).

El tercer factor fue comunicado personalmente por la entidad responsable de la fuente de datos empleados en este estudio y se refiere a una *falta de exhaustividad* de los datos en los registros oficiales (Pascua, 1947; Stowman, 1947; Spagnolo et al., 1985; Ramis, 1986; Segura, 1986). Se estima que falta un 5% de los datos de mortalidad en los años comprendidos entre 1980 y 1982. Esta inexhaustividad tuvo especial repercusión en los núcleos de Sabadell, Vic e Igualada.

Posteriormente, al analizar los datos se descubrieron un cuarto y quinto factores más leves que los anteriores que, sin embargo, afectan a la calidad de los datos y además en el mismo período: entre 1975 y 1979. El cuarto se trata de un problema de *codificación* de una causa de muerte registrada con un código que no tiene correspondencia con ningún grupo de causas de defunción (Curb et al., 1983; y Kelson y Heller, 1983). El quinto es un problema de *diagnóstico*. Se trata de un grupo de causas de defunción del que, a diferencia de su dinámica a partir de 1980, en esos cinco años no aparece más que un único caso (Stocks, 1935; Moriyama al., 1958; Heasman, 1962; Heasman y Lipworth; 1966; Green y Donald, 1976; Griffith, 1976; Gau, 1977; Engel et al., 1980; Sorlie y Gold, 1987; y Burnand y Feinstein, 1992).

Estos dos últimos tipos de errores se atribuyen a una consecuencia del *cambio de clasificación internacional de enfermedades*. Ambos se detectan antes del período de cambio de clasificación (Segura, 1986; y Sorlie y Gold, 1987). El Servicio de Codificación de Datos del "Departament de Sanitat i

Seguretat Social", Dirección General de Recursos Sanitarios, de la Generalitat de Cataluña mantuvo la misma codificación de la lista "D" tanto para los años registrados según la CIE 8ª (hasta 1979 incluido) como para los registrados según la CIE 9ª (a partir de 1980). Respecto al cuarto factor se piensa que es debido a un error en la correspondencia del código de grupo de causas de muerte entre la 8ª y la 9ª revisión de la CIE. En cambio, el quinto factor puede deberse a un cambio de certificación del grupo de causas de defunción debido a reagrupación, aparición o fusión de grupos de causas propiciado por el cambio de revisión de la CIE.

Es imposible cuantificar el grado con que afectan a la validez de los datos todos los factores comentados. A pesar de ellos, la calidad de los datos se puede considerar buena. Sin embargo se tendrá presente que atraviesan un período menos fiable desde 1975 a 1982; desde 1975 a 1979, por estar los datos codificados según una clasificación (8ª) distinta a la del resto de los años; y desde 1980 a 1982, no sólo por ser un período de adaptación a la nueva clasificación (9ª) sino porque además sabemos que existe una inexhaustividad en los registros oficiales. Los datos pueden suponerse absolutamente fiables sobre todo desde 1983.

**Análisis de la idoneidad de los principales índices de
diversidad en estudios de mortalidad humana.**

Selección de un índice de diversidad

El objetivo fundamental del índice de diversidad es complementar la información dada por la Tasa General de Mortalidad. La información aportada por la diversidad es parecida a la que aporta la varianza, medida de la dispersión de una variable cuantitativa (Pielou, 1977, 1982). El concepto varianza es análogo al de diversidad. Varianza alta indica gran dispersión de los valores de la variable en torno a su media. La varianza más alta es la equiprobabilidad, al igual que la diversidad más alta. La virtud de incorporar el índice de diversidad como descriptor y macroindicador de estructuras en estudios de mortalidad radica en que sea una característica cuantitativa, fácil de comparar y útil en el control y vigilancia de los cambios de distribución. Todo ello es básico en planificación sanitaria.

Si bien la diversidad se compone de los conceptos de número de categorías distintas y probabilidad de cada una, en los estudios de diversidad de la mortalidad humana por grupos de causas la cantidad de categorías es muy estable. El número y tipo de categorías viene fijado por la OMS en primer término (OPS, 1965, 1975; WHO, 1984), y en base a ello por la Generalitat de Cataluña (Departament de Sanitat y Seguretat Social. Generalitat de Cataluña, 1994, 1995).

En estos estudios no se dispone de muestras con réplica. Se trabaja con datos estadísticos poblacionales y se tiene un único valor de diversidad anual. Estos hechos condicionan el tipo de índices propuestos para los estudios de mortalidad. Sólo son útiles aquellos índices que consideran la abundancia proporcional de cada categoría y que no estén sesgados hacia ningún tipo de abundancia de categorías.

Se han analizado un total de 8 índices. De ellos, dos se basan en la riqueza de categorías (Margalef y Menhinick) (Clifford y Stephenson, 1975; Whittaker, 1977), uno en un modelo de abundancia de categorías (α , parámetro de la serie

logarítmica) (Fisher et al., 1943) y cinco son del gran grupo de abundancia proporcional de categorías, tres de ellos se basan en medidas de dominancia (Simpson, McIntosh y Berger-Parker) (Simpson, 1949; McIntosh, 1967; Berger-Parker, 1970) y finalmente, dos son índices estadísticos de información (*Shannon-Wiener* y *Brillouin*) (Margalef, 1958; Brillouin, 1962).

Fueron descartados para los estudios de mortalidad los índices de Margalef y Menhinick porque son una medida en la que se combina S y N para dar idea del número de categorías distintas existentes en la población de estudio (Clifford y Stephenson, 1975; Whittaker, 1977). Estos índices no consideran la abundancia relativa de las categorías, por lo que no tiene sentido utilizarlos en estudios de mortalidad de poblaciones generales ya que en ellos la cantidad de categorías distintas (S) y el número total de individuos, N apenas cambian (0,15%) (Abbott, 1974; Connor y Simberloff, 1978; Southwood, 1978 y Harris, 1984).

Los **modelos de abundancia de categorías** describen la distribución de su abundancia, pero no por las categorías en que está dividida la comunidad de estudio sino por clases de abundancia. Una *clase de abundancia* es aquel conjunto de categorías que tiene el mismo número de individuos observados cada una (Fisher et al., 1943; May, 1975, 1981; Southwood, 1978). Sus defensores arguyen que utilizan toda la información acumulada en la comunidad y que es la descripción matemática más completa de los datos (Magurran, 1988). Clásicamente, sólo se describen 4 modelos de distribución, que son insuficientes para describir todos los tipos de datos. Los modelos de abundancia tienen el inconveniente de requerir un test de bondad de ajuste. Además, puede haber problemas si todas las comunidades estudiadas no se ajustan a un único modelo y se quieren comparar (Sokal y Rolf, 1981; Magurran, 1988). Si hay pocas categorías en cada clase de abundancia, es difícil detectar diferencias entre la distribución observada y la

esperada. En nuestra población de estudio existen muchas clases sin ningún individuo, o con pocos. Este hecho contribuye a descartar cualquier índice o parámetro de este grupo de medidas de diversidad, porque en esos casos la bondad de ajuste fracasa al no obtener una distinción clara entre los distintos modelos de abundancia de categorías existentes.

La serie logarítmica tiene la característica de depender de las categorías con abundancia intermedia y de ser un ajuste más pobre por los extremos de la curva, especialmente en largas series de datos (Taylor, 1978; Kempton y Wedderburn, 1978), como es nuestro caso. Esta dependencia, y el que no esté sesgada por las categorías raras o comunes, resulta interesante puesto que en estudios de mortalidad interesa saber cuándo una categoría común está variando con el tiempo o en el espacio.

Sin embargo, el parámetro α de la serie logarítmica, propuesto por Fisher et al. en 1943, se basa en S y N , y no puede discriminar entre situaciones donde S y N son casi constantes y hay cambios importantes en la uniformidad (Magurran, 1988), como ocurre con la mortalidad humana. Otro inconveniente es que para su cálculo es necesario determinar un parámetro mediante una iteración, lo que complica bastante la obtención de este índice (May, 1975). Además, ha caído en desuso cuando se ha visto que las distribuciones de abundancia de categorías pueden tener muchas formas (Pielou, 1982). Muchas series de datos quedan bien descritas tanto mediante la serie logarítmica como con la serie normal logarítmica. Existen discrepancias y dificultades en decidir cuál de las dos es mejor (Magurran, 1988).

Los **índices** basados en la **abundancia proporcional** de categorías no hacen suposiciones sobre el aspecto de la distribución por lo que se les llama también índices no paramétricos (Southwood, 1979). Esto representa una ventaja de los índices de abundancia sobre los modelos de abundancia. Como contrapartida, diferentes

distribuciones de abundancia de categorías pueden coincidir en el valor del índice, lo que dificulta la interpretación de algunos índices, como p.e. *Shannon-Wiener*.

Las medidas de abundancia proporcional de categorías sí consideran el número de individuos de cada categoría de la población en estudio. Ello supone una ventaja sobre los índices basados en la riqueza de categorías puesto que en los estudios de mortalidad que nos ocupan estamos interesados en un índice sensible a variaciones en la abundancia de categorías.

Sólo nos sirve uno de los dos tipos. Simpson, McIntosh y Berger-Parker están sujetos a fluctuaciones en las categorías más comunes y son menos sensibles a diferencias entre poblaciones que las medidas de abundancia proporcional de categorías basadas en la *Teoría de la información* (Shannon y Weaver, 1949; Magurran, 1981, en Magurran 1988). Conviene que las abundancias de todas las categorías sean consideradas, cada una con su peso.

Se ha optado por los **índices estadísticos de información** (*Shannon-Wiener* y *Brillouin*) para los estudios de mortalidad sobre todo porque tienen en cuenta la probabilidad de cada categoría, sin estar sesgados hacia las categorías más dominantes o hacia las más raras (Peet, 1974; Pielou, 1969, 1975). Esta característica favorece el que se encuentren entre los más sensibles en detectar diferencias entre localidades (Kempton y Taylor, 1976; Taylor, 1978; Kempton, 1979; Morris y Lakhani, 1979; Magurran, 1981 en Magurran, 1988).

Al aplicar *Shannon-Wiener* (Margalef, 1958), los individuos tienen que haberse muestreado al azar a partir de poblaciones indefinidamente grandes (Pielou, 1975). En nuestro caso, trabajamos con datos poblacionales, con lo que está asegurada la representatividad de la muestra. Asimismo, puede considerarse infinita una población con número de individuos

total del orden de 42.000. Al trabajar con la población se cuenta con la ventaja de conocer p_i y no hay que estimarlo a través de la proporción n_i/N , lo que produciría resultados sesgados (Pielou, 1969). Además, este índice combina las ventajas de ser sencillo de calcular y de amplio uso, sobretodo desde la incorporación de la abundancia de categorías a los estudios de diversidad (Magurran, 1988). Sin embargo, resulta difícil de interpretar ya que es afectado por dos variables (riqueza y abundancia) cuyos efectos se confunden (Goodman, 1975), y más, cuando distribuciones distintas de categorías pueden tener el mismo valor del índice.

El uso del otro índice de información, *Brillouin* (Brillouin, 1962), está indicado cuando no se puede garantizar la aleatoriedad de la muestra (Southwood, 1978), o cuando la composición total de la comunidad es conocida, es decir, cuando la comunidad está completamente censada con cada uno de los individuos representado (Pielou, 1969, 1975), como es exactamente nuestro caso.

Hay varias razones por las que no se ha extendido su uso. En primer lugar, se debe a la complicación de su cálculo (Magurran, 1988). La fórmula de este índice tiene unos factoriales que dependen directamente del tamaño de la población (número total de individuos). En caso de trabajar con poblaciones cuyo tamaño sea muy grande (el nuestro, p.e., es del orden de 42.000 individuos), el uso de este índice estaría supeditado a la capacidad de cálculo del ordenador, ya que en seguida se alcanzan cifras extremadamente altas. La alternativa es recurrir a cálculos más complejos. Un problema práctico en el cálculo del índice de diversidad de *Brillouin* es que al estandarizar poblaciones queda la cifra de casos de cada categoría no un número entero, sino un número con decimales. La fórmula del índice de *Brillouin* requiere un número entero de casos al cual aplicar el factorial. Por ello es necesario redondear la cifra, lo cual redunda en imprecisión, sobretodo

para aquellas categorías con pocos casos, situación que es muy frecuente.

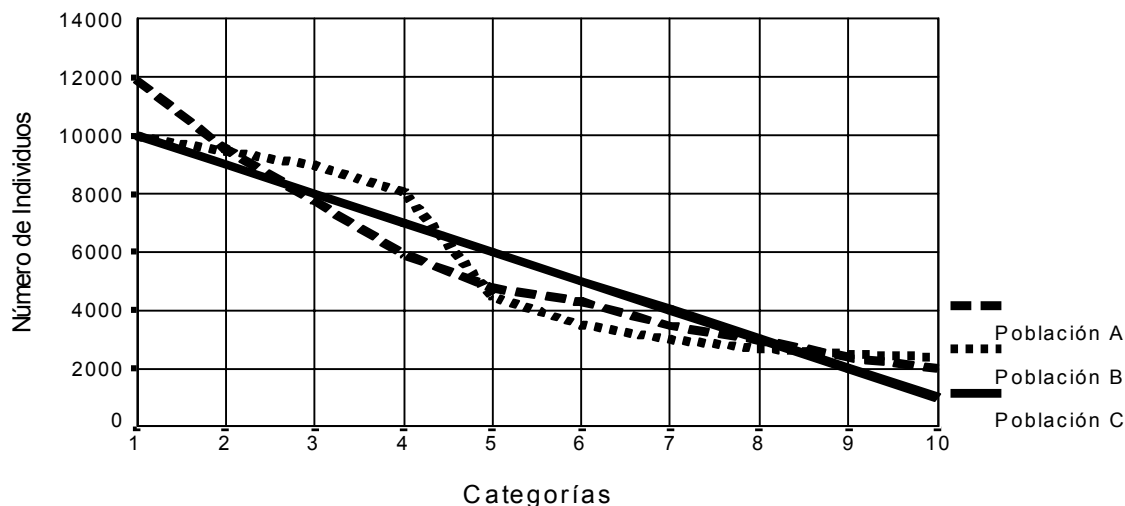
La dependencia del tamaño muestral mostrada por este índice (Brillouin, 1962; Pielou, 1969, 1975 y Magurran, 1988) puede dar respuestas erróneas. Además, puede ocurrir que una muestra con N más elevado salga más diversa que otra de mayor riqueza de categorías y uniformidad (Peet, 1974). Estas tres razones obligan a descartar este índice para su uso en poblaciones humanas censadas.

El índice de *Shannon-Wiener*, al contrario que el de *Brillouin*, no cambia si el número de categorías y las proporciones relativas se mantienen constantes (Magurran, 1988). Para cada población, el valor de *Brillouin* es significativamente distinto del de cualquier otra población.

La complicación de ambos índices, y en particular el de *Shannon-Wiener*, se halla en la interpretación de sus valores, puesto que un mismo valor de diversidad puede tener distintas formas de distribución de categorías (ver **Gráfica 1.11**). Su interpretación hay que hacerla dentro del marco de la historia del sistema o población de estudio (Margalef, 1985). Si bien el índice de diversidad es una medida matemática de la distribución de la presencia de individuos en una población o muestra según la categoría a la que pertenecen, y si bien a cada distribución de las infinitas posibles le corresponde un determinado número de índice, es posible que un índice concreto sea común a distribuciones distintas, de manera similar a cómo poblaciones bien distintas pueden tener la misma media o desviación estándar en alguna de sus características. Como parte de esta tesis, se ha probado empíricamente que tres poblaciones artificialmente ideadas con tres distribuciones bien diferentes tienen el mismo índice de *Shannon-Wiener*. Las tres poblaciones tienen diez categorías a que pueden corresponder sus individuos, y el

total de individuos es idéntico en las tres poblaciones: 55.000. Como puede apreciarse en la **Gráfica 1.11**, una de las poblaciones tiene una distribución de defunciones por grupos de causas de muerte en *diagonal*, otra la tiene curva *cóncava*, y la tercera la tiene primero *convexa* y luego *cóncava*. Las tres poblaciones tienen un índice de *Shannon-Wiener* con los siete dígitos idénticos ($H'=2,151282$). Se podrían obtener todavía otras distribuciones distintas que con la misma población diesen este mismo índice de *Shannon*. Y se podrían obtener un número infinito de familias de distribuciones cada una de las cuales compartirían la misma población y el mismo índice de diversidad.

No obstante, en el mundo real, y particularmente en el estudio de las distribuciones de mortalidad por causas de muerte en poblaciones humanas reales, es muy improbable encontrar dos casos con el mismo índice y distribuciones distintas. En la práctica totalidad de los casos reales, la distribución sigue una curva característica del segundo de los tres casos artificiales anteriormente expuestos, y es muy difícil, si no imposible, que dos de tales distribuciones tengan el mismo índice no siendo idénticas. Más difícil todavía es que coincidan en el índice y también en su tasa de mortalidad general, teniendo distinta distribución de mortalidad por causas, por más que en los casos artificiales se puede conseguir que tales cifras coincidan.



Gráfica 1.11. Modelos de distribución distintos con el mismo valor de diversidad ($H' = 2,151282$).

A efectos prácticos no se debe temer que esta posibilidad pueda causar confusión o haga perder fiabilidad al índice de diversidad, toda vez que además de ser improbable es muy fácil comprobar el perfil de distribución de la población en estudio. Para el estudio de una misma población en el tiempo, tendrían en todo caso que pasar muchísimos años para que se llegase a repetir un determinado índice siendo bastante distinta la distribución e igual la tasa de mortalidad. Aunque no se puede descartar que poblaciones que han pasado guerras o epidemias adopten temporalmente perfiles de distribución equiparables al primero o tercero de estos modelos artificialmente creados, en un estudio comparativo entre regiones se puede evitar la confusión acompañando el índice con la tasa de mortalidad, y en caso de detectar coincidencias inesperadas analizando las distribuciones respectivas.

Todas las razones expuestas hacen que el índice de *Shannon-Wiener* sea el seleccionado para los estudios de diversidad de la mortalidad.

Estudio del efecto sobre la diversidad de dos sistemas de clasificación de grupos de causas de defunción distintos

El índice de diversidad de la mortalidad por grupos de causas de muerte de una determinada población es distinto dependiendo de la clasificación de categorías que se utilice. Un sistema de clasificación de más categorías genera índices más altos. El índice de diversidad calculado para la clasificación de 65 categorías es siempre mayor que el calculado para la clasificación de 17 grandes grupos de causas (ver **Tabla 1.11**). La diversidad máxima teórica depende del número máximo de categorías posibles (Magurran, 1988); en consecuencia, el sistema de clasificación que contiene mayor cantidad de categorías (S) es potencialmente más diverso ($H_{m\acute{a}x\ 65} = 4,1743$; $H_{m\acute{a}x\ 17} = 2,8332$).

Se puede expresar el índice de diversidad de *Shannon-Wiener* como el porcentaje con respecto a su máximo teórico. El indicador resultante se llama equitabilidad. La equitabilidad ofrece la gran ventaja de eliminar el efecto amplificador o reductor que el número de categorías del sistema de clasificación aporta al índice. En consecuencia, la comparación entre diversidades de *subpoblaciones* cuyo número máximo teórico de categorías de defunción es distinto se hace posible, pues corresponden a una misma escala. La comparación entre diversidades calculadas con sistemas de *clasificación* distintos también queda mejorada, pues la diferencia en el índice causada por su distinto número de categorías queda eliminada. Sin embargo, la equitabilidad no consigue hacer estas diversidades comparables, pues no logra corregir los efectos distorsionadores que se discutirán más adelante. Otra ventaja de la equitabilidad con respecto al índice de

diversidad, en estudios de mortalidad humana por causas, es que informa sobre el grado de diversidad alcanzado con respecto al máximo posible, lo que le da perspectiva y significado a la hora de interpretarlo, aun al margen de comparaciones.

Atendiendo al repartimiento de las defunciones, una población se acercará más al máximo teórico de diversidad con aquella clasificación que más tienda a la equiprobabilidad de sus categorías. La diversidad calculada con datos de la población total de Cataluña (a partir de 1 año) en el período 1975-93 según la clasificación de 65 grupos de causas ha alcanzado un 80% del valor máximo teórico, mientras que con la de 17 grandes grupos, sólo se ha acercado al 62%.

Además, el coeficiente de variación de la diversidad calculada con la clasificación de 65 causas es bastante inferior al correspondiente a la lista de los 17 grandes grupos (ver **Tabla 1.12**). Esto es debido a que en una clasificación con un número reducido de grupos de causas cualquier cambio en uno de ellos afecta más a su tamaño relativo con respecto a los demás. El caso extremo sería una clasificación de dos categorías; un aumento de una sería posible sólo con una disminución de la otra, con lo que se pasaría enseguida de una situación de uniformidad a una de dominancia, o viceversa.

Existen dos fenómenos que hacen a las clasificaciones de pocas categorías ser poco sensibles. En primer lugar, un determinado aumento (o disminución) absoluto de defunciones en un grupo de causas concreto pasa más desapercibido en clasificaciones de pocos grupos de causas porque cada categoría consta de más casos. En segundo lugar, puede suceder que un aumento de un grupo de causas correspondiente a un sistema de clasificación más detallado acontezca combinado con una reducción de otro grupo de causas, ambos pertenecientes al mismo gran grupo de clasificación menos detallado, de tal manera que se compensen.

No se aprecian entonces cambios en el sistema de clasificación de pocos grupos de causas de muerte. Estos dos factores hacen que los sistemas de clasificación de pocos grupos de causas sean más insensibles a los cambios reales en la distribución de la mortalidad por grupos de causas de muerte y se concluya que la diversidad calculada con clasificaciones más detalladas refleja con más fidelidad los cambios reales aunque sus fluctuaciones resulten menos bruscas y por tanto sean más estables.

En términos generales, para las poblaciones de Cataluña en el período de 1975 a 1993, existe una buena correlación entre las diversidades calculadas según las dos listas de clasificación de grupos de causas de muerte, es decir, las dos clasificaciones miden cambios de la distribución de la mortalidad por grupos de causas en el mismo sentido. Esta buena relación se mantiene en las distintas subpoblaciones de edad y género a excepción del género masculino de 35 a 59 años (ver **Tabla 1.13**).

Un análisis detallado de la *correspondencia* entre los grupos de causas de muerte de las dos *clasificaciones*, de los resultados de sus correlaciones para las distintas subpoblaciones y de sus causas revela los hechos que perjudican esta correlación:

- 1) Dos sistemas distintos de clasificación de categorías producen dos distribuciones distintas para una realidad idéntica. En el grupo de 35 a 59 años de edad, en la clasificación de 17 grupos de causas, dos de ellas acaparan el 66% de las defunciones, mientras que en la clasificación de 65 grupos de causas hacen falta 14 de ellas para alcanzar ese porcentaje. En cualquier distribución, si las causas dominantes se hacen aún más importantes a costa de las más raras, disminuye su diversidad, y si las causas dominantes pierden peso en favor de las más raras, aumenta su diversidad.

2) Si hay dos sistemas de clasificación de categorías, uno detallado y otro resumido, y algunas de las categorías de la clasificación resumida incluyen muchas de las categorías de la clasificación detallada, mientras que otras de las categorías incluyen una sola de las categorías detalladas o unas pocas, se crea una *asimetría* que genera con frecuencia varios tipos de distorsiones o *tendencias contrarias* (ver **Tabla 1.6**) Los principales contribuidores a la cifra del índice de diversidad son las causas más dominantes. Un análisis de las cinco causas más dominantes de cada sistema suele bastar para entender el resultado del índice. Si dentro de estas cinco causas crecen (de un período de tiempo para el siguiente) las principales más que las otras, disminuye la diversidad, al margen de cuáles sean las causas concretas que ocupen los primeros lugares. Contrariamente, si crecen las últimas de estas cinco con respecto a las primeras se dará un aumento de diversidad. Es posible que en uno de los sistemas de clasificación de causas aumenten las primeras mientras que en el otro sistema aumentan las siguientes. Lo que determina la falta de correlación es el *desigual efecto* en la distribución de cada clasificación de un determinado aumento o disminución de uno o varios grupos de causas o categorías concretas. A continuación se enumera una lista no exhaustiva de tales distorsiones:

- a) Que *aumente* una categoría *dominante* en la clasificación detallada y que esa categoría esté *englobada* en uno de los *grandes grupos no dominantes*.
- b) Que *disminuya* una categoría *dominante* en la clasificación detallada y que esa categoría esté *englobada* en uno de los *grandes grupos no dominantes*.
- c) Que *aumente* una categoría *dominante* en la clasificación detallada a *expensas* de otras categorías *raras*, mientras *todas* ellas pertenecen a uno de los *grandes grupos*, que en conjunto no varía, desciende en dominancia si era dominante o aumenta en peso relativo si era rara.

- d) Que *disminuya* una categoría *dominante* en la clasificación detallada en *favor* de otras categorías *raras*, mientras *todas* ellas pertenecen a uno de los *grandes grupos*, que en conjunto no varía, aumenta en dominancia si era dominante o baja en peso relativo si era rara.
- e) Que *aumenten* una o varias categorías *raras* en la clasificación detallada y que esas categorías estén *englobadas* en uno de los *grandes grupos* que ya eran *dominantes*.
- f) Que *disminuyan* una o varias categorías *raras* en la clasificación detallada y que esas categorías estén *englobadas* en uno o varios de los *grandes grupos* que eran *dominantes*.

Tabla 1.19. Fenómenos que originan tendencias contrarias en la diversidad calculada según las dos listas de clasificación de la mortalidad por grupos de causas de muerte.

	Lista 65 categorías		Lista 17 categorías	
	Causa	Efecto	Causa	Efecto
a)	↑ Dominante	↓ H'	↑ No Dominante	↑ H'
b)	↓ Dominante	↑ H'	↓ No Dominante	↓ H'
c)	↑ Dominante ↓ Raras	↓ H'	Todas ∈ misma categ. ≈ H'	
d)	↓ Dominante ↑ Raras	↑ H'	Todas ∈ misma categ. ≈ H'	
e)	↑ Raras	↑ H'	Todas ∈ misma categ. Dominante	↓ H'
f)	↓ Raras	↓ H'	Todas ∈ misma categ. Dominante	↑ H'
g)	↑ Raras			

	↓ Dominante	↑ H'	Todas ∈ misma categ. ≈ H'
h)	↓ Raras		
	↑ Dominante	↓ H'	Todas ∈ misma categ. ≈ H'

g) Que *aumenten* una o varias categorías *raras* en la clasificación detallada a *expensas* de otras categorías *dominantes*, mientras *todas* ellas pertenecen a *uno* de los *grandes grupos*, que en conjunto no varía, aumenta en dominancia si era dominante o baja en peso relativo si era rara.

h) Que *disminuya* una categoría *rara* en la clasificación detallada en *favor* de otras categorías *dominantes*, mientras *todas* ellas pertenecen a *uno* de los *grandes grupos*, que en conjunto no varía, baja en dominancia si era dominante o aumenta en peso relativo si era rara.

3) Incluso si una categoría de la clasificación detallada se corresponde con una categoría de la clasificación resumida, las variaciones de esta categoría en términos absolutos serán igual en ambos sistemas, pero no así su variación en términos relativos, que son los que determinan la diversidad. Por ejemplo, si el grupo de causas 16 de la lista de los 17 grandes grupos sube, subirá igualmente su grupo de causas homólogo 63 de la clasificación de 65 grupos; no obstante, ese grupo de causas 16 es minoritario en comparación con grupos de causas como el 2 o el 7 de los 17, mientras que el grupo 63 de la lista de 65 puede estar entre los principales. La diferente posición relativa hará que aumentos o disminuciones en él afecten de manera distinta a cada clasificación. En la clasificación resumida, esa categoría siempre será relativamente menos dominante que en la clasificación detallada, donde no hay grandes grupos que la empequeñezcan por comparación. Un aumento del peso de esa categoría llevará a un aumento de la diversidad en el sistema resumido, mientras que en el detallado podría incluso significar una disminución de la diversidad si ya era relativamente dominante.

- 4) En aquellas subpoblaciones en las que coincida que varias de las categorías con mayor peso del sistema detallado son precisamente las que en el sistema resumido forman una sola categoría que se hace fuertemente dominante, los fenómenos arriba descritos serán particularmente acusados y las correlaciones entre ambos sistemas de clasificación serán particularmente malas. Este es el caso del género masculino de 35 a 59 años de este estudio, en que las causas principales de mortalidad son el gran grupo de los tumores y el de las cardiovasculares.

- 5) En aquellas subpoblaciones donde haya una causa fuertemente dominante en la clasificación detallada, que además equivalga a una sola categoría de la clasificación resumida, las distorsiones descritas en el punto 2) tendrán poco efecto y la correlación será buena. Este es el caso del primer grupo de edad (0 a 1 año no cumplido) de los estudiados.

- 6) En aquellas subpoblaciones donde no haya causas fuertemente dominantes en ninguno de los dos sistemas de clasificación, como ocurre en el quinto grupo de edad (60 años y más) de nuestro estudio, las distorsiones descritas en el punto 2) tendrán poco efecto y la correlación será buena.

A igualdad de facilidad de cálculo y manejo y en poblaciones o subpoblaciones suficientemente grandes, es preferible emplear clasificaciones de categorías detalladas no sólo porque en ellas hay más información, sino porque el índice es suficientemente sensible a los cambios en su distribución.

A la vista de los coeficientes de correlación lineal de Pearson, en ciertas ocasiones puede ser factible el transformar los valores de diversidad de 17 a los equivalentes de 65 grupos

de causas de muerte, y viceversa, dentro del período y con las poblaciones estudiadas. Si bien hay subpoblaciones en que esta transformación no ofrece ningún inconveniente (Grupo de edad de 0 a 1 año, $R^2 = 98\%$; Grupo de edad de 60 años y más, $R^2 = 90\%$), en otras (Grupo de edad de 35 a 59 años en el género masculino, $R^2 = 1,7\%$) es desaconsejable.

En resumen, recomendamos no usar las ecuaciones de transformación en las siguientes subpoblaciones por edades, particularmente la primera:

- a) en el género masculino y ambos géneros de 35 a 59 años.
- b) en ningún caso del grupo de edad de 1 a 14 años.
- c) en el género femenino de 15 a 34 años.

Estudio del significado y condicionantes de la estandarización según *edad* y *género*

Un determinado efecto puede tener una o más causas. Estas causas no necesitan ser directas; pueden ser circunstancias favorecedoras del efecto. Cuando hay más de una causa, no es fácil saber en qué medida cada una ha contribuido al efecto. En el caso de poblaciones, el efecto de cada causa *medible* estadísticamente se puede *separar* de las demás por medio de la estandarización (Keyfitz, 1975; Canela, 1985; Sánchez, 1992).

Cuando se analiza en dos o más poblaciones cierta característica que ya es el *objetivo último* de la comparación, no hace falta estandarizar, ya que no existe confusión de variables que necesiten ser separadas. Este es el caso cuando se quiere comparar la *biodiversidad* de dos o más áreas geográficas distintas. En casos como el de la

biodiversidad, la homogeneización de métodos y área de observación debe ser *previa* a la toma de datos. La distribución observada de individuos de cada especie ya es el objetivo del estudio.

Cuando se analiza en dos o más poblaciones cierta característica para a través de ella conocer más sobre *una* de sus causas, hay que eliminar mediante la estandarización el efecto de las otras causas que se confunden con ella (Armitage, 1971; Daniel, 1977; Lapointe, 1982). En la mayoría de los estudios sobre la mortalidad humana, interesa conocer las diferencias entre poblaciones en sus tasas o su distribución por causas una vez descontado el efecto de sus diferentes distribuciones de edad y género en sus poblaciones vivas para poder detectar cambios o diferencias debidas *sólo a los demás factores*, como son la calidad del entorno, de los hábitos, o de la sanidad pública (Wolfenden, 1923; Yule, 1934; Morgenstern et al., 1980).

Como variables de confusión en los estudios estadísticos sobre la salud humana se encuentran típicamente la edad, el género, la raza, las condiciones socioeconómicas, las condiciones climáticas, la dieta, la calidad química y física del entorno, la calidad asistencial de la sanidad pública, etc. (Rothman, 1986; Sánchez, 1992). De éstas, sólo las dos primeras son buenas candidatas a la estandarización debido a tres razones: son características discretas y fácilmente cuantificables, generalmente se dispone de datos bastante fiables, y se suele estar más interesado en el efecto sobre la salud de los demás factores.

La estandarización de los datos de defunciones por edad y género es necesaria si se han de comparar poblaciones con distintas distribuciones de edades y géneros, cuando, a partir de estos resultados, interesa sacar conclusiones que

no tengan relación con la distribución de edad y género de las poblaciones estudiadas.

En estudios de mortalidad humana, a la hora de elegir el patrón por el que se van a estandarizar las distintas poblaciones que se desea comparar hay que saber si el estudio va a ser cerrado o abierto, es decir, si otros investigadores podrán utilizar sólo las conclusiones o también los resultados. En el primer caso, interesa elegir como patrón a una cualquiera de las poblaciones a comparar, porque ella será al tiempo estandarizada y sin estandarizar, y los resultados sin estandarizar serán diferentes a los estandarizados sólo como consecuencia del *cambio* ocurrido en las pirámides de edad y género de las poblaciones vivas de donde proceden las defunciones. Los valores estandarizados y sin estandarizar podrán ser comparados directamente y su diferencia ser explicada por los factores de confusión eliminados con la estandarización. Sin embargo, estos valores estandarizados carecerán de sentido aislados de su patrón, con lo que no podrán ser comparados con los de otras poblaciones estandarizadas según otro patrón (Eland-Johnson, 1975; Jenicek et al., 1982; Kelsey et al., 1986; Sánchez, 1992). En el segundo caso, cuando interesa que los *resultados* sean comparables directamente con los de otros estudios pasados, presentes o futuros, es preciso elegir un patrón universal de estandarización (como la "población europea de referencia"; ver Cap. 3, Material). Los resultados así estandarizados no son comparables con los obtenidos a partir de las poblaciones sin estandarizar, ya que la diferencia no se debe sólo a cambios en las pirámides de edad y género sino a la peculiar naturaleza del patrón (Rothman, 1986).

La estandarización afecta al valor de diversidad porque cambia las proporciones del número de casos en cada categoría de causa de defunción respecto al del total de categorías. Al estandarizar por edad y género se genera un factor de estandarización ($F_{stdr\ i}$) distinto para cada grupo

de edad y cada género, dependiendo de la población de referencia escogida. Ese factor estandarizador está constituido por la proporción entre los vivos de la población patrón para esa subpoblación y la de vivos observados del año en curso para esa misma subpoblación ($Factor_{stdr\ i} = N^{\circ}vivos_iPatrón/N^{\circ}vivos_iObs$) siendo el número esperado de defunciones el producto del número observado de defunciones por el factor de estandarización correspondiente ($N^{\circ}esp\ def_i = N^{\circ}obs\ def_i \cdot Factor_{stdr\ i}$).

El índice de diversidad de *Shannon* es un resumen numérico de la forma de la curva de distribución de las causas de muerte en que se dividen las defunciones. El índice

$$H' = - \sum_{i=1}^{i=S} p_i \ln p_i$$

tiene en cuenta la proporción entre el número de casos en cada una de las categorías de defunción y el total para una subpoblación dada ($p_i = n_i/N$). Como el índice de diversidad de *Shannon* es el sumatorio de cada una de las probabilidades de aparición de cada causa multiplicada por su logaritmo, si sólo analizamos uno de los 21 grupos de edad por los cuales se ha calculado el número esperado de defunciones, cada fracción del sumatorio tiene el mismo factor de estandarización en el numerador (n_i) que en el denominador (N), con lo que se cancelan ambos factores. El valor del índice de diversidad no es distinto del calculado con el número observado de muertos, lo cual es además intuitivamente correcto ya que estandarizar por edad es modificar el tamaño de los distintos grupos de edad pero no las características internas de su mortalidad.

Si las subpoblaciones que se comparan incluyen más de uno de los grupos de edad por los que se estandarizó, la estandarización sí genera cambios en las diversidades entre subpoblaciones, y esta diferencia es más evidente a medida que las subpoblaciones incluyen mayor número de los grupos

de edad por los que se estandarizó. Cuando analizamos una subpoblación que incluye varios de los veintiún grupos de edad, cada fracción del sumatorio que conforma el índice de diversidad tiene factores de estandarización distintos en el numerador y denominador, pues el primero contiene los factores que afectan a una causa de muerte concreta y el segundo los que afectan a todas las causas, por lo que no se cancelan y el índice de diversidad es distinto al calculado con el n° observado de muertos, lo cual es además intuitivamente correcto ya que cada uno de los 21 grupos de edad ha sido modificado en su tamaño de manera distinta.

Para la población de Cataluña se ha estandarizado por el método directo según 21 grupos de edad quinquenales con excepción de algunos grupos de edad (ver **Tabla 1.1**). En cambio, se han analizado 5 subpoblaciones de edad más amplias. Cada uno de los 21 grupos de edad tiene un factor de estandarización distinto y las muertes de cada categoría de defunción dentro de cada uno de los 5 grandes grupos de edad han sido multiplicadas por los factores de estandarización correspondientes (en cada uno de los 5 grupos de edad hay tantos factores de estandarización como grupos quinquenales lo integren, excepto el primero, que sólo tiene uno).

En los estudios de mortalidad humana que traten de comparar la salud de una población a lo largo de distintos años o de las poblaciones de distintas regiones en el mismo año o en años diferentes creemos que es muy recomendable la estandarización de las poblaciones por edad y género. No hacerlo significaría no poder distinguir en sus diferentes índices de diversidad o tasas de mortalidad el efecto de la salud inherente y el efecto de sus distintas pirámides de edades.

Proponemos que la estandarización sea en la medida de lo posible por el método directo y utilizando cuantos más grupos de edad mejor para que el ajuste sea lo más fiel posible al patrón (Rothman, 1986). Aunque la estandarización año a año sería óptima, hacerla con 21 grupos de edad es suficiente (Kleinbaum et al., 1982; Miettinen, 1985 Piédrola-Gil, 1989).

Entre 1975 y 1993 el aumento del índice de diversidad de las poblaciones observadas ha sido de 0,182538 y el de las poblaciones estandarizadas de 0,241782. El aumento en las poblaciones estandarizadas ha sido por tanto un 32,45% mayor que en las poblaciones no estandarizadas. La diferencia en el índice de *Shannon* entre el aumento estandarizando y sin estandarizar es de 0,059244 y está causada por los cambios en las distribuciones de edad y género de las poblaciones de vivos de Cataluña en el periodo de estudio. Esta diferencia equivale a aumentar un 6,1892% la mortalidad de las tres causas más importantes y disminuir proporcionalmente de las restantes 62 causas esas defunciones adicionales (ver **Tabla 2.1.**).

Por haber empleado como patrón de estandarización una de las poblaciones de la serie, en la **Tabla 1.20** se calcula el efecto de la edad y el género como la diferencia entre el efecto de todos los factores (poblaciones sin estandarizar) y el efecto de todos los factores excepto la edad y el género (poblaciones estandarizadas). Puede verse que el efecto de la cambiante distribución de edades y géneros en la población viva de la que proceden las defunciones con que los valores de diversidad han sido calculados es relativamente constante a lo largo de los 19 años del estudio (entre 0,0008 y 0,0058), y siempre reduce la diversidad de la mortalidad por causas. El efecto de los demás factores es por contra muy variable (entre 0,0001 y 0,0549), y aunque normalmente es de aumento de la diversidad, en tres ocasiones la reduce.

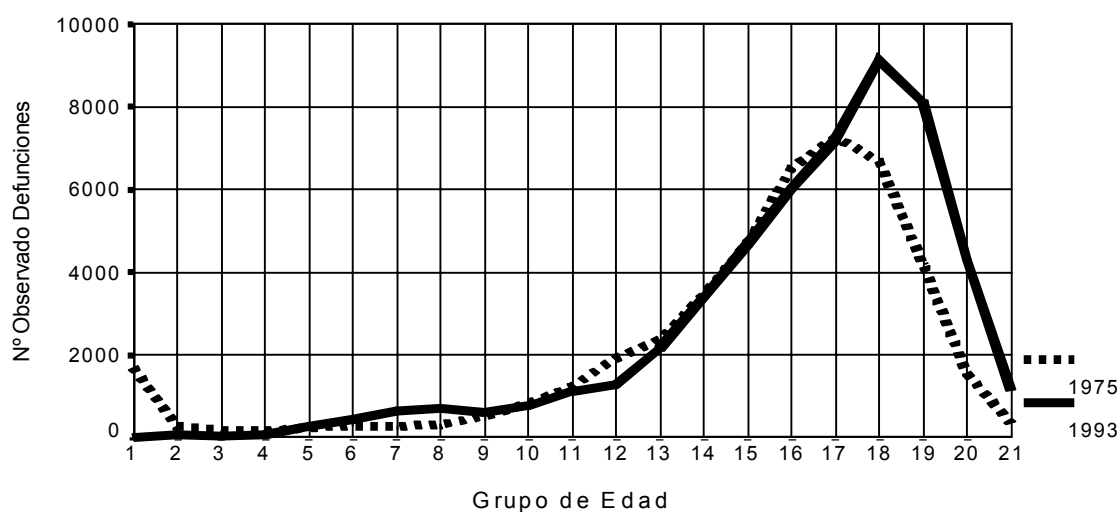
En el conjunto de los 19 años del estudio, el efecto de la cambiante distribución de edad y género de la población tiene una cuarta parte de la magnitud del efecto de los demás factores (asociados a la cambiante salud general de cada grupo de edad y género), lo cual es de sobra suficiente para justificar la estandarización por edad y género. Entre años consecutivos, en algunos casos el efecto de la edad y género es muy superior al efecto de los demás factores: hasta 51 veces más importante. Queda patente por tanto la importancia de estandarizar y el grave error que supondría en muchos años interpretar como cambios en la salud de la población cambios en diversidad en realidad debidos a cambios en su distribución de edad y género.

Tabla 1.20. Valores del índice de diversidad entre 1975 y 1993 calculados con datos estandarizados y sin estandarizar, y diferencia interanual debida a la edad y género (cambio en no estandarizados menos cambio en estandarizados) y a los otros factores (cambio en estandarizados).

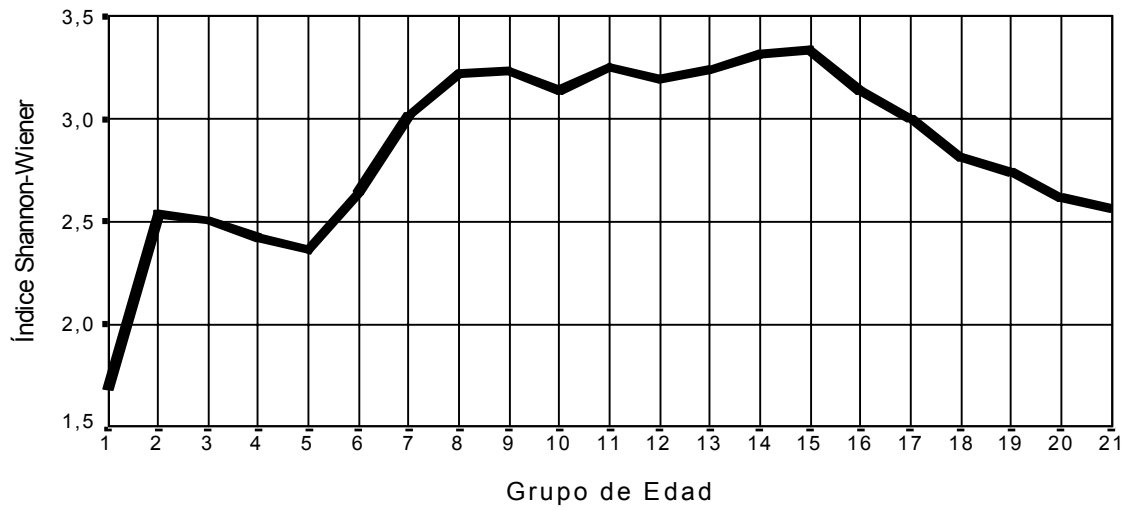
Año	H' Estand.	H' No Estand.	Δ en H' Edad+Género	Δ en H' Otros	Proporción Edad+Género/Otros
75	3.245235	3.264274	-	-	-
76	3.238922	3.254395	-0.0036	-0.0063	0.5649
77	3.240259	3.252893	-0.0028	0.0013	-2.1234
78	3.240317	3.249986	-0.0030	0.0001	-51.1207
79	3.229125	3.235100	-0.0037	-0.0112	0.3301
80	3.284030	3.286747	-0.0033	0.0549	-0.0593
81	3.294154	3.294154	-0.0027	0.0101	-0.2684
82	3.305773	3.300437	-0.0053	0.0116	-0.4592
83	3.347836	3.336747	-0.0058	0.0421	-0.1368
84	3.376160	3.360831	-0.0042	0.0283	-0.1497
85	3.376871	3.357585	-0.0040	0.0007	-5.5654
86	3.403734	3.379739	-0.0047	0.0269	-0.1753
87	3.426728	3.400805	-0.0019	0.0230	-0.0838
88	3.444821	3.415020	-0.0039	0.0181	-0.2143
89	3.455026	3.423301	-0.0019	0.0102	-0.1885
90	3.468924	3.432766	-0.0044	0.0139	-0.3190
91	3.469155	3.432214	-0.0008	0.0002	-3.3896
92	3.490283	3.451941	-0.0014	0.0211	-0.0663
93	3.487017	3.446812	-0.0019	-0.0033	0.5704
Acumulado 19 años:			-0.059244	0.241782	-0.24501

La diferencia en la diversidad causada por la estandarización se debe a que la población general está envejeciendo (ver **Gráfica 1.12**). En 1993 ha aumentado notablemente con respecto

a 1975 el porcentaje de fallecidos con más de 80 años (grupos de edad 18 a 20). A partir de los 65 años de edad (grupo de edad 15) la diversidad de la mortalidad desciende notablemente (ver **Gráfica 1.13**). El mayor peso relativo de los mayores de ochenta años hace que la diversidad global resulte menor dado que el valor de diversidad anual debe resumir la distribución del conjunto de la población (todos los grupos de edad). Sin embargo, el efecto de las políticas sanitarias debe encontrarse en cambios en la diversidad de cada segmento de edad de la población, que son los que quedan representados por la diversidad estandarizada. Los cambios en la pirámide de edades y géneros *ocultan* la magnitud del aumento que ha habido en la diversidad de la mortalidad para cada edad determinada. Sus consecuencias en la diversidad de la mortalidad justifican la estandarización.



Gráfica 1.12. Número observado de defunciones por grupo de edad en Cataluña para 1975 y 1993.



Gráfica 1.13. Índice de diversidad de *Shannon-Wiener* para 21 grupos de edad en Cataluña en 1981.

Capítulo 2:

**EVOLUCIÓN DE LA DIVERSIDAD
DE LA MORTALIDAD
EN CATALUÑA
ENTRE 1975 Y 1993**

OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Objetivo Principal

- Desarrollar un modelo de evolución conjunta de la diversidad y la tasa de mortalidad a partir de las poblaciones de Cataluña en el periodo 1975-1993.

Objetivos Secundarios

- Identificar cambios de diversidad asociados a cambios en la distribución de mortalidad por causas, para las poblaciones de Cataluña entre 1975 y 1993.
- Describir e interpretar la evolución de la tasa de mortalidad y del índice de diversidad de Shannon en la población general y subpoblaciones de Cataluña en el periodo 1975-93.
- Aportar valores de referencia del índice de diversidad de Shannon para la población general y subpoblaciones por edad y género.

MATERIAL

Datos

Se han utilizado datos agregados de mortalidad (número de defunciones) por 65 posibles grupos de causas de muerte, 5 grupos de edad, género y año de defunción. Se ha estudiado el período 1975-1993 de la población humana de Cataluña según las especificaciones descritas en el capítulo 1.

MÉTODOS

Simulación de Incrementos Controlados y Regulares de Dominancia en la Población de Cataluña de 1992 para identificar el cambio de diversidad asociado a un cambio en la distribución de mortalidad por causas

Con el objetivo de crear una herramienta que ayude a interpretar el significado de los incrementos de los valores de diversidad de la población de Cataluña, se ha simulado una serie de 46 distribuciones de abundancias para 65 categorías con diferencias regulares de dominancia partiendo de la distribución de Cataluña de 1992, desde 1 año de edad. En cada simulación, manteniendo la población total de defunciones (N)

constante, se somete a la población real a una mayor dominancia, con incrementos regulares del 5% de defunciones en los tres grupos de causas de muerte principales. Estas defunciones se restan de los demás 62 grupos de causas en proporción directa a su peso relativo previo.

Para cada una de estas poblaciones se calcula el índice de diversidad de *Shannon-Wiener* y su equitabilidad. A partir de estos valores se calcula su recta de regresión, que se expresa en función de cada una de las dos variables, porcentaje de dominancia e índice de diversidad. Cualquier valor de diversidad de la serie de Cataluña calculada con el mismo sistema de clasificación de categorías puede situarse en esta recta para obtener el *equivalente* de la otra variable.

Cálculos: Índice de Diversidad, Equitabilidad y Tasa de Mortalidad

Se ha calculado el índice de diversidad de *Shannon-Wiener*, sus equitabilidades y la tasa de mortalidad de cada año con datos *estandarizados* por edad y género (según el procedimiento detallado en el capítulo 1) y con datos *sin estandarizar*. Estos cálculos se han hecho para las poblaciones anuales generales (excluidos los neonatos) y para las subpoblaciones específicas de edad y género. Llamaremos *TBM* a la Tasa Bruta de Mortalidad x 100.000 y *TEM* a la Tasa Estandarizada de Mortalidad x 100.000. Para el cálculo de la diversidad se han tenido en consideración los grupos de causas de defunción específicos de cada género según estas subpoblaciones. El máximo *posible* (S_{max}) de causas de defunción depende sólo del género de la población y de la clasificación (ver **Tabla 2.1**).

Tabla 2.1. Máximo posible de grupos de causas de muerte con la clasificación de 65 categorías.

Ambos géneros	G. masculino	G. femenino
65	61	63

Para el cálculo de la equitabilidad (E) se ha tenido en consideración el número de grupos de causas de defunción específicos observados en cada género, grupo de edad y año. La siguiente tabla muestra el número observado de defunciones (S) según las subpoblaciones:

Capítulo 2
Resultados

Tabla 2.2. Número observado de grupos de causas de muerte con la clasificación de 65 categorías.

A Ñ O	GÉNERO	GRUPO DE EDAD					
		1 < 1 año	2 1-14 años	3 15-34 años	4 35-59 años	5 ≥ 60 años	2 a 5 ≥ 1 año
75	Ambos	29	39	55	62	62	63
	Femenino	23	32	47	59	59	61
	Masculino	29	35	47	58	59	59
76	Ambos	25	37	56	63	62	63
	Femenino	22	31	52	60	60	61
	Masculino	23	33	49	58	58	59
77	Ambos	30	38	56	62	63	64
	Femenino	26	34	47	57	59	60
	Masculino	24	33	49	59	60	60
78	Ambos	24	39	49	62	61	63
	Femenino	22	33	46	60	59	61
	Masculino	22	34	44	57	59	59
79	Ambos	21	36	55	62	61	63
	Femenino	17	28	49	59	59	61
	Masculino	19	35	46	57	58	58
80	Ambos	26	26	56	63	62	64
	Femenino	20	30	47	60	60	62
	Masculino	22	29	49	57	58	58
81	Ambos	22	37	55	62	63	64
	Femenino	18	31	45	58	61	62
	Masculino	19	31	46	57	59	59
82	Ambos	27	35	55	63	61	63
	Femenino	23	26	47	58	59	61
	Masculino	21	32	49	58	57	58
83	Ambos	50	37	57	61	63	64
	Femenino	42	32	48	57	61	62
	Masculino	36	33	51	58	59	59
84	Ambos	40	35	57	62	64	65
	Femenino	31	26	44	59	62	63
	Masculino	30	33	52	57	59	60
85	Ambos	40	31	59	62	63	65
	Femenino	32	26	46	58	61	63
	Masculino	31	28	52	57	58	60
86	Ambos	42	35	54	63	63	65
	Femenino	29	30	48	58	61	63
	Masculino	33	29	46	58	59	60
87	Ambos	36	32	54	62	63	65
	Femenino	32	24	48	57	61	62
	Masculino	28	27	49	58	59	60
88	Ambos	34	34	55	62	63	65
	Femenino	28	22	48	60	61	63
	Masculino	25	33	50	57	59	60
89	Ambos	29	32	54	63	63	65
	Femenino	20	26	47	58	61	63
	Masculino	23	24	47	57	59	60
90	Ambos	25	34	55	62	63	65
	Femenino	17	27	48	55	61	63
	Masculino	19	28	51	58	59	60
91	Ambos	-	29	58	62	63	65
	Femenino	-	21	48	57	61	63
	Masculino	-	24	52	56	59	60
92	Ambos	-	31	58	62	63	65
	Femenino	-	24	49	56	61	63
	Masculino	-	26	50	57	59	60
93	Ambos	-	30	53	62	63	65
	Femenino	-	23	49	60	61	63
	Masculino	-	26	45	57	59	60

RESULTADOS

Simulación de Incrementos Controlados y Regulares de Dominancia a partir de la Población de Cataluña de 1992 para identificar el cambio de diversidad asociado a un cambio en la distribución de mortalidad por causas

En la **Tabla 2.3** y **Gráfica 2.1** se presentan los valores de diversidad de la mortalidad (H' y E) de las poblaciones obtenidas por simulación con sus correspondientes porcentajes de incrementos de dominancia (defunciones debidas a las tres causas principales). Todas las poblaciones tienen el mismo tamaño ($N=36.287.393$ defunciones). El número de causas de defunción es siempre 65.

Tal como se esperaba, la diversidad disminuye sin discontinuidades a medida que la dominancia aumenta. H' desciende regularmente desde 3,490283 antes de comenzar con los incrementos regulares de dominancia (cuando las tres causas principales constituyen el 29,6868% de todas las defunciones) hasta 1,330471 cuando la abundancia absoluta de las tres causas principales ha sido incrementada en un 225% (y estas constituyen ya el 96,4821% de todas las defunciones). La curva formada por los 46 valores de diversidad de esta simulación gana pendiente progresivamente, pero es casi lineal. La recta de regresión de los 46 puntos es definida por cualquiera de las siguientes cuatro ecuaciones:

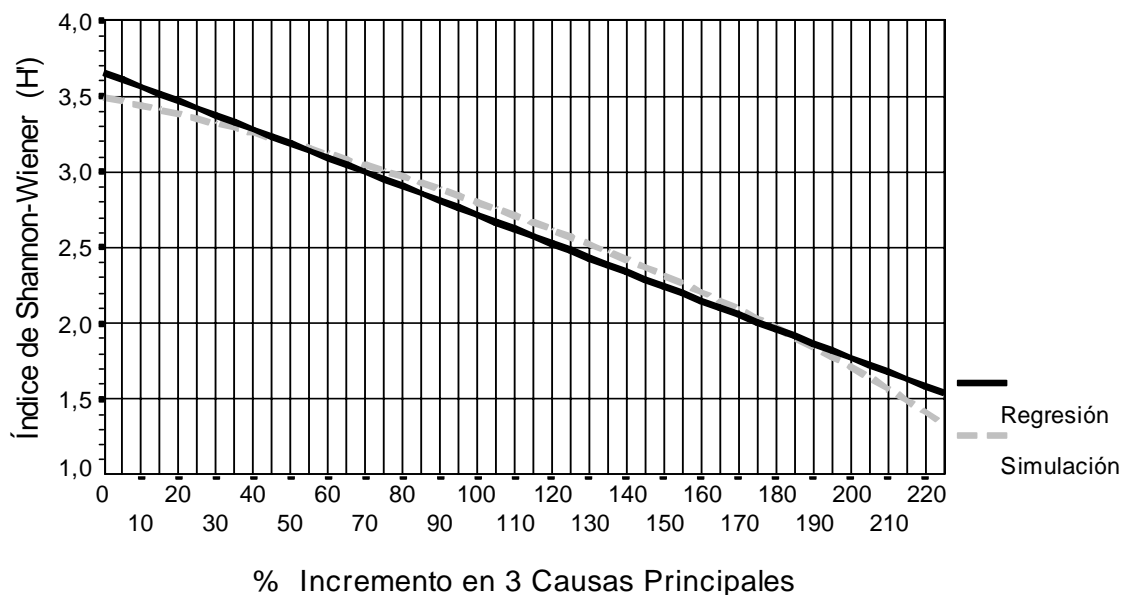
$$\Delta\% = 383,9055 - 104,47 H'$$

$$\Delta\% = 383,9055 - 4,3609824 E65\%$$

$$H' = 3,655192 - 0,0093979 \Delta\%$$

$$E65\% = 87,5623649 - 0,2251325 \Delta\%$$

donde $\Delta\%$ es el aumento en la abundancia de las tres causas principales con respecto a la población inicial en detrimento de la abundancia de las otras 62 causas de defunción.



Gráfica 2.1. Efecto de incrementos de dominancia en las 3 causas principales sobre la diversidad de la mortalidad. Representación de los valores de diversidad de la mortalidad de las poblaciones artificiales obtenidos por simulación y sus correspondientes porcentajes de incrementos de dominancia. Se verifica que el índice varía en proporción inversa y constante con la dominancia.

Tabla 2.3. Simulación de incrementos regulares de dominancia a partir de la población de Cataluña de 1992. Cada fila constituye una población simulada; la primera es la real x 1000. Todas las poblaciones tienen $N=36.287.393$ defunciones. $\Delta\%$: aumento en la abundancia de las tres causas principales; **Dominancia%**: porcentaje de defunciones por esas tres causas; H' : índice de diversidad correspondiente a la distribución resultante; $\Delta H'$: disminución en la diversidad debida al aumento en dominancia; $E\%$: equitabilidad en % en base a 65 causas de muerte; ΔE : disminución en la equitabilidad debida al aumento en dominancia.

$\Delta\%$	Dominancia%	H'	$\Delta H'$	$E\%$	ΔE
0	29.6868	3.490283	-	83.61186	-
5	31.1711	3.464694	0.025589	82.99887	0.612999
10	32.6555	3.438078	0.026616	82.36125	0.637615
15	34.1398	3.410459	0.027619	81.69963	0.661623
20	35.6242	3.381860	0.028599	81.01453	0.685095
25	37.1085	3.352301	0.029559	80.30641	0.708120
30	38.5928	3.321797	0.030504	79.57568	0.730737
35	40.0772	3.290363	0.031434	78.82265	0.753023
40	41.5615	3.258012	0.032351	78.04766	0.774992
45	43.0459	3.224753	0.033259	77.25093	0.796727
50	44.5302	3.190596	0.034157	76.43267	0.818266
55	46.0145	3.155546	0.035050	75.59304	0.839633
60	47.4989	3.119610	0.035936	74.73216	0.860879
65	48.9832	3.082789	0.036821	73.85009	0.882066
70	50.4676	3.045087	0.037702	72.94692	0.903172
75	51.9519	3.006503	0.038584	72.02262	0.924295
80	53.4362	2.967037	0.039466	71.07718	0.945439
85	54.9206	2.926685	0.040352	70.11053	0.966653
90	56.4049	2.885442	0.041243	69.12253	0.988001
95	57.8893	2.843304	0.042138	68.11309	1.009443
100	59.3736	2.800262	0.043042	67.08199	1.031101
105	60.8579	2.756306	0.043956	66.02900	1.052981
110	62.3423	2.711426	0.044880	64.95386	1.075147
115	63.8266	2.665607	0.045819	63.85623	1.097624
120	65.3110	2.618832	0.046775	62.73572	1.120514
125	66.7953	2.571085	0.047747	61.59192	1.143802
130	68.2796	2.522345	0.048740	60.42431	1.167605
135	69.7640	2.472587	0.049758	59.23233	1.191983
140	71.2483	2.421784	0.050803	58.01532	1.217010
145	72.7327	2.369905	0.051879	56.77253	1.242786
150	74.2170	2.316916	0.052989	55.50313	1.269406
155	75.7013	2.262773	0.054143	54.20611	1.297022
160	77.1857	2.207433	0.055340	52.88041	1.325692
165	78.6700	2.150841	0.056592	51.52471	1.355704
170	80.1544	2.092935	0.057906	50.13753	1.387175
175	81.6387	2.033642	0.059293	48.71715	1.420385
180	83.1230	1.972880	0.060762	47.26154	1.455613
185	84.6074	1.910544	0.062336	45.76824	1.493297
190	86.0917	1.846514	0.064030	44.23438	1.533863
195	87.5761	1.780641	0.065873	42.65635	1.578031
200	89.0604	1.712739	0.067902	41.02970	1.626642
205	90.5447	1.642570	0.070169	39.34876	1.680942
210	92.0291	1.569816	0.072754	37.60591	1.742854
215	93.5134	1.494044	0.075772	35.79073	1.815174
220	94.9978	1.414609	0.079435	33.88783	1.902902
225	96.4821	1.330471	0.084138	31.87223	2.015597

Descripción e interpretación de la evolución conjunta del índice de diversidad de Shannon y de la tasa de mortalidad en la población general y subpoblaciones de Cataluña en el período 1975-93

En las **Gráficas 2.2 a 2.22** se representa la evolución a lo largo del período 1975-93 de la *tasa estandarizada* de mortalidad general o específica y de la *diversidad* (expresada como *E65* o *E*) de la mortalidad general o específica, ambas según subpoblaciones por edad y género, y calculadas con datos *estandarizados*.

Tabla 2.4. Valores máximos y mínimos de las tasas de mortalidad bruta y estandarizada (x 100.000) de la población catalana del período 1975-93.

TASA de MORTALIDAD x 100.000 habitantes		AMBOS GÉNEROS		G. FEMENINO		G. MASCULINO	
		Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
≥ 1 año	Est.	600	865	525	830	678	902
	Sin Est.	665	855	620	793	711	930
< 1 año	Est.	669	1709	604	1535	730	1875
	Sin Est.	669	1708	604	1535	730	1875
1-14 años	Est.	22	44	19	40	25	47
	Sin Est.	22	45	19	41	24	48
15-34 años	Est.	57	112	34	53	79	170
	Sin Est.	57	112	34	53	79	169
35-59 años	Est.	319	421	182	297	445	547
	No Est.	309	398	176	287	442	514
≥ 60 años	Est.	3037	4441	2550	3960	3721	5117
	Sin Est.	3401	4224	2998	3737	3930	4912

Para el análisis comparativo interanual se utilizan los valores de las tasas estandarizadas de mortalidad (*TEM*) que se presentan en la **Tabla 2.4** y los valores de diversidad

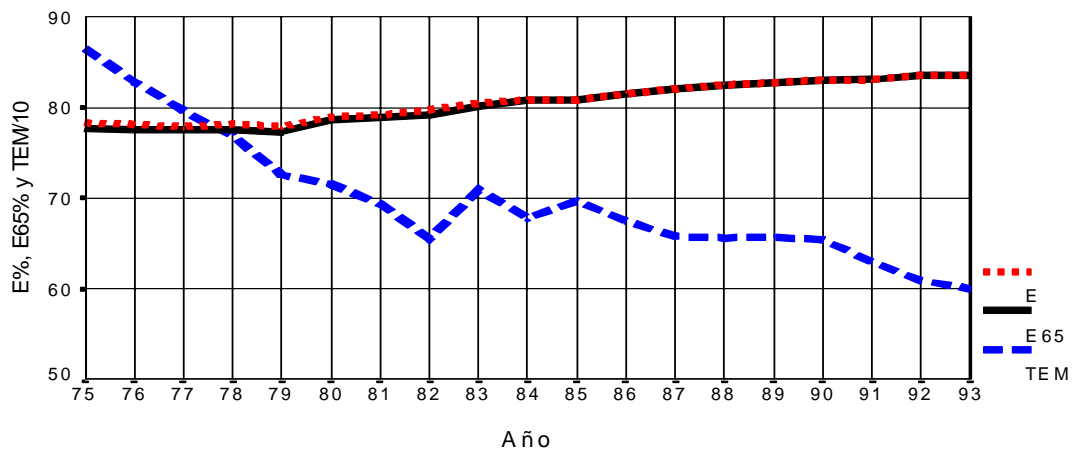
estandarizados que se presentan de la **Tabla 2.5**. Las tasas de mortalidad general (o específicas por cada subpoblación según género o grupo de edad) son por 100.000 habitantes y en adelante se representarán como *TEM* (o *TBM*). En ocasiones, para determinadas representaciones gráficas y por razón de escala, se ha dividido *TEM* por factores que se indican oportunamente.

Tabla 2.5. Valores máximos y mínimos del índice de diversidad de Shannon-Wiener (H'), E_{65} y E de la mortalidad estandarizada por grupos de causas de muerte de la población catalana del período 1975-93.

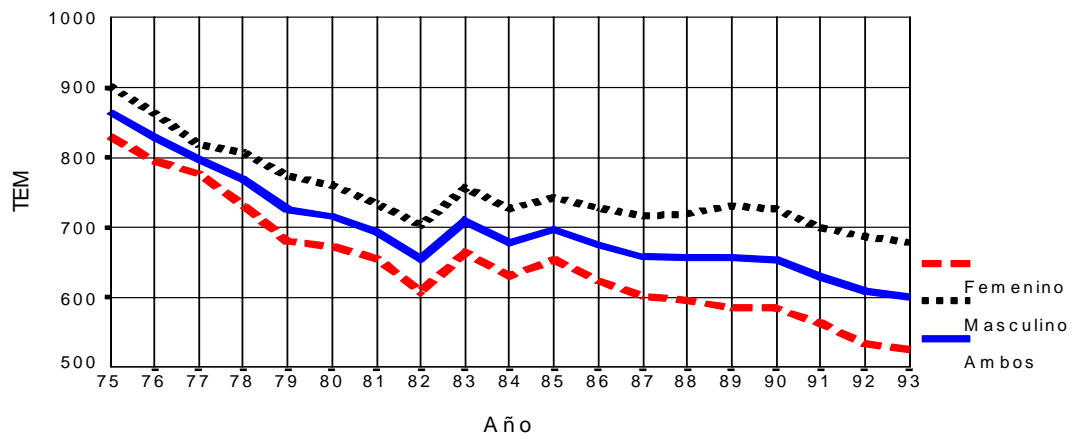
VALORES ESTANDARIZADOS		AMBOS GÉNEROS		G. FEMENINO		G MASCULINO	
		Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
≥ 1 año	H'	3,229125	3,490283	3,079961	3,368394	3,253521	3,4348154
	E_{65}	77,355664	83,611864	74,338905	81,300615	79,144267	83,554376
	E	77,911750	83,611865	74,922304	81,300605	79,919052	83,891687
< 1 año	H'	1,649450	2,811365	1,609450	2,803976	1,586440	2,656649
	E_{65}	39,513584	67,347968	38,846190	67,677645	38,591308	64,624921
	E	51,243058	71,864745	53,92052	75,01937	51,51017	74,13520
1-14 años	H'	2,791553	3,054833	2,602940	2,993198	2,729907	3,046675
	E_{65}	66,873359	73,180393	62,825377	72,244766	66,406976	74,112588
	E	81,131873	85,922185	81,968953	90,095164	82,987498	87,374999
15-34 años	H'	2,582670	3,269579	2,832675	3,429074	2,420052	3,087070
	E_{65}	61,869439	78,324765	68,370333	82,765206	58,869527	75,095226
	E	63,605628	81,552097	72,785352	88,720048	61,247847	79,797939
35-59 años	H'	3,408965	3,488631	3,259190	3,419484	3,273476	3,372454
	E_{65}	81,663841	83,572289	78,664833	82,533739	79,629687	82,037399
	E	82,598826	84,584239	80,353791	83,861503	80,965471	83,413585
≥ 60 años	H'	3,074287	3,361481	2,941236	3,265351	3,116483	3,309451
	E_{65}	73,646425	80,526333	70,990595	78,813537	75,810718	80,504805
	E	74,517917	81,133772	72,132652	79,432034	76,591346	81,162972

Gráficas del Capítulo 2:

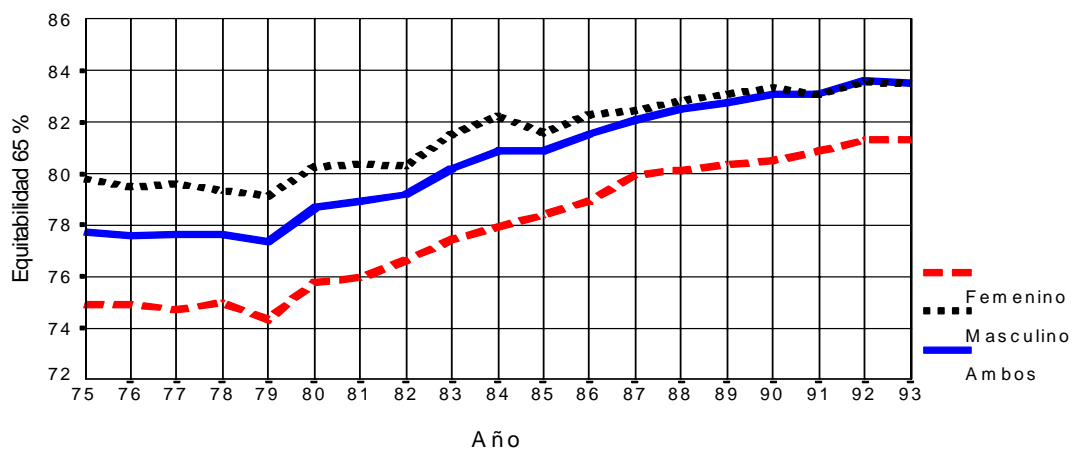
- 2.1 Efecto de incrementos regulares de dominancia en la diversidad de poblaciones.
- 2.2 *E*, *E65* y *TEM/10* para ambos géneros desde 1 año de edad en Cataluña.
- 2.3 *TEM* según género en Cataluña desde 1 año de edad.
- 2.4 *E65* según género en Cataluña desde 1 año de edad.
- 2.23 Defunciones por las 4 categorías mayores en la población general de Cataluña (desde 1 año).
- 2.5 *TEM* según grupos de edad en Cataluña para ambos géneros.
- 2.6 *E65* según grupos de edad en Cataluña para ambos géneros.
- 2.7 *E* según grupos de edad en Cataluña para ambos géneros.
- 2.8 *E*, *E65* y *TEM/25* para ambos géneros y menores de 1 año de edad en Cataluña.
- 2.9 *TEM* según género en Cataluña, menores de 1 año de edad.
- 2.10 *E65* según género en Cataluña, menores de 1 año de edad.
- 2.24 N° de categorías observadas según género en Cataluña, menores de 1 año de edad.
- 2.25 Defunciones por la 1ª, 2ª+3ª y 62 últimas categorías en menores de 1 año de Cataluña.
- 2.26 Distribuciones de mortalidad en 1982 y 1983 en la población de menores de 1 año de Cataluña.
- 2.11 *E*, *E65* y *TEM/0,6* para ambos géneros y 1-14 años de edad en Cataluña.
- 2.12 *TEM* según género en Cataluña, 1-14 años de edad.
- 2.13 *E65* según género en Cataluña, 1-14 años de edad.
- 2.27 N° de categorías observadas según género en Cataluña, 1-14 años de edad.
- 2.14 *E*, *E65* y *TEM/2* para ambos géneros y 15-34 años de edad en Cataluña.
- 2.15 *TEM* según género en Cataluña, 15-34 años de edad.
- 2.16 *E65* según género en Cataluña, 15-34 años de edad.
- 2.17 *E*, *E65* y *TEM/5* para ambos géneros y 35-59 años de edad en Cataluña.
- 2.18 *TEM* según género en Cataluña, 35-59 años de edad.
- 2.19 *E65* según género en Cataluña, 35-59 años de edad.
- 2.20 *E*, *E65* y *TEM/50* para ambos géneros y 60 o más años de edad en Cataluña.
- 2.21 *TEM* según género en Cataluña y 60 o más años de edad.
- 2.22 *E65* según género en Cataluña, 60 o más años de edad.



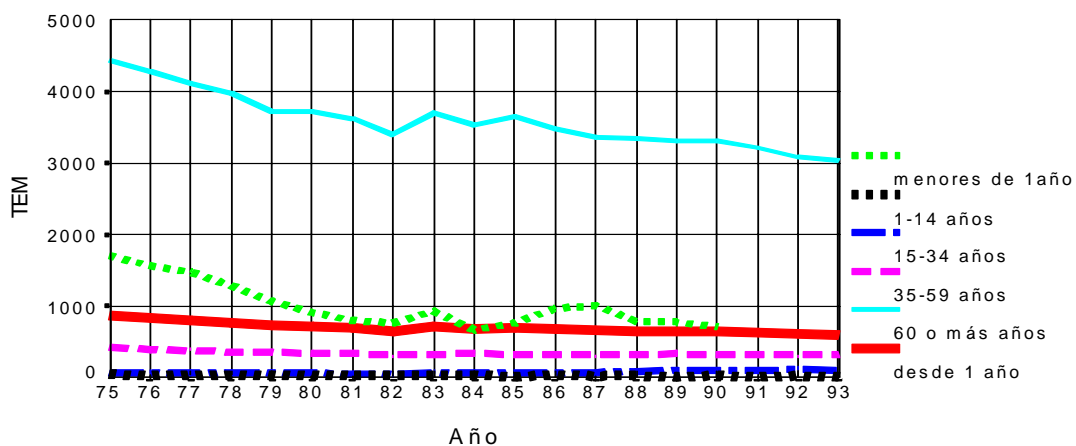
Gráfica 2.2. E, E65 y TEM para ambos géneros desde 1 año de edad en Cataluña.



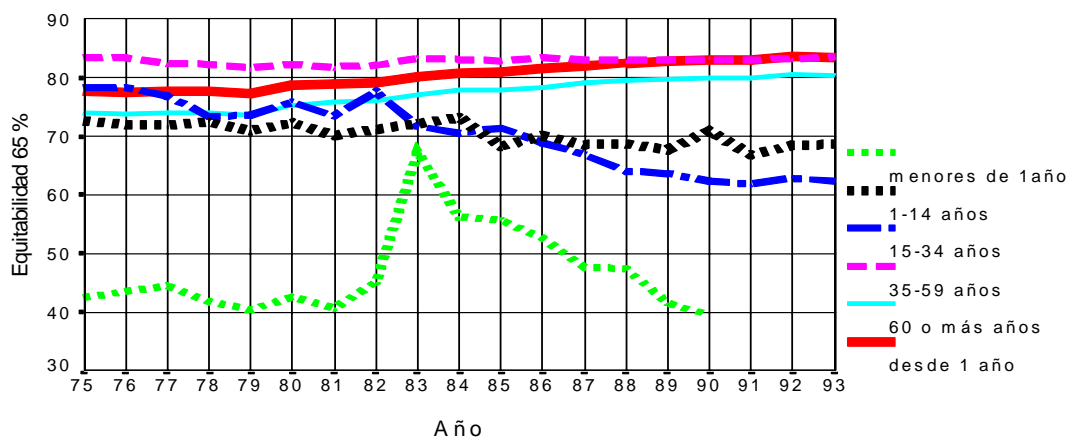
Gráfica 2.3. TEM según género en Cataluña desde 1 año de edad.



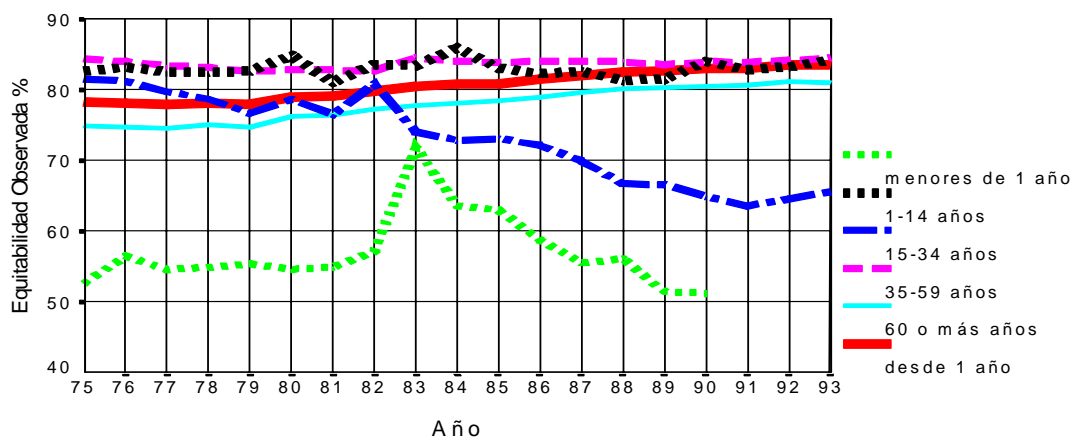
Gráfica 2.4. E65 según género en Cataluña desde 1 año de edad.



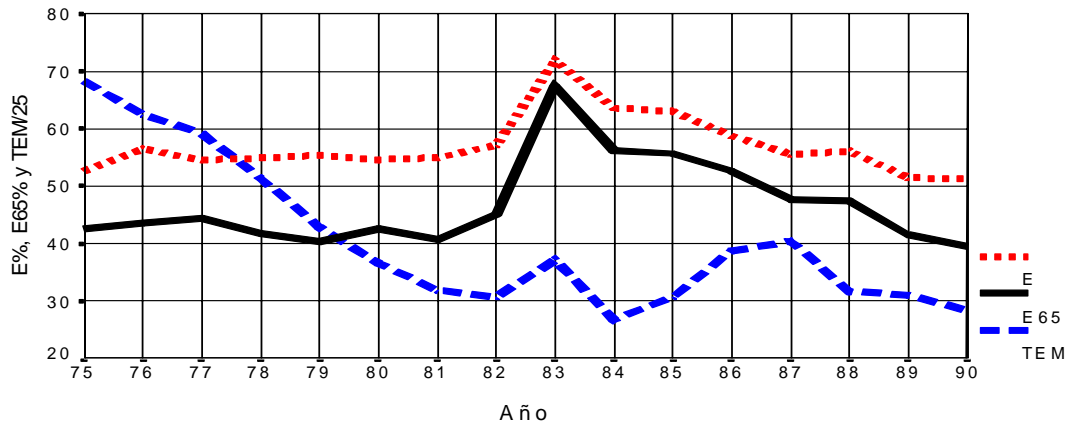
Gráfica 2.5. TEM según grupos de edad en Cataluña para ambos géneros.



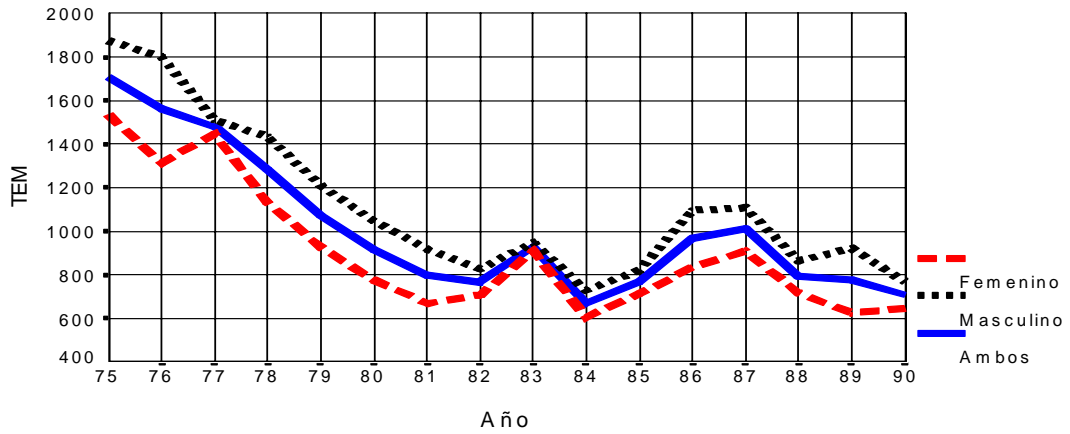
Gráfica 2.6. E65 según grupo de edad en Cataluña para ambos géneros.



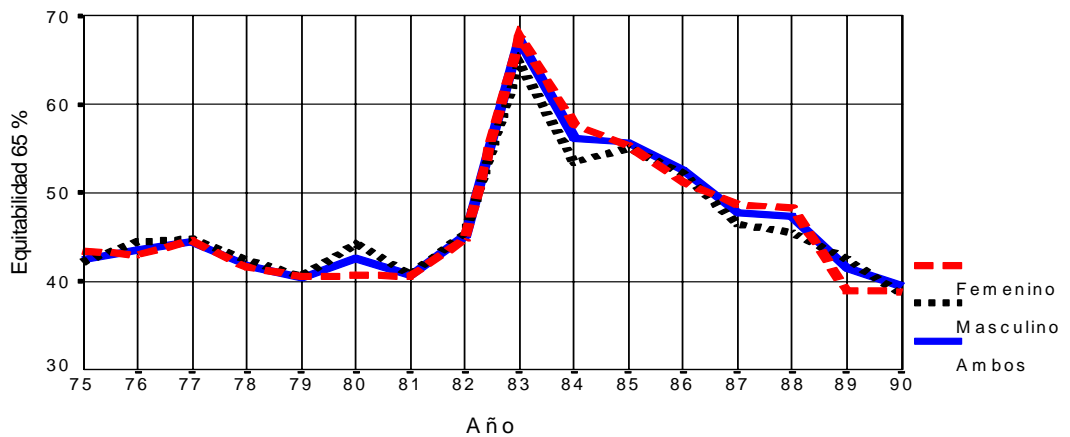
Gráfica 2.7. E según grupo de edad en Cataluña para ambos géneros.



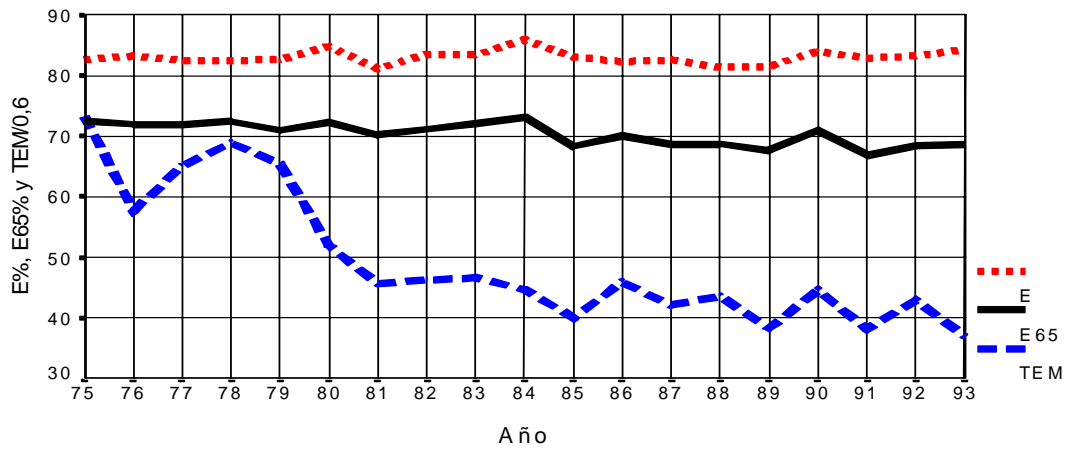
Gráfica 2.8. E, E65 y TEM para ambos géneros en menores de 1 año de edad en Cataluña.



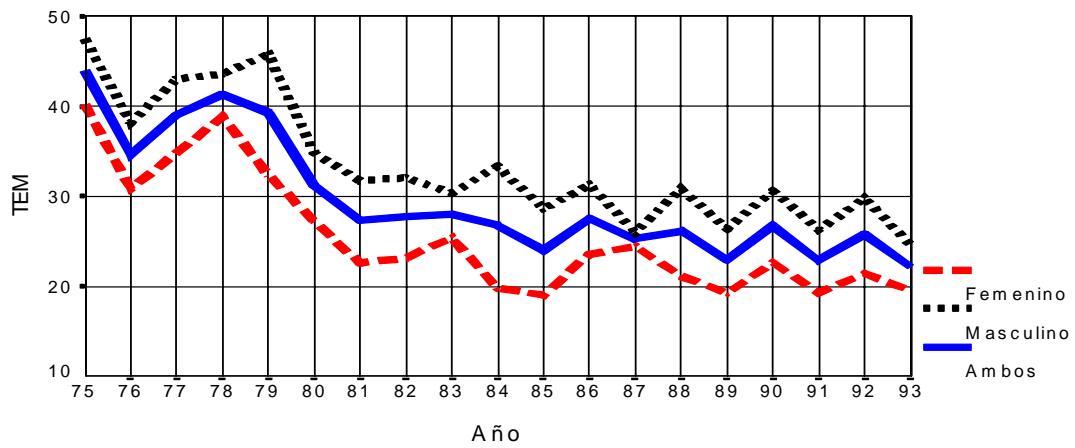
Gráfica 2.9. TEM según género en Cataluña para menores de 1 año de edad.



Gráfica 2.10. E65 según género en Cataluña para menores de 1 año de edad.



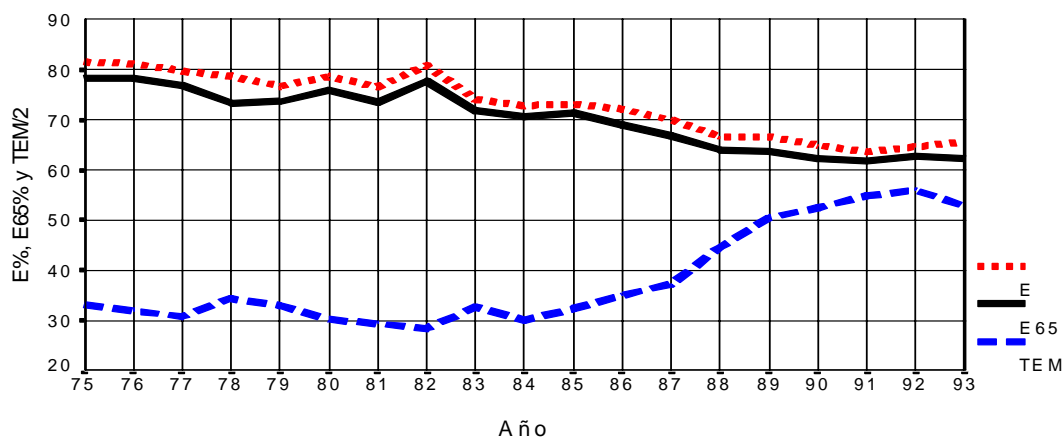
Gráfica 2.11. E, E65 y TEM para ambos géneros de 1 a 14 años de edad en Cataluña.



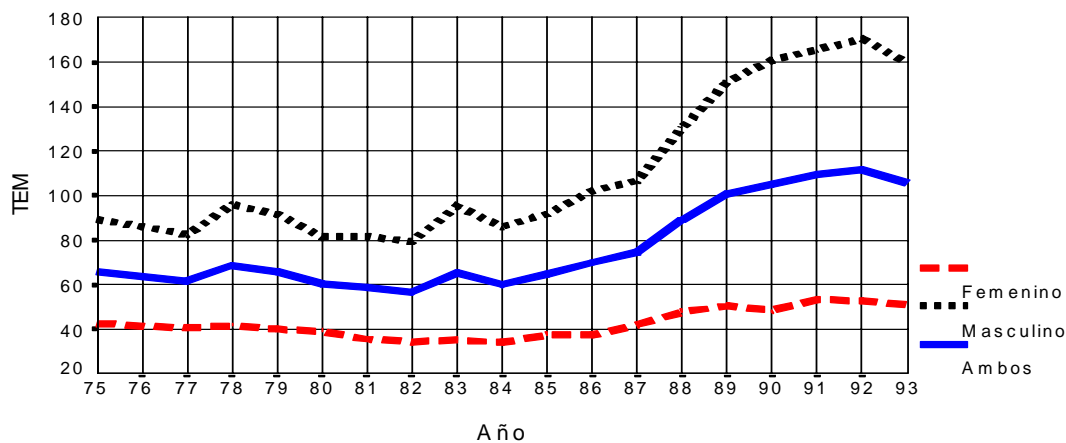
Gráfica 2.12. TEM según género en Cataluña de 1 a 14 años de edad.

¡Error!Vínculo no válido.

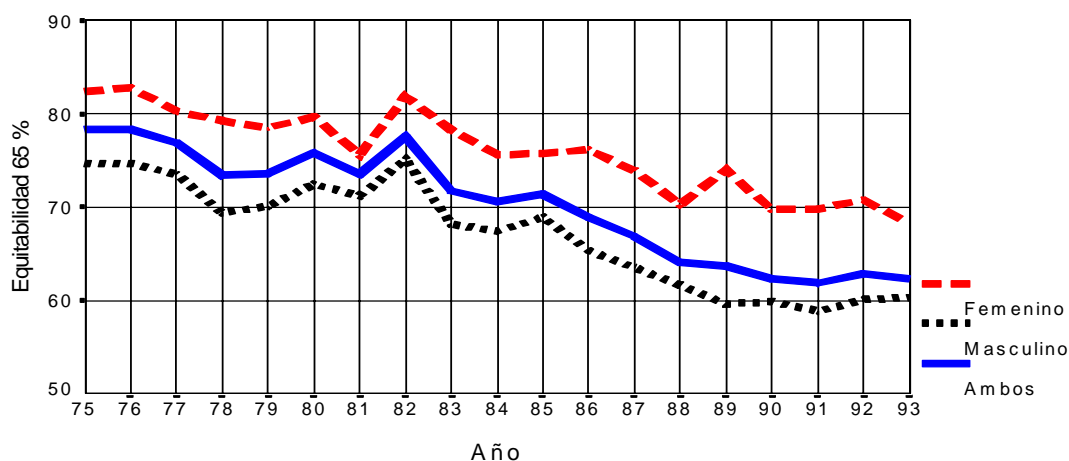
Gráfica 2.13. E65 según género en Cataluña de 1 a 14 años de edad.



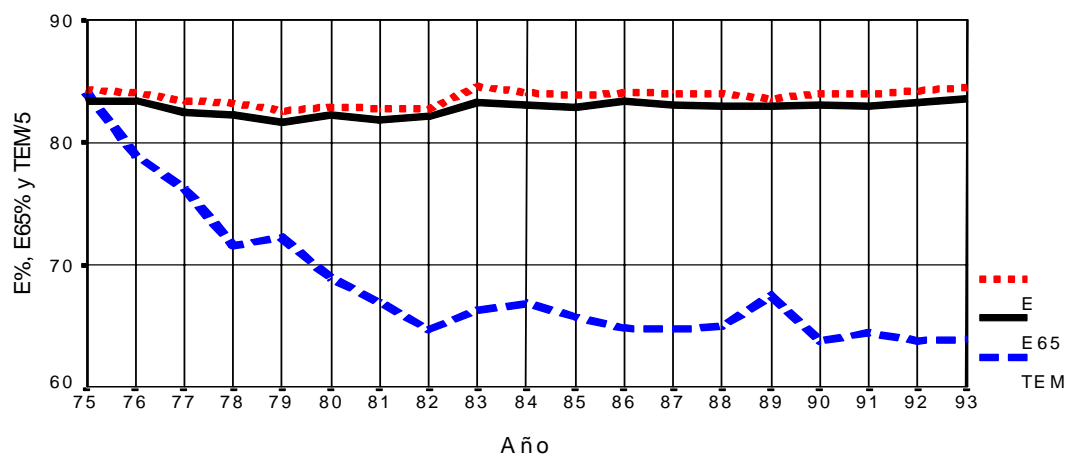
Gráfica 2.14. E, E65 y TEM para ambos géneros de 15 a 34 años de edad en Cataluña.



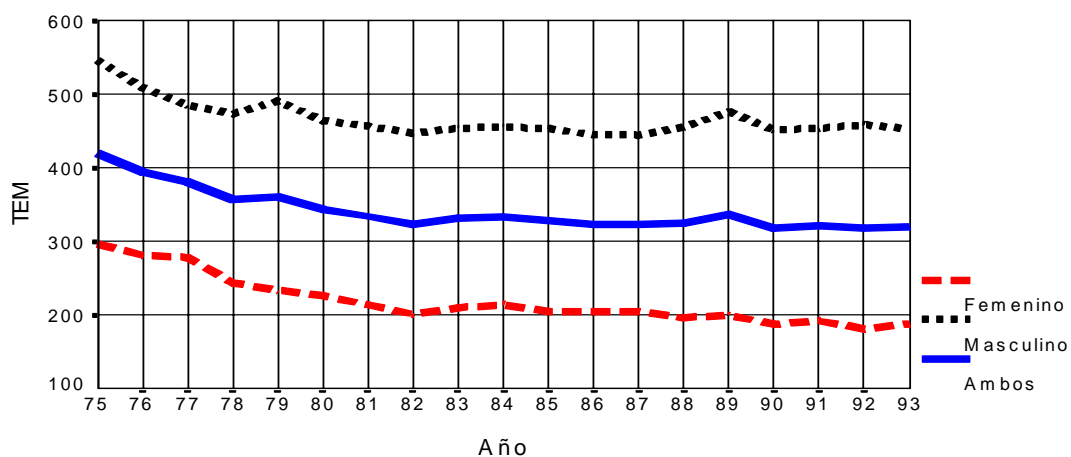
Gráfica 2.15. TEM según género en Cataluña de 15 a 34 años de edad.



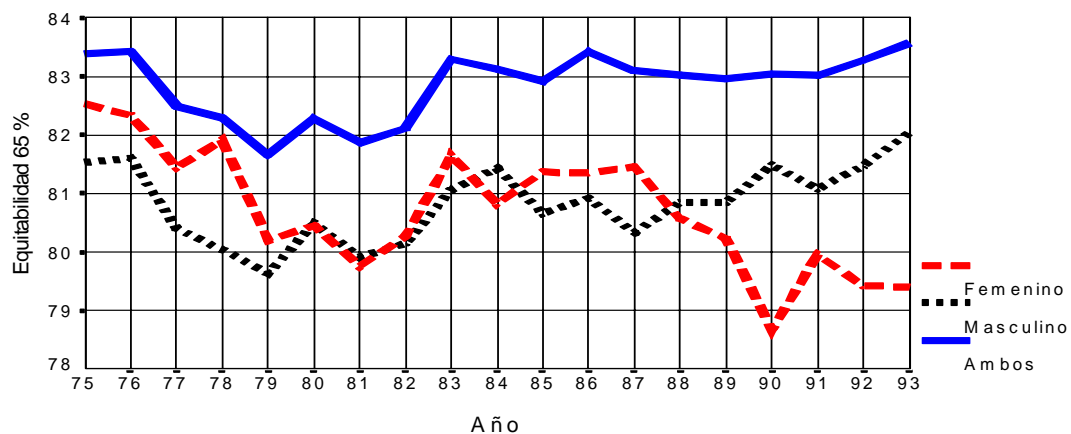
Gráfica 2.16. E65 según género en Cataluña de 15 a 34 años de edad.



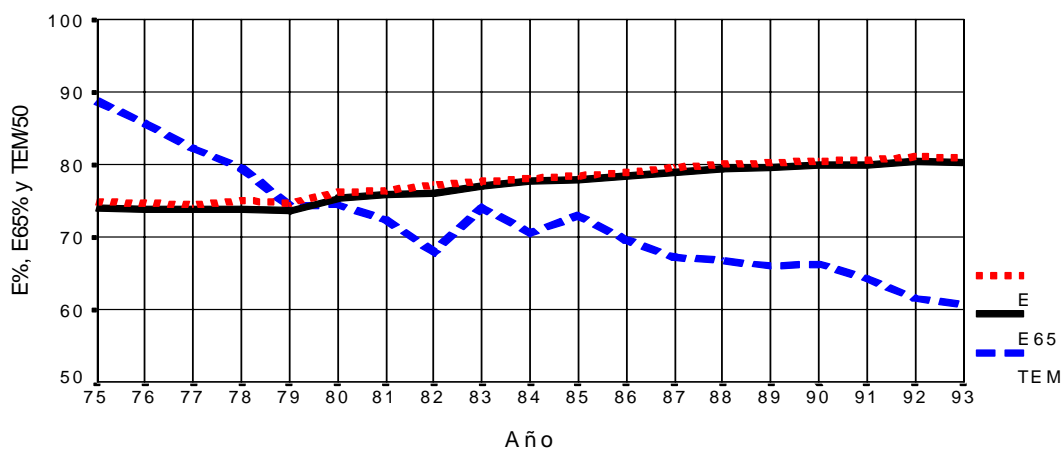
Gráfica 2.17. E, E65 y TEM para ambos géneros de 35 a 59 años de edad en Cataluña.



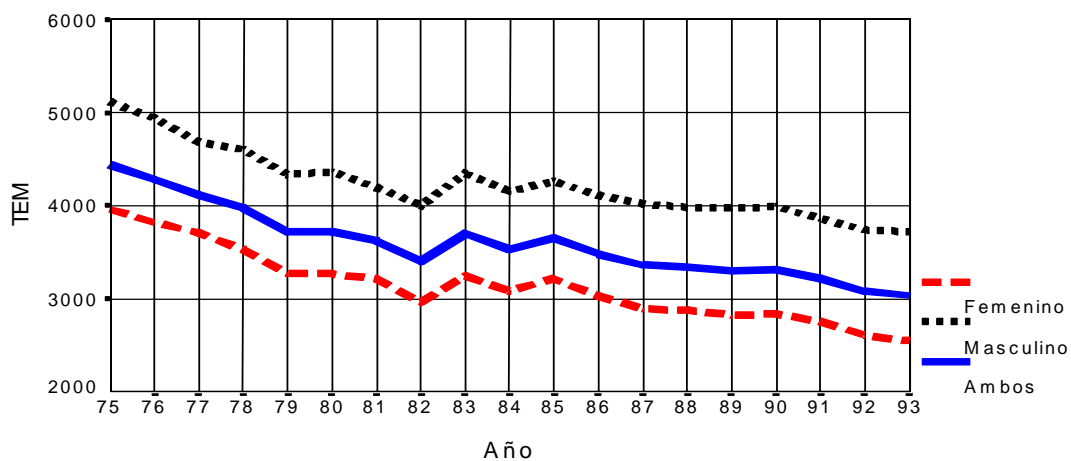
Gráfica 2.18. TEM según género en Cataluña de 35 a 59 años de edad.



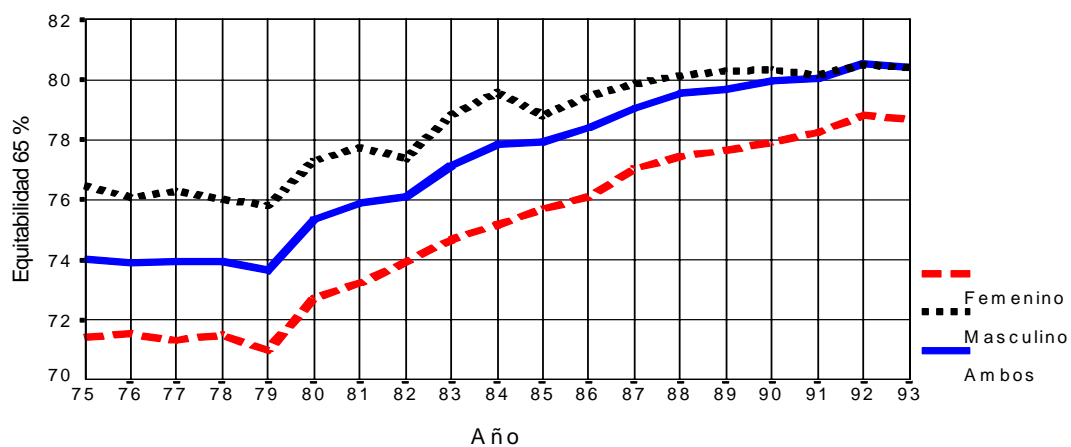
Gráfica 2.19. E65 según género en Cataluña de 35 a 59 años de edad.



Gráfica 2.20. E, E65 y TEM para ambos géneros en 60 ó más años de edad en Cataluña.



Gráfica 2.21. TEM según género en 60 ó más años de edad en Cataluña.



Gráfica 2.22. E65 según género en 60 ó más años de edad en Cataluña.

Valores de referencia del índice de diversidad de Shannon para la población general y subpoblaciones por género y edad.

En la **Tabla 2.6** se presentan los valores máximos y mínimos de *diversidad de Shannon-Wiener* (H' , E_{65} y E) de la mortalidad general o específica por grupos de causas de muerte para cada género y grupo de edad, y para la población general catalana del período 1975-93, excluidos los menores de 1 año de edad, sin estandarizar.

Tabla 2.6. Valores máximos y mínimos del *índice de diversidad de Shannon-Wiener* (H'), E_{65} y E de la mortalidad observada (sin estandarizar) por grupos de causas de muerte de la población catalana del período 1975-93.

Valores Sin Estandarizar		AMBOS GÉNEROS		G. FEMENINO		G MASCULINO	
		Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
≥ 1 año	H'	3,235100	3,451941	3,087298	3,313070	3,257324	3,419442
	E_{65}	77,498799	82,693358	74,515993	79,965297	79,236778	83,180416
	E	78,083381	82,693350	75,100771	79,965292	80,128499	83,516225
< 1 año	H'	1,649201	2,811204	1,609450	2,803977	1,586440	2,656649
	E_{65}	39,507619	67,344111	38,846190	67,677669	38,591308	64,624921
	E	51,235310	71,860611	53,920517	75,019386	51,510179	74,135200
1-14 años	H'	2,818971	3,061171	2,633955	2,994514	2,726090	3,046024
	E_{65}	67,530174	73,332223	63,573964	72,276530	66,314124	74,096752
	E	81,131873	86,100445	82,030341	90,621805	82,967076	87,446561
15-34 años	H'	2,571755	3,270392	2,831112	3,429131	2,409440	3,084815
	E_{65}	61,607964	78,344240	68,332608	82,766582	58,611382	75,040371
	E	63,336811	81,593228	72,745190	88,801061	60,979275	79,837020
35-59 años	H'	3,410449	3,488543	3,261468	3,420211	3,275206	3,370515
	E_{65}	81,699392	83,570181	78,719815	82,551286	79,671771	81,990232
	E	82,634796	84,578795	80,555600	83,879318	81,008278	83,365634
≥ 60 años	H'	3,078415	3,342934	2,946065	3,231232	3,118954	3,310265
	E_{65}	73,745314	80,082028	71,107149	77,990030	75,870827	80,524606
	E	74,783260	80,686115	72,251072	78,602069	76,723998	81,182952

DISCUSIÓN

Identificación de cambios de diversidad asociados a cambios en la riqueza y la distribución de la mortalidad por causas para las poblaciones de Cataluña entre 1975 y 1993

Como ya es sabido, la diversidad está afectada por cambios en la dominancia y por cambios en la riqueza de categorías de muerte que intervienen en la mortalidad. Para poder conocer el efecto de los cambios en la riqueza disponemos de la equitabilidad de *Shannon-Wiener*. Para mejor interpretar el efecto de la distribución hemos construido una simulación lineal.

El índice de diversidad resume en una cifra la *riqueza* de categorías de una población y la *abundancia relativa* de cada una de estas categorías. Ambos aspectos de la diversidad son relevantes en una comparación entre poblaciones. Esta comparación se hace difícil si la cantidad máxima de categorías que puede intervenir en cada una no coincide, como es el caso de las subpoblaciones de cada género, en que algunas de las categorías de defunción no pueden afectar más que a uno de ellos (ver **Tabla 2.1**). Se ha detectado que en determinados grupos de edad cada género presenta siempre menores índices de diversidad (H') que los que se dan cuando no se distinguen géneros. Para facilitar la comparación entre los índices de

diversidad en este tipo de casos se puede recurrir a expresar el índice de cada subpoblación como función de su *diversidad máxima teórica*, determinada por el número máximo posible de categorías descrito en la lista de clasificación (E_{65} , E_{61} , E_{63} , etc.). Expresado el índice de diversidad como porcentaje de su *máximo teórico* éste sigue teniendo en cuenta ambas *riqueza y abundancia relativa* de cada categoría. El índice de diversidad de *Shannon-Wiener* y este tipo de equitabilidad tienen el mismo comportamiento por siempre diferir sólo en un factor, el logaritmo de S fijo ($E_{65}=H'/\text{Ln}65$; $H'=E_{65} \times \text{Ln}65$). Este tipo de equitabilidad está justificado porque en estudios de mortalidad por causas la lista de clasificación está prefijada y los individuos de la población mueren necesariamente por una de tales causas o categorías de muerte. En la población general de Cataluña, así como en las subpoblaciones de mayor edad se llega a menudo al máximo de categorías de muerte de la clasificación.

Si se pretende comparar la diversidad de dos poblaciones, la riqueza de categorías y su distribución se convierten en factores de confusión. Si se necesita distinguir entre el efecto de cada una en la diferencia de diversidad de dos poblaciones, se deberá también calcular la equitabilidad dividiendo el índice de diversidad por el máximo número de categorías que intervienen, y no el máximo posible. La proporción resultante, E , sólo mide el grado de dominancia entre las categorías que se presentan.

La riqueza observada de categorías no es la misma en un mismo año para las diferentes subpoblaciones por edad o género de las poblaciones humanas estudiadas (ver **Tabla 2.2**). De todos los grupos de causas de muerte que pueden llegar a intervenir, algunos muy raramente afectan al género masculino o al femenino, o a determinados grupos de edad. E_{65} corrige

en parte este problema aplicando a cada género el número de categorías máximo que concebiblemente pueden llegar a intervenir. Pero ese número es constante de un año para otro y de una población a otra. Sin embargo, solo en el 5º grupo de edad (60 ó más años) suele alcanzarse el máximo teórico de categorías posibles. Por eso, la diferencia en H' (o E_{65}) entre dos subpoblaciones sigue siendo consecuencia de los dos factores mezclados. En cambio, E es una medida de la distribución (perfil) exclusivamente. Sólo con ambos valores se puede saber si dos subpoblaciones difieren en su riqueza o en su distribución de abundancias de categorías de muerte. Si en una población E_{65} y E tienen valores idénticos se debe a que el número de categorías observadas (S_{obs}) ha alcanzado su máximo teórico ($S_{máx}$). E_{65} es menor que E a medida que un mayor número de las categorías posibles no intervienen en la población y año estudiado. Para cualquier subpoblación en su evolución temporal interesa distinguir los cambios que sufre su riqueza y los que sufre su distribución de abundancia por separado, pues de cada aspecto se pueden sacar conclusiones.

Cuando se comparan distintas áreas geográficas, la diversidad queda afectada por el hecho de que muchas causas de muerte no tienen la oportunidad de aparecer en un año concreto en algunas de las regiones, sobre todo las menos pobladas, y aún más en sus distintas subpoblaciones. E evita que las regiones muy pequeñas presenten una diversidad engañosamente reducida por la escasez de riqueza de categorías que su escasa población conlleva.

La utilización de la diversidad de la mortalidad por causas es útil y aporta información válida complementaria a la tasa de mortalidad. Los estudios de la mortalidad por grupos de causas se verían mejorados incluyendo los valores de E_{65} y E para la población general, para cada una de sus subpoblaciones por edad y género, y para éstas a lo largo de

una serie temporal. Cuando las equitabilidades divergen ($E \neq E_{65}$) la diferencia nos indica en qué grado no se ha alcanzado el máximo de riqueza potencial en esa población. En estos casos E siempre superará E_{65} , puesto que esta última tiene el denominador máximo.

Simulación de Incrementos Controlados y Regulares de Dominancia

Dada la complejidad de interpretación de los valores de diversidad y con el fin de tener un patrón como referencia interpretativa de las variaciones de la diversidad en función de la abundancia de cada categoría, se ha construido un modelo de simulación. En ella los incrementos regulares de dominancia son arbitrarios: el porcentaje podría haber sido distinto y haber sido aplicado sólo a la causa más dominante o a un número mayor de causas principales que no tres. Sin embargo, se ha escogido ese número porque, en el período de 19 años que se estudia, las categorías principales que suman cerca de un tercio de las defunciones son a menudo tres. Para mantener N constante se podían haber restado esas defunciones al resto de las causas de defunción en igual número a cada una, o se podría haber restado sólo a las diez siguientes causas en dominancia, o cualquier otra proporción. Por estas razones, no es el propósito de esta simulación ser el patrón artificial que sirva para compararse con la diversidad de toda población natural. La simulación puede contribuir a la interpretación de diferencias en diversidad y así alertar de cambios o diferencias importantes.

La diversidad de Shannon desciende, como es de esperar, de manera regular a medida que la dominancia aumenta también de

manera regular. Para el particular criterio de redistribución de abundancias empleado, en que se aumenta la mortalidad de las tres primeras categorías en importancia y se disminuye esa diferencia entre las restantes sesenta y dos categorías en proporción directa a su abundancia anterior, la relación entre la diversidad de la distribución y la dominancia es inversamente proporcional y casi lineal.

La no perfecta linearidad se debe al modo en que está hecha la simulación y no al comportamiento del índice. A medida que en las sucesivas distribuciones las defunciones de las 62 categorías se hacen exiguas, su disminución con respecto a la distribución anterior va haciéndose cada vez relativamente mayor, y este efecto pesa más que el del menguante incremento relativo de las tres categorías principales. En simulaciones con mayor número de categorías principales la convexidad iría decreciendo y pasaría a producir líneas cóncavas.

Cabe señalar que para evitar factores de confusión esta simulación no tiene en cuenta la riqueza de categorías, que siempre es constante (65 causas). Por tanto, las dos equitabilidades de *Shannon-Wiener* (E_{65} y E) son idénticas.

La simulación de incrementos regulares de dominancia sirve para interpretar de manera más intuitiva los cambios de valores de diversidad de las poblaciones que se desea estudiar. Cualquier valor de diversidad de la serie de Cataluña (calculada con la clasificación de 65 categorías) puede situarse en la recta de regresión de la simulación para obtener el *equivalente* porcentaje de dominancia de las tres causas de defunción principales.

En los estudios interanuales, las variaciones de diversidad registradas pueden también ser convertidas a variaciones en el tamaño relativo de las tres causas principales de la

simulación. Si, por ejemplo consideramos que un incremento de un 1% en la dominancia de las tres causas principales de la simulación es un aumento suficientemente importante para merecer atención, puede ser útil saber que el incremento que le corresponde en el índice de diversidad de Shannon (para la clasificación "D" de 65 causas) es de 0,0093979. Se podría entonces considerar que cambios interanuales superiores a 0,01 son dignos de tener en cuenta.

En la población general de Cataluña entre 1975 y 1993 los cambios interanuales de diversidad oscilan entre 0,000058 y 0,054905 (ver **Tabla 2.7**). Estos cambios de diversidad se corresponden a cambios en la dominancia del modelo de simulación de 0,01% y 5,74%. El mayor cambio en la diversidad interanual se dio entre 1979 y 1980, en que se registró un aumento del índice de 0,054905 unidades, el cual es equivalente a una disminución de la dominancia del modelo simple de simulación de 5,736%. Entre 1986 y 1987 el índice de diversidad aumentó 0,022994, lo que supone para la simulación un descenso de dominancia de un 2,4022%. A lo largo de los 19 años del estudio se ha dado un aumento acumulado en el índice de Shannon de 0,241782 que se corresponde con un descenso equivalente en dominancia de un 25,25%. A lo largo de este período se ha observado una tendencia continuada y progresiva al aumento de la diversidad, sin que haya habido ningún aumento brusco. Sólo en dos de los 19 años del estudio se ha excedido del 1% de cambio en $E65$ ($H'=0,0417$). Consideramos que en esta población cambios de $E65$ mayores de 1%, que corresponden a cambios en diversidad de $H'\geq 0,0417$ y que equivalen a cambios en la dominancia de la simulación del 4,3612%, son importantes y pueden constituir señal de aviso o alarma.

En la subpoblación de 15 a 34 años de edad se registran cambios importantes desde 1982 hasta 1991, en que parece estabilizarse la diversidad (ver **Tabla 2.8**). En estos 9 años ha habido un cambio del índice de diversidad de 0,657295 que equivale a un aumento del 68,67% en la dominancia de las tres causas principales del modelo de simulación. Ya sólo entre 1982 y 1983 el cambio de diversidad fue de 0,244843 correspondiéndose con un aumento de la dominancia del modelo de simulación del 25,58%, es decir casi seis veces mayor que el umbral de alarma considerado. Para el mismo cambio en la diversidad ocurrido en este grupo de edad, en la población general han tenido que pasar más de 12 años (1979-1991).

Tabla 2.7. Cambios interanuales de diversidad (H' y $E65\%$) con su correspondiente cambio en la distribución (*porcentaje de dominancia de las 3 causas principales del modelo de simulación*) en la población general catalana desde 1 año de edad en el período 1975-93.

Bienio	H'	$E65\%$	%Dominancia
75-76	0,006313	0,1512	0,66
76-77	0,001337	0,0320	0,14
77-78	0,000058	0,0014	0,01
78-79	0,011192	0,2681	1,17
79-80	0,054905	1,3153	5,74
80-81	0,010124	0,2425	1,06
81-82	0,011619	0,2783	1,21
82-83	0,042063	1,0076	4,39
83-84	0,028324	0,6785	2,96
84-85	0,000711	0,0170	0,07
85-86	0,026863	0,6435	2,81
86-87	0,022994	0,5508	2,40
87-88	0,018093	0,4334	1,89
88-89	0,010205	0,2445	1,07
89-90	0,013898	0,3329	1,45
90-91	0,000231	0,0055	0,02
91-92	0,021128	0,5061	2,21
92-93	0,003266	0,0782	0,34

Las diferencias en dominancia son las mismas tanto si la diversidad se expresa en forma de H' como de $E65\%$. Otros valores de incremento de diversidad que pueden servir de señal de aviso u orientación en los estudios poblacionales se presentan en la **Tabla 2.9**.

Así, por ejemplo, el aumento acumulado de H' en los 19 años con las poblaciones estandarizadas es mayor en 0,059244 ($E65=1,42\%$) con respecto a las poblaciones sin estandarizar, y la diferencia equivalente en dominancia supone un 6,19%. Puede verse que el efecto de la estandarización es suficientemente importante como para tenerse en cuenta (ver Discusión: Estudio del significado y condicionantes de la estandarización según edad y género. Capítulo 1).

Tabla 2.8. Cambios interanuales de diversidad (H' y $E65\%$) con su correspondiente cambio en la distribución (porcentaje de dominancia de las 3 causas principales del modelo de simulación) en la población general catalana de 15 a 34 años en el período 1975-93.

Bienio	H'	$E65\%$	%Dominancia
75-76	0,001515	0,0363	0,16
76-77	0,059882	1,4345	6,26
77-78	0,145959	3,4965	15,25
78-79	0,010267	0,2460	1,07
79-80	0,091934	2,2023	9,60
80-81	0,096358	2,3083	10,07
81-82	0,170384	4,0817	17,80
82-83	0,244843	5,8654	25,58
83-84	0,049147	1,1773	5,13
84-85	0,035473	0,8498	3,71
85-86	0,103216	2,4726	10,78
86-87	0,087192	2,0887	9,11
87-88	0,117668	2,8188	12,29
88-89	0,015674	0,3755	1,64
89-90	0,055015	1,3179	5,75
90-91	0,020013	0,4794	2,09
91-92	0,041212	0,9873	4,31
92-93	0,019061	0,4566	1,99

Tabla 2.9. Cambios en la diversidad expresados como H' o $E65\%$ y sus correspondientes cambios de distribución de causas expresados como incrementos de porcentaje de dominancia.

H'	$E65\%$	Δ de % dominancia
0,0042	0,1000	0,4361
0,0093	0,2300	1,0000
0,0100	0,2400	1,0447
0,0209	0,5000	2,1806
0,0417	1,0000	4,3612
0,1000	2,4000	5,2235
0,5000	11,9800	10,4470
1,0000	23,9600	104,4700

Descripción e interpretación de la evolución de la tasa de mortalidad y del índice de diversidad de Shannon en la población general y subpoblaciones de Cataluña en el período 1975-93.

Valores de referencia del índice de diversidad de Shannon para la población general y subpoblaciones por género y edad

Este estudio pretende describir e interpretar el *patrón* de evolución conjunto de la tasa de mortalidad y de la diversidad en Cataluña durante 19 años consecutivos, que será válido también en sistemas sanitarios parecidos. Además de interpretar cambios de diversidad en el tiempo para la población general y subpoblaciones según género y edad, se dan los rangos de valores referenciales de las dos medidas para cada subpoblación.

POBLACIÓN GENERAL (a partir de 1 año)

1. La tasa de mortalidad de la población general catalana en el período 1975-1993 oscila entre 600 y 865. Hay un rango diferente para cada género, siendo el femenino siempre más bajo que el masculino (ver **Tabla 2.3**).

La tendencia general de la tasa de mortalidad es a disminuir marcadamente. Esta tendencia es la misma en cada género, si bien, cada vez hay mayor diferencia entre el género masculino y el femenino porque éste ha disminuído más (ver **Gráfica 2.3**). En 1975 el género masculino presentaba una *TEM* de 902, un 8,7% más alta que la del femenino, que era de 830; mientras que en 1993 la tasa era de 678 para el género masculino y de 525 para el femenino, y la diferencia ya alcanzaba un 29%.

2. La diversidad de la mortalidad de la población general catalana en el período 1975-1993 oscila entre 3,229125 y 3,490283. Hay un rango diferente para cada género, siendo el femenino siempre más bajo que el masculino (ver **Tabla 2.5**).

La tendencia general de la diversidad es a aumentar. Al principio de la serie el valor es de 3,245235 y al final de 3,487017. Los dos géneros evolucionan con la misma tendencia que la población general. Sin embargo, no lo hacen de manera paralela entre ellos en todos los años. La diferencia entre sus curvas decrece con el tiempo (ver **Gráfica 2.4**). El cambio temporal es más acusado en el género femenino que en el masculino. En 1975 el género masculino presentaba un 5,7% más

alta su diversidad ($H'=3,280489$; $E=80,4527\%$) que el femenino ($H'=3,104753$; $E=75,5254\%$), y en 1993 sólo un 1,9% más ($H'=3,432423$ y $E=83,8333\%$ para el masculino; $H'=3,368394$ y $E=81,3006\%$ para el femenino). La diferencia entre valores de diversidad al principio y al final de la serie se corresponde a un cambio en la distribución de causas equivalente a haber disminuido la dominancia de las tres causas principales del modelo lineal de simulación de 15,87% para el género masculino y de 27,54% para el femenino.

3. La tasa de mortalidad y la diversidad tienen una dinámica distinta. Así como la tasa de mortalidad tiene una tendencia de marcada disminución y unos rangos de variación de valores muy amplios, la tendencia de la diversidad a aumentar es más uniforme y sus rangos mucho más estables (ver **Gráfica 2.2** y **Tablas 2.4** y **2.5**). Con alguna breve excepción la mortalidad general disminuye progresivamente a lo largo de todo el período de estudio desde 865 en 1975 hasta 600 en 1993 (*TEM* disminuye un 30,7%), y la diversidad general aumenta sólo desde 1979 (H' pasa de 3,229125 a 3,487017; E pasa de 77,9392% a 83,5336% aumentando un 7,2%).

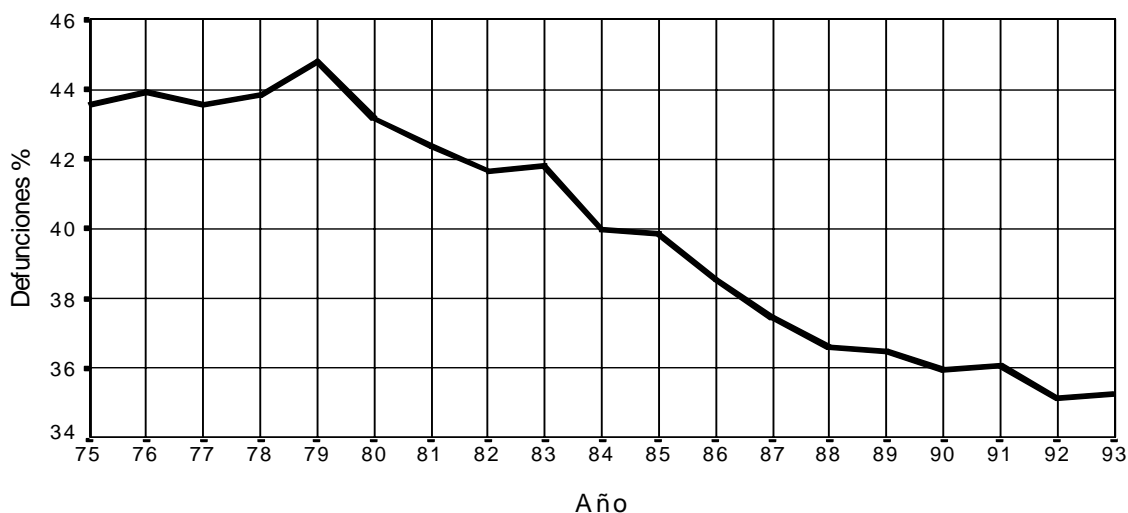
Si sólo se dispone de la tasa de mortalidad no puede saberse qué causas se ven afectadas por su fuerte descenso. Si la tasa es acompañada de la diversidad se puede saber por su descenso, aunque leve, con tendencia a estabilizarse hasta 1979 que el descenso de la mortalidad afectaba más a los grupos de causas de muerte menos importantes. El ligero aumento de la dominancia (disminución de la diversidad) en este período es un reflejo del aumento relativo que sufrieron las causas de muerte más importantes (ver **Tabla 1.2**): resto de enfermedades infecciosas bacterianas (4), tumor maligno de páncreas (15), tumor maligno de la próstata (23), tumor maligno de localización no especificada (25), otros tumores del tejido linfático

y de los órganos hematopoyéticos (27), arteriosclerosis (41) y de la reducción de las raras: enfermedades infecciosas intestinales (1), enfermedades infecciosas virales (5), tumor maligno de los huesos (18), tumor maligno de la piel (19), gastritis, duodenitis y ulcus péptico (47), enfermedades de los órganos genitales masculinos (51), enfermedades de los órganos genitales femeninos (52), complicaciones del embarazo, parto y puerperio (53), caídas accidentales (58), ahogos y submersiones accidentales (59).

Desde 1979 hasta 1993 la diversidad aumenta progresivamente y la tasa general de mortalidad tiene un continuado descenso (excepto por 1983). En este contexto la diversidad informa que los avances logrados en mortalidad están beneficiando particularmente a las causas que eran dominantes. Ejemplos de causas dominantes con importante reducción entre 1979 y 1993 son: las cerebrovasculares (40), que pasa de 7919 defunciones en 1979 a 3993 en 1993, siendo la 1ª causa en ambos años; las isquémicas del corazón (37), que pasa de 4750 muertes en 1979 a 3626 en 1993, siendo la 2ª causa en los dos años; las otras enfermedades del corazón y de la circulación pulmonar (38), que pasa de 3595 a 2985 en los mismos años, siendo la 3ª causa; y la arteriosclerosis (41), que pasa de 2683 a 1587 en los mismos años; además de las enfermedades reumáticas crónicas del corazón (35), neumonía (44), anomalías congénitas (56), causas perinatales (64), resto de enfermedades infecciosas bacterianas (4), otros tumores malignos del útero (22) y caídas accidentales (58). En la **Gráfica 2.23** puede observarse que las cuatro causas más importantes han perdido dominancia desde 1979, haciendo aumentar así la diversidad y disminuir la tasa de mortalidad.

La mayor disminución en la tasa de mortalidad y mayor aumento en diversidad en el período de estudio en el género femenino parece indicar que se están controlando mejor las

enfermedades principales del género femenino que las del género masculino.



Gráfica 2.23. Defunciones por las 4 categorías mayores en la población general de Cataluña desde 1 año de edad.

COMPARACION DE LA TASA DE MORTALIDAD Y DE LA DIVERSIDAD DE LA MORTALIDAD ENTRE GRUPOS DE EDAD

1. Existe un rango diferencial de valores de la tasa de mortalidad distinto para cada grupo de edad (ver **Tabla 2.4**). En una ordenación descendente de cada grupo de edad según la tasa de mortalidad (*TEM*) primero encontramos al grupo de 60 años o más, seguido del de menores de 1 año, de 35 a 59 años, de 15 a 34 años, y finalmente el de 1 a 14 años. El valor de la tasa de mortalidad desciende con la edad, excepto en los menores de 1 año, que es segundo en importancia. Esta ordenación se mantiene también en cada género.

La tendencia general de la tasa de mortalidad entre grupos de edad es a disminuir, a excepción del comprendido entre los 15 y 34 años (ver **Gráfica 2.5**). La mortalidad ha descendido

especialmente en los grupos de edad que tienen mayor número de defunciones, o sea el de 60 ó más años y el de menores de 1 año. El aumento en el grupo de 15 a 34 años no tiene apenas impacto en la mortalidad global.

2. Existe un rango diferencial de valores de diversidad para cada grupo (ver **Tabla 2.5**). En una ordenación descendente de cada grupo de edad según la diversidad, primero encontramos al grupo de 35 a 59 años, seguido del de 60 ó más años, el de 15 a 34 años comparte orden con el de 1 a 14 años, y finalmente el de menores de 1 año. A medida que aumenta la edad, también aumenta la diversidad, excepto en el grupo de 60 ó más años, superado por el de 35 a 59 años (ver **Gráficas 2.5 y 2.7**). En cada género también puede hacerse esta afirmación. En la ordenación de los grupos de edad según E_{65} (ver **Gráfica 2.6**) y E (ver **Gráfica 2.7**) existe una discrepancia en el orden del grupo de edad de 1 a 14 años, que ocupa el cuarto-tercer lugar según la representación de E_{65} , mientras que ocupa el segundo lugar según la representación de E . Esta diferencia entre las dos equitabilidades (ver **Tabla 2.5**) nos informa que en este grupo de edad intervienen muy pocas causas de muerte (E_{65} más bajo que E), la mitad aproximadamente de la clasificación "D", (ver **Tabla 2.2**) pero con una distribución muy equiprobable (E es la segunda más alta entre los demás grupos de edad). En los demás grupos de edad, no hay tanta discrepancia entre sus equitabilidades como para variar su ordenación.

La tendencia general de la diversidad entre grupos es a aumentar en aquellos grupos de edad adultos (desde los 35 años en adelante) y a disminuir o estabilizarse en los grupos de edad jóvenes (hasta los 34 años). En el grupo de edad de 15 a 34 años la diversidad tiene un comportamiento particular respecto al resto de grupos: desciende tanto que a partir de

1983 pasa de estar por encima a estar por debajo de la del grupo de edad de 1 a 14 años.

Las tendencias del grupo de edad de 60 ó más años son idénticas a las de la población general, como cabe esperar debido al gran peso de este grupo de edad (78% del total de muertes de todos los grupos de edad) y del inferior peso de los demás grupos en el conjunto (menores de 1 año 1,60%; de 1 a 14 años 0,96%; de 15 a 34 años 4,73%; de 35 a 59 años 14,73%). Los grupos de edad más jóvenes (hasta 34 años) se caracterizan por sus fluctuaciones; por ejemplo, en el primer grupo de edad casi se dobla la diversidad entre 1981 ($H'=1,699126$) y 1983 ($H'=2,811365$), volviendo a disminuir en los años sucesivos hasta 1990 ($H'=1,649450$), donde se llega a valores incluso por debajo de los del inicio del período, en 1975 ($H'=1,773648$).

3. Las dos medidas tienen una dinámica distinta. Así como la tasa de mortalidad tiene una tendencia de evolución marcada y unos rangos de variación de valores muy amplios, no sólo entre subpoblaciones sino también dentro de las mismas, la tendencia de la diversidad es más uniforme y sus rangos mucho más estables (ver **Tablas 2.4 y 2.5**).

GE1 (menores de 1 año)

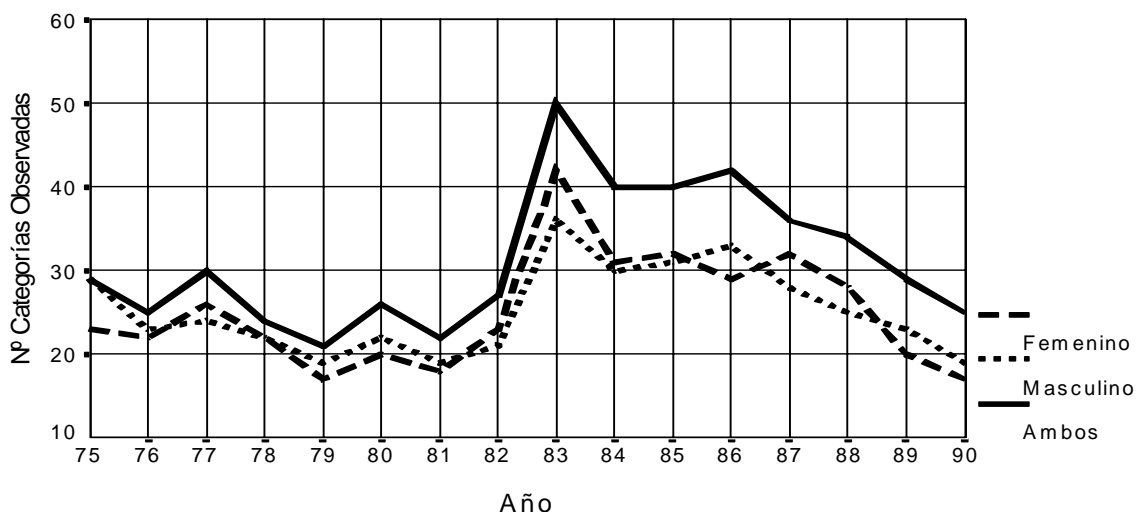
1. La tasa de mortalidad de la población general de este grupo de edad oscila entre 669 y 1709. Ocupa el segundo lugar en orden de importancia después del grupo de 60 ó más años. Hay un rango de valores de la tasa diferencial entre los géneros, manteniéndose la del género masculino (entre 730 y 1875) siempre más alta que la del femenino (entre 604 y 1535) (ver **Tabla 2.4**).

La tasa de mortalidad desciende, de 1.709 en 1975 a 709 en 1990. El descenso ha ocurrido en dos tramos con distinta pendiente: el primero y más marcado entre 1975 y 1982 (768), lo que supone un descenso del 44% de su valor en 1975; el segundo sigue con fluctuaciones no acumulativas de hasta \pm el 20% desde entonces hasta 1990 (ver **Gráfica 2.9**). La tendencia general es la misma en ambos géneros.

2. La diversidad de la mortalidad de la población general de este grupo se sitúa entre 1,649450 y 2,811365. No puede decirse que exista un claro rango diferencial entre géneros, si bien el femenino es más amplio que el masculino (ver **Tabla 2.5** y **Gráfica 2.10**).

El cambio neto en diversidad de la mortalidad entre el inicio ($H'=1,773648$) y el fin ($H'=1,649450$) del período estudiado es un leve descenso. Si bien hay un aumento del 65% entre 1981 ($H'=1,699126$) y 1983 ($H'=2,811365$) y un progresivo descenso hasta 1987 ($H'=1,991571$), volviendo a los niveles previos al alza (ver **Gráfica 2.8**).

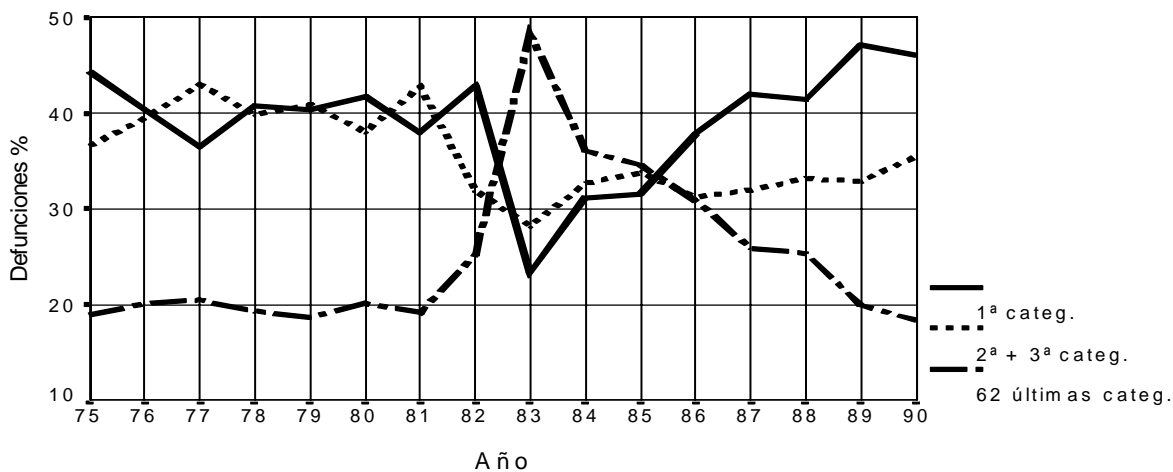
3. Las medidas de mortalidad y diversidad siguen tendencias distintas. Ambos géneros muestran las mismas tendencias de un año para otro tanto en la tasa de mortalidad como en diversidad, con la excepción de los años 77, 82, 89 y 90 en la tasa y los años 76, 81 y 85 en la diversidad (ver **Gráficas 2.9** y **2.10**). Estas pequeñas discrepancias obedecen, en el caso de la diversidad, al menor número de causas de muerte que afectan a este grupo de edad (ver **Tabla 2.2**) y a la gran variabilidad que se registra en su número (ver **Gráfica 2.24**).



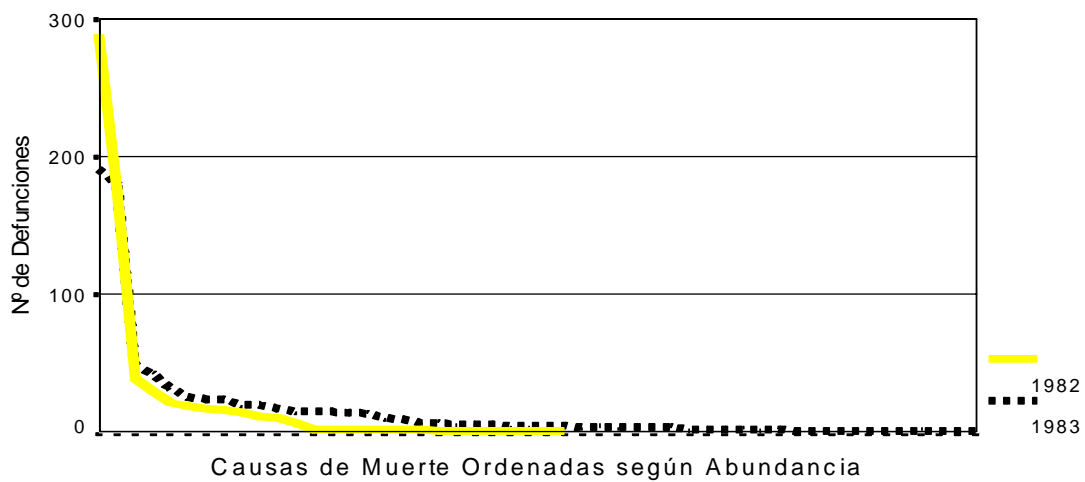
Gráfica 2.24. Número de categorías de muerte observadas según género en Cataluña para menores de 1 año de edad.

En la evolución general de este grupo de edad llama la atención el siguiente fenómeno. Mientras la tasa de mortalidad tiene una marcada disminución con dos picos, en 1983 el primero, y en 1986-87 el segundo, la diversidad está estabilizada excepto entre 1982 y 1987, en que se produce un aumento brusco con pico en 1983 (ver **Gráfica 2.8**). La información aportada por la diversidad, en particular por sus equitabilidades, ayuda a ver lo siguiente, que sólo con la tasa de mortalidad no era posible. El fuerte descenso en la tasa de mortalidad observado entre 1975 y 1982 benefició a causas importantes y a raras en similar proporción puesto que la diversidad se mantenía estable. En cambio, entre 1982 y 1983 se aprecia que el pequeño aumento en la tasa de mortalidad debe afectar exclusivamente a las causas raras, y que muchas de ellas son de nueva aparición (ver **Gráfica 2.24**) pues se dispara la diversidad, y E_{65} (que refleja *riqueza y distribución de categorías*) mucho más que E (que refleja sólo *distribución*). La explicación de este aumento está en que

entre 1981 y 1983 aumenta bruscamente la diversidad debido a que la primera causa en importancia pasa de agregar al 38% del total al 23%, la segunda y la tercera juntas pasan del 42% al 28%, mientras que las 62 causas restantes pasan del 19% al 48% todo ello coincidiendo con el cambio de competencia de las estadísticas de mortalidad del INE al "Departament de Sanitat i Seguretat Social" de la Generalitat de Catalunya (ver **Gráfica 2.25** y **2.26**). Estos hechos llevan a pensar que la mayor parte de estos cambios sean debidos a la manera de clasificar y catalogar que no a variaciones reales en la mortalidad. En cualquier caso, los indicadores de la diversidad resumen como avisadores los cambios en riqueza y distribución de abundancias comentados y mostrados. Entre 1983 y 1984 se vuelve a la situación previa, con un descenso de la mortalidad de las causas raras puesto que desciende la diversidad. Entre 1984 y 1987 aumenta la mortalidad, pero por el paulatino y continuado descenso en las curvas de diversidad se deduce que ese aumento afecta sobre todo a las causas dominantes. Además, como ambas equitabilidades descienden paralelamente puede saberse que la riqueza de categorías se mantiene estable. Entre 1987 y 1988 la mortalidad desciende, pero sobre todo por descensos en las causas raras. Así pues, vemos que ambas curvas complementan la información, pues si una nos dice escuetamente si baja o sube la mortalidad, la otra nos dice con la misma brevedad en qué tipo de causas de muerte esto ocurre.



Gráfica 2.25. Defunciones por la 1ª, 2ª+3ª y 62 últimas categorías de muerte en menores de 1 año de edad de Cataluña.



Gráfica 2.26. Distribuciones de mortalidad en 1982 y 1983 en la población de menores de 1 año de edad de Cataluña.

GE2 (1 a 14 años)

1. La tasa de mortalidad de la población general de este grupo de edad se encuentra entre 22 y 44, siendo el de valores más bajos entre todos los grupos de edad. Hay un rango de mortalidad diferencial entre géneros (entre 19 y 40 para el género femenino; entre 25 y 47 para el masculino). La mortalidad en niñas siempre es entre un 15 y un 40% inferior a la de niños, con algunas excepciones (ver **Tabla 2.4**).

La tasa de mortalidad tiende a disminuir a lo largo del período estudiado. Esta disminución es más progresiva en los primeros años, de 1975 (44) hasta 1981 (27), y se estabiliza en los años posteriores, aunque con cierta fluctuación. Las tendencias de ambos géneros suelen ser las mismas.

2. La diversidad de la mortalidad de la población general en esta subpoblación está entre 2,791553 y 3,054833. El rango de valores entre géneros es muy parecido, si bien el género masculino presenta valores más altos (ver **Tabla 2.4**).

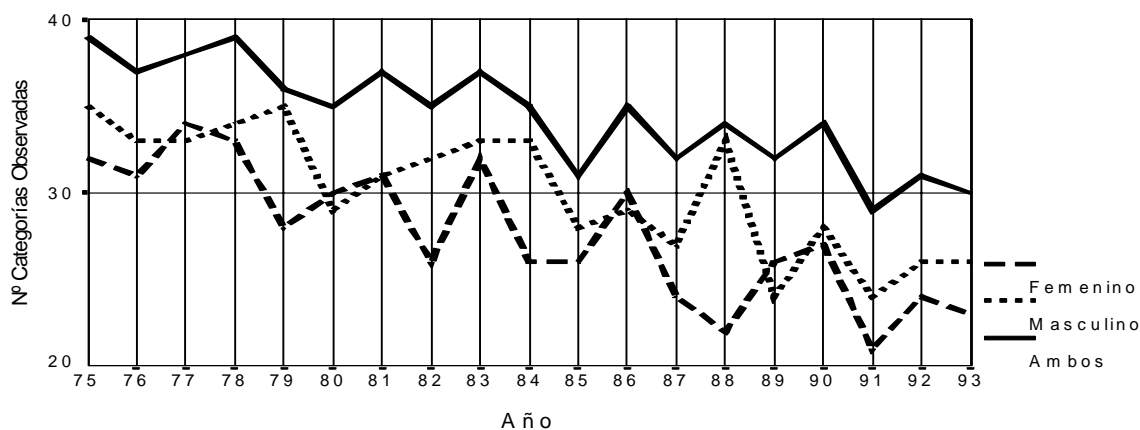
La diversidad de la mortalidad general disminuye desde 3,029627 en 1975 a 2,866051 en 1993, fluctuando constantemente de un año para el siguiente. Estas fluctuaciones ocurren en la población general y en cada género y con tendencias contrarias entre los géneros de un año para otro (ver **Gráfica 2.13**).

3. Tanto la tasa de mortalidad como la diversidad de la mortalidad experimentan descensos con fluctuaciones. Puede decirse que la mortalidad desciende hasta 1985 (24) al 54% del valor de 1975 (44) y sigue bajando hasta 1993 (22), pero sólo un 4% adicional; en la diversidad se da un descenso

irregular pero paulatino de un 5,3% a lo largo de los 19 años del estudio (ver **Gráfica 2.11**). Tanto en mortalidad como en diversidad se aprecian fluctuaciones del orden de $\pm 5\%$ en mortalidad y de, $\pm 15\%$ en diversidad e inconstantes tendencias de un año para otro, siendo más marcadas en el género femenino (ver **Gráficas 2.12 y 2.13**).

Como puede apreciarse en la **Gráfica 2.11**, el fuerte descenso de la tasa de mortalidad entre 1975 y 1985 no afecta a E mientras que E_{65} disminuye. Esta discrepancia entre las equitabilidades nos informa que ha habido una reducción en la cantidad de causas de muerte que intervienen, como queda demostrado en la **Gráfica 2.27**. La estabilidad de E informa que dentro de las categorías que han intervenido, la distribución de abundancias apenas ha variado a lo largo del período. Se puede deducir que los descensos en mortalidad acontecidos han beneficiado con bastante uniformidad las distintas causas de muerte, quedando eliminadas las que habían sido más raras (por eso disminuye E_{65}).

Entre 1985 y 1993, en que sigue bajando E_{65} pero la mortalidad disminuye poco, se deduce que la escasa reducción de la mortalidad está afectando casi exclusivamente a las causas raras, continuando con el proceso de eliminación de las más raras (E_{65} baja) pero aumentando la dominancia entre las que quedan (E sube).



Gráfica 2.27. Número de categorías de muerte observadas según género en Cataluña de 1 a 14 años de edad.

GE3 (15 a 34 años)

1. La tasa de mortalidad de la población general de este grupo de edad se encuentra entre 57 y 112, siendo la penúltima en orden de valores más bajos entre todos los grupos de edad. Hay un rango de mortalidad muy distinto entre géneros, siendo el masculino más alto que el femenino (entre 34 y 53 para el género femenino; entre 79 y 170 para el masculino). Esta subpoblación por edad es, junto con la siguiente subpoblación (de 35 a 59 años), la única entre todas las demás en la que no existe solapamiento de valores entre el rango de cada género.

La tendencia general de la tasa de mortalidad es a aumentar. Este aumento tiene lugar desde 1984, dado que desde 1975 hasta 1984 la mortalidad no sufre cambios destacables. Desde 1984 (86) hasta 1992 (170) se aprecia un aumento del orden del 98% en el género masculino y del 56% en el género femenino, que pasa de 34 a 53 (ver **Gráficas 2.14 y 2.15**). En particular, la tasa de mortalidad en 1975 fue un 109% mayor

en el género masculino (89) que en el femenino (43), y la diferencia ha ido aumentando hasta dejar en 1993 la del género masculino (160) un 225% mayor que la del femenino (51).

2. La diversidad de la mortalidad de la población general en esta subpoblación está entre 2,582670 y 3,269579, la penúltima entre las demás subpoblaciones por edad (ver **Tabla 2.4**). El rango de valores entre géneros es muy diferente, siendo en el género masculino entre un 10 y un 20% menor que en el femenino (entre 2,832675 y 3,429074 para el femenino; entre 2,420052 y 3,087070 para el masculino). La diversidad de la mortalidad desciende progresivamente a lo largo del período estudiado. Este descenso es continuado desde 3,268064 en 1975 hasta 2,604821 en 1993. Esta tendencia de la diversidad de la mortalidad general es la misma en las subpoblaciones por género. Con la excepción de 1980 y 1982, la diversidad disminuye constantemente durante 18 años en ambos géneros un 22% en el masculino, que pasa de 3,072338 a 2,479528 y un 17% en el femenino, que pasa de 3,415853 a 2,832675 (ver **Gráfica 2.16**).

3. Este grupo de edad no sigue el mismo modelo que la población general. Tanto la tasa de mortalidad como la diversidad de la mortalidad tienen tendencias opuestas: la primera aumenta mientras que la segunda disminuye. En ambas medidas se dan excepciones pero sólo en casos aislados, como entre 1978 y 1980, en que desciende la mortalidad mientras aumenta la diversidad. Esto ocurre sobre todo en el género masculino.

Como puede apreciarse en la **Gráfica 2.14**, ambas equitabilidades siguen las mismas tendencias y no se diferencian en valor más que en un 3% aproximadamente (ver

Tabla 2.5). De ello se deduce que el número de causas que intervienen cada año es casi el total de las que pueden intervenir. En cuanto a la combinación de tendencias mortalidad-diversidad, hay que distinguir dos épocas (ver **Gráfica 2.14**): una primera desde 1975 hasta 1984 en que la mortalidad es estable y la diversidad desciende progresivamente, y una segunda hasta 1992 en que la mortalidad aumenta a casi el doble y la diversidad sigue disminuyendo. E_{65} llega a descender de 78,32% en 1976 ($H'=3,269579$) a 61,87% en 1991 ($H'=2,582670$), que equivale a un aumento de la dominancia de las 3 causas principales del 72% en el modelo de simulación de incrementos de dominancia (ver **Gráfica 2.1**). Interpretamos que una disminución de la diversidad acompañada de un aumento de la mortalidad supone un empeoramiento de la salud general de este grupo de edad, a menos que sea consecuencia de una recodificación de la mortalidad.

El descenso en diversidad nos informa que el aumento de la mortalidad está afectando a las causas que ya eran importantes en esta subpoblación, particularmente en el género masculino (ver **Gráfica 2.15** y **2.16**). Un análisis adicional de la mortalidad específica confirma lo que la diversidad ya avanza y refleja: los accidentes de vehículos a motor (causa 57) agregan en 1975 al 20% de las defunciones en esta subpoblación; en 1984 el porcentaje sólo había subido al 22%, pero para 1988 ya había llegado al 33%. Las infecciosas de causas externas (causa 62) se mantienen en los primeros 7 años en el 11% pero se disparan al 21% para 1987 y 1992. Pero el grupo de causas que más contribuyen a los cambios en la diversidad es el de las infecciosas de enfermedades de las glándulas endocrinas, de la nutrición y del metabolismo, y trastornos de la inmunidad, encabezado por el SIDA (31), que pasa de agregar al 0,19% de los fallecidos en 1985 al 23% para 1993. Puede suponerse que las oscilaciones de los accidentes

de vehículos de motor (causa 57) siguen fielmente los ciclos de prosperidad-recesión de la economía, pues los jóvenes en paro no pueden permitirse los vehículos que llevan a las muertes de tráfico.

En el año 1989 la equitabilidad del género femenino sufre un aumento ausente en el género masculino y que vuelve al año siguiente al nivel previo. Peculiaridades como esta, que antes no se podían discernir sólo con la tasa de mortalidad, con la ayuda que aporta la diversidad se detectan, alertando a las autoridades para que investiguen las causas que las provocan.

GE4 (35 a 59 años)

1. La tasa de mortalidad de la población general en este grupo está entre 319 y 421. Entre cada género los valores de la tasa se encuentran en rangos totalmente distintos y sin solapamiento, siendo el femenino mucho más bajo que el masculino (182 a 297 y 445 a 547, respectivamente). La tasa de mortalidad general ha disminuido a lo largo del período estudiado. En su evolución se observan dos períodos bien diferenciados:

- a) De 1975 (421) a 1982 (324) hay un descenso del 25% (ver **Gráficas 2.17 y 2.18**).
- b) De 1982 a 1993 (320) se mantiene estable o desciende lentamente.

Si bien las tendencias de la mortalidad son iguales en ambos géneros, la diferencia es siempre importante en su valor, siendo en 1975 la del género femenino el 54% de la del masculino (297 y 547); y en 1993 el 42% (188 a 453).

2. La diversidad de la mortalidad en este grupo de edad es la más alta de todos los grupos. Se encuentra entre 3,408965 y 3,488631. Si bien los rangos de cada género son parecidos, siendo el del género femenino más amplio que el masculino (entre 3,259190 y 3,419484 para el femenino; entre 3,273476 y 3,372454 para el masculino), el rango de la diversidad de la población general es un 4% superior al de cada género por separado (ver **Tabla 2.5** y **Gráfica 2.19**).

La diversidad de la mortalidad general se ha mantenido de 1975 a 1993, con un leve aumento. Los valores son casi iguales al principio (3,480620) y al final del período (3,488631). Sin embargo entre estos años ha habido ciertos cambios, como por ejemplo entre 1975 y 1983, en que se aprecia un bache del 2% de variación, con fondo en 1979 (3,408965) (ver **Gráfica 2.19**). Las tendencias del género masculino y el femenino son dispares y ambos con fluctuaciones. Hasta 1983 siguen ambos géneros las mismas tendencias, pero a partir de ese año tienen tendencias contrarias. La evolución de la diversidad desde 1987 en el género masculino es ascendente mientras que en la del femenino es descendente.

3. En este grupo de edad se empieza a cumplir el modelo de evolución conjunta de la tasa de mortalidad y la diversidad de la mortalidad descrito para la población general. Es decir, la tasa disminuye y la diversidad aumenta, aunque levemente, a lo largo del tiempo.

El gran descenso en la mortalidad registrado entre 1975 y 1982 no ha ido acompañado de un cambio importante en la diversidad (ver **Gráfica 2.17**). Esto significa que la mortalidad ha descendido en la mayoría de las causas, importantes y raras en igual proporción, con lo que se ha

mantenido la distribución de categorías. Desde 1982 hasta 1993 ambas medidas son estables, con lo que no se pueden destacar cambios, si bien pueden haber aumentado algunas categorías de muerte y disminuído otras, conservando la misma distribución anónima.

La diferencia entre la diversidad de cada género y la de ambos en conjunto se debe a que varias causas aparecen en uno solo de los géneros y eso hace que la diversidad de la población general de esta grupo de edad sea mayor al intervenir más riqueza de categorías en su cálculo (ver **Gráfica 2.19**). Si la diversidad se expresase como E , dejaría de haber esta diferencia, pues el efecto de la riqueza de categorías se elimina. La similitud entre E_{65} y E (ver **Gráfica 2.17**) indica que cada año intervienen casi todas las 65 categorías de defunción que pueden actuar. Para una subpoblación cualquiera calcular ambas estadísticas ayuda a detectar cambios en la riqueza. Acompañar a la diversidad del valor de las equitabilidades añade perspectiva de la importancia *relativa* de los cambios que acontecen.

GE5 (60 ó más años)

1. La tasa de mortalidad de la población general en el grupo de 60 ó más años es la más alta de todos los grupos de edad. Su rango de valores se encuentra entre 3037 y 4441. La mortalidad es un 35% superior en el género masculino (3721 a 5117) que en el femenino (2550 a 3960).

La tendencia general de la tasa de mortalidad es un marcado descenso desde el inicio del período (4441) hasta 1993 (3037). La mortalidad desciende un 31% de su valor inicial en los 19 años a pesar de los aumentos de 1983 y 1985 (ver

Gráfica 2.20). La mortalidad desciende más en el género femenino (35%) que en el masculino (28%), conservando siempre idénticas tendencias (ver **Gráfica 2.21**).

2. La diversidad de la mortalidad de este grupo de edad es la segunda en importancia entre los grupos. Sus valores oscilan entre 3,074287 y 3,361481. Hay una diversidad de la mortalidad diferencial para cada género, siendo un 7% mayor la del masculino (3,116483 a 3,309451 para el masculino y 2,941236 a 3,265351 para el femenino).

La diversidad de la mortalidad general aumenta progresivamente a lo largo del tiempo, pasando de 3,090768 a 3,357065. Sin embargo, entre 1975 y 1979 (3,074287) desciende un 1%, aunque aumenta un 8,6% desde entonces y hasta 1992 (3,361481). La tendencia al aumento se mantiene entre los géneros con alguna pequeña excepción, pero a lo largo del período estudiado aumenta aún más en el género femenino que en el masculino (ver **Gráfica 2.22**).

3. La evolución conjunta de la tasa de mortalidad y de la diversidad sigue el mismo modelo descrito que para la población general de Cataluña. La tasa disminuye de manera acentuada y la diversidad aumenta de manera progresiva y continuada.

El descenso continuado en la mortalidad desde 1975 hasta 1993, excepto entre 1982 y 1985, acompañado del aumento constante de la diversidad desde 1979, informa que los adelantos en materia sanitaria incidían por igual en las causas importantes y raras hasta 1979, y desde entonces sobretodo en las importantes (ver **Gráfica 2.20**). Por ejemplo, las enfermedades cerebro-vasculares (causa 40), que en 1975 agrupaba el 22% de las defunciones, mantiene este mismo

porcentaje hasta 1979, y desde entonces desciende en peso relativo hasta un 13% en 1993.

En el género femenino se han obtenido aún más mejoras en las enfermedades importantes que en el masculino (ver **Gráfica 2.22**), como muestra su mayor aumento de la diversidad y su mayor descenso de la mortalidad, aunque el género masculino continúa con mayor diversidad.

El cambio en diversidad de la mortalidad que ha ocurrido en este grupo de edad, que ha sido del 74,5 al 81,1% en E y del 3,074287 al 3,361481 en el índice de diversidad equivale a un cambio en la distribución del modelo de simulación lineal de las tres causas dominantes de 30%. La similitud entre $E65$ y E significa que en esta subpoblación cada año intervienen casi todas las causas que potencialmente pueden intervenir, y que por tanto el aumento de la diversidad se debe a cambios en la distribución de categorías, perdiendo dominancia las causas más importantes y tendiendo hacia la equiprobabilidad.

Modelo de la evolución conjunta de la diversidad y la tasa de mortalidad a partir de las poblaciones de Cataluña en el período entre 1975 y 1993

Gracias a la información que añade la diversidad a la tasa de mortalidad se pueden ver las distintas tendencias de la distribución, y lo que ello implica en términos de progreso o retroceso, sin necesidad de entrar en análisis detallados de la mortalidad de cada causa.

A lo largo de los 19 años en que se ha estudiado la evolución temporal de la tasa de mortalidad y de la diversidad de la mortalidad por grupos de causas en Cataluña, se ha observado una tendencia de marcada disminución de la tasa de mortalidad y un lento pero gradual aumento de la diversidad. No obstante, en los primeros cinco años la diversidad estaba estabilizada, incluso con una leve disminución. La disminución en el número de defunciones está afectando sobretodo a las causas raras más que a las dominantes. Esta peculiaridad de la disminución de la diversidad y la fuerte disminución de la tasa de mortalidad permite especular que de 1975 a 1979 Cataluña se encontraba en el final de una fase de la salud general de las poblaciones humanas, si bien 5 años de datos son insuficientes para afirmar esto categóricamente.

Desde 1979 hasta 1993 la diversidad aumenta progresivamente, continuando el descenso de la tasa general de mortalidad (excepto por 1983). La disminución en el número de defunciones está afectando en mayor medida a las causas dominantes que a las raras, y a partir de 1983 aumenta el número de causas de defunción que intervienen en la mortalidad (ver **Tabla 2.2**). En la **Gráfica 2.23** puede observarse que las cuatro causas más dominantes han perdido dominancia desde 1979, haciendo aumentar así la diversidad y disminuir la tasa de mortalidad.

La salud general de la población está relacionada con la tasa de mortalidad y con otras características de la mortalidad como su distribución por grupos de causas. Para determinar si una mayor o menor diversidad es señal de mejor o de peor estado de la salud pública partimos de los siguientes cuatro axiomas:

1. Cada persona tiene que morir de alguna de las causas de la clasificación.
2. Si el entorno sanitario es óptimo, la causa de defunción está determinada por la genética del individuo, ya que no por el benigno entorno (Wilson, 1980; Segura, 1986).
3. Si todos los individuos tuviesen idéntica genética, en un entorno óptimo sólo habría una causa de defunción. Como existen diferencias en la genética de cada persona, cada una morirá de "su" causa, que es el eslabón más débil de su maquinaria.
4. La diversidad de la mortalidad será una función directa de la diversidad de la genética de la población.
5. La diversidad de la genética humana es alta o muy alta, comparada con la de las demás especies superiores.

Una genética diversa implica una mortalidad diversa, en ausencia de otros factores que la precipiten prematuramente. Por contra, una pésima condición de la sanidad pública hace que la mayoría de la gente muera prematuramente de unas pocas causas, como las infecciosas o el cáncer. El entorno afecta de manera semejante a la mayoría de la población; es lógico que tienda a aumentar la dominancia de ciertas categorías.

En el estado actual más saludable, de alta diversidad de la mortalidad, no existiría sin embargo *equiprobabilidad*, porque las diferencias genéticas entre personas no son equiprobables.

Por tanto, interpretamos los aumentos en la diversidad como indicadores de *mejora* de la salud general si no van acompañados de un aumento de la tasa de mortalidad. Por

contra, una disminución de la tasa de mortalidad acompañada de una disminución de la diversidad indica que se están corrigiendo algunas de las causas de muerte más raras y se está estancado (o empeorando) en las más importantes.

Entendemos que el progreso ha llevado a la mayor parte de la humanidad en los últimos milenios por una serie de fases, desde la perspectiva de la salud general de la población, cada una de las cuales presenta una particular combinación de tendencias en su tasa de mortalidad y su diversidad de la mortalidad por causas. El tiempo que se tarda en pasar por cada fase obedece a condiciones históricas particulares para cada región o pueblo del planeta. Las cuatro fases se exponen a continuación:

Fase 1: ($TM\uparrow$, $D\downarrow$) Es una fase primitiva caracterizada por una alta tasa de mortalidad y una baja diversidad. Mucha gente muere joven de ciertas enfermedades infecciosas o por causas externas. Esta fase comprende la fase de cazadores-recolectores (Paleolítico y Neolítico) y la fase agrícola.

Fase 2: ($TM\downarrow$, $D\uparrow$) Esta fase se caracteriza por la introducción de medidas higiénicas y preventivas tales como vacunas, jabón, agua limpia, etc., con lo que desciende acusadamente la tasa de mortalidad y aumenta la diversidad al dejar de morir tanta gente de aquellas causas dominantes de la primera fase. En Inglaterra esta fase comenzó aproximadamente en el siglo XVIII. Buena parte del tercer mundo actual todavía está en esta fase.

Fase 3: ($TM\downarrow$, $D\downarrow$) La industrialización, tecnología y aumento del nivel de vida hacen que se realicen mejoras en la mayoría de las causas de muerte, si bien en unas con mayor éxito que en otras en función de la aleatoriedad de los descubrimientos y de la dificultad intrínseca de las soluciones. Esto de por

sí lleva a una aún mayor disminución de la tasa de mortalidad y a una disminución de la diversidad. Simultáneamente, la propia industrialización lleva a la sociedad a una disminución en la calidad química y física del entorno (con aire contaminado, aditivos en los alimentos, etc.), un mayor estrés y una dieta menos natural, todo lo cual tiene como consecuencia directa un aumento espectacular en algunas causas de muerte, como los cánceres o las enfermedades coronarias. Este fenómeno hace que la diversidad baje aún más en esta fase.

Fase 4: ($TM \downarrow$, $D \uparrow$) Los estudios recientes y la alta tecnología están llevando a una mejor comprensión de la bioquímica de los seres humanos, lo cual permite ir corrigiendo las causas dominantes de la fase anterior, con lo que la tasa de mortalidad hace progresivamente su última bajada hacia el nivel mínimo fijado por la genética humana, y aumenta la diversidad hasta alcanzar el máximo también determinado por la diversidad en la genética de la población.

Estas fases son aplicables a la *población general*. Algunas subpoblaciones de grupos de edad jóvenes presentan tendencias afectadas por circunstancias particulares y en cualquier caso con escasa influencia sobre el conjunto de la población. La tasa de mortalidad del grupo de entre 15 y 34 años de edad, por ejemplo, en las buenas condiciones de sanidad propias de la cuarta fase pueden ver disminuida su diversidad de la mortalidad por un aumento en unas pocas causas como accidentes o el sida. Además su diversidad puede quedar reducida si los avances sanitarios erradican algunas causas de defunción, compensando el efecto sobre la diversidad de reducir la incidencia de las causas principales.

La utilización de la diversidad de la mortalidad tiene el objetivo de servir como eficaz informador del estado de la

salud pública que complemente la información que aportan las tasas de mortalidad empleadas hasta ahora. Al igual que las tasas de mortalidad son interpretadas año tras año a medida que las estadísticas están disponibles, la diversidad puede ser evaluada cada año junto a la tasa y de la modificación con respecto a los valores previos se pueden sacar conclusiones sobre la evolución reciente. Los estudios de muchos años seguidos sirven para dar perspectiva histórica de la población, pero no son los que tienen mayor potencial de utilidad en las estadísticas de mortalidad. La diversidad podrá ser considerada útil incluso si no aporta información nueva, siempre que informe de manera más clara o directa o con una nueva perspectiva lo que ya podía averiguarse hasta ahora con otros métodos. Con el fin de que las estadísticas de diversidad sean interpretadas correctamente y puedan ser fuente de información al usarlas junto a las tradicionales tasas de mortalidad, se han resumido en este estudio una serie de criterios que se exponen a continuación:

Cuando se emplean la tasa de mortalidad (TM) y la diversidad de la mortalidad por causas (D ; sea el índice H' o su equitabilidad) en los análisis interanuales de una población, pueden darse cinco combinaciones principales de sus tendencias, cuya interpretación se expone a continuación. Por concisión entenderemos como causas dominantes aquellas más importantes cuya suma acapara un tercio de todas las defunciones, y como causas raras a las demás.

1. Ambas estadísticas aumentan ($TM\uparrow$, $D\uparrow$): El aumento en el número de defunciones está afectando más a las causas raras que a las dominantes (p.e. población general en 1982-83), o está aumentando el número de causas de defunción que intervienen en la mortalidad. Puede interpretarse que la salud general está empeorando, pero no tanto como si la diversidad descendiese.

2. Ambas estadísticas descienden ($TM\downarrow$, $D\downarrow$): La disminución en el número de defunciones está afectando sobretodo a las causas raras más que a las dominantes (p.e. población general en 1975-76), o está disminuyendo el número de causas de defunción que intervienen en la mortalidad. Puede interpretarse que la salud general está mejorando, pero no tanto como si la diversidad aumentase.
3. Ambas estadísticas no cambian ($TM=$, $D=$): No aumentan significativamente las defunciones por causas raras ni por dominantes (p.e. población de 15 a 34 años en 1986-88). Puede interpretarse que la salud general está estabilizada.
4. La tasa de mortalidad aumenta y la diversidad disminuye ($TM\uparrow$, $D\downarrow$): El aumento en el número de defunciones está afectando mayormente a las causas dominantes que no a las raras (p.e. población de menores de 1 año en 1984-87)., o está disminuyendo el número de causas de defunción que intervienen en la mortalidad. Puede interpretarse que la salud general está claramente empeorando.
5. La tasa de mortalidad desciende y la diversidad aumenta ($TM\downarrow$, $D\uparrow$): La disminución en el número de defunciones está afectando en mayor medida a las causas dominantes que no a las raras (p.e. población general en 1985-87), o está aumentando el número de causas de defunción que intervienen en la mortalidad. Puede interpretarse que la salud general está en franca mejoría.

Capítulo 3:

DIVERSIDAD

DE LA MORTALIDAD

EN DISTINTAS REGIONES

DE ESPAÑA EN 1991

INTRODUCCIÓN

Este capítulo estudia la distribución espacial de la diversidad de la mortalidad por grupos de causas en combinación con la tasa de mortalidad de distintas provincias y comunidades autónomas de España, con el fin de identificar mejor los patrones geográficos de la mortalidad, y desarrollar su interpretación.

Objetivo Específico

- Determinar si hay diferencias importantes en diversidad de la mortalidad en distintas provincias o comunidades autónomas de España, tanto para la población general como para subpoblaciones de géneros o grupos de edad concretos y determinar si hay patrones de distribución espacial en España.

MATERIAL

Se han utilizado dos ficheros ASCII facilitados por el "Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III". El primero contiene los datos de la mortalidad de España de 1991 distinguiendo cuatro variables:

- 1) **Provincia**: un código del 1 al 52 (Ceuta y Melilla incluidas). Ver **Tabla 3.1**.
- 2) **Género**: 1 para el masculino y 2 para el femenino.
- 3) **Causa de defunción**: 113 categorías cuya relación con la lista detallada de la OMS se expone en la **Tabla 3.2**.
- 4) **Total de defunciones** para cada combinación de las variables anteriores, estandarizadas según el patrón europeo de referencia (Waterhouse, 1976), que se expone en la **Tabla 3.3**.

El segundo fichero contiene las mismas líneas de datos y las tres primeras variables idénticas, estando el total de defunciones dividido en 19 variables más, una para el número de defunciones de cada grupo de edad de los fallecidos, siempre estandarizados según el patrón europeo de referencia. Los 19 grupos de edad son quinquenales, con la excepción del primero, que corresponde a los menores de 1 año; del segundo, que comprende desde 1 hasta 4 años; y del décimo-noveno grupo, que incluye a todos los fallecidos con 85 o más años de edad (ver **Tabla 3.4**).

Además, se han utilizado datos del Producto Interior Bruto por habitante y por provincia, del Producto del Sector Industria por provincia, y de la Población de Derecho por zona urbana (≥ 10.001 habitantes) o rural, por provincia. Todos estos datos pertenecen a muestras avance del censo de 1991 y fueron obtenidos en la biblioteca "Koldo Mitxelena" de San Sebastián.

Tabla 3.1. Símbolos empleados para las provincias españolas.

CÓDIGO	PROVINCIA	SÍMBOLO
1	Álava	Vi
2	Albacete	Ab
3	Alicante	A
4	Almería	Al
5	Ávila	Av
6	Badajoz	Ba
7	Baleares	Pm
8	Barcelona	B
9	Burgos	Bu
10	Cáceres	Cc
11	Cádiz	Ca
12	Castellón	Cs
13	Ciudad Real	Cr
14	Córdoba	Co
15	Coruña, La	C
16	Cuenca	Cu
17	Girona	Gi
18	Granada	Gr
19	Guadalajara	Gu
20	Guipuzcoa	Ss
21	Huelva	H
22	Huesca	Hu
23	Jaén	J
24	León	L
25	Lleida	Ll
26	Rioja, La	Lo
27	Lugo	Lu
28	Madrid	M
29	Málaga	Ma
30	Murcia	Mu
31	Navarra	N
32	Orense	Or
33	Asturias	O
34	Palencia	Pa
35	Palmas, Las	Pl
36	Pontevedra	Po
37	Salamanca	Sa
38	Santa Cruz de Tenerife	Tf
39	Cantabria	S
40	Segovia	Sg
41	Sevilla	Se
42	Soria	So
43	Tarragona	T
44	Teruel	Te
45	Toledo	To
46	Valencia	V
47	Valladolid	Va
48	Vizcaya	Bi
49	Zamora	Za
50	Zaragoza	Z
51	Ceuta	Ce
52	Melilla	Ml

Tabla 3.2. Lista de los 113 grupos de causas de defunción y correspondiente codificación según la Clasificación Internacional de Enfermedades, 9ª Revisión. Lista facilitada por el "Centro Nacional de Epidemiología, Instituto de Salud Carlos III" de Madrid.

CIE-9	Lista de Causas Seleccionadas	Código
(1-139	INFECCIOSAS)	
1-9	Inf. intestinales	3
10-18,137	TB y ef. tardíos	4
31	Otras micobacterias	4.3
32,33,37,45	VACUNABLES	1.5
55-56,138		
36	I. meningocócica	5
38	Septicemia	6
70	Hepatitis vírica	6.1
90-99	Sífilis y otras venéreas	6.2
19-30,34-35, 39-44,46-54, 57,60-66,71-89, 100-136,139	Otras Infecciosas	6.3
(140-239	TUMORES)	
140-149	Ca. Boca y Faringe	8
150	Ca. Esófago	9
151	Ca. Estómago	10
152	Ca. Intes. delgado	10.1
153	Ca. Colon	11
154	Ca. Recto	12
155	Ca. Hígado	13.1
156	Ca. Vesícula biliar	13.2
157	Ca. Páncreas	14
161	Ca. Laringe	15
162	Ca. Pulmón	16
170	Ca. Huesos	17
171	Ca. T. conjuntivo	18
172,173	Ca. Piel	20.1
174	Ca. Mama	21
179-182	Ca. Útero	23
183	Ca. Ovario	24
185	Ca. Próstata	25
186	Ca. Testículo	26
188	Ca. Vejiga	27
189	Ca. Riñón	28
191	Ca. Encéfalo	29
193	Ca. Tiroides	30
195-199	Ca. Mal definido	31
200,202	Linfoma no Hodgkin	32
201	Hodgkin	33
203	Mieloma	34

CIE-9	Lista de Causas Seleccionadas	Código
204-208	Leucemias	35
158-160,163-169 175-178,184,187, 190,192,194	Otros T. malignos	35.1
210-229	Tum. Benignos	35.2
230-239	Ca. in situ y nat. incierta	35.3
<hr/>		
(240-279	ENF. ENDOCRINO, NUTRICIÓN, METABOLISMO, INMUNIDAD)	
250	Diabetes	64
240-249, 251,278	Otr. Endoc., Nutr., Metab.	64.001
279.5,279.6,795.8	SIDA, CRS y VIH+	64.3
279.0-279.4 279.7-279.9	Otr. Alt. inmunidad	64.11
<hr/>		
(280-289	ENF. DE LA SANGRE)	
280-285	Anemias	69.1
286-289	Otras enf. sangre	69.3
<hr/>		
(290-319	ENF. MENTALES) y (320-389	ENF. SISTEMA NERVIOSO)
291,292,303-305	Psicosis alcohol y drogas	64.9
290.2-290.9,293-302 306-319	Otras mentales	65.1
290.0.1, 331.0.2.8.9	Demencias y ALZHEIMER	65
320-322	Meningitis	66
323	Encefalitis	66.1
332	Parkinson 1' y 2'	67.1
335.2	Enf. neurona motora (ELA)	68
340	Esclerosis múltiple	68.1
345	Epilepsia	68.2
324-330,331.1, 331.3-331.7, 333-335.1,335.3-339, 341-344,346-389	Otras enf. sist. nervioso	68.9
<hr/>		
(390-459	ENF. APARATO CIRCULATORIO)	
390-392	Enf. Reumática aguda	36.1
393-398	E. Reum. crónica	37
401-405	E. Hipertensiva	38
410-414	Isquemia Cardíaca	39
415-429	Otras enf. corazón	39.1
430-438	E. Cerebrovascular	40
440	Arteriosclerosis	40.1

CIE-9	Lista de Causas Seleccionadas	Código
(760-779	ENF. PERINATALES)	
760	Alt. asoc. condic. madre	53.1
761-763	Complic. Obstétricas	53.2
764-765	Retraso crecim. fetal, Inmadurez, Malnutr.	53.3
767	Trauma nacimiento	53.4
771	Infecc. perinatal	53.5
768-769,770	Hipoxia, asfixia, distress resp., otras	53.6
766,772-779	Otras enf. perinatales	53.7
(780-799	CAUSAS MAL DEFINIDAS)	
797	Senilidad	72.1
798.0	Muerte súbita (<1a)	72
780-795.7, 795.9-796, 798.1-799	Resto mal definidas	72.2
(E800-E999	CAUSAS EXTERNAS)	
E810-819	Acc. Tráfico carretera	55
E820-E825,E929.0	Otr. ac. tráfico y ef. tard.	55.1
E850-869	Envenenamiento acc.	56
E929.2	Ef. tardíos enven. acc.	56.1
E880-888,E929.3	Caídas acc. y ef. tardíos	57.2
E910	Ahogamiento	58
E890-899,E929.4	Acc. fuego y ef. tardíos	59.2
E911-915	Asfixia y sofocac. mecánica	60
E916-921, E923-927	Acc. de tipo industrial	60.1
E930-949, E870-879	Yatrógenas	63
E800-809,826-849 889,900-909,922, 928-929.1,929.5-929.9,	Otros accidentes	63.4
E950-959	Suicidio	61
E960-969	Homicidio	62
E970-999	Otras violencias	62.1

Tabla 3.3. Población estándar europea según 19 y 5 grupos de edad (Waterhouse, 1976).

Grupo de Edad (19)	Población	Grupo de edad (5)	Población
1	1.600	1	1.600
2	6.400	2	20.400
3	7.000	2	20.400
4	7.000	2	20.400
5	7.000	3	28.000
6	7.000	3	28.000
7	7.000	3	28.000
8	7.000	3	28.000
9	7.000	4	34.000
10	7.000	4	34.000
11	7.000	4	34.000
12	7.000	4	34.000
13	6.000	4	34.000
14	5.000	5	16.000
15	4.000	5	16.000
16	3.000	5	16.000
17	2.000	5	16.000
18	1.000	5	16.000
19	1.000	5	16.000
TOTAL: 100.000		TOTAL: 100.000	

Tabla 3.4. Clasificación de la edad según 19 y 5 grupos y equivalencias entre ellos.

AÑOS	19 GRUPOS EDAD	5 GRUPOS EDAD	AÑOS
0	1	1	0
1- 4	2	2	1-14
5- 9	3	2	1-14
10-14	4	2	1-14
15-19	5	3	15-34
20-24	6	3	15-34
25-29	7	3	15-34
30-34	8	3	15-34
35-39	9	4	35-59
40-44	10	4	35-59
45-49	11	4	35-59
50-54	12	4	35-59
55-59	13	4	35-59
60-64	14	5	60 ó más
65-69	15	5	60 ó más
70-74	16	5	60 ó más
75-79	17	5	60 ó más
80-84	18	5	60 ó más
85 ó más	19	5	60 ó más

MÉTODOS

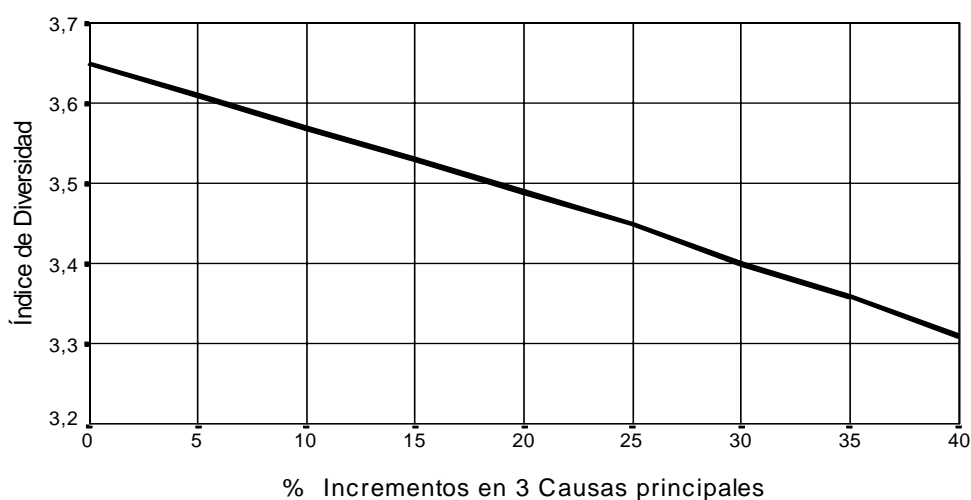
Se han realizado cálculos del índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E113\%$) y equitabilidad observada ($E\%$) de la población general de España, de cada provincia y de cada comunidad autónoma, y de sus subpoblaciones por grupo de edad y género. La variable *grupo de edad* se ha recodificado siguiendo los mismos criterios de agrupación descritos en el capítulo 1 (ver **Tabla 1.1**).

Se ha realizado una simulación de Incrementos Controlados y Regulares de Dominancia a partir de la Población de España por provincias de 1991 según la clasificación de enfermedades del CNE de Madrid de 113 grupos de causas de defunción siguiendo el método descrito en el capítulo 2.

Finalmente se ha calculado el *coeficiente de correlación lineal de Pearson* entre el índice de diversidad (H'), la tasa de mortalidad (TEM) y algunos datos socioeconómicos como: a) Producto Interior Bruto per cápita (PIB/hab), b) Producto Bruto del Sector Industria per cápita (PBInd./hab), y c) grado de urbanización (% de la población de cada provincia que reside en núcleos de más de 10.000 habitantes).

RESULTADOS

En la **Gráfica 3.1** se presenta la simulación de incrementos controlados y regulares de dominancia a partir de la Población de España por provincias de 1991.



Gráfica 3.1. Efecto de incrementos regulares de dominancia en las 3 causas de defunción principales sobre el índice de diversidad de Shannon-Wiener a partir de la población de España de 1991.

Las ecuaciones de la recta de regresión obtenida son:

$$H' = 3,6583366 - 0,008505 \Delta\%$$

$$\Delta\% = 429,72437 - 117,4589 H'$$

donde H' es el índice de diversidad de Shannon-Wiener y $\Delta\%$ es el porcentaje de aumento en la abundancia de las tres causas principales con respecto a la población inicial (España en 1991).

En las **Tablas 3.5 a 3.7** se presentan los resultados del índice de diversidad de *Shannon-Wiener* (H'), de la *equitabilidad* 113

($E_{113\%}$), la *equitabilidad observada* ($E\%$) y de las tasas de mortalidad estandarizada para la *población general* y cada *género* de las provincias de España y el conjunto del Estado calculados con la clasificación de 113 categorías. Se representan los diagramas de dispersión de la tasa de mortalidad y de la equitabilidad 113 y 109 (equivalente al índice de diversidad) para la población general y cada género de España por provincias en 1991, en las **Gráficas 3.2 a 3.4**.

Tabla 3.5. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E_{113\%}$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de la población general de España de 1991 por provincias.

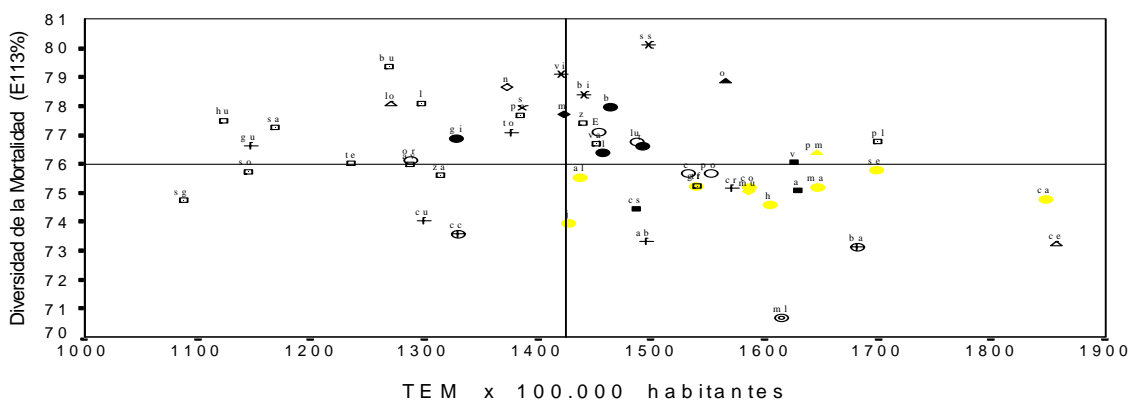
Nº	PROVINCIA	H'	$E_{113\%}$	$E\%$	TEM
1	Álava	3,746464	79,2502	83,2583	1419,82
2	Albacete	3,472281	73,4503	75,9016	1494,47
3	Alicante	3,555462	75,2099	75,9368	1629,20
4	Almería	3,578490	75,6970	77,5384	1437,21
5	Ávila	3,598980	76,1304	80,7970	1287,13
6	Badajoz	3,463731	73,2694	74,7343	1681,81
7	Baleares	3,616559	76,5023	77,7093	1645,87
8	Barcelona	3,693352	78,1267	78,5739	1462,74
9	Burgos	3,759333	79,5224	81,2834	1268,88
10	Cáceres	3,484949	73,7183	75,8402	1328,63
11	Cádiz	3,541625	74,9172	75,9445	1846,95
12	Castellón	3,526361	74,5943	76,0856	1486,60
13	Ciudad Real	3,559740	75,3004	77,1321	1570,74
14	Córdoba	3,562330	75,3551	76,3885	1586,50
15	Coruña, La	3,584384	75,8217	77,1766	1532,73
16	Cuenca	3,506561	74,1754	77,9269	1299,78
17	Gerona	3,642139	77,0434	78,5836	1328,44
18	Granada	3,563959	75,3896	76,5791	1539,26
19	Guadalajara	3,628385	76,7524	82,8015	1145,83
20	Guipúzcoa	3,794694	80,2704	81,2076	1497,29
21	Huelva	3,533106	74,7370	76,3919	1603,58
22	Huesca	3,670892	77,6516	81,1823	1123,36
23	Jaén	3,502948	74,0990	75,5804	1426,47
24	León	3,699048	78,2472	80,4995	1297,24
25	Lérida	3,617742	76,5273	78,9044	1457,35
26	Rioja, La	3,696224	78,1875	81,3556	1271,47
27	Lugo	3,636426	76,9225	78,7937	1486,99
28	Madrid	3,680831	77,8618	78,4600	1423,85
29	Málaga	3,562220	75,3528	76,5417	1645,33
30	Murcia	3,553739	75,1734	76,0511	1585,42
31	Navarra	3,724616	78,7880	81,2354	1372,48
32	Orense	3,606236	76,2839	78,8298	1288,01
33	Asturias	3,734485	78,9968	80,0801	1565,02
34	Palencia	3,679584	77,8355	80,9893	1384,01
35	Palmas, Las	3,636402	76,9220	78,4599	1700,06
36	Pontevedra	3,584299	75,8199	76,5527	1551,61
37	Salamanca	3,658626	77,3921	79,2748	1168,07
38	Tenerife	3,563970	75,3898	77,2238	1540,68
39	Cantabria	3,691152	78,0802	79,8092	1385,84
40	Segovia	3,540171	74,8864	81,2579	1087,67
41	Sevilla	3,589598	75,9320	76,9732	1698,30
42	Soria	3,587075	75,8786	81,8588	1144,55
43	Tarragona	3,628625	76,7575	78,1292	1491,58
44	Teruel	3,600267	76,1576	79,6204	1236,21
45	Toledo	3,651122	77,2334	79,4565	1375,69
46	Valencia	3,602113	76,1967	76,6329	1626,28
47	Valladolid	3,632513	76,8398	79,2266	1450,87
48	Vizcaya	3,713431	78,5514	79,6286	1440,33
49	Zamora	3,581546	75,7616	79,2064	1314,91
50	Zaragoza	3,666363	77,5558	79,1063	1440,71
51	Ceuta	3,467506	73,3493	81,0796	1857,57
52	Melilla	3,347957	70,8204	80,8073	1615,07
53	España	3,652731	77,2674	77,2674	1452,82

Tabla 3.6. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E113\%$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de la población general femenina de España de 1991 por provincias.

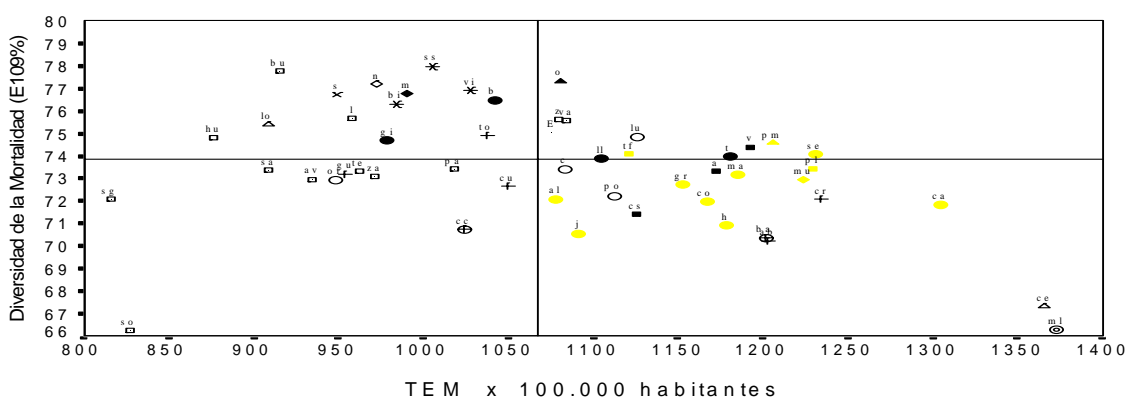
Nº	PROVINCIA	H'	$E109\%$	$E\%$	TEM
1	Álava	3,614780	77,2037	83,7241	1026,90
2	Albacete	3,301807	70,5193	74,1255	1203,13
3	Alicante	3,446723	73,6144	74,3673	1172,99
4	Almería	3,389485	72,3919	75,7032	1077,86
5	Ávila	3,430039	73,2581	81,0097	934,53
6	Badajoz	3,306945	70,6291	73,3108	1201,64
7	Baleares	3,505126	74,8618	76,7936	1205,65
8	Barcelona	3,596078	76,8043	77,4284	1041,70
9	Burgos	3,654928	78,0612	81,4262	915,28
10	Cáceres	3,325462	71,0245	74,4633	1023,75
11	Cádiz	3,376953	72,1243	74,6818	1304,99
12	Castellón	3,357510	71,7090	74,8002	1125,67
13	Ciudad Real	3,387759	72,3551	75,1023	1234,42
14	Córdoba	3,384106	72,2770	74,4857	1166,70
15	Coruña, La	3,452334	73,7342	75,9875	1083,49
16	Cuenca	3,415514	72,9478	78,6295	1049,97
17	Gerona	3,512650	75,0225	78,4540	978,27
18	Granada	3,419908	73,0417	75,6318	1152,96
19	Guadalajara	3,441281	73,4982	82,1376	953,83
20	Guipúzcoa	3,665561	78,2883	80,6807	1004,88
21	Huelva	3,334425	71,2160	74,8578	1177,96
22	Huesca	3,516491	75,1045	83,0516	876,88
23	Jaén	3,317446	70,8533	73,9077	1090,98
24	León	3,557085	75,9715	79,2464	958,49
25	Lérida	3,474491	74,2075	79,0655	1104,26
26	Rioja, La	3,543089	75,6726	80,4020	908,73
27	Lugo	3,518016	75,1371	78,3760	1126,07
28	Madrid	3,607665	77,0518	77,6779	990,33
29	Málaga	3,440531	73,4822	75,0394	1184,83
30	Murcia	3,428639	73,2282	74,7800	1223,91
31	Navarra	3,628165	77,4896	80,6293	972,58
32	Orense	3,429260	73,2414	76,7875	947,64
33	Asturias	3,634077	77,6159	78,7428	1080,83
34	Palencia	3,451761	73,7220	79,4640	1018,35
35	Palmas, Las	3,452553	73,7389	76,9176	1229,57
36	Pontevedra	3,396309	72,5377	74,2410	1111,87
37	Salamanca	3,448610	73,6547	77,4212	909,14
38	Tenerife	3,482120	74,3704	77,3837	1121,63
39	Cantabria	3,606722	77,0316	79,9564	949,66
40	Segovia	3,387660	72,3529	82,4073	815,96
41	Sevilla	3,483347	74,3966	75,1575	1230,52
42	Soria	3,114272	66,5140	77,0278	827,06
43	Tarragona	3,478719	74,2978	77,1188	1179,89
44	Teruel	3,446179	73,6028	80,8454	962,32
45	Toledo	3,520146	75,1826	79,0272	1037,47
46	Valencia	3,497378	74,6963	75,7809	1193,12
47	Valladolid	3,553083	75,8860	79,7666	1084,87
48	Vizcaya	3,586968	76,6097	78,7674	983,59
49	Zamora	3,435421	73,3730	79,8181	971,17
50	Zaragoza	3,554138	75,9086	78,0464	1079,40
51	Ceuta	3,163910	67,5741	83,1151	1365,87
52	Melilla	3,116477	66,5611	81,8690	1373,08
53	España	3,527902	75,3482	75,3482	1075,90

Tabla 3.7. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E_{113\%}$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de la población general masculina de España de 1991 por provincias.

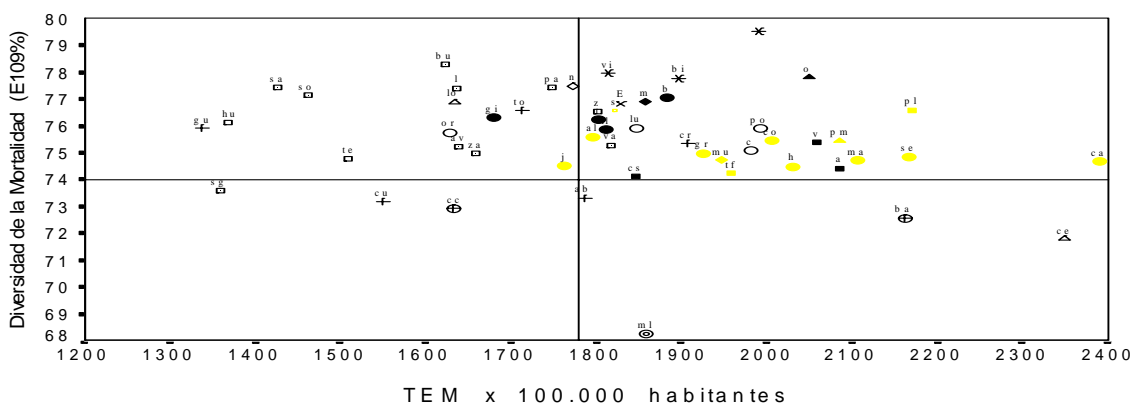
Nº	PROVINCIA	H'	$E_{109\%}$	$E\%$	TEM
1	Álava	3,665421	78,4412	83,4103	1812,74
2	Albacete	3,446535	73,7569	76,7836	1785,82
3	Alicante	3,498339	74,8655	76,1316	2085,41
4	Almería	3,553284	76,0414	78,7718	1796,57
5	Ávila	3,536416	75,6804	81,9091	1639,73
6	Badajoz	3,411920	73,0162	75,0979	2161,98
7	Baleares	3,546285	75,8916	77,8740	2086,09
8	Barcelona	3,622556	77,5238	77,9985	1883,77
9	Burgos	3,680681	78,7677	81,3988	1622,48
10	Cáceres	3,428532	73,3717	76,7712	1633,51
11	Cádiz	3,511027	75,1371	75,9146	2388,91
12	Castellón	3,483734	74,5530	77,0433	1847,53
13	Ciudad Real	3,541254	75,7839	77,5851	1907,06
14	Córdoba	3,547375	75,9149	77,0303	2006,29
15	Coruña, La	3,530285	75,5492	77,1696	1981,98
16	Cuenca	3,439135	73,5986	79,1733	1549,60
17	Gerona	3,587379	76,7710	78,7764	1678,61
18	Granada	3,525307	75,4427	76,7185	1925,56
19	Guadalajara	3,569172	76,3814	83,7307	1337,84
20	Guipúzcoa	3,738398	80,0029	81,1783	1989,70
21	Huelva	3,502152	74,9471	77,4506	2029,20
22	Huesca	3,578304	76,5768	82,1332	1369,83
23	Jaén	3,503189	74,9693	76,7511	1761,95
24	León	3,638994	77,8756	80,6718	1635,99
25	Lérida	3,566624	76,3269	78,8764	1810,44
26	Rioja, La	3,613780	77,3360	81,7812	1634,21
27	Lugo	3,569597	76,3905	78,5685	1847,92
28	Madrid	3,615292	77,3684	78,0044	1857,36
29	Málaga	3,512700	75,1729	76,6134	2105,83
30	Murcia	3,512151	75,1611	76,1010	1946,92
31	Navarra	3,642753	77,9561	81,1550	1772,38
32	Orense	3,561947	76,2268	79,3548	1628,38
33	Asturias	3,657738	78,2767	79,9556	2049,22
34	Palencia	3,640198	77,9014	82,8363	1749,66
35	Palmas, Las	3,600378	77,0492	78,8804	2170,54
36	Pontevedra	3,568315	76,3631	78,3577	1991,35
37	Salamanca	3,639942	77,8959	80,6929	1427,00
38	Tenerife	3,489225	74,6705	77,5416	1959,72
39	Cantabria	3,598903	77,0177	79,7831	1822,02
40	Segovia	3,458420	74,0113	81,9626	1359,39
41	Sevilla	3,518646	75,3001	76,5736	2166,09
42	Soria	3,626180	77,6014	84,5173	1462,03
43	Tarragona	3,583873	76,6960	78,6994	1803,27
44	Teruel	3,515366	75,2299	80,2224	1510,11
45	Toledo	3,598879	77,0171	79,3999	1713,90
46	Valencia	3,543367	75,8292	76,1366	2059,43
47	Valladolid	3,538615	75,7275	79,4418	1816,87
48	Vizcaya	3,656098	78,2416	79,2200	1897,06
49	Zamora	3,523671	75,4077	80,1846	1658,64
50	Zaragoza	3,597916	76,9965	79,3786	1802,02
51	Ceuta	3,374398	72,2132	83,4617	2349,27
52	Melilla	3,209156	68,6769	85,8598	1857,05
53	España	3,611927	77,2964	77,2964	1829,74



Gráfica 3.2. Dispersión de la tasa de mortalidad (*TEM*) y de la diversidad de la mortalidad (*E113%*) de la población general de España por provincias en 1991.



Gráfica 3.3. Dispersión de la tasa de mortalidad (*TEM*) y de la diversidad de la mortalidad (*E109%*) de la población general femenina de España por provincias en 1991.



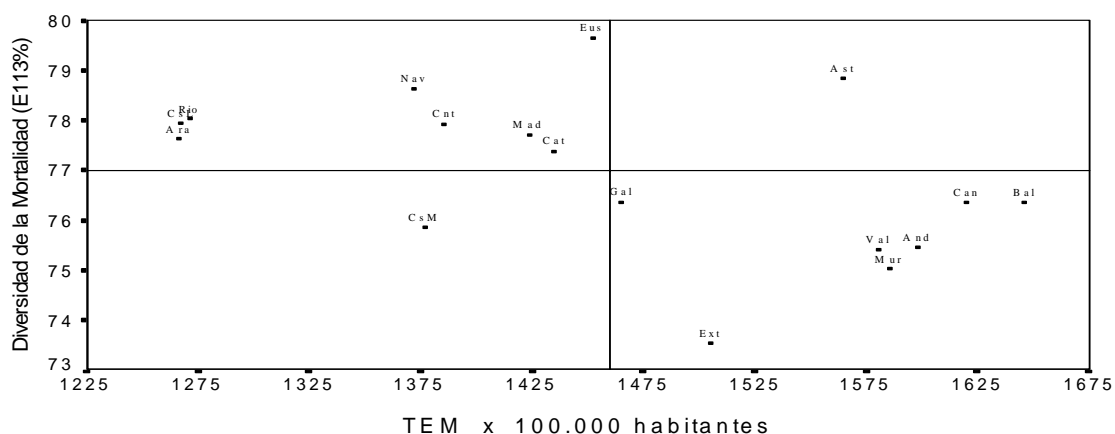
Gráfica 3.4. Dispersión de la tasa de mortalidad (*TEM*) y de la diversidad de la mortalidad (*E109%*) de la población general masculina de España por provincias en 1991.

Nota: El símbolo de cada punto corresponde a la Comunidad Autónoma de la provincia.

En la **Tabla 3.8** y en la **Gráfica 3.5** se presentan los resultados referentes a las comunidades autónomas del estado español. En las **Tablas 3.9 a 3.13** y en las **Gráficas 3.6 a 3.10** se presentan los resultados para cada uno de cinco grupos de edad de las provincias de España y el conjunto del Estado.

Tabla 3.8. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E113\%$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de la población general de España de 1991 por comunidades autónomas.

CCAA	H'	$E113\%$	$E\%$	TEM
Canarias	3,616697	76,5052	77,5543	1620,37
Aragón	3,676938	77,7795	78,8461	1266,76
Galicia	3,616861	76,5087	77,2482	1464,84
Cataluña	3,665236	77,5320	77,9758	1435,03
Extremadura	3,482511	73,6667	74,3787	1505,22
Castilla-León	3,691192	78,0810	78,5280	1267,04
Andalucía	3,573442	75,5902	76,1709	1597,95
Valencia	3,571852	75,5566	75,8431	1580,69
Euskadi	3,772996	79,8114	80,4246	1452,48
Castilla-La Mancha	3,592796	75,9996	77,1987	1377,30
Baleares	3,616559	76,5023	77,7093	1645,87
La Rioja	3,696224	78,1875	81,3556	1271,47
Madrid	3,680831	77,8618	78,4600	1423,85
Murcia	3,553739	75,1734	76,0511	1585,42
Navarra	3,724616	78,7880	81,2354	1372,48
Asturias	3,734485	78,9968	80,0801	1565,02
Cantabria	3,691152	78,0802	79,8092	1385,84



Gráfica 3.5. Dispersión de la tasa de mortalidad (TEM) y de la diversidad de la mortalidad ($E113\%$) de la población general de España por comunidades autónomas en 1991.

Tabla 3.9. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E113\%$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de los menores de 1 año de edad de España de 1991 por provincias.

Nº	PROVINCIA	H'	$E113\%$	$E\%$	TEM
1	Álava	1,972506	41,7251	94,8575	1287,94
2	Albacete	2,385337	50,4578	92,9974	1416,75
3	Alicante	2,705014	57,2201	86,2708	1111,00
4	Almería	2,431710	51,4388	84,1314	1708,81
5	Ávila	1,791743	37,9013	99,9991	877,31
6	Badajoz	2,565479	54,2684	90,5501	1147,25
7	Baleares	2,446300	51,7474	88,2316	1252,63
8	Barcelona	2,770647	58,6084	81,4609	1401,38
9	Burgos	2,008284	42,4819	91,4010	1927,06
10	Cáceres	2,351895	49,7504	94,6472	1167,88
11	Cádiz	2,782065	58,8499	85,3893	1673,56
12	Castellón	2,023585	42,8056	81,4351	1800,94
13	Ciudad Real	2,520244	53,3116	90,8986	1571,56
14	Córdoba	2,648534	56,0253	84,4694	1697,81
15	Coruña, La	2,562123	54,1974	84,1552	2085,31
16	Cuenca	1,038511	21,9680	94,5294	379,38
17	Gerona	2,662496	56,3207	92,1160	1478,31
18	Granada	2,788453	58,9851	90,2108	1367,25
19	Guadalajara	1,016145	21,4949	92,4935	728,00
20	Guipúzcoa	2,506236	53,0152	90,3933	1502,06
21	Huelva	2,541101	53,7528	91,6508	1412,88
22	Huesca	1,907317	40,3461	98,0167	1241,38
23	Jaén	2,764169	58,4714	89,4252	1532,13
24	León	1,470426	31,1044	75,5649	847,06
25	Lérida	2,061236	43,6020	85,9602	1912,69
26	Rioja, La	2,063903	43,6584	93,9323	2232,69
27	Lugo	2,359021	49,9012	89,3888	2632,31
28	Madrid	2,945475	62,3066	80,9733	1414,63
29	Málaga	2,772800	58,6540	82,3450	1878,19
30	Murcia	2,494994	52,7774	84,7358	1900,50
31	Navarra	2,498336	52,8481	92,2559	2153,06
32	Orense	1,949242	41,2330	93,7387	1204,50
33	Asturias	2,454407	51,9189	83,3574	2179,31
34	Palencia	1,829944	38,7094	94,0405	1544,06
35	Palmas, Las	2,651665	56,0915	87,0963	1666,44
36	Pontevedra	2,779463	58,7949	91,2939	1331,69
37	Salamanca	2,677597	56,6401	96,5739	2102,31
38	Tenerife	2,279842	48,2263	82,2279	1328,88
39	Cantabria	2,583762	54,6552	93,1895	1468,06
40	Segovia	1,605170	33,9547	99,7348	807,50
41	Sevilla	2,634205	55,7222	79,0529	1994,50
42	Soria	1,371328	29,0082	98,9204	973,44
43	Tarragona	2,248609	47,5656	85,2050	1506,38
44	Teruel	1,836005	38,8376	94,3520	1421,56
45	Toledo	2,307162	48,8042	89,9496	1424,38
46	Valencia	2,685598	56,8093	78,9604	1662,94
47	Valladolid	1,798684	38,0482	92,4340	1078,38
48	Vizcaya	2,447544	51,7737	88,2765	1705,81
49	Zamora	1,692536	35,8028	94,4622	1422,88
50	Zaragoza	2,387383	50,5011	88,1588	1647,06
51	Ceuta	1,868761	39,5305	96,0353	2218,75
52	Melilla	1,385750	29,3132	99,9607	1049,63
53	España	2,902889	61,4058	70,3367	1509,19

Tabla 3.10. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E_{113\%}$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de la población de 1 a 14 años de edad de España de 1991 por provincias.

Nº	PROVINCIA	H'	$E_{113\%}$	$E\%$	TEM
1	Álava	2,281842	48,2686	91,8281	94,35
2	Albacete	2,708568	57,2952	97,6909	59,22
3	Alicante	2,986145	63,1669	87,7969	54,50
4	Almería	2,663454	56,3409	90,4571	66,08
5	Ávila	1,986041	42,0114	95,5084	72,77
6	Badajoz	2,781997	58,8485	94,4831	49,21
7	Baleares	2,772712	58,6521	92,5554	69,89
8	Barcelona	3,373621	71,3633	89,1504	49,15
9	Burgos	1,898090	40,1509	86,3858	67,40
10	Cáceres	2,356141	49,8402	94,8181	56,04
11	Cádiz	2,667898	56,4349	86,3106	37,55
12	Castellón	2,109208	44,6168	95,9942	35,16
13	Ciudad Real	2,658261	56,2311	93,8250	71,00
14	Córdoba	3,014927	63,7757	94,8671	48,61
15	Coruña, La	2,821018	59,6739	86,5848	59,68
16	Cuenca	1,945090	41,1451	93,5391	74,75
17	Gerona	2,294696	48,5405	89,4636	44,02
18	Granada	2,839275	60,0601	89,3401	67,55
19	Guadalajara	1,089357	23,0435	99,1575	21,90
20	Guipúzcoa	2,751224	58,1976	93,4380	58,95
21	Huelva	2,662495	56,3206	93,9744	60,89
22	Huesca	1,068647	22,6054	97,2725	22,74
23	Jaén	2,623766	55,5014	92,6074	48,49
24	León	2,595367	54,9007	95,8389	51,42
25	Lérida	2,021263	42,7564	97,2022	40,16
26	Rioja, La	2,105187	44,5317	95,8112	78,66
27	Lugo	2,735033	57,8551	92,8881	96,66
28	Madrid	3,178713	67,2404	88,0306	50,57
29	Málaga	3,025528	64,0000	92,8618	50,89
30	Murcia	2,844293	60,1663	86,2996	60,30
31	Navarra	2,309607	48,8559	92,9454	41,27
32	Orense	2,287081	48,3794	89,1667	111,03
33	Asturias	2,536218	53,6495	86,1359	58,73
34	Palencia	2,152060	45,5232	93,4628	94,25
35	Palmas, Las	2,809152	59,4229	90,8804	53,82
36	Pontevedra	2,771524	58,6270	87,2082	70,74
37	Salamanca	2,076759	43,9304	94,5174	49,16
38	Tenerife	3,155726	66,7541	95,7489	57,35
39	Cantabria	2,800508	59,2401	93,4832	81,31
40	Segovia	0,000000	0,0000	0,0000	14,64
41	Sevilla	3,392372	71,7600	93,2589	59,61
42	Soria	1,580641	33,4358	98,2108	91,21
43	Tarragona	2,610342	55,2174	94,1482	59,27
44	Teruel	1,080648	22,8593	98,3648	33,22
45	Toledo	2,659410	56,2554	95,9180	63,66
46	Valencia	2,752127	58,2167	84,4704	49,37
47	Valladolid	2,168493	45,8709	87,2666	56,71
48	Vizcaya	2,945997	62,3177	92,6981	59,88
49	Zamora	1,349347	28,5432	97,3348	23,70
50	Zaragoza	2,796683	59,1592	93,3556	65,38
51	Ceuta	1,585037	33,5288	98,4839	72,16
52	Melilla	0,684575	14,4810	98,7633	32,50
53	España	3,449961	72,9782	79,1873	58,03

Tabla 3.11. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E113\%$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de la población de 15 a 34 años de edad de España de 1991 por provincias.

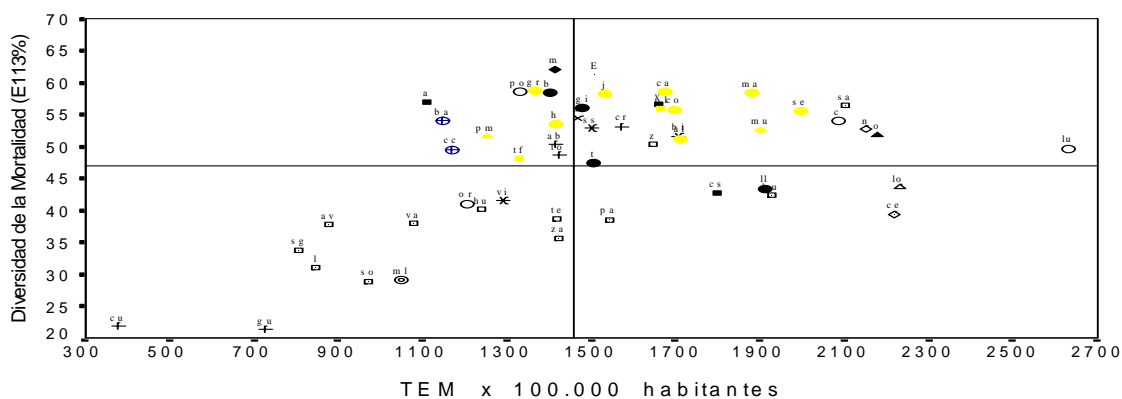
Nº	PROVINCIA	H'	$E113\%$	$E\%$	TEM
1	Álava	2,552438	53,9926	78,3414	187,73
2	Albacete	2,824161	59,7404	80,7709	185,23
3	Alicante	2,931520	62,0114	71,8944	198,31
4	Almería	2,790021	59,0182	77,8570	217,18
5	Ávila	2,425608	51,3097	82,3793	133,31
6	Badajoz	2,932166	62,0251	77,0272	191,03
7	Baleares	2,835052	59,9708	75,8508	230,18
8	Barcelona	2,891664	61,1683	65,0887	244,36
9	Burgos	2,568054	54,3229	73,4463	231,49
10	Cáceres	2,785557	58,9238	79,6668	181,80
11	Cádiz	2,935789	62,1017	72,6132	198,52
12	Castellón	2,619890	55,4194	74,2945	182,34
13	Ciudad Real	2,601475	55,0299	74,4021	203,42
14	Córdoba	2,998265	63,4233	77,8740	169,38
15	Coruña, La	2,669032	56,4589	68,5806	234,14
16	Cuenca	2,727090	57,6870	84,7218	196,95
17	Gerona	2,595093	54,8949	71,8680	205,90
18	Granada	3,018736	63,8563	76,7770	184,44
19	Guadalajara	2,350660	49,7243	89,0720	149,87
20	Guipúzcoa	2,804073	59,3155	72,0504	259,93
21	Huelva	2,934099	62,0660	80,6606	167,30
22	Huesca	2,320242	49,0808	76,2104	209,54
23	Jaén	2,891913	61,1736	78,9372	147,47
24	León	2,607892	55,1656	73,3513	194,03
25	Lérida	2,384593	50,4421	73,1898	229,10
26	Rioja, La	2,499029	52,8628	76,7021	230,99
27	Lugo	2,475690	52,3691	75,1157	268,68
28	Madrid	3,044765	64,4069	69,4830	263,13
29	Málaga	3,042018	64,3488	74,9184	188,39
30	Murcia	2,927379	61,9238	73,0505	183,62
31	Navarra	2,680337	56,6981	73,1620	188,11
32	Orense	2,497830	52,8374	72,7385	242,79
33	Asturias	2,940730	62,2062	72,1202	226,23
34	Palencia	2,338761	49,4726	74,5899	201,23
35	Palmas, Las	2,991081	63,2713	76,8556	194,88
36	Pontevedra	2,905590	61,4629	72,5068	238,53
37	Salamanca	2,518808	53,2812	75,5898	191,78
38	Tenerife	3,189678	67,4723	84,8048	128,05
39	Cantabria	2,802905	59,2908	77,6231	204,11
40	Segovia	2,067161	43,7273	80,5927	145,88
41	Sevilla	2,968929	62,8027	72,2214	170,60
42	Soria	2,402661	50,8243	91,0424	132,73
43	Tarragona	2,612453	55,2621	72,9019	207,45
44	Teruel	2,358312	49,8862	81,5920	172,62
45	Toledo	2,669366	56,4660	74,4901	194,40
46	Valencia	2,773199	58,6624	66,4337	240,56
47	Valladolid	2,943025	62,2548	77,7716	187,14
48	Vizcaya	2,849593	60,2784	72,8419	231,12
49	Zamora	2,511729	53,1314	74,5919	274,38
50	Zaragoza	2,678768	56,6649	72,1345	178,13
51	Ceuta	2,824628	59,7503	95,9309	255,89
52	Melilla	2,372067	50,1771	92,4801	217,09
53	España	3,082688	65,2091	66,5128	201,76

Tabla 3.12. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E_{113\%}$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de la población de 35 a 59 años de edad de España de 1991 por provincias.

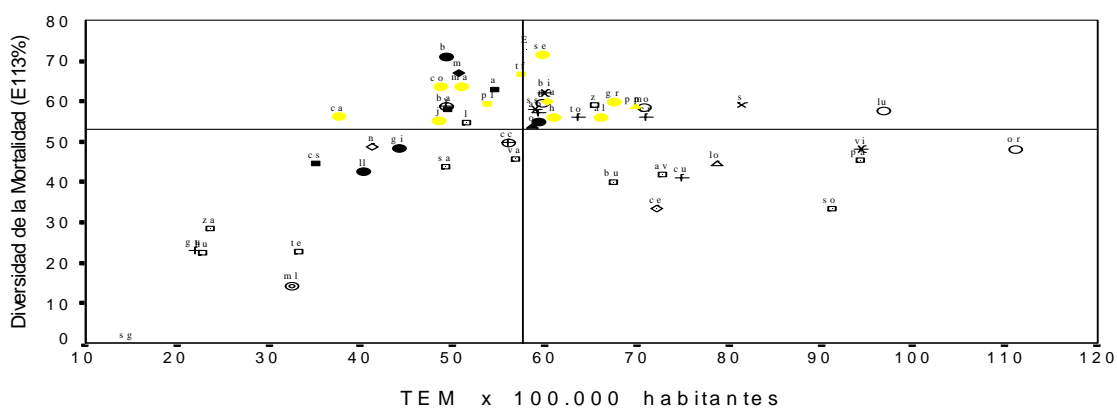
Nº	PROVINCIA	H'	$E_{113\%}$	$E\%$	TEM
1	Álava	3,532181	74,7174	87,3642	623,96
2	Albacete	3,622750	76,6332	87,7788	581,73
3	Alicante	3,607537	76,3114	82,0930	670,24
4	Almería	3,533061	74,7360	86,2913	560,97
5	Ávila	3,348767	70,8376	86,0463	651,09
6	Badajoz	3,643880	77,0802	84,9298	729,52
7	Baleares	3,643835	77,0792	83,8858	784,78
8	Barcelona	3,679484	77,8333	80,7989	682,40
9	Burgos	3,640841	77,0159	87,5437	755,95
10	Cáceres	3,495181	73,9347	84,3608	680,09
11	Cádiz	3,655401	77,3239	82,9506	852,66
12	Castellón	3,545883	75,0072	84,3316	679,64
13	Ciudad Real	3,586235	75,8608	84,9918	680,94
14	Córdoba	3,655817	77,3327	84,9387	699,83
15	Coruña, La	3,681610	77,8783	83,7786	797,14
16	Cuenca	3,436904	72,7020	88,7813	491,72
17	Gerona	3,487854	73,7797	85,1871	648,43
18	Granada	3,620175	76,5788	83,5926	690,97
19	Guadalajara	3,257394	68,9047	91,6195	579,96
20	Guipúzcoa	3,659343	77,4073	83,5080	714,68
21	Huelva	3,501421	74,0667	84,5114	720,17
22	Huesca	3,425601	72,4629	88,4894	575,60
23	Jaén	3,640500	77,0087	85,4040	669,82
24	León	3,644439	77,0920	85,7819	715,85
25	Lérida	3,619134	76,5567	87,3526	656,45
26	Rioja, La	3,407836	72,0871	88,0305	544,16
27	Lugo	3,558829	75,2811	84,0515	857,96
28	Madrid	3,664308	77,5123	81,6352	644,29
29	Málaga	3,649179	77,1923	82,5823	760,83
30	Murcia	3,638055	76,9570	83,2612	668,62
31	Navarra	3,594498	76,0356	86,4294	577,81
32	Orense	3,689134	78,0375	87,4304	654,48
33	Asturias	3,748503	79,2933	84,8300	785,15
34	Palencia	3,491627	73,8595	89,2538	700,54
35	Palmas, Las	3,659228	77,4049	83,7458	893,23
36	Pontevedra	3,742947	79,1758	85,1744	725,61
37	Salamanca	3,567115	75,4564	86,7727	588,35
38	Tenerife	3,582738	75,7868	83,7741	671,19
39	Cantabria	3,563207	75,3737	85,6770	659,35
40	Segovia	3,354408	70,9569	89,7460	555,78
41	Sevilla	3,596398	76,0758	80,9516	779,03
42	Soria	3,173040	67,1204	89,9806	616,97
43	Tarragona	3,663255	77,4900	84,5874	616,81
44	Teruel	3,331459	70,4715	93,7028	553,03
45	Toledo	3,754226	79,4144	88,0720	562,46
46	Valencia	3,648567	77,1793	81,6982	719,06
47	Valladolid	3,701431	78,2976	87,4194	605,19
48	Vizcaya	3,632910	76,8481	82,6704	690,48
49	Zamora	3,568522	75,4861	90,3139	645,27
50	Zaragoza	3,680459	77,8540	85,2454	639,98
51	Ceuta	3,088958	65,3418	92,7001	763,05
52	Melilla	2,994315	63,3397	91,9038	832,84
53	España	3,720966	78,7108	80,2844	677,04

Tabla 3.13. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 113 ($E_{113\%}$), equitabilidad observada ($E\%$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones de la población de 60 ó más años de edad de España de 1991 por provincias.

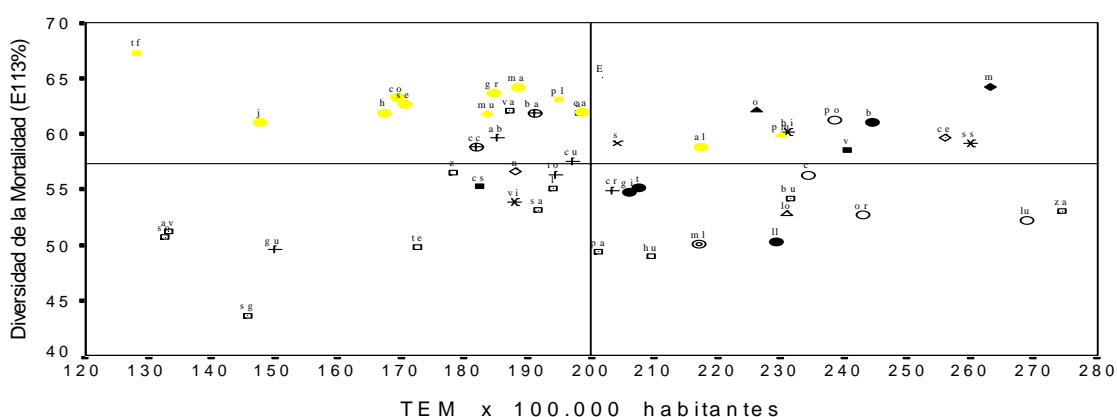
Nº	PROVINCIA	H'	$E_{113\%}$	$E\%$	TEM
1	Álava	3,566803	75,4498	82,3603	6970,35
2	Albacete	3,236976	68,4728	72,4819	7563,06
3	Alicante	3,350169	70,8672	73,2324	8230,57
4	Almería	3,361444	71,1057	75,0769	7155,48
5	Ávila	3,425496	72,4607	79,3400	6247,22
6	Badajoz	3,233680	68,4031	72,0415	8449,59
7	Baleares	3,404986	72,0268	75,3018	8001,79
8	Barcelona	3,473906	73,4847	75,1119	7061,60
9	Burgos	3,520432	74,4689	78,6278	5640,11
10	Cáceres	3,247026	68,6854	72,1592	6352,27
11	Cádiz	3,322510	70,2822	74,0205	9169,02
12	Castellón	3,280301	69,3893	73,2646	7302,68
13	Ciudad Real	3,338985	70,6307	75,5625	7766,51
14	Córdoba	3,325447	70,3443	73,9019	7900,18
15	Coruña, La	3,327479	70,3873	73,9471	7191,45
16	Cuenca	3,345611	70,7708	75,7124	6600,89
17	Gerona	3,425880	72,4688	77,3194	6360,74
18	Granada	3,348141	70,8243	74,0446	7606,49
19	Guadalajara	3,462587	73,2452	80,4492	5566,06
20	Guipúzcoa	3,593169	76,0075	78,9035	7159,33
21	Huelva	3,309729	70,0118	74,4990	7980,41
22	Huesca	3,468721	73,3750	79,3858	5277,91
23	Jaén	3,249543	68,7387	72,9522	7018,81
24	León	3,494619	73,9228	78,2510	6096,78
25	Lérida	3,371263	71,3134	75,6848	7070,06
26	Rioja, La	3,449965	72,9783	78,9565	6062,61
27	Lugo	3,335587	70,5588	74,6900	6613,92
28	Madrid	3,502056	74,0802	76,3813	6863,06
29	Málaga	3,332383	70,4910	73,8747	8084,18
30	Murcia	3,317653	70,1794	73,3704	7899,81
31	Navarra	3,513878	74,3302	78,8865	6753,06
32	Orense	3,350188	70,8676	75,0170	5972,36
33	Asturias	3,485572	73,7315	76,7190	7424,22
34	Palencia	3,465249	73,3016	79,3063	6534,69
35	Palmas, Las	3,433699	72,6342	76,8869	8150,73
36	Pontevedra	3,334125	70,5279	74,0948	7515,24
37	Salamanca	3,380469	71,5082	75,3117	5441,91
38	Tenerife	3,378882	71,4746	75,0894	7773,12
39	Cantabria	3,469162	73,3843	78,2962	6652,67
40	Segovia	3,352656	70,9198	78,3942	5262,34
41	Sevilla	3,374080	71,3730	73,7551	8385,23
42	Soria	3,402282	71,9696	79,8156	5396,49
43	Tarragona	3,403081	71,9865	75,2596	7422,21
44	Teruel	3,389665	71,7027	77,3538	6064,66
45	Toledo	3,410718	72,1480	76,7721	6839,19
46	Valencia	3,370879	71,3053	73,3578	7986,27
47	Valladolid	3,438341	72,7324	77,3939	7274,16
48	Vizcaya	3,492502	73,8781	76,6929	6883,59
49	Zamora	3,302656	69,8622	75,5852	6194,14
50	Zaragoza	3,435654	72,6755	76,7343	7084,56
51	Ceuta	3,210018	67,9026	80,8509	9226,54
52	Melilla	3,173173	67,1232	80,7048	7798,14
53	España	3,425012	72,4504	73,8989	7063,43



Gráfica 3.6. Dispersión de la tasa de mortalidad (*TEM*) y de la diversidad de la mortalidad (*E113%*) de los menores de 1 año de edad de España por provincias en 1991.

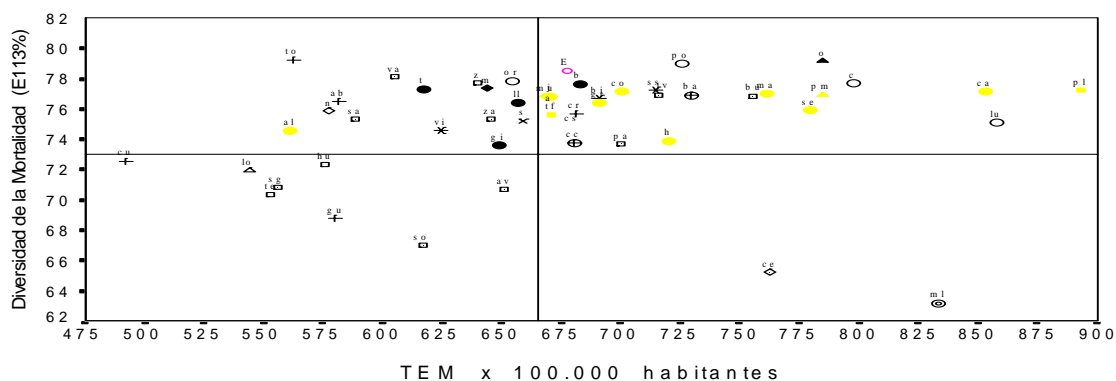


Gráfica 3.7. Dispersión de la tasa de mortalidad (*TEM*) y de la diversidad de la mortalidad (*E113%*) de la población de 1 a 14 años de edad de España por provincias en 1991.

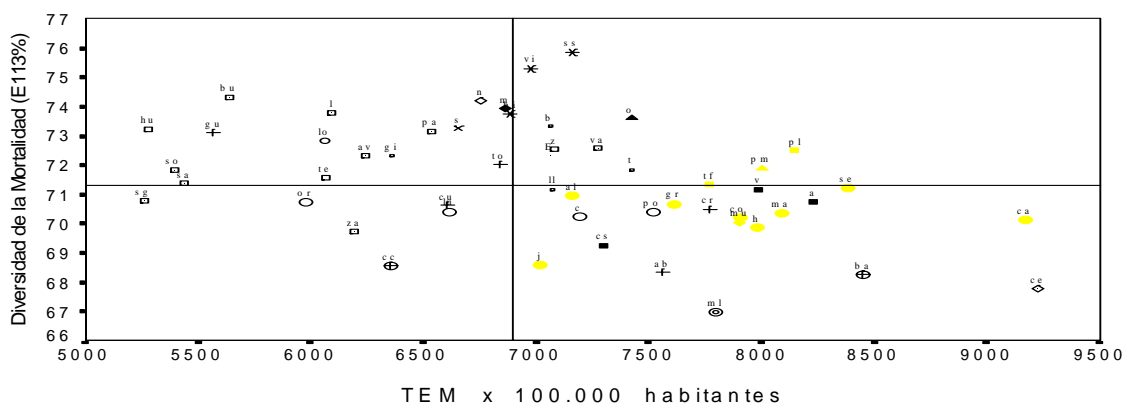


Gráfica 3.8. Dispersión de la tasa de mortalidad (*TEM*) y de la diversidad de la mortalidad (*E113%*) de la población de 15 a 34 años de edad de España por provincias en 1991.

Nota: El símbolo de cada punto corresponde a la Comunidad Autónoma de la provincia.



Gráfica 3.9. Dispersión de la tasa de mortalidad (*TEM*) y de la diversidad de la mortalidad (*E113%*) de la población de 35 a 59 años de edad de España por provincias en 1991.



Gráfica 3.10. Dispersión de la tasa de mortalidad (*TEM*) y de la diversidad de la mortalidad (*E113%*) de la población de 60 ó más años de edad de España por provincias en 1991.

Nota: El símbolo de cada punto corresponde a la Comunidad Autónoma de la provincia.

En la **Tabla 3.14** se presentan los *coeficientes de correlación lineal de Pearson* de algunos datos socioeconómicos.

Tabla 3.14. Coeficiente de correlación lineal de Pearson (*r*) entre el índice de diversidad (*H'*) o la tasa de mortalidad (*TEM*) y a) producto interior bruto per cápita (*PIB/hab*), b) producto bruto del sector industria per cápita (*PBIInd./hab*), y c) grado de urbanización (% de la población de cada provincia que reside en núcleos de más de 10.000 habitantes).

	<i>r</i> (<i>H'</i>)	<i>p</i> (<i>H'</i>)	<i>r</i> (<i>TEM</i>)	<i>p</i> (<i>TEM</i>)
PIB/hab	0,61	<0,001	-0,18	0,188
PBIInd./hab	0,68	<0,001	-0,27	0,046
Urbanización	0,00	0,987	0,49	<0,001

DISCUSIÓN

Distribución de las provincias de España; población general

En la **Gráfica 3.2** puede observarse que las provincias de España se ordenan de acuerdo a su tasa de mortalidad en un patrón regional no muy claro en el que la mayoría de provincias del sur, ambas ciudades norteafricanas y algunas provincias atlánticas muestran las tasas más altas y la mayoría de las provincias de la mitad norte, particularmente las interiores, presentan las tasas más bajas. No obstante, se observan numerosas excepciones a cualquier generalización geográfica (ver **Tabla 3.5**): Cáceres (1329) tiene una tasa muy inferior a Badajoz (1682), Orense (1288) muy inferior a La Coruña (1533) o Pontevedra (1552), Jaén (1426) o Almería (1437) muy inferior a Cádiz (1847) o Sevilla (1698), Guadalajara (1146) muy inferior a Ciudad Real (1571), Huesca (1123) muy inferior a Zaragoza (1441), etc. Aun así, muchas provincias limítrofes tienen tasas similares: las cuatro provincias vascas, las cuatro catalanas, varias de Castilla-León, o Valencia y Alicante, por ejemplo. Cabe aclarar que la edad de las diferentes poblaciones provinciales no tiene un efecto en esta ordenación, dado que sus valores están calculados tras estandarizar por edad todas ellas.

La ordenación provincial en base a la diversidad de la mortalidad aporta una estructura geográfica muy distinta a la tasa de mortalidad. La nueva dimensión separa a las provincias atlánticas y colindantes (excepto Galicia) como las de mayor diversidad, seguidas del noreste (Cataluña y Aragón), la

meseta norte, Galicia, el Levante, el sur de la península y las plazas norafiafricanas, con la mínima diversidad. La combinación diversidad-mortalidad permite distinguir con mayor claridad la distribución espacial de la mortalidad que sólo la tasa de mortalidad. Las provincias, ordenadas de mayor a menor diversidad, siguen en general un patrón norte-sur. Guipúzcoa, Álava y Vizcaya presentan la diversidad más alta, junto con Navarra, Burgos y Asturias, provincias colindantes y del norte de España. Por contra, Cáceres y Badajoz presentan la diversidad más baja, junto con Cuenca y Albacete.

Como se aprecia en la **Gráfica 3.2**, se pueden clasificar las provincias o regiones de acuerdo a ambas medidas (separándolas por $H'=3,59$ ó $E113\%=76\%$ y $TEM=1425$) en las siguientes cuatro categorías:

- 1) **Alta diversidad y baja mortalidad** ($H'>3,59$ ó $E113\%>76\%$ y $TEM<1425$). Esta es la situación que consideramos óptima. En este grupo están muchas de las provincias del norte: Burgos, Álava, Navarra, León, La Rioja, Cantabria, Palencia, Huesca, Salamanca, Toledo, Gerona y Guadalajara. Notables excepciones de provincias del norte que no incorporan este patrón de diversidad-mortalidad son, en primer lugar, las de Galicia, quizás debido a su menor renta per cápita. Una menor renta per cápita repercute en la variedad y calidad de la alimentación, en la adecuada climatización de las viviendas, y en el acceso a servicios sanitarios, todo lo cual afecta a la mortalidad, sobre todo por determinadas causas. Una mayor pobreza puede aumentar la tasa de mortalidad y disminuir su diversidad. En segundo lugar Asturias, Vizcaya y Guipúzcoa, quizás debido a la contaminación causada por una mayor industrialización. Y en tercer lugar las provincias de Cataluña (si bien están cerca del grupo descrito), quizás debido al clima o la alimentación mediterráneas. No se sabe si el clima o la alimentación

de las zonas mediterraneas españolas son buenas o malas para la salud, pero las estadísticas muestran que todas ellas presentan comparativamente alta mortalidad y baja diversidad, a pesar de sus diferencias en otros factores socioeconómicos.

- 2) **Alta diversidad y alta mortalidad** ($H' > 3,59$ ó $E113\% > 76\%$ y $TEM > 1425$). En este grupo están sobre todo provincias industrializadas, urbanas o relativamente desarrolladas del norte: Guipúzcoa, Vizcaya, Asturias, Madrid, Barcelona, Zaragoza, Lugo, Valladolid, Tarragona y Lérida. Lugo es una excepción en cuanto a nivel de industrialización o urbanización, si bien coincide en pertenecer al grupo de provincias del Cantábrico, quizás desvelando la importancia de factores climáticos, genéticos o de alimentación.

- 3) **Baja diversidad y baja mortalidad** ($H' < 3,59$ ó $E113\% < 76\%$ y $TEM < 1425$). En este grupo están sobre todo provincias rurales, de mayor nivel de vida, del interior y mitad norte de España: Teruel, Ávila, Soria, Zamora, Segovia, Cuenca, Orense y Cáceres.

- 4) **Baja diversidad y alta mortalidad** ($H' < 3,59$ ó $E113\% < 76\%$ y $TEM > 1425$). En este grupo están sobre todo las provincias de Galicia occidental, las islas, y la mitad sur, que incluye Andalucía y sus provincias limítrofes de Extremadura, Castilla-La Mancha, Murcia y Levante y África: La Coruña, Pontevedra, Tenerife, Gran Canaria, Baleares, Sevilla, Granada, Almería, Córdoba, Jaén, Málaga, Ciudad Real, Castellón, Alicante, Valencia, Murcia, Cádiz, Huelva, Albacete, Badajoz, Ceuta y Melilla. Cáceres está ausente de este grupo y se asocia más a las provincias cercanas de la meseta norte. Lugo, la otra provincia atlántica de Galicia, está muy cercana

a este grupo. La mayoría de estas provincias están entre las de menor *renta per cápita*.

Debe haber múltiples factores que influyen sobre la salud general o sobre la tasa de mortalidad y su diversidad. Cada región se sitúa en una determinada posición de diversidad-mortalidad como consecuencia de la combinación de estos factores, cuyos efectos se suman. Se reconoce un patrón general en el que el desarrollo económico lleva a mayor diversidad y menor mortalidad. Las provincias más ricas parecen ser las de mejor salud. El coeficiente de correlación de Pearson entre el producto interior bruto per cápita de cada provincia y la diversidad es de 0,6080 ($p < 0,001$). El coeficiente entre el producto interior bruto per cápita de cada provincia y *TEM* es de -0,1838 ($p = 0,188$). Al parecer, mayores rentas llevan a reducir la incidencia de las causas más comunes, lo cual apoya las hipótesis del capítulo 2. No se ha encontrado una correlación entre el grado de urbanización y la diversidad. El coeficiente es de tan sólo -0,0037 ($p = 0,987$) entre *H'* y la proporción de la población de cada provincia que reside en núcleos de más de 10.000 habitantes. El coeficiente de correlación de Pearson entre el grado de urbanización y *TEM* de cada provincia es de 0,4896 ($p < 0,001$), lo que al parecer indica que la mortalidad está asociada positivamente al grado de urbanización.

Para estudiar patrones regionales de diversidad-mortalidad puede ser útil analizar, además de las provincias, las comunidades autónomas de España. Dentro de muchas comunidades algunas provincias se encuentran en una situación muy distinta a la del resto, y ello afecta a la situación global de la comunidad con respecto a las otras. Por otro lado, la mayoría de las comunidades engloban territorios relativamente homogéneos en cuanto a clima y costumbres, por lo que éstas pueden servir para comparar zonas geográficas con la ventaja de una mayor claridad debido a su menor número.

Distribución de las comunidades autónomas de España; población general

Atendiendo a la *tasa* de mortalidad el patrón espacial de las comunidades autónomas (ver **Gráfica 3.5**) es básicamente el mismo que el de las provincias discutido hasta ahora. No obstante, pueden apreciarse algunas diferencias entre ambas distribuciones: Aragón destaca por su baja mortalidad, siendo Zaragoza una provincia de tasa intermedia. Lo mismo puede decirse de Castilla-León con Palencia y Valladolid. Castilla-La Mancha o Extremadura, con provincias muy dispersas, quedan en una posición más intermedia.

En su conjunto, las distintas comunidades autónomas presentan importantes diferencias en sus tasas de mortalidad (ver **Tabla 3.8**). Las islas, el Levante, Andalucía, Extremadura y Asturias tienen la mortalidad más elevada (1505 a 1646). Aragón, Castilla-León, Rioja, Navarra y Cantabria presentan la mortalidad más baja (1267 a 1386). No puede afirmarse que las zonas atlánticas sean las de menor mortalidad siendo Asturias tan gran excepción. No puede afirmarse que las regiones del sur sean las de mayor mortalidad disfrutando Castilla-La Mancha de menor tasa que Cataluña, Euskadi o Galicia. No puede decirse que las zonas de interior son las de menor mortalidad estando Extremadura por encima de cuatro comunidades costeras. Es evidente que los factores que determinan la tasa de mortalidad son varios y muy complejos, y que los determinados por la geografía no son los principales.

Atendiendo a la *diversidad* de la mortalidad también se aprecian considerables diferencias entre comunidades (3,482511 a 3,772996), que según el modelo de simulación suponen un cambio en la distribución de las tres causas principales del 34% (ver **Gráfica 3.1**). Esta diversidad expresada como

equitabilidad da un rango del 6% en $E_{113\%}$ (entre 73,7% y 79,8%) y del 7% en $E\%$ (entre 74,4% y 81,3%). Cuando los dos valores de equitabilidad son parecidos para una misma población indican que la riqueza alcanzada no es muy diferente de la máxima teórica. Sin embargo, estos máximos corresponden a comunidades distintas (la comunidad con más alta $E_{113\%}$ es Euskadi y la de más alta $E\%$ es la Rioja). Las comunidades uniprovinciales presentan valores de $E\%$ muy superiores a los de $E_{113\%}$, lo que muestra que entre las comunidades autónomas las diferencias en H' o $E_{113\%}$ son debidas tanto a la riqueza de categorías como a su distribución. A la hora de interpretar la diversidad de las regiones se debe tener muy en cuenta su tamaño poblacional. Un valor bajo de $E_{113\%}$ puede ser resultado del *pequeño tamaño de la población*, que no permite que en un año concreto se presenten las categorías menos comunes de la clasificación. Esto se observa particularmente en el caso de Melilla, que tiene la menor $E_{113\%}$ y la mayor $E\%$, lo cual debe interpretarse como una *escasa riqueza* de categorías que intervienen de manera *muy equiprobable*.

En el eje vertical de la diversidad los patrones geográficos son más claros que en el eje de la tasa de mortalidad: las seis mayores diversidades se concentran en la zona nortenoeste, con la excepción de Galicia, y las seis menores diversidades se concentran en las comunidades del Mediterráneo y sus colindantes Extremadura y Castilla-La Mancha, excepto Cataluña. Ambas excepciones podrían estar relacionadas con el nivel de vida.

En la distribución de las comunidades autónomas según sus valores de *tasa de mortalidad* y *diversidad* de la mortalidad se aprecia el mismo patrón comentado para la distribución de las provincias. Se distinguen las regiones de la mitad norte de la península, excepto Galicia y Asturias, como las de mayor combinación de ambas medidas; las islas y la mitad sur peninsular, excepto Castilla-La Mancha, como las de menor

diversidad-tasa; y las tres excepciones mencionadas como casos intermedios especiales. Clasificando a las CCAA según su combinación diversidad-mortalidad, y teniendo en cuenta que Galicia está en una situación intermedia poco definida, quedan de la siguiente manera:

- 1) **Alta diversidad, baja mortalidad** ($H' > 3,64$ ó $E113\% > 77\%$ y $TEM < 1460$): Euskadi, Navarra, Rioja, Castilla-León, Cantabria, Madrid, Aragón y Cataluña.
- 2) **Alta diversidad, alta mortalidad** ($H' > 3,64$ ó $E113\% > 77\%$ y $TEM > 1460$): Asturias.
- 3) **Baja diversidad, baja mortalidad** ($H' < 3,64$ ó $E113\% < 77\%$ y $TEM < 1460$): Castilla-La Mancha.
- 4) **Baja diversidad, alta mortalidad** ($H' < 3,64$ ó $E113\% < 77\%$ y $TEM > 1460$): Canarias, Baleares, Andalucía, Valencia, Murcia, Extremadura y Galicia.

Nótese que los límites no son exactamente iguales a los establecidos para las provincias. Al agrupar a sus distintas provincias, la posición relativa resultante de las comunidades requiere cierto ajuste en esta delimitación. De esta distribución se pueden deducir dos fenómenos importantes: En primer lugar se observa que las regiones con alta diversidad presentan generalmente baja mortalidad al tiempo que las de baja diversidad coinciden en alta mortalidad. Ambas medidas representan y miden distintos aspectos del mismo estado general de la salud pública de cada población, y por eso coinciden. Cuando las dos concuerdan reflejan con más precisión y contundencia ese estado que la sola estadística de mortalidad general. Apenas hay regiones con alta mortalidad y alta diversidad o con baja mortalidad y baja diversidad (ver **Gráfica 3.5**). Asturias, única excepción del primer tipo, comparte la alta diversidad de las regiones atlánticas o de la

mitad norte, pero las supera en mortalidad, seguramente como consecuencia de su grado de industrialización y su menor riqueza. Castilla-La Mancha, única excepción del segundo tipo, comparte la baja diversidad de las regiones de la mitad sur de España, pero con una mortalidad mucho menor, seguramente consecuencia de su condición interior. En segundo lugar se hace aparente que las regiones con alta diversidad y baja mortalidad relativa son limítrofes y corresponden a la mitad norte de España, con excepción de Galicia y Asturias. Las regiones con baja diversidad y alta mortalidad corresponden a la mitad sur de España, aparte de las islas y Galicia.

Cabe destacar también la gran semejanza entre las islas Baleares y las Canarias, que podría reflejar un efecto de la insularidad más influyente aún que la renta per cápita. Sus tasas de mortalidad son las más altas entre las comunidades autónomas de España y sus niveles de diversidad son intermedios.

Muestran también gran similitud las comunidades de Valencia, Andalucía y Murcia. Esta región parece compartir clima, cultura, hábitos y circunstancias en mayor medida que otras regiones de España. Las tres son costeras y mediterráneas, relativamente pobres y poco industrializadas. Así mismo, en el extremo opuesto del espectro están casi en la misma situación Castilla-León, La Rioja y Aragón, que también son limítrofes, interiores y agrícolas. Otra coincidencia interesante es Madrid y Cataluña, que coinciden en su nivel de urbanización y riqueza. Asturias, Extremadura, Galicia y Castilla-La Mancha son casos especiales por su aislamiento dentro de la distribución regional en base a la tasa y la diversidad. Podría interpretarse que la excepcionalmente baja diversidad de Extremadura está relacionada con su pobreza relativa, y que su mortalidad está moderada por su condición interior. Podría también interpretarse que a Galicia y Asturias les correspondería estar en una situación cercana a la de Cantabria o Euskadi, pero la menor renta per cápita de la

primera la aleja con una menor diversidad y una mayor mortalidad, y la industria pesada de la segunda la aleja con una muy superior mortalidad.

La explicación evolutiva de las cuatro fases de la salud de las poblaciones propuesta en el capítulo 2 describe que tras un periodo de industrialización, que España ya ha superado, en el que desciende la mortalidad y la diversidad, se entra en una cuarta fase de desarrollo en la que sigue disminuyendo la mortalidad pero aumenta la diversidad, merced a progresos en medicina, tecnología y nivel de vida. Si aceptamos esta explicación evolutiva de interpretación de la mortalidad y la diversidad en términos de salud pública, se pueden considerar en mejor situación sanitaria aquellas regiones que muestren mayores valores de diversidad y menores tasas de mortalidad que las demás. Los resultados parecen indicar que en las zonas más ricas de España se ha avanzado más en esta cuarta fase de la salud general de la población.

En la población general las comunidades autónomas de mejor a peor salud, en base a la diversidad y la mortalidad, podrían por tanto seguir aproximadamente el siguiente orden: La Rioja, Castilla-León, Aragón, Navarra, Euskadi, Cantabria, Madrid, Cataluña, Castilla-La Mancha, Asturias, Galicia, Canarias, Valencia, Baleares, Andalucía, Murcia y Extremadura. Puede observarse que en general las regiones más afortunadas son las interiores de la mitad norte peninsular, seguidas de las litorales y la mitad sur.

A falta de estudios similares que abarquen otras regiones, en principio parece confirmarse la explicación evolutiva de que un mayor desarrollo económico y social lleva a un aumento de la diversidad y a una reducción de la mortalidad. De cara a la orientación de recursos, la combinación diversidad-mortalidad parece indicar que se debería atender más en las zonas de alta H' y alta TEM (ej. Asturias) a las enfermedades menos dominantes, en las zonas de baja H' y baja TEM (ej. Cuenca o

Cáceres) a las enfermedades más dominantes, y en las zonas de baja H' y alta TEM (ej. Murcia) a todas las enfermedades y en particular a las más dominantes.

Distribución de las provincias de España según género

La distribución espacial entre provincias para cada género es semejante a la de la población general, si bien existe alguna diferencia menor en la ordenación de cada comunidad. La mayor diferencia con respecto a la población general es la del género *femenino* (ver **Gráfica 3.3**). Curiosamente esta diferencia facilita la identificación de patrones regionales basados en la tasa de mortalidad. En este género las 19 menores tasas corresponden solamente a las provincias del norte, siendo las ausencias más notorias Tarragona, Lugo, Pontevedra, la Coruña, Asturias y Valladolid, la mayoría de éstas limítrofes entre sí. En el género masculino, en cambio, entre las 19 provincias de menor tasa (ver **Tabla 3.7**) se encuentran muchas del norte y varias de otras zonas, como Cuenca, Cáceres, Toledo o Jaén (ver **Gráfica 3.4**). En la población femenina las 17 provincias de mayor tasa son del sur de España (ver **Tabla 3.6**), con la excepción de Tarragona y Baleares. En la masculina, en cambio, entre las 17 provincias de mayor tasa se encuentran muchas del sur y varias atlánticas, como Asturias, Pontevedra, Guipúzcoa y la Coruña, aparte de Baleares. Estas diferencias seguramente corresponden a hábitos regionales vinculados al género.

En la distribución bidimensional determinada por los valores de mortalidad y diversidad se mantienen en general en cada género, sobre todo el masculino, los patrones discutidos para ambos géneros juntos. En la población femenina las provincias catalanas, las gallegas, las castellano-manchegas y las aragonesas coinciden mucho más en su diversidad que en su mortalidad, lo cual confiere validez a la diversidad como

indicador de la salud general de las poblaciones, dado que zonas contiguas tienen más probabilidades de compartir circunstancias parecidas.

Distribución de las provincias de España en cada grupo de edad

Como puede apreciarse en la **Gráfica 3.6** para *menores de un año*, la tasa de mortalidad no permite identificar patrones regionales, estando las provincias muy dispersas en este eje, con la posible excepción de las provincias catalanas costeras. La *TEM* de los neonatos muestra importantes diferencias en su ordenación provincial con respecto a la población general. Cabe destacar Salamanca, que es la quinta provincia de menor mortalidad en la población general y en cambio la sexta de mayor mortalidad en neonatos; Burgos, peor que 6 provincias en la población general y peor que 44 en neonatos; y La Rioja, en el octavo lugar en la población general y en el penúltimo en neonatos.

Por contra, la diversidad de la mortalidad permite identificar patrones regionales, estando las provincias poco dispersas en este eje, con la posible excepción de las provincias catalanas. Las provincias de la meseta norte (junto con Lérida y Orense, y excepto Salamanca) y las plazas de Africa comparten una baja diversidad. Las provincias de la costa norte (atlántica o mediterránea) y la mitad sur de la península comparten una alta diversidad. Contrasta esta disposición con la de la población general porque en aquella la mitad sur de España se caracteriza por una diversidad menor que la media. El orden de las provincias de mayor a menor diversidad es totalmente distinto con respecto al observado para todos los grupos de edad juntos. Se observa que provincias con baja diversidad en la población general, como Jaén, Cádiz o Alicante están entre las de mayor diversidad en el primer grupo de edad. Asimismo, provincias con máxima diversidad en la población general, como Burgos, Álava o León se hallan a la cola en esta edad.

La distribución de las provincias entre las 4 combinaciones de diversidad-mortalidad queda así:

- 1) **Alta diversidad, baja TEM** ($H' < 2,22$ ó $E113\% < 47\%$ y $TEM < 1460$): Madrid, Barcelona, Pontevedra, Alicante, Albacete, Toledo, Baleares, Tenerife, Cáceres, Badajoz, Granada y Huelva.
- 2) **Alta diversidad, alta TEM** ($H' < 2,22$ ó $E113\% < 47\%$ y $TEM < 1460$): Cádiz, Almería, Córdoba, Sevilla, Málaga, Jaén, Ciudad Real, Valencia, Murcia, Salamanca, Zaragoza, Gerona, Tarragona, Gran Canaria, Coruña, Lugo, Guipúzcoa, Vizcaya, Cantabria, Asturias y Navarra.
- 3) **Baja diversidad, baja TEM** ($H' < 2,22$ ó $E113\% < 47\%$ y $TEM < 1460$): Álava, Orense, Huesca, Teruel, Valladolid, Ávila, Zamora, Segovia, León, Soria, Cuenca, Guadalajara y Melilla.
- 4) **Baja diversidad, alta TEM** ($H' < 2,22$ ó $E113\% < 47\%$ y $TEM < 1460$): Lérida, Castellón, Rioja, Burgos, Palencia y Ceuta.

Destaca que zonas extensas y contiguas que comparten condiciones similares comparten también su condición de diversidad y mortalidad, si bien de manera muy distinta a la de la población general: en el primer grupo grandes ciudades, provincias limítrofes con Portugal e islas; en el segundo la mayor parte de Andalucía y colindantes, y todas las provincias del Cantábrico; en el tercero provincias castellanas, aragonesas y colindantes; y en el cuarto provincias rurales de alta renta per cápita. Es importante entender que si bien para la población general una alta diversidad es interpretada como signo de buena salud, en el grupo de los neonatos no tiene por qué ser así. Una excesiva riqueza de categorías puede ser signo de escaso control de determinadas causas de defunción

que en buenas condiciones no deberían aparecer. Además, en los grupos en que se dan pocas defunciones es fácil que el tamaño de la provincia tenga un efecto determinante sobre la riqueza de categorías, por lo que $E\%$ puede estar más indicado que $E113\%$. Por ejemplo, Cuenca, Soria, Guadalajara, Melilla y otras muestran muy bajas TEM y $E113\%$ (ó H'), fuera de la tendencia general de la mayor parte de España. Su $E\%$, en cambio, es relativamente alta, mayor que la media, gracias a lo cual se sabe que la diversidad de estas provincias es baja como consecuencia de las pocas causas de defunción que han intervenido y no como consecuencia de su distribución, que no es particularmente dominante (ver **Tabla 3.9**). Esta escasez de riqueza es sin duda consecuencia de su escasa población infantil. Los valores de H' o $E113\%$ de las provincias que no alcanzan el área mínima de representatividad son engañosamente bajos y por tanto no deberían tenerse en cuenta al establecer distribuciones geográficas. Este grupo de edad es muy sensible a la riqueza de categorías pues $E\%$ se comporta de manera muy distinta a $E113\%$. Para ilustrar este hecho baste decir que España en su conjunto presenta una $E\%$ más baja que cualquier provincia. Esto es debido a que la alta $E113\%$ de España (en comparación con las provincias) y de algunas provincias es debida básicamente a una alta riqueza de categorías, consistente en un número de categorías de escasa incidencia. $E\%$ sólo se fija en la distribución, y ante tantas categorías raras denuncia una gran dominancia en poblaciones como las de España, Madrid, Cádiz, Málaga, Barcelona o Valencia, poblaciones que tienen en común ser muy pobladas o bien, en el caso de Cádiz y Málaga, que merecen una investigación.

En el grupo de edad que va **desde 1 hasta 14 años** puede decirse lo mismo que para los neonatos. Las provincias están demasiado dispersas en cuanto a su TEM para poder establecer patrones regionales, con la excepción de Cataluña. La diversidad sí segrega regiones con bastante claridad, quedando

la costa norte y la mitad sur con alta diversidad, seguida de la meseta norte, y las plazas africanas (ver **Gráfica 3.7**).

España y algunas provincias de gran población presentan el mismo fenómeno mencionado en la sección anterior de tener $E_{113\%}$ mínimas y $E\%$ máximas (ver **Tabla 3.10**). Esto es consecuencia del gran peso que tiene la riqueza de categorías en estas subpoblaciones con escaso número de defunciones. Las provincias que más presentan el fenómeno contrario, bajo $E_{113\%}$ y alto $E\%$, denotando baja riqueza de categorías y alta uniformidad en las que sí se presentan, son: Melilla, Huesca, Teruel, Guadalajara, Zaragoza, Soria, Ceuta, y Lérida, que curiosamente coinciden en ser zonas limítrofes. No es de extrañar que todas estas provincias, excepto Ceuta y Soria, tengan la TEM más baja. Estos dos casos merecen atención. Gracias a estas tres estadísticas utilizadas en conjunción es inmediato advertir por ejemplo que Soria, con una de las más altas TEM (más de 90) pueda presentar una de las riquezas de categorías más baja y una uniformidad más alta, con $E\%$ del 97%. De no haber ocurrido allí una grave epidemia, parece evidente que no se aplica la clasificación de categorías con el mismo rigor que en otros sitios. Por otro lado es remarcable el caso de Segovia que presenta una $E_{113\%}$ y una $E\%$ del 0%, lo que denota que las 15 defunciones de niños por cada cien mil habitantes ese año pertenecían a una misma categoría, lo cual merece una investigación. Puede verse que la diversidad de la mortalidad tiene muchas utilidades a la hora de detectar anomalías y desviaciones que de otra manera podrían pasar desapercibidas por ser mucho más complicada su detección por otros métodos.

En el grupo de edad que va **desde 15 hasta 34 años**, la tasa de mortalidad de menor a mayor segrega con numerosas excepciones a la meseta norte, seguida de la mitad sur peninsular, la costa mediterránea y la costa atlántica. La diversidad vuelve a ofrecer un criterio más consistente de estructuración (ver

Gráfica 3.8). De menor a mayor, se sitúan en valle del Ebro y la meseta norte, seguido de la costa mediterránea, la atlántica y por último la mitad sur peninsular y Canarias.

En la relación diversidad-mortalidad es de destacar el caso de Tenerife, que tiene la *TEM* más baja y la *E113%* (ó *H'*) más alta de todas las provincias (ver **Tabla 3.11**), condición que se puede suponer óptima. Madrid es otro caso interesante, con la segunda mayor *E113%* y la tercera mayor *TEM*, denotando que mueren muchos jóvenes y de una gran variedad de causas, muchas de las cuales muy minoritarias a juzgar por su baja *E%*. El sida y los accidentes de tráfico explican la alta *TEM*. El gran tamaño de la población y su naturaleza urbana explican la alta *E113%* y la baja *E%*. Las grandes ciudades tienden a presentar casos de casi todas las causas posibles, siendo muy escasa la incidencia de las más raras, lo que hace más uniforme su distribución. Barcelona, con similar *TEM* y *E%*, tiene no obstante mucha menor *E113%*, lo que denota un menor número de categorías de cola observadas que en Madrid, lo cual podría merecer una investigación.

Como puede observarse en la **Gráfica 3.9**, en el grupo de edad que va **desde 35 hasta 59 años** la incapacidad de la tasa de mortalidad para determinar patrones regionales claros en España se hace particularmente manifiesta. No obstante, se puede decir que los menores valores de *TEM* corresponden a ambas mesetas, seguidas de Cataluña, el sur peninsular, Galicia y Baleares. En el eje de la diversidad, en cambio, las plazas africanas presentan los menores valores, seguido de la meseta norte, Cataluña, la mitad sur peninsular y la costa atlántica. Esta disposición contrasta poco con la de la población general, excepto que Cataluña presenta menor diversidad relativa al sur peninsular y que Galicia está entre las mayores.

En la relación diversidad-mortalidad se pueden clasificar las provincias en los siguientes cuatro grupos:

- 1) **Alta diversidad, baja TEM** ($H' < 3,46$ ó $E113\% < 73\%$ y $TEM < 665$): Orense, Valladolid, Zamora, Salamanca, Cantabria, Álava, Navarra, Zaragoza, Madrid, Gerona, Lérida, Tarragona, Toledo, Albacete y Almería.
- 2) **Alta diversidad, alta TEM** ($H' < 3,46$ ó $E113\% < 73\%$ y $TEM < 665$): Pontevedra, Coruña, Lugo, Asturias, Vizcaya, Guipúzcoa, Burgos, Palencia, León, Barcelona, Baleares, Tenerife, Gran Canaria, Sevilla, Granada, Córdoba, Jaén, Huelva, Cádiz, Málaga, Castellón, Valencia, Alicante, Murcia, Ciudad Real, Cáceres y Badajoz.
- 3) **Baja diversidad, baja TEM** ($H' < 3,46$ ó $E113\% < 73\%$ y $TEM < 665$): Segovia, Ávila, Soria, Cuenca, Guadalajara, Huesca, Teruel y Rioja.
- 4) **Baja diversidad, alta TEM** ($H' < 3,46$ ó $E113\% < 73\%$ y $TEM < 665$): Ceuta y Melilla.

Destaca en este grupo de edad la nula presencia de provincias con alta mortalidad y baja diversidad, la baja diversidad de provincias interiores y rurales de escasa población, la baja mortalidad y alta diversidad de las provincias de la mitad norte, y la alta mortalidad y alta diversidad de las provincias de la mitad sur, las provincias atlánticas y las islas. En los grupos de edad más viejos hay mayor probabilidad de que las provincias superen el área mínima de representatividad. No obstante, el conjunto de España y las provincias más pobladas como Barcelona y Madrid siguen estando entre las de mayor $E113\%$ y menor $E\%$ (ver **Tabla 3.12**), lo que muestra la importancia del tamaño poblacional en los estudios de grupos de edad. Por la misma razón en el fenómeno contrario, provincias de escasa población pero con gran

diferencia en la posición relativa con $E113\%$ y $E\%$ son: Teruel, Ceuta, Melilla, Guadalajara, Soria y Segovia.

En el grupo de edad de **60 ó más años** también se hace imprescindible disponer de la diversidad para apreciar claros patrones regionales (ver **Gráfica 3.10**). De menor a mayor diversidad están Extremadura, Andalucía y Levante, Aragón y la meseta norte, y Euskadi.

En la relación diversidad-mortalidad se pueden clasificar las provincias en los siguientes cuatro grupos:

- 1) **Alta diversidad, baja TEM** ($H' < 3,37$ ó $E113\% < 71,3\%$ y $TEM < 6900$): León, Salamanca, Ávila, Palencia, Burgos, Rioja, Navarra, Vizcaya, Cantabria, Huesca, Teruel, Guadalajara, Toledo, Soria, Gerona y Madrid.
- 2) **Alta diversidad, alta TEM** ($H' < 3,37$ ó $E113\% < 71,3\%$ y $TEM < 6900$): Álava, Guipúzcoa, Asturias, Valladolid, Zaragoza, Baleares, Barcelona, Tarragona, Lérida, Tenerife y Gran Canaria.
- 3) **Baja diversidad, baja TEM** ($H' < 3,37$ ó $E113\% < 71,3\%$ y $TEM < 6900$): Segovia, Orense, Cuenca, Lugo, Zamora y Cáceres.
- 4) **Baja diversidad, alta TEM** ($H' < 3,37$ ó $E113\% < 71,3\%$ y $TEM < 6900$): Pontevedra, Coruña, Castellón, Valencia, Alicante, Murcia, Albacete, Ciudad Real, Almería, Sevilla, Córdoba, Granada, Jaén, Cádiz, Málaga, Huelva, Badajoz, Ceuta y Melilla.

Presentan alta diversidad y baja mortalidad (la mejor combinación) mayormente las provincias interiores más ricas de la mitad norte de España; alta diversidad y alta mortalidad las provincias litorales del norte de España y las islas; baja

diversidad y baja mortalidad provincias rurales de interior; y baja diversidad y alta mortalidad las provincias marítimas de Galicia, todo el Levante, Andalucía y colindantes, además de las plazas de Africa. Esta distribución es semejante a la de la población general.

En el grupo de edad en que acontecen la mayoría de las defunciones se da el menor rango interprovincial de $E_{113\%}$ (9%) y de $E\%$ (10%). También se da la menor diferencia entre $E_{113\%}$ y $E\%$, lo que denota que este es el grupo en que la riqueza de categorías observadas es máxima, si bien ni en las provincias ni en el conjunto de España jamás se alcanza a observar todas las teóricamente posibles (ver **Tabla 3.13**). Destacan Ceuta y Melilla por ser las de menor $E_{113\%}$ y mayor $E\%$, denotando que su alta TEM se distribuye en pocas causas muy uniformemente repartidas. No se encuentran otras provincias que acusen este fenómeno.

Para cualquier población, o subpoblación de edad o género, menores tasas de mortalidad siempre corresponden a mejores estados de salud general. Para la estadística de diversidad de la mortalidad, mayores índices corresponden a mejores estados de salud general en poblaciones generales o en subpoblaciones de muerte inevitable, como en los grupos de edad mayores de 60 años. En éstos se producirían pocas o ninguna muerte en buena parte de las causas de defunción, en condiciones óptimas de salud general. Cuantas más causas intervienen en estos grupos de edad, y por tanto más alta es la diversidad, peor se están controlando algunas de esas causas y peor es la salud general. Por eso acontece que las provincias o zonas con mayor diversidad en la población general o en el quinto grupo de edad son precisamente las de menor diversidad en los grupos de edad 1 a 4, y viceversa. Ambos casos son la consecuencia lógica de su mejor o peor estado de salud general.

Capítulo 4:

EVOLUCIÓN DE LA DIVERSIDAD DE LA MORTALIDAD POR CAUSAS MIPSE EN CATALUÑA ENTRE 1975 Y 1995

INTRODUCCIÓN

La Organización Mundial de la Salud (OMS) determina que ciertas enfermedades, de entre las que constituyen la clasificación completa de 1000 causas de defunción, pueden evitarse con los medios actuales y que las muertes que éstas precipitan son por tanto innecesariamente prematuras. Éstas se denominan por tanto "Muertes Innecesariamente Prematuras y Sanitariamente Evitables" y se representan por sus iniciales como MIPSE. Cada varios años la lista se amplía en la medida que nuevos descubrimientos dan remedio eficaz a enfermedades que no habían tenido tratamiento seguro. En el presente estudio se analiza la tasa de mortalidad y la diversidad de la mortalidad por causas MIPSE en la población de Cataluña desde 1975 hasta 1995 para ver si estas medidas pueden aportar información útil sobre su evolución.

Objetivos Específicos

- Determinar si los cambios en diversidad de la mortalidad MIPSE aportan información complementaria a la tasa de mortalidad para evaluar la gestión de las MIPSE.
- Determinar si hay diferencias importantes en diversidad de la mortalidad por MIPSE a lo largo de 21 años consecutivos en Cataluña, tanto para la población general como para subpoblaciones de géneros y determinar si hay patrones evolutivos en las poblaciones estudiadas.

MATERIAL

Se han utilizado datos de defunciones por causas MIPSE según la agrupación de Charlton (Charlton, 1987) del período 1975-95 de Cataluña facilitados por el "Servei d'Informació i Estudis del Departament de Sanitat i Seguretat Social de la Generalitat de Catalunya". Los datos se suministraron en soporte magnético en ficheros ASCII desagregados por las siguientes variables:

- 1) ***Año de defunción.***
- 2) ***Género*** de los fallecidos: 1 para el masculino y 6 para el femenino.
- 3) ***Grupo de edad:*** del 3 al 14 inclusive en base a los mismos criterios expuestos en el capítulo 1 para 21 grupos de edad.
- 4) ***Causa de muerte:*** 14 categorías MIPSE dentro del mismo marco de las 1000 categorías de la OMS expuesto en Material del capítulo 1 (ver **Tabla 4.1**).
- 5) ***Total de defunciones*** observadas para la combinación de las variables anteriores.

Así mismo fueron utilizados datos de número de vivos de Cataluña para los mismos años también desagregados por año, género y grupo de edad facilitados por la misma fuente.

Tabla 4.1. Equivalencias de los grupos de causas de muerte para la agrupación MIPSE de Charlton.

NÚMERO	CAUSA	CÓDIGO CIE-8	CÓDIGO CIE-9
1	M. Hipertensivas	400-404	401-405
2	Cáncer cuello útero	180	180
3	Pneumonía-Bronquitis	480-486, 490	480-483, 485-486, 490
4	Tuberculosis	011-019	010-018, 137
5	Asma	493	493
6	M. Reumáticas Corazón	393-398	393-398
7	Enf. Respiratorias	460-466, 470-474	460-466, 487
8	Enf. Bacterianas	004, 034, 320, 381-383, 390-392, 680-686, 710, 720	004, 034, 320-322, 381-383, 390-392, 680-686, 711, 730
9	Hodgkin	201	201
10	Hernia abdomen	550-553	550-553
11	Colecis-Litiasis	574-575	574-575
12	Apendicitis	540-543	540-543
13	Maternas	630-678	630-676
14	Anemias	280-281	280-281

MÉTODOS

Se han realizado cálculos del índice de *Shannon-Wiener*, recuento del número de causas que intervinieron, diversidad máxima teórica y diversidad máxima observada de causas, equitabilidad 14 y equitabilidad observada, número esperado de defunciones, y tasa estandarizada de mortalidad.

Estandarización

Los datos han sido estandarizados según el patrón de distribución de edades y géneros de la población censal catalana de 1981. Se ha seguido el mismo proceso descrito en el capítulo 1 para la estandarización.

RESULTADOS

En las **Tablas 4.2 a 4.4** y en las **Gráficas 4.1 a 4.5** se presentan los resultados de las tasas estandarizadas de mortalidad, del índice de diversidad, la equitabilidad 14 y 12 (*E14* y *E12*), y la equitabilidad observada (*E*) para cada género y sin distinción de género calculados con la clasificación de 14 categorías MIPSE según la agrupación de Charlton. Puede observarse que a lo largo de los 21 años del estudio ha descendido la diversidad en la población femenina, siendo la masculina y la general más estables.

Tabla 4.2. Índice de diversidad (*H'*), equitabilidad 14 (*E14*), y observada (*E*), nº de causas de defunción que intervienen (NºCs) y tasa de mortalidad (*TEM*) para las defunciones por causas MIPSE (agrupación de Charlton) de la población general de Cataluña de 1975 a 1995.

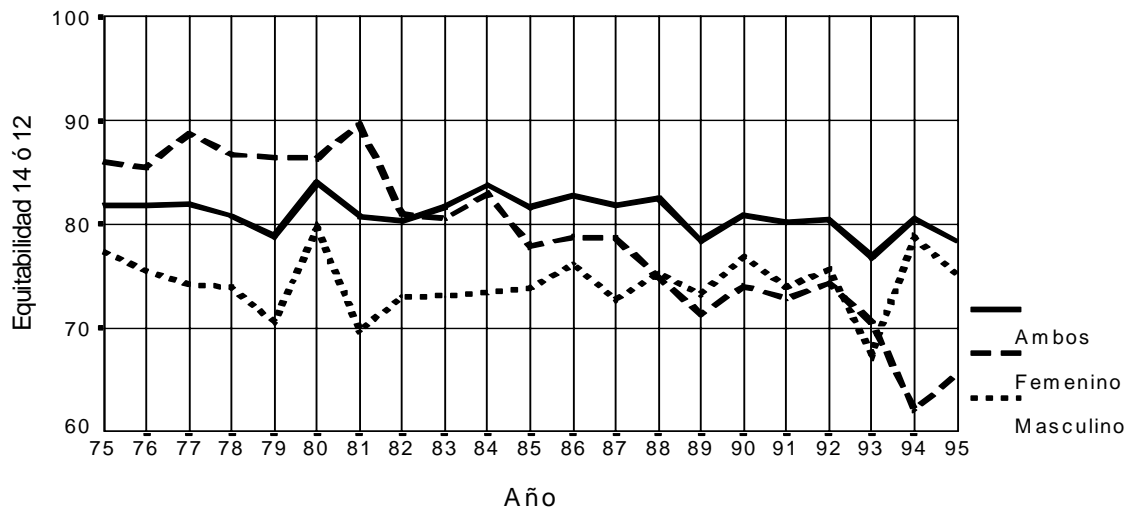
AÑO	<i>H'</i>	<i>E14</i>	<i>E</i>	NºCs	<i>TEM</i>
75	2,158625	81,79531	81,79530	14	14,350
76	2,159830	81,84097	81,84095	14	12,215
77	2,161897	81,91929	81,91930	14	10,784
78	2,132921	80,82132	80,82132	14	9,506
79	2,079985	78,81545	81,09265	13	8,426
80	2,217899	84,04133	84,04133	14	7,820
81	2,131917	80,78328	80,78329	14	7,582
82	2,119501	80,31281	82,63326	13	5,888
83	2,157233	81,74256	81,74257	14	5,732
84	2,212246	83,82713	86,24910	13	5,353
85	2,154673	81,64555	84,00451	13	5,386
86	2,185774	82,82404	85,21705	13	5,840
87	2,159157	81,81546	84,17934	13	5,236
88	2,178074	82,53227	82,53229	14	4,985
89	2,070278	78,44763	83,31410	12	5,004
90	2,135128	80,90495	80,90494	14	5,284
91	2,115888	80,17590	82,49239	13	4,314
92	2,122808	80,43812	82,76218	13	4,535
93	2,028078	76,84858	81,61588	12	4,754
94	2,125736	80,54906	80,54906	14	4,440
95	2,068639	78,38553	86,26894	11	4,774

Tabla 4.3. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 14 ($E14$), y observada (E), nº de causas de defunción que intervienen ($N^{\circ}Cs$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones por causas MIPSE (agrupación de Charlton) de la población general femenina de Cataluña de 1975 a 1995.

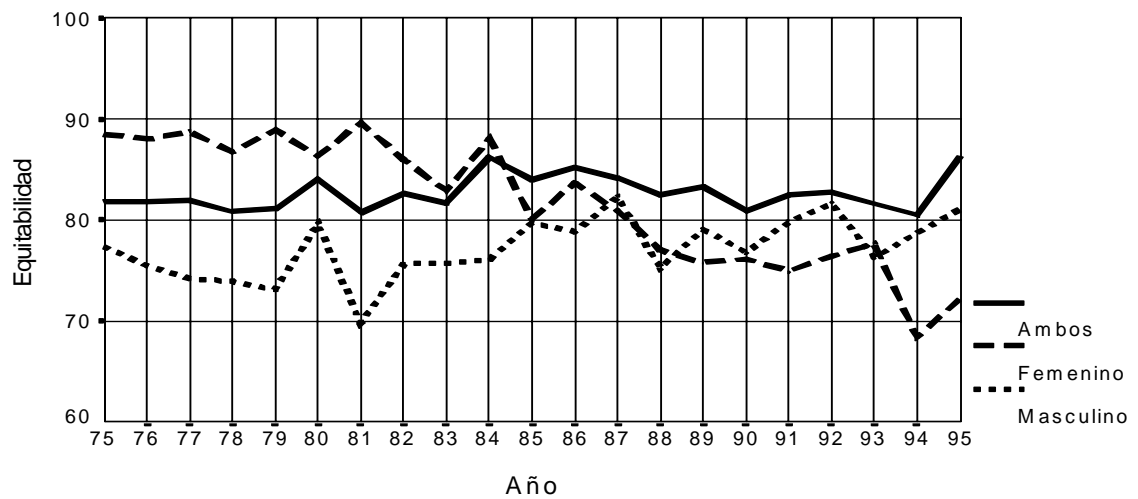
AÑO	H'	$E14$	E	$N^{\circ}Cs$	TEM
75	2,269361	85,99135	88,47585	13	10,888
76	2,257681	85,54877	88,02048	13	9,867
77	2,342026	88,74479	88,74480	14	8,700
78	2,289413	86,75117	86,75115	14	7,317
79	2,281015	86,43295	88,93021	13	6,470
80	2,279267	86,36671	86,36669	14	6,886
81	2,366421	89,66918	89,66920	14	6,293
82	2,137074	80,97869	86,00220	12	4,479
83	2,127413	80,61261	82,94170	13	5,093
84	2,187841	82,90237	88,04519	12	4,825
85	2,054869	77,86375	80,11343	13	4,879
86	2,079362	78,79185	83,67969	12	5,098
87	2,075788	78,65642	80,92902	13	5,086
88	1,975811	74,86806	77,03119	13	4,469
89	1,883777	71,38068	75,80876	12	4,757
90	1,953159	74,00972	76,14805	13	4,671
91	1,923250	72,87640	74,98199	13	3,868
92	1,960593	74,29141	76,43789	13	4,267
93	1,861989	70,55508	77,65099	11	4,169
94	1,640682	62,16924	68,42174	11	3,673
95	1,731695	65,61794	72,21730	11	4,426

Tabla 4.4. Índice de diversidad (H'), equitabilidad 12 ($E12$), y observada (E), nº de causas de defunción que intervienen ($N^{\circ}Cs$) y tasa de mortalidad (TEM) para las defunciones por causas MIPSE (agrupación de Charlton) de la población general masculina de Cataluña de 1975 a 1995.

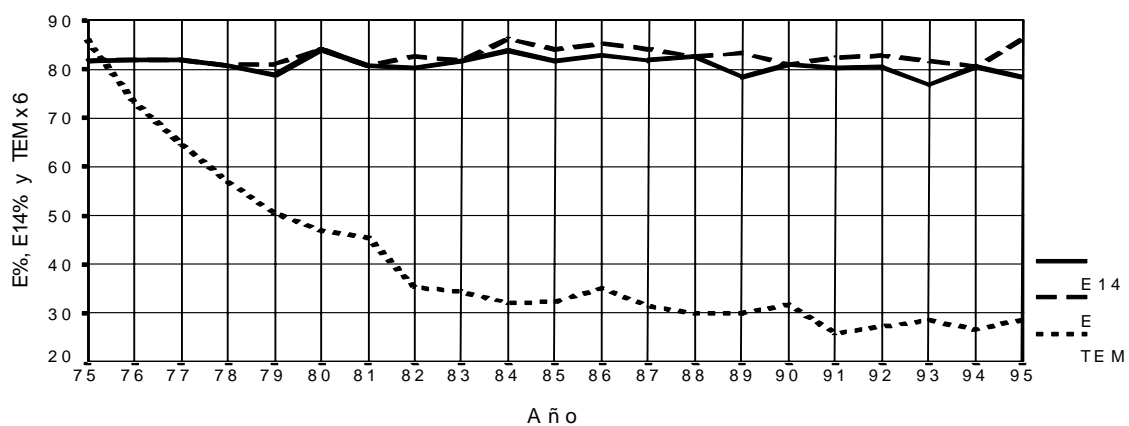
AÑO	H'	$E12$	E	$N^{\circ}Cs$	TEM
75	1,922299	77,35900	77,35900	12	17,818
76	1,876617	75,52062	75,52062	12	14,566
77	1,843938	74,20552	74,20554	12	12,871
78	1,836714	73,91481	73,91482	12	11,698
79	1,753848	70,58004	73,14114	11	10,384
80	1,978534	79,62207	79,62205	12	8,756
81	1,734133	69,78665	69,78667	12	8,872
82	1,814115	73,00536	75,65447	11	7,299
83	1,816682	73,10866	75,76152	11	6,372
84	1,824438	73,42079	76,08499	11	5,881
85	1,836085	73,88950	79,74015	10	5,894
86	1,891672	76,12648	78,88884	11	6,582
87	1,807682	72,74648	82,27117	9	5,387
88	1,870701	75,28255	75,28255	12	5,502
89	1,820900	73,27841	79,08068	10	5,251
90	1,909258	76,83419	76,83418	12	5,898
91	1,838122	73,97147	79,82862	10	4,761
92	1,879590	75,64027	81,62956	10	4,802
93	1,677260	67,49791	76,33541	9	5,340
94	1,956352	78,72940	78,72940	12	5,208
95	1,866976	75,13264	81,08173	10	5,123



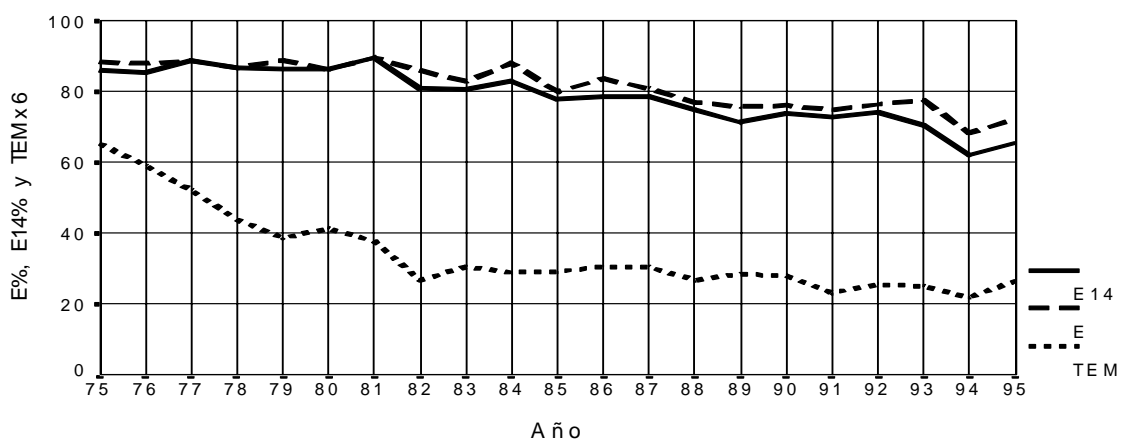
Gráfica 4.1. Diversidad de la mortalidad por causas MIPSE (Agrupación de Charlton) de la población de Cataluña de 1975 a 1995. Evolución de *E14* ó *E12* según géneros.



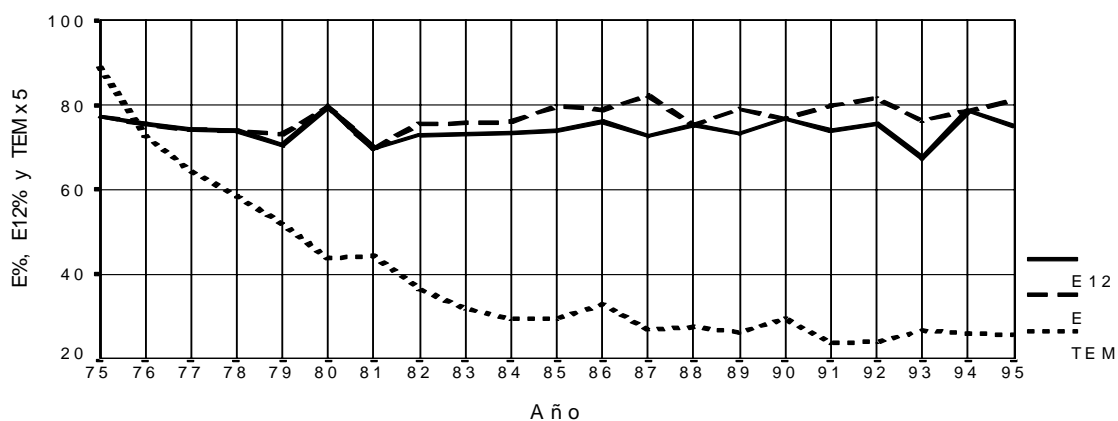
Gráfica 4.2. Diversidad de la mortalidad por causas MIPSE (Agrupación de Charlton) de la población de Cataluña de 1975 a 1995. Evolución de *E* según géneros.



Gráfica 4.3. E, E14 y TEM por causas MIPSE (Agrupación de Charlton) de la población general de Cataluña de 1975 a 1995.



Gráfica 4.4. E, E14 y TEM por causas MIPSE (Agrupación de Charlton) de la población general femenina de Cataluña de 1975 a 1995.



Gráfica 4.5. E, E12 y TEM por causas MIPSE (Agrupación de Charlton) de la población general masculina de Cataluña de 1975 a 1995.

DISCUSIÓN

En la **Gráfica 4.3** y en la **Tabla 4.2** se aprecia que para 1995 la tasa de mortalidad de la población general ha descendido a un tercio de su valor de 1975 (de 14,3 a 4,8), y que la caída hasta 1982 ha sido la más pronunciada. Esto informa que las causas *erradicables* están en vías de erradicación. La diversidad de la mortalidad, por contra, se ha mantenido estable en el conjunto del periodo, con H' entre 2,028078 y 2,217899 (E_{14} entre 77 y 84%). Esto nos informa que la reducción en la mortalidad ha afectado en general por igual a todas las causas MIPSE y que no han sido sólo algunas las corregidas, lo cual puede ser considerado óptimo.

Como se observa en las **Tablas 4.3** y **4.4** y en las **Gráficas 4.1** y **4.2**, la diversidad femenina ha pasado de ser superior a la masculina (+9% en 1975 ó +15% en 1977 ó +20% en 1981) a ser inferior (-17% en 1994). E no es muy distinta de E_{14} en la población general o la femenina (ver **Gráficas 4.3** y **4.4**), habiendo mayor diferencia en la masculina, sobre todo en el último año, en que sube E y baja E_{14} (ver **Gráfica 4.5**). E es mayor que E_{14} en la medida que no aparecen causas que teóricamente podrían haber aparecido. En la mayoría de los casos aparecen todas las causas posibles.

El fuerte descenso en TEM del género femenino desde 1975 hasta 1982, acompañado de una diversidad estable durante ese periodo (ver **Gráfica 4.4**), parece indicar que en esos siete años las mejoras en MIPSE beneficiaron por igual a las causas dominantes y a las raras. Sin embargo, como puede verse en la **Tabla 4.3**, la similar diversidad de 1975 y 1981 corresponde a dos distribuciones bien distintas. Las tres causas más

dominantes han descendido mucho (pneumonía-bronquitis de 53 a 26 casos; tuberculosis de 42 a 16 casos; y reumáticas del corazón de 30 a 12 casos). Las causas intermedias han disminuído en mayor grado todavía (maternas de 23 a 4 casos; litiasis de 18 a 5 casos; bacterianas de 18 a 8 casos; e infecciones respiratorias de 11 a 4 casos). Estos cambios habrían hecho disminuir la diversidad, pero las causas más raras se han mantenido o han aumentado (Hodgkin de 2 a 9 casos; asma de 5 a 9 casos). Además el número de causas con algún caso aumentó de 13 a 14 (anemias de 0 a 3 casos), con lo que aumenta por ello la diversidad.

El fuerte descenso sufrido por la diversidad en el género femenino desde el 90% en 1981 hasta el 62% en 1994 denota que en las 14 causas MIPSE de esta clasificación, este género sufre una dominancia mucho mayor. Dado que su *TEM* desde 1982 apenas ha bajado, se sabe que el aumento de dominancia obedece a una *transferencia de defunciones* desde las causas más raras a las más importantes, lo cual puede ser considerado como una situación a mejorar, máxime cuando se trata de enfermedades que la OMS considera deberían estar erradicadas. En efecto, la causa MIPSE principal en 1981 (cáncer de cuello de útero) pasa de 27 a 47 casos, y todas las demás causas descienden. El índice de diversidad se ve reducido aún más por pasar la riqueza de categorías de 14 a 11 causas, no habiéndose registrado en 1994 ningún caso de infecciones respiratorias ni hernias de abdomen ni anemias. En este caso, el descenso de la diversidad denuncia el fracaso sufrido con el cáncer de cuello de útero a pesar del éxito en las demás causas MIPSE, quedando la evaluación global como negativa. La tasa de mortalidad estable no habría proporcionado por sí sola información cualitativa sobre el progreso o retroceso del conjunto de las MIPSE.

En el género masculino el fuerte descenso en *TEM* desde 1975 hasta 1984 (ver **Gráfica 4.5**) ha sido mucho mayor que para el género femenino, siendo acompañado de una diversidad también

estable durante ese periodo (H' entre 1,734133 y 1,978534). Por tanto, se puede deducir que en esos años las mejoras en MIPSE beneficiaron por igual a las causas dominantes y a las raras. A diferencia del género femenino, desde 1985 sigue el descenso de *TEM*, aunque modesto, acompañado de una diversidad aún estable, lo que significa que se van corrigiendo poco a poco todas las causas MIPSE del género masculino. La diversidad ha sido útil puesto que informa con una única cifra cómo se está logrando la erradicación de las MIPSE, es decir, si se está o no consiguiendo de una manera uniforme.

Comparando las **Gráficas 4.3** y **2.2** puede destacarse que la mortalidad por causas MIPSE ha descendido mucho más drásticamente (*TEM* de 14,35 a 4,77) que la mortalidad por todas las causas (*TEM* de 865 a 600), lo cual es de esperar ya que las MIPSE son actualmente evitables, como su propio nombre indica. En cambio, la diversidad de las MIPSE no ha aumentado en el periodo de estudio. Esto es consecuencia de que el comportamiento de subgrupos de causas de defunción en su evolución temporal depende completamente de su propia naturaleza. En el caso de las MIPSE, si se acepta como apropiado intentar resolver con más medios las causas MIPSE más dominantes, esta política llevaría a un aumento de la diversidad, cosa que los resultados muestran que no ha pasado. A diferencia de la mortalidad por todas las causas, en las MIPSE el estado óptimo teórico está definido por un volumen nulo de mortalidad y no por una determinada distribución de la mortalidad por causas. No obstante, en la práctica lo más parecido a esta inexistencia de defunciones por causas MIPSE es una presencia testimonial de cada causa con una distribución muy uniforme (equiprobable). Esta situación debe, por tanto, entenderse como la meta a conseguir. Un mantenimiento de la diversidad en niveles que rondan el 80% de *E14* ($H'=2,111246$) no pueden considerarse buenas noticias, y menos un descenso de *E14* al 62% ($H'=1,640682$), como ha ocurrido en el género femenino en 1994.

CONCLUSIONES

Capítulo 1

1. El índice seleccionado es el de *Shannon-Wiener* por ser una buena medida de dispersión que tiene en cuenta el peso de cada categoría y sirve para medir la variabilidad de la distribución de las defunciones según esas categorías.
2. El índice de *Shannon-Wiener* y los demás índices de diversidad analizados están muy correlacionados, presentando valores superiores a 0,8 de coeficiente de correlación de Pearson, y muestran la misma tendencia general. No obstante, los índices basados en la Teoría de la Información son los más idóneos para medir la diversidad de la mortalidad humana por causas.
3. Los valores de diversidad calculados con las clasificaciones de los grupos de causas de muerte según la lista de 65 y la de los 17 grandes grupos están correlacionados positivamente tanto en la población general como en las distintas subpoblaciones de edad y género. Se recomienda usar la clasificación de 65 causas de muerte por contener más información y ser más sensible a los cambios reales en la distribución, si bien la de 17 indicaría generalmente las mismas tendencias.
4. El rango de variación del índice de *Shannon-Wiener* para la población general de Cataluña en los años 1975 a 1993 según la clasificación de 65 causas está entre 3,2717 y 3,4982 que supone 78% y 84% de su máximo teórico. Con la

lista de 17 causas el rango está entre 1,6432 y 1,8405 que supone el 58% y 65%.

5. La diferencia de los cambios en diversidad debida al envejecimiento de la población es suficientemente grande para ser tomada en cuenta. En poblaciones de estructura cambiante, como las actuales, es fundamental estandarizar si se desea separar en los cambios de diversidad el efecto del envejecimiento del efecto de los factores asociados a la salud de cada edad y género que componen la población.

Capítulo 2

1. En una población desarrollada, como la occidental catalana de la actualidad, la tasa de mortalidad disminuye mientras la diversidad aumenta, siendo esa tendencia igual en los dos géneros.
2. Aumentos en diversidad de la mortalidad acompañados de tasas estables o descendentes deben ser interpretados como mejoras en el estado de salud. La equiprobabilidad y la riqueza óptimas son altas pero no las máximas teóricas.
3. Para la población general catalana entre 1975 y 1993 los valores observados de diversidad van de 3,2351 a 3,4519 y los de tasa bruta de mortalidad de 665 a 855 x 100.000 habitantes. Para el género femenino los valores de diversidad van de 3,0873 a 3,3131 y los de tasa bruta de 620 a 793, siempre inferiores a los del género masculino, que van de 3,2573 a 3,4194, y de 711 a 930, respectivamente. La mayor diversidad del género masculino se debe a que tiene más causas codominantes que el femenino.

4. La población de 35 ó más años sigue similares tendencias de mortalidad y diversidad que la población general. Sin embargo, los valores de tasa de mortalidad y diversidad de los mayores de 60 años son distintos de los de entre 35 y 59 años.
5. La subpoblación de menores de 1 año de edad tiene una tendencia de la diversidad distinta a la de la población general. No obstante, el brusco aumento en riqueza y en equiprobabilidad entre 1982 y 1983 y posterior descenso progresivo hasta niveles previos acompañado de una tasa estable podría ser un artefacto debido al traspaso de competencias acontecido ese año.
6. La subpoblación de 15 a 34 años de edad tiene unas tendencias de tasa de mortalidad y diversidad contrarias al modelo descrito para la población general. Esto se debe a la aparición del SIDA y al aumento de los accidentes de tráfico. Este comportamiento es más acentuado en el género masculino que en el femenino.
7. El índice de diversidad es un macroindicador que excluye la información detallada sobre mortalidad específica. En la comparación interanual de diversidad se puede considerar que un cambio superior a 0,04 en el índice de Shannon-Wiener o superior al 1% de Equitabilidad 65 es suficiente para justificar una investigación más detallada.

Capítulo 3

1. En conjunción con la tasa de mortalidad, la diversidad permite establecer patrones regionales más claros que los que se obtienen con sólo la primera medida. La diversidad junto con la tasa segrega cuatro zonas en España: una zona de mayor diversidad y menor mortalidad que comprende

la mayor parte de la mitad norte de la península (Madrid, Castilla-León, Cantabria, Euskadi, Navarra, Rioja, Aragón y Cataluña); otra de alta diversidad y alta mortalidad que comprende sólo Asturias; otra de baja diversidad y baja mortalidad que comprende sólo Castilla-La Mancha; y otra de baja diversidad y alta mortalidad que comprende el Levante y Sur, las Islas y Galicia (Extremadura, Andalucía, Murcia, Valencia, Baleares, Canarias y Galicia).

2. Las zonas con mayor diversidad y menor mortalidad, condición considerada óptima, son sobre todo del norte de España, y comprenden las cuencas del Ebro y del Duero, además de Madrid y Euskadi. Estas regiones coinciden en ser mayormente rurales, de alta renta per cápita e interiores.
3. Las zonas con menor diversidad y mayor mortalidad, condición considerada la peor, forman una "U" en la mitad sur de España, ya que la meseta sur es excepción. Además incluye las Islas y Galicia. Estas regiones coinciden en ser mayormente rurales, marítimas, o de menor renta per cápita.
4. Las regiones con alta diversidad también presentan generalmente baja mortalidad y son limítrofes. Las regiones de baja diversidad también presentan generalmente alta mortalidad y son limítrofes. Esto sugiere que unas tienen mejor salud general que otras, y que la diferencia no obedece a razones autonómicas sino regionales.
5. En la distribución espacial de cada género se mantiene esencialmente el mismo patrón regional de la población general. No obstante, presenta algunas diferencias, sobre todo en el género femenino, en la mayoría de los casos consecuencia de la riqueza de categorías. En la población

femenina la relación inversa entre diversidad y mortalidad es más acentuada, quedando vacantes las áreas de alta diversidad y alta mortalidad, y las áreas de baja diversidad y baja mortalidad.

6. No todos los grupos de edad tienen el mismo patrón geográfico de distribución. La subpoblación de 60 ó más años presenta un patrón de distribución espacial que es esencialmente el mismo que el de la población general. Las demás presentan una distribución semejante entre sí pero inversa a la de la población general. Ellas presentan un patrón en que la meseta norte, Rioja y Aragón tienen la menor diversidad y la mayor mortalidad; el Cantábrico y el Mediterráneo altas diversidad y mortalidad; y la mitad sur y las islas la menor mortalidad y la mayor diversidad.

Capítulo 4

1. La tendencia de la mortalidad por causas MIPSE de la población general es de mantenimiento de la diversidad e importante descenso de la tasa, sobre todo hasta 1982.
2. La diversidad de la mortalidad por causas MIPSE muestra dos períodos en su evolución. El primero, desde 1975 hasta 1982, se caracteriza por mantener estable el valor de la diversidad y descender marcadamente la tasa de mortalidad. Esa tendencia es común en cada género. El segundo, de 1983 a 1995, se caracteriza por tener distintas tendencias en cada género. La tasa de mortalidad desciende lentamente en el género masculino y se mantiene en el femenino. La diversidad se mantiene estable en el género masculino y desciende moderadamente en el femenino.

3. El descenso de la diversidad desde 1981 en el género femenino fue debido al fuerte aumento en la incidencia del ya dominante *Cáncer de cuello de útero* y a la disminución de las demás causas de muerte, llegando a desaparecer: *Infecciones respiratorias, Hernias de abdomen y Anemias*. La consiguiente caída en riqueza de categorías también contribuyó al descenso de la diversidad.

Conclusión final

- * Dada la utilidad del índice de diversidad para describir el estado de la salud general de la población cuando se emplea en conjunción con la tasa de mortalidad, se propone que en el Anuario resumen de la Mortalidad se incluyan los valores de diversidad para la población general y las distintas subpoblaciones.

BIBLIOGRAFÍA

- Abbot I. Numbers of plant, insect and land bird species on nineteen remote islands in the southern hemisphere. *Biol J Linn Soc* 1974;6:143-52.
- Adelstein Am. Certification of hypothermia deaths. *Br Med J* 1973;1:482.
- Adelstein Am. Certifying cause of death. *Health Trends* 1977;9:78-81.
- Alatalo R, Alatalo R. Components of diversity: multivariate analysis with interaction. *Ecology* 1977;58:900-6.
- Alderson M. International mortality statistics. The MacMillan Press Ltd. London 1981, págs. 5-84.
- Alderson Mr, Batliss R, Clarke C, Whitfield A. Death certification. *Br Med J* 1983;287:444-5.
- Anderson Wf. Community health problems of an aging population. En: Hobson W. de. *Theory and Practice of Public Health*. 1979. Oxford: Oxford University Press.
- Armitage P. *Statistical methods in medical research*. Blackwell scientific publications. Oxford. 1971.
- Ascaso C, Canela J, Sentís J, Salleras L. Aproximación ecológica al estudio de la mortalidad por causas en las 17 autonomías del estado español. *Cuadernos de Bioestadística*. 1988;1,6:27-42.
- Ascaso C, Canela J, Sentís J. Una aproximación ecológica a las causas de mortalidad en 14 países: El índice de diversidad de Shannon. *Gac Sanit*. 1988;8,2:224-229.
- BBV. Renta nacional de España y su distribución provincial. 18ª edición. Erandio, Vizcaya. 1989.
- Berger W H, Parker F L. *Science* 1970;168:1345-7.
- Bolumar F et al. La mortalidad en España. Y. La mortalidad infantil en España 1900-1976, valoración regional. *Rev San Hig Publ* 1981;55:1205-19.

- Brillouin L. Science and Information Theory, 2nd ed. Academic Press, New York. 1962.
- Brinkley D, Haybittle JI, Alderson Mr. Death certification in the cancer of breast. Br Med J 1984;289:465-7.
- Burnand B, Feinstein A. The role of diagnostic inconsistency in changing rates of occurrence for coronary heart disease. J Clin Epidemiol 1992;9:929-40.
- Burnet M. Endurance of life. The implications of genetics for human life. 1978. London: Cambridge University Press.
- Canela S J. Análisis comparativo de la mortalidad por causas en España y otros países durante el período 1977-79. Barcelona: Universidad de Barcelona, 1985. Tesis doctoral.
- Charlton J. Avoidable deaths and diseases as monitors of health promotion. In: "Measurement in health promotion and protection. WHO. Regional publications. European series 1987; 22:465-79.
- Chiang Cl. Life table and mortality analysis. WHO Genève 1980, págs. 19-137.
- Clifford H T, Stephenson W. An Introduction to Numerical Classification. Academic Press, London. 1975.
- Cochrane Al, Moore F. Death Certification from the epidemiological point of view. Lancet 1981;I:742.
- Cohen Bh. Family patterns of mortality and life span. Quart Rev Biol. 1964;39:130-181.
- Colimon K. Fundamentos de epidemiología. Díaz de Santos, Madrid, 1990.
- Connor E, Simberloff D. Species number and compositional similarity of the Galapagos flora and avifauna. Ecol Monogr 1978;48:219-48.
- Curb Jd et al. Nosological coding of cause of death. Am J Epidemiol 1983;118:122-128.
- Daniel W. Bioestadística (Bases para el análisis de las ciencias de la salud). Ed. LIMUSA. México. 1977, págs. 401-414.
- Dean G. Annual report 1978, Medico-social research Board. Dublin. 1979.
- Dirección General de Salud Pública. Memoria estadística 1984-85. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, 1986.

- Dismuke Se, Vanderzwaag R. Accuracy and epidemiological implications of the death certificate diagnosis of pulmonary embolism. *J Chron Dis* 1984;37:67-73.
- Division of Health Statistics (Dissemination of Statistical Information). Manual of mortality analysis (A manual on methods of analysis of national mortality statistics for public health purposes). WHO Genève 1977.
- Domenech J, Segura A. El papel del médico en la calidad de las estadísticas de mortalidad. *JANO* 1984;(extra Oct.):40-47.
- Economos Ac, Miquel J. Analysis of population mortality kinetics with application to the longevity follow up of the Navy's 1000 aviators. *Aviat Space Environ Med.* 1979;50:697-701.
- Editorial. El certificat de defunció: coneixement de la realitat sanitària. *Gas San (Barc)* 1984;15:95-6.
- Editorial. Estadísticas vitales y planificación sanitaria. *Gas San (Barc)* 1985;20:43-4.
- Elandt-Johnson R. Definition of rates: some remarks on their use and misuse. *Am J Epidemiol* 1975;102:267-271.
- Engel Lw, Strauchen Ja, Chiazze L-Jr, Heid M. Accuracy of death certification in an autopsied population with specific attention to malignant neoplasms and vascular diseases. *Am J Epidemiol* 1980;111(1):99-112.
- Fisher R A, Corbet A S, Williams C B *J Anim Ecol* 1943;12:42-58.
- Fleiss JI. Statistical methods for rates and proportions. Wiley series in probability and mathematical statistics. Wiley and Sons. New York. 1981.
- Freeman J, Hutchison G. Prevalence, incidence and duration. *Am J Epidemiol* 1980;112:707-723.
- Fries Vf. Aging. Natural death and the comprehension of morbidity. *N Engl J Med.* 1980;303:130-135.
- Gabinet Tècnic de la Secretaria General. Anàlisi de la mortalitat a Catalunya 1991. Barcelona: Departament de Sanitat y Seguretat Social, Generalitat de Catalunya, 1994.
- Gabinet Tècnic de la Secretaria General. Anàlisi de la mortalitat a Catalunya 1992. Barcelona: Departament de Sanitat y Seguretat Social, Generalitat de Catalunya, 1995.

- García Benavides F, Arraez V, Nolasco A, Jiménez L, Bordes P, Bolumar F. Diagnóstico estándar para validar las causas de muerte certificadas. *Gac Sanit* 1987;1:12-5.
- Gau G. The ultimate audit. *Br Med J* 1977;1:1580-2
- Gispert R, Segura A, Domènech J, Salas T, Preocupet A, Arnau J. Validació de la notificació de les causes de defunció mitjançant una enquesta telefònica. *Gac Sanit* 1987;2:58-62.
- Gispert R. Els indicadors de mortalitat a Catalunya y Espanya: la mortalitat innecessàriament prematura y sanitàriament evitable (MIPSE). Barcelona: Universidad de Barcelona, 1990. Tesis doctoral.
- Goldman S. In: *Information Theory in Biology*, H. Quastler, ed. University of Illinois Press, Champaign, Ill. 1953.
- Goodman D. The theory of diversity-stability relations in ecology. *Q Rev Biol* 1975;50:237-66.
- Grassle J F, Patil G P, Smith W K, Taillie C, eds. *Ecological diversity in theory and practice*. International Co-operative Publishing House. Maryland, 1979.
- Green A, Donald Kj. Necropsy as a control of death certification: some unexpected findings. *Med J Australia* 1976;2(4):131-132.
- Griffith Gw. Cancer surveillance with particular reference to the uses of mortality data. *Int J Epidemiol* 1976;5(1):69-76.
- Harman D. *Gerontology*. 1956;11:298.
- Harris L. *The fragmented forest*. 1984. University of Chicago Press, Chicago.
- Harris L, McGlothlen M, Manlove M. Genetic resources and biotic diversity. In *The fragmented forest*. Ed. Harris L. University of Chicago Press, Chicago, págs. 93-107. 1984.
- Hayflick L. Aging under glass. *Experimental Gerontology*. 1970;5:291-303.
- Heasman Ma. Accuracy of death certification. *Proc Royal Society Med* 1962;55:733-740.
- Heasman Ma, Lipworth L. Accuracy of certification of cause of death. *General Register Office, Studies on Medical and Population Subjects*, no. 20. London: HMSO, 1966.
- Henry L. *Demografía*. Labor Universitaria. Barcelona 1976, págs. 19-271.

- Hughes R G. Theories and models of species abundance. *Am Nat* 1986;128:879-99.
- INE. Población de derecho y de hecho de los municipios españoles. Padrón Municipal de 1975. Presidencia del Gobierno. Madrid 1977.
- INE. Movimiento Natural de la Población, 1977, 78, 79. Tomos Y, II y III. Ministerio de Economía. Madrid 1980.
- INE. Censo de la población de 1981. Avance de resultados. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid 1983.
- INE. Censo de la población de 1981. Tomos Y y II. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid 1984.
- INE. Defunciones según la causa de muerte 1990. Tomo II. Resultados por CCAA. Estadísticas del Movimiento Natural de la Población. Ministerio de Economía. Madrid 1990.
- INE. Censo de población y viviendas de 1991. Muestra avance. Principales resultados. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid 1991.
- INE. Población de derecho de los municipios españoles. Rectificación del padrón municipal de habitantes a 1 de enero de 1993. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid 1993.
- Israel Ra, Klebba Aj. A preliminary report of the effect of eight revision ICDA on cause of death statistics. *Am J Public Health* 1969;59(9):1651-1660.
- Jenicek M, Cleroux R. *Epidémiologie: Principes, Techniques, Applications*. Edisem-Maloine 2ème. tirage. Montreal-Paris 1982, págs. 122-128.
- Jiménez J, Argimon J, Brotons C. Mortality analysis in small areas: variability of age adjusted indexes. Regional European Meeting of the International Epidemiological Association. Granada. Spain. 1990;113.
- Kahn Ha. An introduction to epidemiologic methods. Monographs in epidemiology and biostatistics series. Vol. V. Oxford University Press. 1983.
- Kelsey J, Thompson W, Evans A. *Methods in observational epidemiology*. Oxford University Press, Nueva York, 1986.
- Kelson Mc, Heller Rf. The effect of death certification and coding practices on observed differences in respiratory disease mortality. *Rev Epidem et Santé Publique* 1983;31:423-432.

- Kempton R A, Taylor L R. *J Anim Ecol* 1974;43:381-99.
- Kempton R A, Taylor L R. *Nature* 1976;262:818-20.
- Kempton R. Structure of species abundance and measurement of diversity. *Biometrics* 1979;35:307-22.
- Kempton R, Wedderburn R. A comparison of three measures of species diversity. *Biometrics* 1978;34:25-37.
- Keyfitz N, Flieger W. *Demografía: Métodos estadísticos*. Ed. Marymar. Buenos Aires 1975, págs. 249-268.
- Keyfitz N. Sampling variance of standardized mortality rates. *Hum Biol* 1966;38:309-3317.
- Khinchin A I. *Mathematical Foundations of Information Theory*. Dover, New York. 1975.
- Kleinbaum D, Kupper L, Morgenstern H. *Epidemiologic research*. Lifetime Learning Publications, Belmont, 1982.
- Lamshead J, Platt H. Structural patterns of marine benthic assemblages and their relationships with empirical statistical models. In: *Proceedings of the 19th European marine biology symposium, Plymouth, 1984*. Ed. Gibbs P. Cambridge University Press, Cambridge, págs. 371-80. 1985.
- Lamshead P, Platt H, Shaw K. Detection of differences among assemblages of benthic species based on an assessment of dominance and diversity. *J Nat Hist London* 1983;17:859-74.
- Lane P, Nelder J. Analysis of covariance and standardization as instances of prediction. *Biometrics* 1982;38:613-21.
- Lapointe C, Bernard P. Ajustement et standardisation: deux concepts. *Rev Epidem et Santé Publ* 1982;30:387-93.
- Laxton R. The measure of diversity. *J Theor Bio* 1978;70:51-67.
- Leguina J. *Fundamentos de Demografía*. Madrid: Siglo XXI, 1976 (2ª ed.):164-165.
- Lombard Hl, Joslin Ep. Underlying causes of death. 1.000 patients with diabetes. *N Engl J Med* 1958;259:924-926.
- López R. Tratamiento mecanizado de los datos de mortalidad. En: *Sociedad Española de Epidemiología*. Granada. 1985:117-131.

- López S, Sánchez E, Canela J, Casabona J (eds). Introducción a la Neuroepidemiología. Sociedad Española de Neurología. Grupo de Estudio de la SEN. Barcelona, 1992.
- Margalef D R. Gen Syst 1958;3:36-71.
- Margalef D R. Trans Connect Acad Arts Sci 1972;44:211-35.
- May R M. En: Ecology and Evolution of Communities, M L Cody y J M Diamond, eds. Harvard University Press, Cambridge, MA, págs. 81-120. 1975.
- Magurran E A. Diversidad ecológica y su medición. Ediciones Vedral. Barcelona, 1989.
- McIntosh R P. Ecology 1967;48:392-404.
- Medical Services Study Group of the Royal College of Physicians of London. Death certification and epidemiological research. Br Med J 1978;2:1063-5
- Miettinen O. Theoretical Epidemiology. Principles of occurrence research in medicine. Wiley, Nueva York, 1985.
- Miquel J. Envejecimiento: ciencia y ficción. Mundo Científico. 1981;4:794-804.
- Morris M, Lakhani K. Responses of grassland invertebrates to management by cutting. I. Species diversity of Hemiptera. J Appl Ecol 1979;16:77-98.
- Mora R R. Tendències actuals en la utilització de la metodologia estadística a les revistes biomèdiques. Barcelona: Universidad de Barcelona, 1994. Tesis doctoral.
- Morgenstern H, Kleinbaum D, Kupper L. Measures of disease incidence used in epidemiologic research. Int J Epidemiol, 1980;9:97-104.
- Moriyama Im, Baum Ws, Haenszel Wm, Mattison Bf. Inquiry into diagnostics evidence supporting medical certifications of death. A J Public Health 1958;48(10)1376-1387.
- Moriyama Im, Dawber Tr, Kannel Wb. Evaluation of diagnostic information supporting medical certification of deaths from cardiovascular disease. National Cancer Institute Monograph Nr 19: Epidemiological approaches to the study of cancer and other chronic diseases, 1966, págs. 405-19.
- NCHS. Annotated bibliography of cause of death validation studies: 1958-1980. Vital and Health Statistics. Series 2 Nr 89. DHHS Publication Nr Hyattsville Md. USA 1982.

- OMS. CIE Manual de la Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Defunción. Vol. Y. Publicación científica n° 353. Organización Panamericana de la Salud. Washington DC 1978.
- OPS. Clasificación Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Defunción. Octava Revisión. Washington. 1965. Organización Panamericana de la Salud/Organización Mundial de la Salud. Publicación Científica n° 246.
- OPS. Clasificación Internacional de Enfermedades, Traumatismos y Causas de Defunción. Novena Revisión. Washington. 1975. Organización Panamericana de la Salud/Organización Mundial de la Salud. Publicación Científica n° 353.
- Ortega A, Puig M El análisis de la mortalidad en áreas urbanas. Med Clin (Barc) 1991;96:328-332.
- Ortún R V. Criterios para la distribución de recursos sanitarios en España. Gac Sanit 1987;2:69-77.
- Pañella Noguera H, Borrell Thió C, Rodríguez Sarmiento C, Roca Antonio J. Validación de la causa básica de defunción en Barcelona, 1985. Med Clin (Barc) 1989;92:129-34.
- Pascua M. Diversity of stillbirth definitions and some statistical repercussions. Epidemiol vit stat rep, 1947-8;1:210-22.
- Pascua M. Metodología Bioestadística (para médicos y oficiales sanitarios). Ed. Paz Montalvo, 2ª de. Madrid 1974.
- Peet R. The measurement of species diversity. Ann Rev Ecol System 1974;5:285-307.
- Piédrola G G, y otros. Medicina preventiva y salud pública. 9ª Edición. Ediciones científicas y técnicas, S. A. Barcelona, 1991.
- Pielou E C. An Introduction to Mathematical Ecology. Wiley, New York. 1969.
- Pielou E C. Ecological Diversity. Wiley, New York. 1975.
- Pielou E C. Mathematical Ecology. Wiley, New York. 1977.
- Pielou E. The interpretation of ecological data. Wiley, New York. 1984.

- Pielou E, Arnason A. Correction to one of MacArthur's species-abundance formulas. *Science* 1965;151:592.
- Pineault R, Daveluy C. La planificación sanitaria: Conceptos. Métodos. Estrategias. Masson. Barcelona. 1987.
- Poole R W. An Introduction to Quantitative Ecology. McGraw-Hill Kogakusha, Tokyo. 1974.
- Ramis O. Distribució de recursos entre àrees geogràfiques petites. Informe intern del Servei de Planificació de la DGOPS. Barcelona: Departament de Sanitat y Seguretat Social de la Generalitat de Catalunya, 1986.
- Ramis O. Neonatal and Perinatal deaths in Barcelona. Londres: University of London, 1986. Tesis doctoral.
- Rose G. Errors in the classification of fatal pericarditis. *Lancet* 1966;II:851-856.
- Rosen M, Nystrom L, Wall S. Guidelines for regional mortality analysis: an epidemiological approach to health planning. *Int J Epidemiol* 1985;2:293-9.
- Rothman J K. Modern Epidemiology. Boston: Little, Brown and Company. 1986.
- Routledge R. Diversity indices: which ones are admissible. *J Theor Biol* 1979;76:503-15.
- Sacher Ga, Trucco E. The stochastic theory of mortality. *Ann NY Acad Scien* 1962;96:985-1007.
- Sacher Ga. Life table modifications and life prolongation. En: Finch CE Hayf CJL, eds. Handbook of the biology of aging. Amsterdam: Van Nostrand Reinhold, 1977:583-683.
- Salleras L. Estadísticas de Mortalidad. Ponencia al 3r Congreso Nacional de Higiene y Medicina Preventiva Hospitalaria. Resúmenes de Ponencias y Comunicaciones. Hospital Clínico Universitario. Salamanca. Septiembre 1985, págs. 219-224.
- Sainsbury P. Validity and reliability of trends in suicide statistics. *World Health Statistics Quarterly* 1983;36:339-348.
- Sánchez E. Estandarización de Tasas. En: López S, Sánchez E, Canela J (eds). Introducción a la Neuroepidemiología. Sociedad Española de Neurología. Grupo de Estudio de la SEN. Barcelona, 1992.
- Saunders Pt. Una introducción a la teoría de catástrofes. 1983. Madrid: Siglo XXI.

- Segura A. El médico como productor y usuario de la información sanitaria. JANO 1984;(extr Oct.):25-30.
- Segura A, Andres J. Validez y significado de la información sanitaria para el médico. JANO 1984;(extr Oct.):93-97.
- Segura A. Análisis epidemiológico de la mortalidad. Confluencias 1985;1:9-12.
- Segura A. La qualitat de les estadístiques de mortalitat a Catalunya. Barcelona: Universidad Autónoma de Barcelona, 1986. Tesis doctoral.
- Segura A, Gispert R, Domènech J. Validación formal de las estadísticas de mortalidad en Cataluña. La estadística en las comunidades autónomas. 2nd. Catalan International Symposium on Statistics Proceedings. Barcelona: Generalitat de Catalunya, págs. 133-138. 1986.
- Shannon C E, Weaver W. The Mathematical Theory of Communication. University of Illinois Press, Champaign, Ill. 1949.
- Simpson E H. Nature 1949;163:688.
- Sokal R, Rohlf F. Biometry, Freeman, San Francisco. 1981.
- Sorlie PD, Gold EB. The effect of physician terminology preference on coronary heart disease mortality: an artifact uncovered by 9th revision ICD. Am J Public Health 1987;77:148-52.
- Southwood T. Ecological methods. Chapman and Hall, London. 1978.
- Southwood T. The concept and nature of the community. In: Organisation of communities: Past and present Eds., Blackwell, Oxford. 1988.
- Southwood T, Brown V, Reader P. The relationship of plant and insect diversities in succession. Biol J Linn Soc 1979;12:327-48.
- Southwood T, Kennedy C. Trees as islands. Oikos 1983;41:359-71.
- Spagnolo E, Segura A, Andres J. Análisis de la mortalidad en áreas geográficas pequeñas. En: Estadísticas vitales. Madrid: Sociedad Española de Epidemiología 1985:147-55.
- Stocks P. The effect of influenzal epidemics on the certified causes of death. Lancet 1935;2:286-295.
- Stowman K. Downward trend of infant mortality persist. Epidemiol vit stat rep 1947-8;1:188-94.

- Sugihara G. Minimal community structure: an explanation of species abundance patterns. *Amer Nat* 1980;116:770-87.
- Symms Hs. The use of a measurable cause of death (hemorrhage) for the evaluation of aging. *J Gen Physiol* 1942; 26:169-178.
- Taylor L R. En: *Diversity of Insect Faunas: 9th Symposium of the Royal Entomological Society*, L. A. Mound y N. Warloff, eds. Blackwell, Oxford, págs. 1-18. 1978.
- Taylor L R, Kempton R A, Woiwod Y P. *J Anim Ecol* 1976;45:255-71.
- Weibull W. A statistical distribution function of wide applicability. *J Appl Mech* 1952;18:293-7.
- Weiss K M, Smouse P E. The demographic stability of small human populations. En: Ward and Weiss, eds. *The demographic evolution of human populations*. 1976. Academic Press. Edited by R H Ward and K M Weiss Inc. (London).
- Whittaker R H. Evolution of species diversity in land communities. En: *Evolutionary Biology*, Vol. 10 (eds. M K Hecht, W C Steere, B Wallace) Plenum, New York, 10, págs. 1-67. 1977.
- WHO. *Manual of mortality analysis*. Ginebra. 1977.
- WHO. *International Classification of Diseases, relationship between categories of eighth and ninth revisions*. WHO/DES/ICD/84. Original English. World Health Organisation. 1984.
- Williams C B. *Patterns in the Balance of Nature and Related Problems in Quantitative Ecology*. Academic Press, London. 1964.
- Wilson E. *Sociobiología, la nueva síntesis*. Omega, Barcelona. 1980.
- Wolfenden H. On the methods of comparing the mortalities of two or more communities, and the standardization of death rates. *J R Stat Soc* 1923;86:399-411.
- Yerushalmy J. A mortality index for Use in place of the age-adjusted death rate. *Am J Public Health*. 1951;41:907-22.
- Yule G. On some points relating to vital statistics, more especially statistics of occupational mortality. *J R Stat Soc* 1934;97:1-84.