



Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Universidad del Perú. Decana de América

Dirección General de Estudios de Posgrado

Facultad de Ciencias Matemáticas

Unidad de Posgrado

**Tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer
gástrico en el Perú: modelos de regresión segmentada**

TESIS

Para optar el Grado Académico de Magíster en Bioestadística

AUTOR

Diego Rolando Venegas Ojeda

ASESOR

Mg. Ysela Dominga AGÜERO PALACIOS

Lima, Perú

2020



Reconocimiento - No Comercial - Compartir Igual - Sin restricciones adicionales

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

Usted puede distribuir, remezclar, retocar, y crear a partir del documento original de modo no comercial, siempre y cuando se dé crédito al autor del documento y se licencien las nuevas creaciones bajo las mismas condiciones. No se permite aplicar términos legales o medidas tecnológicas que restrinjan legalmente a otros a hacer cualquier cosa que permita esta licencia.

Referencia bibliográfica

Venegas, D. (2020). *Tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú: modelos de regresión segmentada*. Tesis para optar grado de Magíster en Bioestadística. Unidad de Posgrado, Facultad de Ciencias Matemáticas, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.

Anexo 4

Información complementaria

Código ORCID del autor (es)	https://orcid.org/0000-0001-6067-1218
Autor DNI (Obligatorio) Pasaporte /carnet de extranjería (sólo extranjeros)	DIEGO ROLANDO VENEGAS OJEDA DNI 03692915
Asesor DNI (Obligatorio)	YSELA DOMINGA AGÜERO PALACIOS
Código ORCID del autor	https://orcid.org/0000-0003-1704-888X
Grupo de investigación	María Rostworowski
Financiamiento	Autofinanciado
Ubicación geográfica donde se desarrolló la investigación (incluirse localidades y/o coordenadas geográficas).	Perú, Lima, Jesús María (Coordenadas: Latitud: -12.072984 Longitud: -77.04095)
Año o rango de años que la investigación abarcó.	1995 - 2013
Disciplinas OCDE	1.01.03 -- Estadísticas, Probabilidad 3.02.21 – Oncología 3.03.09 -- Epidemiología



UNIVERSIDAD NACIONAL MAYOR DE SAN MARCOS

Universidad del Perú, DECANA DE AMÉRICA

FACULTAD DE CIENCIAS MATEMÁTICAS VICEDECANATO DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO UNIDAD DE POSGRADO

ACTA DE SUSTENTACIÓN DE TESIS EN MODALIDAD VIRTUAL PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE MAGISTER EN BIOESTADÍSTICA

Autorizado por Dictamen N° 061-FCM-UPG-2020

1. **FECHA DE LA SUSTENTACIÓN:** 12 de agosto del 2020

HORA INICIO: 16:00

HORA TÉRMINO: 17:00

2. MIEMBROS DEL JURADO

PRESIDENTE : Mg. Emma Norma Cambillo Moyano
MIEMBRO : Mg. Rosa Fátima Medina Merino
MIEMBRO : Dra. María Isabel Salas Ojeda
MIEMBRO ASESOR : Mg. Ysela Dominga Agüero Palacios

3. DATOS DEL TESISISTA

NOMBRES Y APELLIDOS: Bachiller Diego Rolando Venegas Ojeda

CÓDIGO N°: **05147029**

TÍTULO DE LA TESIS: « TENDENCIAS DE LAS TASAS DE MORTALIDAD POR CÁNCER GÁSTRICO EN EL PERÚ: MODELOS DE REGRESIÓN SEGMENTADA »

4. RECOMENDACIONES

Datos de la plataforma virtual institucional del acto de sustentación:

ID: meet.google.com/ydo-nzpv-kuu

Grabación archivada en: Sustentación de Tesis: Diego Rolando Venegas Ojeda

CALIFICACIÓN OBTENIDA: MUY BUENO (17)



PÚBLICO ASISTENTE: (Nombre, apellido y DNI)

Nº	Nombres y Apellidos	Nº DNI
1	Geraldine Vigo Chacón	43582666
2	Frescia Madueño	47161921
3	José Miguel Llaxo Alfaro	48110685
4	Kathia Melisa López Quispe	47501977
5	Kevin Oscar Salas Callocunto	75976659
6	Raúl Ramiro Flores Mara	43501577
7	Sandro Cutipa Chavez	01324438
8	José Carlos Enríquez Lira	70582161
9	Evelin Yanela Nolasco Palomino	74202499
10	Abed Guimaray	47879128
11	Anlly Celi Champi Asencios	75180912
12	Veronica Xena Rojas Babilonia	72533721
13	Briand Paucar García	70492077
14	Jefferson Laura Ascona	45816252
15	Jackeline Keiko Cotrina	76295064

5. FIRMAS DE LOS MIEMBROS DEL JURADO

Mg. Emma Norma Cambillo
PRESIDENTA

Mg. Rosa Fátima Medina Merino
MIEMBRO

Dra. María Isabel Salas Ojeda
MIEMBRO

Mg. Ysela Dominga Agüero Palacios
MIEMBRO ASESOR

DEDICATORIA

Dedico la presente Tesis a mi familia.

Para mi madre Rita, ejemplo de servicio social, trabajo y lucha constante. A mi padre Diego, que me inculcó el amor por la lectura. A mis hermanos, con quienes crecí, nos moldeamos y veo desarrollarse de manera ejemplar en sus diferentes profesiones buscando hacer una sociedad mejor. A toda mi familia por el cariño que me profesan a pesar de la distancia que nos separa.

Para Dahjana, que ilumina y alegra mi vida, me inspira a ser perseverante y dar cada día lo mejor de mí, gracias por tu cariño y apoyo, admiro tu fortaleza y personalidad.

A mis hijos que veo crecer, madurar y poco a poco encontrar su camino, su vocación de servicio, se sobreponen a la adversidad y desarrollan su personalidad, me brindan alegría y entusiasmo con cada paso que dan.

A todos ustedes los amo mucho

“La mayor recompensa de nuestra existencia es cambiar el destino adverso de las personas”

AGRADECIMIENTOS

A mi asesora de Tesis Mg. Ysela Agüero Palacios, ejemplo de docencia y dedicación, sus orientaciones y conocimiento, paciencia, apoyo constante y motivación han sido fundamentales para concluir la presente investigación. Considero crucial su influencia para el logro de este paso importante en mi formación docente, profesional y de investigador.

A los Docentes de la Maestría de Bioestadística de la Facultad de Ciencias Matemáticas por el rigor científico, académico con que me formaron, de cada uno de ellos aprendí nuevas herramientas para el análisis de la información biomédica que en las actuales megatendencias globales y nacionales serán fundamentales para desarrollar, implementar y evaluar proyectos y/o políticas públicas en beneficio de la sociedad.

A tres personas que en los últimos años me apoyaron en el desarrollo de la presente investigación, y que fallecieron Dr. Francisco Tejada Reátegui, mentor y amigo, al Dr. Erwin Kraenau Espinal y Lidia Mendoza Lara, que descansen en Paz y que de Dios gocen.

INDICE GENERAL

CAPÍTULO I. INTRODUCCCIÓN	22
1.1 “Situación Problemática”.....	22
1.2 “Formulación del problema”.....	27
1.3 “Justificación teórica”.....	27
1.4 “Justificación práctica”.....	28
1.5 “Objetivos de la investigación”.....	29
1.5.1 “Objetivo general”.....	29
1.5.2 “Objetivos específicos”.....	29
CAPITULO II. MARCO TEÓRICO	30
2.1 “Marco Filosófico o Epistemológico de la Investigación”.....	30
2.1.1 Epidemiología del cáncer gástrico.....	30
2.1.2 Anatomía patológica del cáncer gástrico.....	31
2.1.3 Cambios demográficos y cáncer gástrico.....	32
2.1.4 Sobrevida del cáncer gástrico.....	35
2.1.5 Tendencias temporales de la mortalidad por cáncer gástrico	35
2.2 Antecedentes de la investigación.....	37
2.3 Bases Teóricas.....	49
2.3.1 Modelos lineales generalizados para analizar las tendencias de las tasas de mortalidad.....	49
2.3.2 Modelo de Regresión segmentada o Modelo joinpoint.....	54
2.3.3 Caracterización de las tendencias en el modelo de regresión segmentada.....	76
CAPÍTULO III. METODOLOGÍA	82
3.1 Tipo y Diseño de la investigación.....	82
3.2 Población de estudio.....	82
3.3 Selección de muestra.....	83

3.4 Técnicas de recolección de datos.....	83
3.5 Procedimiento de análisis de los datos.....	84
CAPÍTULO IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	86
4.1 Presentación de resultados	86
4.1.1 Características de la población estudiada.....	86
4.1.2 Tendencias en “la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995 – 2013”.....	89
4.1.3 Tendencias en “la mortalidad por cáncer gástrico por sexo en el Perú 1995 – 2013”.....	93
4.1.4 Tendencias en “la mortalidad por cáncer gástrico por grupo de edad en el Perú 1995 – 2013”.....	102
4.1.5 Tendencias en “la mortalidad por cáncer gástrico por región política en el Perú 1995 – 2013”.....	118
4.1.6 Tendencias en “la mortalidad por cáncer gástrico por región geográfica en el Perú 1995 – 2013”.....	191
4.2 Análisis, interpretación y discusión de resultados.....	205
4.2.1 Características de la Población estudiada.....	205
4.2.2 Tendencias de “las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú”.....	209
4.2.3 Tendencias de “las tasas de mortalidad por cáncer gástrico por sexo”.....	213
4.2.4 Tendencias de “la mortalidad por cáncer gástrico por grupos de edad”.....	223
4.2.5 Tendencias de “la mortalidad por cáncer gástrico por Regiones políticas”.....	225
4.2.6 Tendencias de “las tasas de mortalidad por cáncer gástrico por regiones geográficas”.....	234

CONCLUSIONES.....	238
RECOMENDACIONES.....	241
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	243
ANEXOS.....	253
Anexo 1: Operacionalización de variables.....	253
Anexo 2: Matriz de consistencia.....	255
Anexo 3: Glosario de términos.....	257
Anexo 4: Diagrama de flujo de los ajustes de parámetros y árbol de decisión.....	261
Anexo 5: Cuadros	262
Anexo 6: Figuras.....	289

LISTA DE CUADROS

N°	Título	Página
1	Interpretación del Cambio de Porcentaje Anual	77
2	Población por grupo de edad de Referencia OMS	84
3	Número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú según persona que llena el certificado de defunción 1995 - 2013	86
4	Número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú distribuidos según sexo 1995 – 2013	87
5	Número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú distribuidos según grupos de edad 1995 – 2013	88
6	Número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú según Región Política 1995 - 2013	89
7	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico en el Perú 1995 - 2013	90
8	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995-2013	91
9	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995-2013	91
10	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995-2013	92
11	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para hombres en el Perú 1995 - 2013	93
12	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013	94
13	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013	95
14	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013	95
15	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013	96
16	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para mujeres en el Perú 1995 - 2013	98
17	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el Perú 1995-2013	98
18	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el Perú 1995-2013	99

19	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el Perú 1995-2013	99
20	Test de Paralelismo para evaluar las tendencias de mortalidad por sexo en el Perú en el periodo 1995-2013	101
21	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 60 - 64 años en el Perú 1995 - 2013	105
22	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo 60 -64 años en el Perú 1995-2013	106
23	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 60 a 64 años en el Perú 1995-2013	106
24	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 60 a 64 años en el Perú 1995-2013	107
25	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013	108
26	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 65 - 69 años en el Perú 1995 - 2013	110
27	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 65 a 69 años en el Perú 1995-2013	111
28	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en 65 a 69 años en el Perú 1995-2013	111
29	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 65 a 69 años en el Perú 1995-2013	112
30	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo 65 a 69 años en el Perú 1995-2013	112
31	Tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico por grupos de edad en el Perú 1995 – 2013. Análisis de regresión joinpoint.	116
32	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Amazonas 1995 - 2013	119
33	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995-2013	119
34	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995-2013	120

35	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995-2013	120
36	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995-2013	121
37	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Apurímac 1995 - 2013	123
38	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac 1995-2013	124
39	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico la Región Apurímac 1995-2013	124
40	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac 1995-2013	125
41	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac 1995-2013	125
42	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995 - 2013	127
43	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995-2013	128
44	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995-2013	128
45	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995-2013	129
46	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995-2013	129
47	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Cajamarca 1995 - 2013	132
48	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca 1995-2013	132
49	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico la Región Cajamarca 1995-2013	133
50	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca 1995-2013	133
51	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca 1995-2013	134

52	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Huancavelica 1995 - 2013	137
53	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica 1995-2013	138
54	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica 1995-2013	138
55	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica 1995-2013	139
56	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la región Huancavelica 1995-2013	139
57	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Huánuco 1995 - 2013	141
58	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco 1995-2013	141
59	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco 1995-2013	142
60	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco 1995-2013	142
61	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la región Huánuco 1995-2013	143
62	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Junín 1995 - 2013	145
63	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín 1995-2013	146
64	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín 1995-2013	146
65	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín 1995-2013	147
66	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín 1995-2013	148
67	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región La Libertad 1995 - 2013	150
68	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad 1995-2013	150

69	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad 1995-2013	151
70	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad 1995-2013	151
71	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la región La Libertad 1995-2013	152
72	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Lambayeque 1995 – 2013	154
73	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque 1995-2013	155
74	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque 1995-2013	155
75	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque 1995-2013	156
76	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque 1995-2013	156
77	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Lima 1995 - 2013	158
78	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima 1995-2013	159
79	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima 1995-2013	159
80	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima 1995-2013	160
81	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima 1995-2013	160
82	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Pasco 1995 - 2013	163
83	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco 1995-2013	164
84	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco 1995-2013	164
85	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco 1995-2013	165

86	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco 1995-2013	166
87	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Piura 1995 - 2013	168
88	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura 1995-2013	168
89	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura 1995-2013	169
90	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura 1995-2013	169
91	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura 1995-2013	170
92	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región San Martín 1995 - 2013	172
93	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín 1995-2013	173
94	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín 1995-2013	173
95	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín 1995-2013	174
96	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín 1995-2013	174
97	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Tacna 1995 - 2013	176
98	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna 1995-2013	177
99	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna 1995-2013	177
100	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna 1995-2013	178
101	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna 1995-2013	178
102	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Ucayali 1995 - 2013	180

103	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali 1995-2013	181
104	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali 1995-2013	181
105	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali 1995-2013	182
106	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali 1995-2013	182
107	Tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico por regiones políticas en el Perú 1995 – 2013. Regresión segmentada.	189
108	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Costa 1995 - 2013	192
109	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013	192
110	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013	193
111	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013	193
112	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013	194
113	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Sierra 1995 - 2013	196
114	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra 1995-2013	196
115	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra 1995-2013	197
116	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013	197
117	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra 1995-2013	198
118	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Selva 1995 - 2013	200
119	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva 1995-2013	200

120	Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva 1995-2013	201
121	Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva 1995-2013	201
122	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva 1995-2013	202
123	Tasa de Mortalidad estimada por cáncer gástrico para ambos sexos en la Región de las Américas- 2012	208
124	Tipo Morfológico de los casos de cáncer gástrico del Sistema Nacional de Vigilancia epidemiológica de cáncer del Perú 2009- 2010	215
125	Diferencias por tipos Morfológicos de cáncer gástrico	217
126	Localización anatómica de los casos de cáncer gástrico atendidos en el INEN 1974 - 1999	218
127	Prevalencia de H. pylori en estudios peruanos	221
128	Porcentaje de hogares de acuerdo a la forma de eliminación de excretas / Área de residencia en el Perú	231
129	Desigualdad en la tasa estandarizada de mortalidad por cáncer gástrico según ámbito Urbano – Rural. Perú: 1987 – 2015	233

Cuadros anexos

A.1	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para menores de 40 años en el Perú 1995 - 2013	262
A.2	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años en el Perú 1995-2013	262
A.3	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años en el Perú 1995-2013	262
A.4	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años en el Perú 1995-2013	263
A.5	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995 – 2013	263
A.6	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995-2013	264

A.7	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995-2013	264
A.8	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995-2013	264
A.9	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995 – 2013.	265
A.10	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995-2013	265
A.11	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995-2013	265
A.12	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995-2013	266
A.13	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995 - 2013	266
A.14	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995-2013	267
A.15	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995-2013	267
A.16	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995-2013	267
A.17	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995 – 2013	268
A.18	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995-2013	268
A.19	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995-2013	268
A.20	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995-2013	269
A.21	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995 – 2013	269
A.22	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013	270

A.23	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013	270
A.24	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013	270
A.25	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 75 - 79 años en el Perú 1995 – 2013	271
A.26	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013	271
A.27	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013	271
A.28	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013	272
A.29	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995 – 2013	272
A.30	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995-2013	273
A.31	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995-2013	273
A.32	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995-2013	273
A.33	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Ancash 1995 – 2013	274
A.34	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash 1995-2013	274
A.35	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash 1995-2013	274
A.36	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash 1995-2013	275
A.37	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Ayacucho 1995 – 2013	275
A.38	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho 1995-2013	276
A.39	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho 1995-2013	276

A.40	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho 1995-2013	276
A.41	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Callao 1995 – 2013	277
A.42	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao 1995-2013	277
A.43	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao 1995-2013	277
A.44	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao 1995-2013	278
A.45	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Cusco 1995 – 2013	278
A.46	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco 1995-2013	279
A.47	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco 1995-2013	279
A.48	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco 1995-2013	279
A.49	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Ica 1995 – 2013	280
A.50	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica 1995-2013	280
A.51	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica 1995-2013	280
A.52	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica 1995-2013	281
A.53	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Loreto 1995 – 2013	281
A.54	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto 1995-2013	282
A.55	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto 1995-2013	282
A.56	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto 1995-2013	282

A.57	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Madre de Dios 1995 – 2013	283
A.58	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios 1995-2013	283
A.59	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios 1995-2013	283
A.60	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios 1995-2013	284
A.61	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Moquegua 1995 – 2013	284
A.62	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua 1995-2013	285
A.63	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua 1995-2013	285
A.64	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua 1995-2013	285
A.65	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Puno 1995 – 2013	286
A.66	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno 1995-2013	286
A.67	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno 1995-2013	286
A.68	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno 1995-2013	287
A.69	Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Tumbes 1995 – 2013	287
A.70	Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes 1995-2013	288
A.71	Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes 1995-2013	288
A.72	Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes 1995-2013	288

LISTA DE FIGURAS

N°	Título	Página
1	Incidencia de cáncer gástrico en hombres (A) y prevalencia de H pylori por regiones del mundo (B)	33
2	Tasas de incidencia por cáncer gástrico por sexo por regiones del mundo	34
3	Distribución anual del número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú, período 1995 - 2013	87
4	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada	92
5	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	97
6	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	100
7	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico comparativo por sexo en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	102
8	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 60 a 64 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión Segmentada.	108
9	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 65 a 69 años en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	113
10	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico por grupos de edad en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	117
11	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada	122
12	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac 1995 - 2013, modelo de regresión segmentada.	126
13	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	130
14	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca 1995 - 2013, modelo de regresión segmentada.	135
15	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada	140
16	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada.	144
17	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Junín 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	149
18	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada.	153

19	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Lambayeque 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	157
20	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Lima 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	161
21	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Pasco 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	167
22	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Piura 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	171
23	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región San Martín 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	175
24	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Tacna 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	179
25	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Ucayali 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	183
26	Mapa de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú estimadas por el modelo de regresión segmentada para el año 2013	185
27	Mapa de las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995-2013. Datos trabajados a partir	187
28	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Costa 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	195
29	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Sierra 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	199
30	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Selva 1995- 2013, modelos de regresión segmentada.	203
31	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico por Regiones naturales 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada.	204
32	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en hombres por países seleccionados, respecto a la tendencia encontrada en Perú.	210
33	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico por sexo a nivel mundial por grandes regiones 2000-2010.	214
34	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Lima Metropolitana 1990 – 2012.	229
35	Porcentaje de hogares con agua de la Red Pública dentro de la vivienda	230

Figuras del Anexo 6

B.1	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	289
------------	---	-----

B.2	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 a 44 años en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	290
B.3	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 a 49 años en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	291
B.4	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 a 54 años en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	291
B.5	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 a 59 años en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada	293
B.6	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada	294
B.7	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 75 a 79 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada	295
B.8	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	296
B.9	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	297
B.10	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	298
B.11	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	299
B.12	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	300
B.13	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica 1995- 2013, modelo de regresión segmentada	301
B.14	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	302
B.15	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	303
B.16	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	304
B.17	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	305
B.18	Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.	306

RESUMEN

Objetivos: Analizar las tendencias de la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú. **Materiales y métodos:** Estudio descriptivo, longitudinal sobre la base de 49,690 registros de defunción del Ministerio de Salud, de 1995 al 2013; se calcularon las tasas brutas, estandarizadas y específicas de mortalidad por año, sexo, grupo de edad, región política y región natural para analizar sus tendencias, joinpoints y cambios de porcentaje anual (CPA) utilizando el software Joinpoint Regression Program versión 4.3.1.0, **Resultados:** La tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú fue decreciente (CPA: -2.3) y estadísticamente significativa ($p < 0.05$), pero muestra disparidades, un decremento más acelerado en mujeres (CPA -2.5) versus hombres (-2.0) y en grupos de edad (CPA para 75 - 79 años: -2.57 versus CPA para 40 - 44: -1.39); se identifica tres áreas de alta mortalidad: Andes centrales (Huancavelica, Huánuco, Ayacucho, Pasco y Junín), zona norte (Lambayeque, La Libertad y Cajamarca) y costa central (Ica, Callao, Ancash y Lima). Aunque en 17 de 25 regiones políticas la tendencia es decreciente, existe una tendencia creciente en Huancavelica, Ayacucho y Pasco. En la Costa la mortalidad decrece desde el año 1998; sin embargo, en la Sierra y Selva decrece de manera significativa a partir del 2009. **Conclusiones:** Estos cambios son similares a países asiáticos y de Europa Oriental, las mejoras en la disponibilidad de agua potable, eliminación de excretas y reducción de la prevalencia de *H pylori* parecen ser los factores más importantes para esta tendencia.

Palabras Clave: Tendencia de mortalidad, Regresión segmentada, cancer gástrico

ABSTRACT

Objectives: to analyze trends in gastric cancer mortality in Peru. **Materials and methods:** Descriptive, longitudinal study based on 49,690 death records from the Ministry of Health, from 1995 to 2013; The crude, standardized and specific mortality rates by year, sex, age group, political region and natural region were calculated to analyze their trends, joinpoints and annual percentage changes (CPA) using the Joinpoint Regression Program version 4.3.1.0 software, **Results:** The trend of gastric cancer mortality in Peru was decreasing (CPA: -2.3) and statistically significant ($p < 0.05$), but it shows disparities, a more accelerated decrease in women (CPA -2.5) versus men (-2.0) and in age groups (CPA for 75-79 years: -2.57 versus CPA for 40-44: -1.39); three areas of high mortality are identified: central Andes (Huancavelica, Huánuco, Ayacucho, Pasco and Junín), northern zone (Lambayeque, La Libertad and Cajamarca) and central coast (Ica, Callao, Ancash and Lima). Although the trend is decreasing in 17 of 25 political regions, there is a growing trend in Huancavelica, Ayacucho, and Pasco. On the coast, mortality has decreased since 1998; however, in the Andean y Jungle it decreases significantly from 2009. **Conclusions:** These changes are like Asian and Eastern European countries, improvements in the availability of drinking water, elimination of excreta and reduction in the prevalence of H pylori appear to be the most important factors for this trend.

Key Words: Mortality trend, Segmented regression, gastric cancer

INTRODUCCION

1.1. Situación Problemática

El cáncer continúa siendo un problema de salud pública global, aproximadamente cada año 13 millones de personas son diagnosticadas con esta enfermedad y va en aumento sin que se produzca un cambio significativo en el control del cáncer. Para el año 2030, llegaremos a más de 21 millones de casos nuevos. (The Lancet Oncology Commission, 2013)

A nivel global el cáncer ocasiona más muertes que la malaria, tuberculosis y VIH/SIDA¹ juntas (Farmer, y otros, 2010), 75% de casos nuevos y 72% de muertes se presentan en países en vías de desarrollo. (Cavalli, 2006), donde se vive una catástrofe condicionada por varios factores: 1) la mayor tasa de neoplasias asociadas a infecciones como *Helicobacter pylori* (*H. pylori*), Papiloma virus, hepatitis B, virus Epstein bar, etc. 2) la adopción de estilos de vida occidentales que incrementa la obesidad y la diabetes, 3) Pocas acciones de prevención primaria y secundaria, 4) Falta de financiamiento para el diagnóstico y tratamiento. (De Martel, y otros, 2012)

En nuestro país el cáncer ocupa el segundo lugar en las causas de mortalidad desde la década de los 90 del siglo pasado (Oficina General de Epidemiología, 2001). Se estima una incidencia de 192.6 casos por cada 100 000 peruanos; esto significa alrededor de 66 627 casos nuevos por año y una prevalencia acumulada a 5 años de 461.2 casos por 100,000 hab., es decir 150 132 casos anuales. La tasa de mortalidad estimada es de 92.9 defunciones por 100 000 habitantes; es decir se producen 33 098 muertes anuales por cáncer (Ferlay,

¹ VIH/SIDA: Virus de Inmunodeficiencia Humana/Síndrome de Inmuno Deficiencia Adquirida

y otros, 2019).

El cáncer gástrico es la quinta causa de mortalidad por cáncer a nivel mundial, después de cáncer de pulmón, mama, colon e hígado (Ferlay, y otros, 2019) y se estima que sigue siendo una de las principales causas de mortalidad general en el mundo. (Murray, 2012)

El cáncer gástrico es responsable de 1 033 701 casos nuevos de cáncer a nivel mundial y aproximadamente 782 685 defunciones. (Ferlay, y otros, 2019). El 71,1% de los casos nuevos y el 75,8% de las defunciones por cáncer gástrico se presentan en países en desarrollo. (Torre, y otros, 2015). Se estima que para el año 2030 la mortalidad por cáncer gástrico llegará a 1,4 millones, cuando se diagnostica esta enfermedad el pronóstico y las opciones de tratamiento son pobres, menos de 27% sobrevive más de 5 años. (Howlader, Noone, Krapcho, & Aminou, 2012)

Ramos, y col., (2013), en el Análisis de la Situación de Cáncer en el Perú 2013, encuentran que, de un total de 109 914 casos notificados en el período 2006-2011, el cáncer gástrico representó el 11,1%, siendo el cáncer más frecuente para ambos sexos (12 217 casos) (Ramos, Venegas, Medina, Guerrero, & Cruz, 2013). En el estudio de carga de enfermedad para el 2008 se estimaron 418 960 años de vida saludable perdidos (AVISA²) por cáncer, siendo el cáncer gástrico el de mayor carga de enfermedad por cáncer. (Velasquez, y otros, 2009)

La incidencia de cáncer gástrico en el Perú es de 16.1 por cien mil habitantes, una de las más altas del mundo, superado por países asiáticos como Corea del Sur (39.6), Mongolia (33.1), Japón (27.5), China (20.7), Bután (19.4) Kirguistán (18.6) y otros países como Chile (17.8) y Bielorrusia (16.5) (Ferlay, y otros, 2019). En el Perú la tasa de incidencia es similar a la tasa de mortalidad (que es de 17 por cada cien mil habitantes). (Ramos, y col., 2013)

La infección por *H. pylori* aumenta el riesgo de padecer cáncer gástrico hasta 6 veces (Helicobacter and Cancer Collaborative Group, 2001), mientras que fumar eleva el riesgo de cáncer gástrico hasta 2 veces, ya que actúa

² AVISA: Años de Vida Saludables

provocando mutaciones implicadas en la progresión maligna del tejido. (Chao, y otros, 2002)

La incidencia de cáncer gástrico en países como Estados Unidos ha disminuido drásticamente en los últimos 90 años (National Cancer Institute, 2020) como consecuencia de variaciones en los factores de riesgo, sólo el 33% de los adultos están infectados con *H. pylori*, (Kruszon-Moran & McQuillan, 2005) y la prevalencia de tabaquismo que era más de 50% en 1955, ha disminuido un 20%. (Schoenborn & Adams, 2010); también el uso de refrigeradoras por hogar aumentó durante el siglo pasado. (Howson, Hiyama, & Wynder, 1986), datos japoneses sugieren que la reducción de la mortalidad por cáncer gástrico se atribuye a una relación inversa con el incremento de la proporción de hogares con refrigeración (Hirayama, 1984). Cuando no se dispone de refrigeración se utilizan alternativas como la salinización y estudios clínicos sugieren que esta práctica coadyuva con *H. pylori* para promover el desarrollo de cáncer gástrico (Tsugane, 2005) (Shikata, y otros, 2006).

Por lo tanto, las tendencias de mortalidad por cáncer gástrico varían en los diferentes territorios como consecuencia de la variabilidad en la prevalencia de los factores de riesgo a lo largo del tiempo; por ejemplo, los países que experimentan descensos en la prevalencia de *H. pylori* sin reducción de la prevalencia de tabaquismo tendrán reducciones más pequeñas que los países que presentan descensos en ambos factores de riesgo al mismo tiempo.

En nuestro país también se observan variaciones geográficas en las tasas de mortalidad por cáncer gástrico, las mayores tasas se encuentran en la sierra central y en la costa. Las regiones políticas con mayor mortalidad son Huánuco, Huancaavelica y Junín (21,7; 17,7; 16,8 por cien mil habitantes, respectivamente) (Alvarado & Venegas, 2015), que son también las regiones con más pobreza (Ramos, Venegas, Medina, Guerrero, & Cruz, 2013) y, por ende, con menos acceso a servicios de salud y mayor mortalidad. Además, muchas de las zonas con alta tasa de mortalidad tienen una menor disponibilidad de agua potable y un sistema de desagüe deficiente; esto se

observa en la Encuesta Nacional de Hogares en el Perú (ENAHO 2010³), donde las zonas con menor acceso al agua potable y alcantarillado se detectan en la zona de la sierra central y el oriente del país (Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2010). En estos ámbitos la mayor parte de la población drenan sus residuos en el río local, de donde se extrae el agua para consumo humano y que suele tener baja concentración de cloro (Ramos, Venegas, Medina, Guerrero, & Cruz, 2013). Todos estos factores favorecen la diseminación de la infección por *H. pylori*. (Correa & Houghton, 2007)

El análisis de las tendencias de las tasas de mortalidad es de suma importancia en salud pública debido a que facilita la planificación de recursos destinados al control de enfermedades.

El cáncer es una enfermedad de un alto costo e impacto social en la población debido a que implica un despliegue mayor de recursos económicos, humanos y de tecnologías que deben ser provistas por los gestores de salud de una manera óptima.

Durante mucho tiempo las oficinas de epidemiología han presentado datos a través de histogramas que no permiten precisar con exactitud el momento que ocurren cambios y se pueden tener sesgos de interpretación; por lo que se recurre a los modelos estadísticos para suavizar la información y presentar la realidad de una manera más objetiva y clara. (Jiang, Qiu, & Hatcher, 2010)

El modelo de regresión lineal simple ha sido utilizado para analizar tendencias y lamentablemente implica supuestos que en la realidad no necesariamente se cumplen. Además, el número de defunciones es una variable discreta, que se asemeja más a una distribución Poisson que a una distribución normal. (MinSalud, 2014) (Jiang, Qiu, & Hatcher, 2010)

La regresión segmentada estimando puntos de cambio o joinpoints es una técnica de modelado estadístico que explica la relación entre dos variables por medio de una regresión segmentada obligada a ser continua en todas sus partes, especialmente en aquellos puntos donde la pendiente en la función de

³ ENAHO 2010: Encuesta Nacional de Hogares del año 2010

regresión cambia. Esta técnica se aplica ampliamente en el modelamiento de la evolución temporal de la mortalidad; donde el número y la ubicación de los puntos de cambio o joinpoints son generalmente desconocidos, el objetivo principal es evaluar su existencia y determinar su ubicación. (Jiang, Qiu, & Hatcher, 2010) (MinSalud, 2014)

En nuestro país, hay poca intensidad de uso de modelos de regresión segmentada para el análisis de la mortalidad y por lo tanto, contar con una investigación que introduzca esta técnica estadística de análisis de datos en un problema de salud pública de alto costo como es el cáncer gástrico, es de suma importancia, novedosa y de interés para los gestores de salud, las instituciones académicas y de la población en general porque permite precisar los cambios significativos en la tendencia de la mortalidad para formular y probar hipótesis respecto a la influencia de factores de riesgo o intervenciones a través de los servicios de salud.

La presente investigación fue posible debido a que desde el año 1990, la Oficina General de Estadística e Informática del Ministerio de Salud cuenta con los datos de mortalidad por enfermedades en su Registro de Hechos vitales. Las defunciones se registran por edad, sexo, región de procedencia y otras características, por lo tanto, constituyen un insumo base para realizar la estandarización de tasas de mortalidad respecto a la población mundial estándar, y posteriormente realizar el análisis de tendencias de las tasas de mortalidad bajo el modelo de regresión jointpoint.

1.2. Formulación del problema

1.2.1. Problema Principal

Tomando en cuenta los criterios de Kerlinger y Lee (Kerlinger & Lee, 2002) se formula el problema de la siguiente manera:

¿Cuál es la tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú durante el periodo 1995 - 2013?

1.2.2. Problemas Secundarios

Problema Secundario (1): ¿Existen diferencias en las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico entre hombres y mujeres en el Perú durante el periodo 1995 - 2013?

Problema Secundario (2): ¿Las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico varían de acuerdo con la edad en el Perú durante el periodo 1995 - 2013?

Problema Secundario (3): ¿Las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico varían según la región política del Perú durante el periodo 1995 - 2013?

Problema Secundario (4): ¿Las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico varían según la región geográfica del Perú durante el periodo 1995 - 2013?

1.3. Justificación teórica

El cáncer es la segunda causa de muerte en nuestro país y el cáncer gástrico es una de las principales causas de muerte por cáncer en la población general; por lo que esta enfermedad es un problema de salud pública. (Ministerio de Salud del Perú, 2018)

El cáncer gástrico en el Perú se caracteriza por la asociación entre las

tasas de mortalidad y de incidencia (debido a la pobre supervivencia de los pacientes cuando son diagnosticados), y por su distribución heterogénea en las diferentes regiones. La mayor mortalidad se encuentra en las regiones más pobres debido a deficientes condiciones socio sanitarias y de provisión de agua segura que favorecen la infestación por *Helicobacter pylori*, uno de los principales factores de riesgo para carcinogénesis de esta enfermedad. (Ramos, Venegas, Medina, Guerrero, & Cruz, 2013)

La presente tesis pretende contribuir con el desarrollo de una línea de investigación que hasta el momento no ha sido planteada en nuestro país y, por lo tanto, el uso de este modelo estadístico para el análisis de tendencias será un gran aporte al conocimiento científico.

1.4. Justificación práctica

Los gestores de salud pública y en general los profesionales que desarrollan la planificación estratégica a nivel nacional y regional requieren desarrollar políticas de salud basadas en la mejor evidencia disponible para lograr un mayor impacto de sus acciones.

Durante muchos años la representación gráfica de las tasas de mortalidad ha sido la base de muchas decisiones; sin embargo, no ha sido posible precisar con exactitud cuando hay variaciones en la tendencia. Por otro lado, cuando el número de representaciones gráficas puede ser muy grande y el análisis se vuelve impreciso y se pueden realizar interpretaciones erradas. (Jiang, Qiu, & Hatcher, 2010)

Los modelos estadísticos han sido poco explotados para el análisis de este tipo de datos; por lo que desarrollar un modelo acorde, como es la regresión jointpoint para el análisis de las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú puede ser una importante contribución para la planificación estratégica en salud pública.

Para el desarrollo prospectivo se requiere conocer cuál es el impacto futuro del cáncer gástrico y sus variaciones por edad, sexo y cada región del país, de manera, que se puedan planificar servicios de salud, su ubicación geográfica estratégica; optimizando sus recursos.

1.5. Objetivos de la investigación

1.5.1. Objetivo general

Analizar las tendencias de las tasas de mortalidad específica estandarizada por cáncer gástrico en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint, durante el periodo 1995 – 2013.

1.5.2. Objetivos específicos

(1): Comparar las tendencias de las tasas de mortalidad específica estandarizada por cáncer gástrico entre hombres y mujeres en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint durante el periodo 1995 – 2013.

(2): Analizar las tendencias de las tasas de mortalidad específica estandarizada por cáncer gástrico de acuerdo con la edad en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint durante el periodo 1995 – 2013.

(3): Analizar las tendencias de las tasas de mortalidad específica estandarizada por cáncer gástrico para cada región política en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint durante el periodo 1995 – 2013.

(4): Analizar las tendencias de las tasas de mortalidad específica estandarizada por cáncer gástrico para cada región geográfica en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint durante el periodo 1995 – 2013.

CAPITULO II. MARCO TEÓRICO

2.1. Marco Filosófico o Epistemológico de la Investigación

2.1.1. Epidemiología del Cáncer Gástrico

La incidencia y mortalidad por cáncer gástrico se ha reducido drásticamente en los últimos 70 años en todo el mundo (Crew & Neugut, 2006); sin embargo, ocupa el quinto lugar en incidencia y es la tercera causa de muerte por cáncer en todo el mundo (IARC, GLOBOCAN 2018, 2020). En el año 2018, se presentaron 1´033,701 casos nuevos de cáncer gástrico (tasa de incidencia 11.1 casos por 100,000 habitantes) y aproximadamente 782,685 murieron de la enfermedad (tasa de mortalidad de 8.2/100,000 habitantes). En hombres se reportaron 683,754 casos nuevos y 513,555 defunciones y en mujeres 349,947 casos nuevos y 269,130 defunciones, estableciendo una incidencia dos veces mayor en hombres respecto a mujeres de presentar cáncer gástrico (tasa de incidencia 15.7 versus 7 por 100,000 habitantes para hombres y mujeres, respectivamente). (IARC, GLOBOCAN 2018, 2020). Las regiones con mayor tasa de incidencia son Asia oriental (22.4 por 100,000 habitantes), Europa centro oriental (11.4 por 100,000 habitantes), Sudamérica (9.5 por 100,000 habitantes), Asia Occidental (8.5 por 100,000 habitantes) y Melanesia (8.1 por 100,000 habitantes); mientras que la mayor tasa de mortalidad por regiones se distribuye de la siguiente manera: Asia oriental (15.9 por 100,000 habitantes), Europa centro oriental (9.1 por 100,000 habitantes), Polinesia (7.5 por 100,000 habitantes), Asia

occidental (7.3 por 100,000 habitantes) y Sudamérica (7.1 por 100,000 habitantes) (IARC, 2019).

Cuando se analiza las variaciones del cáncer gástrico por sexo se observa que en hombres el 72,3% de los casos nuevos y el 77% de las defunciones se presentan en países en desarrollo; mientras que en mujeres el 69% de casos nuevos y el 73% de las defunciones se presentan en países en desarrollo. La tasa estandarizada de incidencia por cáncer gástrico para países desarrollados es de 15.6/100,000 habitantes y para países en desarrollo es de 18.1/100,000 hab. Mientras que la tasa estandarizada de mortalidad por cáncer gástrico para países desarrollados es de 9.2/100,000 hab. y para países en desarrollo es de 14.4/100,000 hab. (Torre, y otros, 2015).

Los dos principales localizaciones del adenocarcinoma gástrico son la proximal (cardias) y la distal (no cardias). Desde la década de 1970 se observa una disminución en el cáncer gástrico distal y un incremento en el cáncer gástrico proximal, especialmente en hombres en los países occidentales (Blot, Devesa, Kneller, & Fraumeni, 1991) (Brown & Devesa, 2002). El adenocarcinoma gástrico proximal y distal varían en las poblaciones de diferentes ubicaciones geográficas, grupos raciales y socioeconómicos; pueden diferir en susceptibilidad genética, perfil patológico, presentación clínica y pronóstico, lo que sugiere que son enfermedades distintas. (Brown & Devesa, 2002).

2.1.2. Anatomía patológica del cáncer gástrico

Desde el punto de vista patológico cerca del 90% del cáncer gástrico corresponde al tipo adenocarcinoma, que a su vez se subdivide en dos patrones: tipo intestinal bien diferenciado y tipo difuso o indiferenciado; el tipo intestinal se asocia a la gastritis crónica antral con atrofia gástrica y metaplasia intestinal, mientras que el tipo difuso generalmente se asocia a una pangastritis sin atrofia. (Lauren, 1965)

El tipo intestinal es más común en hombres, raza negra y grupos de mayor edad, mientras que el tipo difuso tiene una relación más igualitaria hombre-mujer y es más frecuente en personas jóvenes. (Correa, Sasano, Stemmermann, & Haenszel, 1973). El tipo intestinal predomina en zonas geográficas de alta prevalencia, como Asia oriental, Europa Oriental, América Central y Sudamérica, mientras que el tipo difuso tiene una distribución geográfica más uniforme. (Muñoz, Correa, Cuello, & Duque, 1968). La disminución en la incidencia de los tumores de tipo intestinal en el cuerpo gástrico es la mayor reciente disminución en las tasas de cáncer gástrico en todo el mundo (Kaneko & Yoshimura, 2001). Sin embargo, se observa que la incidencia de carcinoma gástrico tipo difuso, en particular el tipo de anillo de sello está en incremento (Henson, Dittus, Younes, Nguyen, & Albores-Saavedra, 2004).

2.1.3. Cambios demográficos y cáncer gástrico

En la década de 1930, el cáncer gástrico era la causa más común de muerte por cáncer en Estados Unidos y Europa. (NCI, 2017). Durante las últimas décadas, las tasas de mortalidad se han reducido drásticamente en todos los países desarrollados, debido a mejoras de las condiciones de vida; sin embargo, la incidencia de adenocarcinoma de cardias gástrico aumentó de cinco a seis veces. (Hansen, Wiig, Giercksky, & Tretli, 1997) (Armstrong & Borman, 1996). Actualmente el cáncer gástrico del cardias representa casi la mitad de todos los casos en hombres de Estados Unidos y Reino Unido (Brown & Devesa, 2002). Los factores asociados a este incremento son: la obesidad, la enfermedad por reflujo gastroesofágico (ERGE), y el esófago de Barrett. Este tipo de cáncer comparte características epidemiológicas similares al adenocarcinoma del esófago distal y el de la unión gastroesofágica, lo que sugiere que representan una entidad enfermedad similar. (Brown & Devesa, 2002)

Variación geográfica

Las tasas de incidencia de cáncer gástrico por países tienen un espectro de variación de casi diez veces en todo el mundo, dos tercios se producen en los países en desarrollo (Stewart & Kleihues, 2003). La más alta incidencia de adenocarcinoma gástrico se encuentra en Asia oriental, Europa oriental, Centroamérica y Sudamérica (Yamamoto, 2001) (Parkin, Bray, Ferlay, & Pisani, 2005) Las tasas de incidencia más bajas se encuentran en el sur de Asia, norte y este de África, América del Norte, Australia y Nueva Zelanda. (Ver Figura1) (Parkin, Bray, Ferlay, & Pisani, 2005)

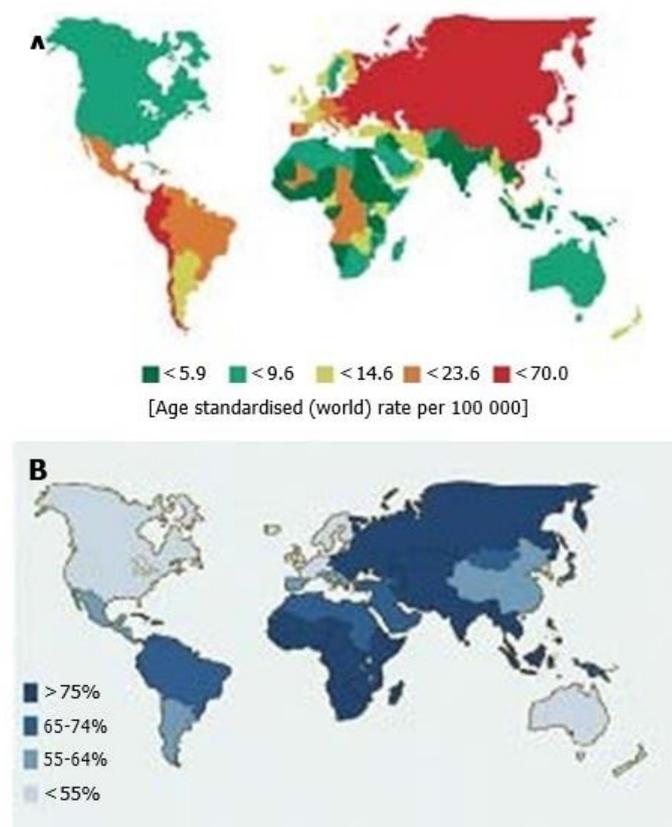


Figura 1. Incidencia de cáncer gástrico en hombres (A) y prevalencia de *H. pylori* por regiones del mundo (B). Parkin, D. y col. (2005) CA Cáncer J. Clin. 55, 74–108.

La distribución de cáncer gástrico no sigue un patrón geográfico definido; por ejemplo, en medio de poblaciones con alta incidencia como Japón, Corea y China, se encuentran otros países con tasas

relativamente bajas como la India y también existen grupos de muy alto riesgo dentro de poblaciones de bajo riesgo (por ejemplo coreanos que viven en los EE.UU.) (Forman & Burley, Gastric cancer: global pattern of the disease and an overview of environmental risk factors, 2006). (Forman, y otros, 2014).

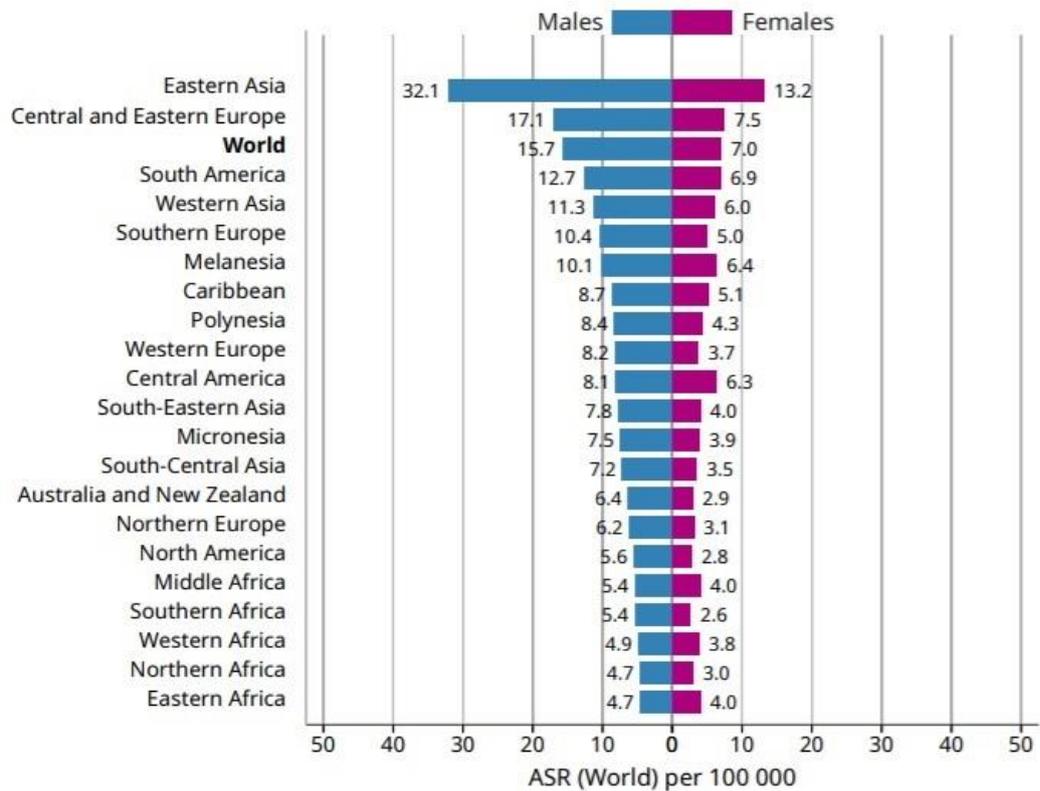


Figura 2. Tasas de incidencia por cáncer gástrico por sexo por regiones del mundo. Tomado de The Global Cancer Observatory. Mar 2019. (IARC, 2019)

El sexo, la raza y la distribución por edades

Cáncer gástrico no cardias, que es el más frecuente, tiene una razón hombre-mujer de aproximadamente 2:1. (Yamamoto, 2001) (ver figura 2). Las tasas de incidencia son significativamente más altas en la raza negra y asiática, también en los países en desarrollo. (Forman, y otros, 2014) La incidencia aumenta progresivamente con la edad, con un pico de casos nuevos entre los 50 y 70 años. (Ferlay, y otros, 2019)

En la epidemiología del cáncer gástrico del cardias, la relación hombre-

mujer cambia de 5:1 y la raza blanca versus la negra es 2:1, también la tasas de incidencia son mayores en las clases profesionales. (Powell, McConkey, Gillison, & Spychal, 2002) Diferentes tasas de polimorfismos genéticos de acuerdo con el subsitio del tumor sugieren variación en la susceptibilidad al cáncer gástrico por la localización del tumor (Shen, y otros, 2000). Estos hallazgos sugieren que el carcinoma no cardias y cardias son entidades biológicas distintas. (Brown & Devesa, 2002)

2.1.4. *Sobrevida del cáncer gástrico*

El cáncer gástrico no ha tenido mejoras sustantivas en la supervivencia respecto a otras neoplasias (Brenner, 2002), y son pobres, en general (Parkin, Bray, Ferlay, & Pisani, 2005). El estudio EUROCORE estima una supervivencia para los casos diagnosticados en el periodo 1990-1994 alrededor del 24% a 5 años. (Berrino F. , 2003). Hallazgos similares se documentan en la mayoría de los países industrializados fuera de Europa (Verdecchia, Mariotto, Gatta, Bustamante-Teixeira, & Ajiki, 2003). Sin embargo, en Asia se observa que la supervivencia ha mejorado significativamente en Japón (52% a 5 años), en donde el tamizaje por fluoroscopia se ha practicado desde la década de 1960 (Parkin, Bray, Ferlay, & Pisani, 2005). En el Perú, la mediana de sobrevida reportada fue de 29,7 meses para los pacientes diagnosticados entre los años 2009-2010; siendo mayor en mujeres (30.6 meses) y en menores de 60 años (31.4 meses) (Alvarado & Venegas, 2015).

2.1.5. *Tendencias temporales de la mortalidad por cáncer gástrico*

Hace 90 años el cáncer gástrico fue la causa más común de muerte por cáncer en Estados Unidos y Europa (Crew & Neugut, 2006). La incidencia y mortalidad han disminuido considerablemente en las

últimas décadas en muchos países.

Las tasas de cáncer gástrico en general son aproximadamente dos veces más altas en los hombres y varían ampliamente entre países (IARC, 2020). En general, las tasas de incidencia más altas se registran en Asia oriental (sobre todo en Corea, Mongolia, Japón y China), Europa Central y del Este, y América del Sur y más baja en América del Norte y la mayor parte de África (IARC, 2019). Las variaciones regionales reflejan diferencias en los hábitos alimentarios, el almacenamiento de alimentos, la disponibilidad de productos frescos y por ende en la prevalencia de infección por *Helicobacter pylori*. (Parkin D. , 2006) La infección crónica por *H. pylori* es el factor de riesgo más fuerte para el cáncer gástrico, se le atribuye 90% de los casos nuevos en todo el mundo. (Plummer, Franceschi, Vignat, Forman, & De Martel, 2015)

Una disminución constante en la incidencia y mortalidad de cáncer gástrico se ha observado en la mayoría de los países más desarrollados de América del Norte y Europa desde mediados del siglo XX (Howson, Hiyama, & Wynder, 1986) (Malvezzi, y otros, 2010) tendencias decrecientes similares se han observado en los últimos años en áreas con tasas históricamente altas, incluyendo varios países de Asia (Japón, China y Corea), América Latina (Colombia y Ecuador) y Europa (Ucrania). (Bertuccio, y otros, 2009) Se cree que los factores que han contribuido a estos descensos incluyen el aumento de la disponibilidad de productos frescos frutas y verduras, menor dependencia de salinización como técnica de conservación de alimentos, y reducción de la infección crónica por *H. pylori* debido a un mejor saneamiento y uso de antibióticos específicos para esta bacteria. (Parkin D. , 2006). En los países desarrollados, la disminución de la prevalencia del tabaquismo también ha contribuido a este descenso (Jemal, Center, DeSantis, & Ward, 2010). Sin embargo, se documenta el incremento del adenocarcinoma del cardias gástrico en América del Norte y Europa, y se le atribuye al incremento de la obesidad y mejoras en la clasificación anatómo patológica. (Jemal, Center, DeSantis, &

Ward, 2010)

Las estrategias de prevención primaria para el cáncer gástrico incluyen la reducción de la ingesta de alimentos conservados por salinización o ahumado; aumento del consumo de frutas y verduras frescas; no fumar; y la reducción de la prevalencia de la infección por *H. pylori* a través de la mejora de las condiciones socioeconómicas. La detección y erradicación de *H. pylori* mediante antibióticos también ha mostrado reducir el riesgo de cáncer gástrico. (Herrero, Parsonnet, & Greenberg, 2014) Aunque este enfoque global requiere más estudios de validación en otros contextos, podría representar una intervención prometedora para la reducción de la incidencia de cáncer gástrico.

2.2. Antecedentes de la investigación

Inoue & Tsugane, “Epidemiology of gastric cancer in Japan”, (2005). *Objetivo:* Se analizan los datos de cáncer gástrico en Japón y se describen sus perspectivas. ***Método:*** Se realizó una revisión de las tendencias mundiales y de Japón; así como las proyecciones futuras y perspectivas. ***Resultados:*** se describe la variación del cáncer gástrico en Japón, que era la primera causa de mortalidad y ha sido superado por el cáncer de pulmón desde 1999 y representa el 16% (49 500 defunciones) de todas las defunciones por cáncer que se produjeron en el 2003. En hombres, la defunción por cáncer gástrico fue superada por el cáncer de pulmón y en las mujeres por cáncer colorrectal. La incidencia, sin embargo, sigue siendo la más alta entre todos los cánceres entre los hombres, mientras que, en las mujeres, fue superado por el cáncer de mama. Aunque las tasas de incidencia y mortalidad estandarizadas de edad han ido disminuyendo desde hace décadas, el número absoluto de casos de cáncer gástrico muestra una tendencia creciente. La tendencia inversa entre los números absolutos y tasas estandarizadas por edad se atribuye al rápido envejecimiento

de la población. La tendencia a la disminución es más prominente en jóvenes que en grupos de mayor edad, y se observa una tendencia creciente sólo en los mayores de 84 años. La edad promedio de muerte por cáncer gástrico también ha demostrado un aumento de 61 años en 1950 a 73 años en el año 2000. **Conclusiones:** Se concluye que la mejora del diagnóstico, sobre todo a mayor edad podría contribuir a la presentación de estas variaciones epidemiológicas. (Inoue & Tsugane, 2005)

Edwards, y col., “Annual Report to the Nation on the Status of Cancer, 1975–2002, Featuring Population-Based Trends in Cancer Treatment.” (2005). Objetivo: Se realiza un reporte sobre avances clínicos nacionales para la prevención detección y calidad de la atención de cáncer en todas los estados de los Estados Unidos. **Método:** El Instituto Nacional de Cáncer (NCI), y la Asociación Norteamericana de Registros Centrales del Cáncer (NAACCR) colaboraron en proporcionar la información sobre tasas de cáncer y tendencias en los Estados Unidos. El centro de Control de Enfermedades (CDC) proporcionó información sobre las defunciones por cáncer. Las tasas de incidencia y de mortalidad fueron reportados para una tasa poblacional estandarizada para el año 2000, el cambio porcentual anual de las tasas para los intervalos fijos fue estimado por regresión lineal, y el cambio porcentual anual (CPA) de las tendencias se estimó mediante el análisis de regresión segmentada Joinpoint, la significación estadística general se fijó en $\alpha=0,05$, y se le permitió un máximo de tres puntos de cambio (joinpoints) y cuatro segmentos de línea para cada modelo. **Resultados:** Se muestran estadísticas de 15 tipos de cáncer más comunes en las cinco principales poblaciones raciales/étnicas de los Estados de 1975 a 2002 y características de población basadas en el tratamiento del cáncer. Para cáncer gástrico se muestra una tendencia decreciente en la mortalidad en hombres CPA -2.3, 1975-1987 estadísticamente significativo (ES); CPA -0.9,

1987-1991 (No ES); CPA -3.5, 1991-2002 (ES) y en mujeres CPA -2.8, 1975-1987 (ES); CPA -0.5, 1987-1990 (No ES); CPA -2.6, 1990-2002 (ES). Las tasas de mortalidad por cáncer gástrico se redujeron para los hombres y mujeres de todas las poblaciones raciales y étnicas, excepto para los hombres y mujeres indio americanos. **Conclusiones:** Se observa disparidades en la incidencia de cáncer gástrico siendo dos veces más alta en la raza negra comparada con la raza blanca. También se observó que el cáncer gástrico afecta principalmente a los descendientes asiáticos, indios americanos y latinos. Los descendientes asiáticos tuvieron la mayor tasa de incidencia, pero la mortalidad fue más alta en hombres negros. (Edwards, y otros, 2005)

Borras, Gispert, Domenech, & Cléries, “Análisis de la incidencia, la supervivencia y la mortalidad según las principales localizaciones tumorales, 1985-2019: cáncer gástrico” (2008).

Objetivo: Se describe la epidemiología del cáncer gástrico en Cataluña para el período 1985-2004 y las proyecciones de la incidencia y la mortalidad hasta 2019. **Método:** Se presentan tasas ajustadas de incidencia y mortalidad, se reportan los CPA para mortalidad en el período de estudio. **Resultados:** Se describe que las zonas de mayor mortalidad por cáncer gástrico se ubica en las zonas montañosas del interior; pero en general, ha decrecido proporcionalmente un poco más que la incidencia, igual que ha pasado en las últimas dos décadas en el resto de Europa. Las proyecciones indican que posiblemente se establezca debido al incremento del envejecimiento de la población. En el período 1985-2002, la incidencia del cáncer gástrico disminuyó ligeramente, en cambio, la mortalidad ha mostrado un patrón de clara disminución, tanto en Cataluña como en España y las cuatro regiones europeas. En Cataluña el porcentaje anual de cambio fue de -2,89 en hombres y -3,64 en mujeres. **Conclusión:** Existe disparidad en la evolución del cáncer gástrico que se refleja también en la incidencia entre los distintos grupos de edad, mientras que el descenso en la mortalidad es más homogéneo para ambos sexos. (Borras, Gispert,

Domenech, & Cléries, 2008)

García- Esquinas, y otros, “Gastric cancer mortality trends in Spain, 1976-2005, differences by autonomous region and sex” (2009). **Objetivo:** Se describe la evolución temporal de la mortalidad por cáncer gástrico en España y sus regiones para el período 1976 a 2005. **Método:** a partir de los datos de muerte certificada en el Instituto Nacional de Estadística y usando como denominador la población estimada el 1° de julio de cada año se calcularon las tasas cruda y estandarizada de mortalidad por zona geográfica, sexo y periodo de cinco años; luego realizan un análisis de regresión joinpoint para determinar si se habían producido cambios en las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico, y para estimar la variación porcentual anual por sexo y área geográfica **Resultados:** Se encuentra una disminución de la mortalidad durante todo el período de estudio, la tendencia a la baja es más pronunciada en las mujeres (2,90% anual entre los hombres y 3,65% anual entre las mujeres) y en ciertas regiones situadas en el interior y norte de la España peninsular. Las regiones con tasa de disminución más aguda eran las que habían registrado inicialmente las tasas más altas. Sin embargo, la tasa de disminución no fue constante durante todo el período de estudio: en el análisis de regresión joinpoint se detecta un cambio en la tendencia de ambos sexos en la década de 1980. **Conclusiones:** concluyen que las diferencias entre los sexos podrían indicar que algunos factores de riesgo pueden estar influenciando de manera distinta a los sexos. (García- Esquinas, y otros, 2009)

Qiu, Katanoda, Marugame, & Sobue, “Joinpoint regression analysis of long-term trends in cancer mortality in Japan (1958–2004)”. (2009). **Objetivo:** Se analiza las tendencias a largo plazo de la mortalidad por cáncer en Japón (periodo 1958 a 2004) **Método:** mediante un modelo de regresión Joinpoint usando el *trend analysis*

software desarrollado por el Instituto Nacional del Cáncer de Estados Unidos; se analizan las tendencias de la mortalidad de las 15 neoplasias más frecuentes de Japón en base a los datos publicados de las Estadísticas Vitales Nacionales de Japón entre 1958 y 2004. **Resultados:** En esta investigación se encontró que desde 1996, se observa un descenso de la mortalidad por cáncer en general para ambos sexos en Japón. La mayoría de los sitios comunes, como el cáncer gástrico, colon, hígado, vesícula biliar y de pulmón y leucemia en ambos sexos, mostraron una tendencia a la baja. En hombres la tasa se redujo de 71.3 a 23.4 por 100,000 hab. y en mujeres de 37.2 a 9.2 por 100 000 hab. para el periodo de 1958 al 2004. **Conclusiones:** Se debe implementar un programa efectivo de control de cáncer que incluye la prevención, la detección temprana y el tratamiento para reducir aún más la mortalidad por cáncer, principalmente en las localizaciones con alta tasa de mortalidad y tendencia creciente. (Qiu, Katanoda, Marugame, & Sobue, 2009)

Schmassmann, Oldendorf, & Gebbers, “*Changing incidence of gastric and oesophageal cancer subtypes in central Switzerland between 1982 and 2007*”,(2009). **Objetivo:** Se evalúa las tasas de incidencia de cáncer gástrico y esofágico por subsitio y tipo histológico en Suiza Central durante el período 1982-2007. **Método:** Los datos se obtuvieron del Registro de Cáncer del Instituto de Patología de Lucerna, el Centro Médico en Suiza Central. Se calcularon las tasas de incidencia por sexo y tasas específicas ajustadas por edad (estandarizado a la población estándar europea), **Resultados:** Se diagnosticaron 2.322 cánceres: 1.240 adenocarcinomas gástricos no cardias, 459 adenocarcinomas del cardias gástrico, 248 adenocarcinomas de esófago, y 375 carcinomas de células escamosas. De 1982 a 2007, las tasas de incidencia de adenocarcinoma noncardia disminuyeron sustancialmente de 17,9 (por 100.000) a 6,0 en los hombres y de 10,3 a 5,5 en las mujeres. En los hombres, la incidencia de adenocarcinoma del cardias gástrico

disminuyó de 7,5 a 4.3, la incidencia de adenocarcinoma esofágico aumentó de 3,3 a 4,8, y la incidencia de esófago carcinoma de células escamosas disminuido de 6,6 a 4.1; las tasas de incidencia de estos cánceres fueron bajas en las mujeres (1,1-2,4). **Conclusiones:** La incidencia de carcinoma gástrico no cardias ha disminuido sustancialmente en los últimos 26 años. A diferencia de otros países occidentales, la incidencia de adenocarcinoma de cardias gástrico no aumentó en el centro de Suiza. A diferencia de la tasa de adenocarcinoma esofágico que aumentó, la tasa de carcinoma de células escamosas disminuyó. Estos resultados sugieren cambios sustanciales en los factores de riesgo ambientales y de estilo de vida durante los últimos 26 años. (Schmassmann & Oldendorf, Barrett's esophagus: diagnosis and therapy, 2005)

Katanoda & Yako-Suketomo, "Comparison of Time Trends in Stomach Cancer Incidence (1973 – 2002) in Asia, from Cancer Incidence in Five Continents"(2009). Objetivo: Se compararon las tendencias temporales de la tasa estandarizada por edad (TEE) de la incidencia de cáncer gástrico entre 13 registros de cáncer seleccionados y los grupos étnicos / raciales en Asia. **Método:** Se tomaron como fuente los datos de la incidencia de cáncer en cinco Continentes Vol. IV-IX (año en el diagnóstico: 1973 - 77, 1978 hasta 1982, 1983-1987, 1988-92, 1993 – 97 y 1998-2002, respectivamente). La población mundial se utilizó para la estandarización. Asia se dividió en tres áreas: 1) Asia oriental incluye China y Japón; 2) Sudoriental Asia incluye Filipinas, Singapur y Tailandia; Sur-Central y 3) Asia Occidental incluye la India, Israel y Kuwait. **Resultados:** Se reporta una tendencia a la disminución en general en las tres áreas de Asia. Miyagi, Osaka (Japón), Shanghai (China), y chinos de Singapur tenían TEEs más altos que otros registros. En Sur-Centro y Asia Occidental, judíos en Israel y Chennai (India) tendían a tener TEEs más altos que los otros dos registros, a pesar de que estaban en el mismo nivel que el valor más bajo en Asia oriental. La evolución temporal de TEE de la

incidencia de cáncer gástrico para las mujeres tiende a ser más bajo que los hombres en todos los registros. **Conclusiones:** Existe una disminución en la incidencia de cáncer gástrico en el continente asiático, las mujeres tienen patrones similares a los hombres. (Katanoda & Yako-Suketomo, 2009)

Znaor, y col., “Cancer incidence and mortality patterns in South Eastern Europe in the last decade: Gaps persist compared with the rest of Europe. European Journal of Cancer” (2013). Objetivo: Se revisaron datos de los registros de cáncer del sudeste de Europa para estimar la carga de los 17 tipos de cáncer más comunes en la región. **Método:** Los datos disponibles para el análisis provenían de Bulgaria, Croacia, Chipre, Malta, Rumania (Cluj County), Serbia, Eslovenia y Turquía (provincias de Antalya e Izmir), se analizaron la incidencia y la mortalidad (recuentos y tasas estandarizadas por edad, para el año más reciente disponible y para el período 1999-2008), se utilizaron la regresión Joinpoint para cuantificar las tendencias recientes. Las tasas altas, medias o bajas fueron tomadas en base a un ranking de 40 países de Europa. **Resultados:** Se reportan tasas de mortalidad estandarizada para hombres por 100, 000 habitantes para Eslovenia (13), Croacia (13.1), Serbia central (9.8), Rumania, Cluj County (21), Bulgaria (12.7), Turquía Antalya (9.8) y Malta (8.3); y baja para Chipre (4.8). En tanto, que la tasa de mortalidad estandarizada para mujeres por 100, 000 habitantes para Eslovenia (5.1), Croacia (6.2), Serbia central (4.4), Rumania, Cluj County (8), Bulgaria (6.2), Turquía Antalya (3.8), Chipre (3.6) y baja para Malta (2.5). La tendencia de mortalidad por cáncer gástrico para el período 1999-2008 fue estadísticamente significativa para Eslovenia (CPA -3.5); Croacia (CPA -3.0), Serbia central (CPA -2.2), Bulgaria (CPA -1.5) y Malta (CPA -3.7). En tanto que en mujeres se observó tendencia estadísticamente significativa en la disminución de la mortalidad por cáncer gástrico en Eslovenia (CPA -4.3), Croacia (CPA -0.7), Serbia central (CPA -4.5), Bulgaria (CPA -2.5)

y Malta (CPA -4.5). **Conclusiones:** Los datos confirman un aumento de las tasas de incidencia y mortalidad de cánceres relacionados con el tabaco del noroeste al sudeste de Europa, así como el aumento de las tasas de mortalidad de cáncer susceptible de ser tamizados. La falta de descenso de la mortalidad general por cáncer también indica niveles subóptimos de control del cáncer en la región. Pero se describe reducción de la mortalidad por cáncer gástrico. (Znaor, y otros, 2013)

Bosetti y col, “Cancer mortality in Europe, 2005-2009, and an overview of trends since 1980”, (2013). Objetivo: Se analizaron los datos de mortalidad por cáncer de la Organización Mundial de la Salud para 25 tipos de cáncer en 34 países europeos (además de la Unión Europea, UE) entre el 2005 y 2009. **Método:** Se calcularon las tasas estandarizadas de edad (por 100 000 años-persona), utilizando la población estándar mundial y se presenta una visión general de las tendencias a partir de 1980 para los principales países europeos, mediante regresión joinpoint. **Resultados:** La tasa de mortalidad masculina para cáncer gástrico en toda Europa osciló entre 4,3 en Suecia a 24,6 por 100 000 en Rusia y para mujeres osciló entre 1,9 en Francia a 10,1 por 100 000 en Rusia. El análisis de regresión joinpoint de las tendencias en las tasas de mortalidad (en todas las edades y truncada para 35 a 64 años) en los hombres y mujeres de la UE entre 1980 y 2009 mostró una disminución constante para el cáncer gástrico. **Conclusiones:** Existe una tendencia decreciente en la mortalidad por cáncer atribuible a cambios favorables en la exposición a factores de riesgo específicos del ambiente y estilo de vida, tal como una mejor conservación de los alimentos, y el control de infección por *Helicobacter pylori*. (Bosetti, y otros, 2013)

Villalobos, Bourlon, Del Castillo, & Torres, “Variaciones en la frecuencia de cáncer del aparato digestivo en el transcurso de 35 años en cuatro instituciones de la Ciudad de México de distinto

nivel socioeconómico” (2014). Objetivo: Se analizan los cambios epidemiológicos de las neoplasias de tubo digestivo en las últimas tres décadas en la población mexicana. **Método:** Se realiza una síntesis de la evidencia de 35 años de estudio observacional con registro de la frecuencia de las distintas neoplasias gastrointestinales en cuatro instituciones de la Ciudad de México con pacientes de diferentes estratos socioeconómicos; se correlacionaron los cambios en la ocurrencia de cáncer gastrointestinal y los resultados de dos encuestas de alimentación realizadas en este periodo. **Resultados:** Se evaluaron 14,325 neoplasias con confirmación histológica, el cáncer colorrectal desplazó al gástrico como la principal neoplasia gastrointestinal. Se encuentra relación entre los cambios en la dieta y el aumento del cáncer colorrectal, así como un aumento del adenocarcinoma del esófago en relación con el carcinoma epidermoide en asociación con el incremento en la frecuencia de reflujo gastroesofágico y esófago de Barrett. **Conclusiones:** Esta evidencia epidemiológica debe conducir a implementar medidas sanitarias para la prevención, diagnóstico temprano y tratamiento apropiado de las neoplasias gastrointestinales. (Villalobos, Bournon, Del Castillo, & Torres, 2014)

Pourhoseingholi, Vahedi, & Baghestani, “Burden of gastrointestinal cancer in Asia; an overview”. (2015). Objetivo: Se revisa la situación de las neoplasias gastrointestinales en el Asia, el continente que alberga al 60% de la población mundial. **Método:** se utilizan los datos estimados por GLOBOCAN respecto a las tasas estandarizadas por edad. **Resultados:** La mayor incidencia se ha informado en países de Asia oriental, como China, Corea y Japón. En Irán, es la forma de cáncer más frecuentemente diagnosticado y su tendencia va en aumento. Las tasas de incidencia bajas se encuentran en el sur de Asia. Se ha observado que están disminuyendo de manera significativa en todos los países, incluyendo China, Japón. Sin embargo, se estima que las tasas brutas han aumentado sustancialmente entre los años 2000 a 2020. Además, se predice que

la carga de cáncer gástrico disminuirá. La tasa estandarizada por edad (TEE) de la incidencia para Asia en el año 2012 de acuerdo a la estimación GLOBOCAN era de 15.8 y TEE de mortalidad fue de 11,7 por 100.000. Sin embargo, en Asia Oriental, la tasa de incidencia y la mortalidad fue mayor que en Asia oriental, pero más bajo que las regiones centro-sur y sudeste del continente. **Conclusiones:** El cáncer gástrico tienen la mortalidad más alta en esta región, la incidencia de cáncer gástrico está decreciendo, rara vez se detecta tempranamente y el pronóstico sigue siendo malo, la mayoría se presenta con metástasis al momento del diagnóstico. (Pourhoseingholi, Vahedi, & Baghestani, 2015)

Ferlay, y col., “Cancer incidence and mortality worldwide: Sources, methods and major patterns in GLOBOCAN 2012”,(2015).

Objetivo: Se estima la incidencia y mortalidad en todo el mundo para 27 tipos de cáncer más frecuentes y para el cáncer en general para el año 2012. **Método:** La Agencia Internacional para la Investigación sobre el Cáncer revisa las fuentes y los métodos utilizados en la elaboración de las estimaciones nacionales de incidencia y mortalidad del cáncer, y describe brevemente los principales resultados de la localización del cáncer en 20 grandes regiones del mundo. **Resultados:** Se registraron 14,1 millones de casos nuevos y 8,2 millones de defunciones en 2012. Las causas más frecuentes de muerte por cáncer fueron el cáncer de pulmón (1,6 millones de defunciones), el cáncer de hígado (745.000 defunciones), y el cáncer gástrico (723.000 defunciones). Se estimaron 951.000 casos de cáncer gástrico (6,8% del total), ocupó el quinto lugar. Más del 70% de los casos (677.000 casos) ocurrieron en países en desarrollo (456.000 en hombres, 221.000 en mujeres), y la mitad del total mundial se presentaron en Asia oriental (principalmente en China). Las tasas de incidencia estandarizadas por edad son dos veces mayores en los hombres que en las mujeres, con tasas de incidencia en el sexo

masculino que van desde 3,3 en África Occidental a 35,4 en Asia Oriental. El cáncer gástrico fue la tercera causa de muerte por cáncer en ambos sexos en todo el mundo en el año 2012 (723.000 defunciones, 8,8% del total). La tasa de mortalidad más alta se estima que está en Asia Oriental (14,0 por 100.000 en hombres, 9,8 por 100.000 en mujeres), la más baja en América del Norte (2,8 y 1,5, respectivamente). Altas tasas de mortalidad también se observan en Europa central y oriental, y en Centro y Sur América. **Conclusiones:** la mortalidad por cáncer gástrico ha sufrido un cambio sustancial, en 1975 era el más común. Se observan disparidades en la distribución por regiones geográficas. (Ferlay, y otros, 2015)

Sánchez-Barriga, JJ , “Tendencias de mortalidad y años de vida potencial perdidos por el cáncer gástrico en México, 2000-2012”. (2016). **“Antecedentes:** En México para el años, el cáncer gástrico (CG) fue la tercera causa de muerte por cáncer en individuos de 20 años de edad o mayores y sigue siendo un problema de salud pública debido a su alta mortalidad y bajas tasas de supervivencia, se observa baja calidad de vida. **Objetivos:** Fueron determinar las tendencias de mortalidad en México, por estado y nivel socioeconómica, también se evaluaron las tasas de años de vida potencial ajustados por edad perdidos debido a la CG, dentro del período 2000-2012. **Métodos:** Los registros de mortalidad asociados con CG para 2000-2012 se obtuvieron del Sistema Nacional de Información Sanitaria del Departamento de Salud de México. Se identificaron los códigos CIE 10 correspondientes a la causa básica de muerte por CG y se calcularon la mortalidad y los años ajustados por edad de las tasas potenciales de pérdida de vida, por región estatal y nivel socioeconómico. **Resultados:** En México, 69.107 personas murieron de CG en el período 2000-2012. La tasa de mortalidad ajustada por edad por cada 100.000 habitantes disminuyó de 7,5 a 5,6. La relación hombre-mujer fue de 1.15:1.0. Chiapas tuvo la tasa de mortalidad más alta de CG (9.2, 95% CI 8.2-10.3 [2000] y 8.2, 95% CI 7.3-9 [2012]), y la tasa más

alta de años de vida potencial perdida. **Conclusiones:** Utilizando la tasa estandarizada de mortalidad ajustada por edad en México por cada 100.000 habitantes se observa que el CG disminuyó de 7.5 a 5.6 entre 2000 y 2012. Chiapas y las regiones socioeconómicas 1: Guerrero, Oaxaca, Chiapas; 2: Campeche, Tabasco, Puebla, Tlaxcala, Veracruz, Morelos, San Luis de Potosí; y 5: Chihuahua, Sonora, Tamaulipas, Baja California y Baja California Sur; tuvieron la mayor mortalidad por CG (Chiapas: 9.2, IC 95% 8.2-10.3 [2000] y 8.2, IC 95% 7.3-9 [2012], región 1: 5.5, IC 95% 5.2-5.9 [2000] y 5.3, IC 95% 4.9-5.7 [2012]; región 2: 5.3, IC del 95% 5-5.6 [2000] y 5.4, IC del 95% 5.1-5.8 [2012]; región 5: 6.1, IC del 95% 5.6-6.6 [2000] y 4.6, IC del 95% 4.2-5 [2012]). Chiapas y la región socioeconómica 1 tuvieron la tasa más alta de años de vida potencial perdida (Chiapas: 97.4 [2000] y 79.6 [2012] y región 1: 73.5 [2000] 65 [2012])” (Sánchez-Barriga, 2016)

2.3. Bases teóricas

2.3.1. Modelos lineales generalizados para analizar las tendencias de las tasas de mortalidad

El análisis de las tendencias de las tasas de mortalidad es de suma importancia en salud pública debido a que facilita la planificación de recursos destinados al control de enfermedades.

En cáncer, enfermedad de un alto costo e impacto social en la población implica un despliegue mayor de recursos económicos, humanos y de tecnologías que deben ser provistas por los gestores de salud de una manera óptima.

Durante muchos años las unidades de epidemiología han presentado los datos a través de representaciones gráficas que son muy ilustrativas de las tendencias con que se presenta la mortalidad de una enfermedad; pero no se puede precisar con exactitud el momento que se presenta cierta variabilidad o el número de representaciones gráficas resulta ser muy alto y se entra en imprecisiones e interpretaciones erradas del conjunto de datos presentados; por lo que se recurre a los modelos estadísticos para suavizar los datos y presentarlos de una manera más objetiva y clara. (Jiang, Qiu, & Hatcher, 2010)

Los modelos lineales generalizados han sido utilizados durante mucho tiempo y poco aprovechados en su total dimensión, habitualmente se utilizan modelos de regresión lineal simple que asume supuestos que no se verifican en los datos, tales como la heterocedasticidad por género, edad, región y otras características.

2.3.1.1. Modelos de regresión lineal

Las tendencias temporales pueden ser investigadas mediante el análisis de regresión, el análisis de series temporales y otros métodos estadísticos.

El análisis de regresión lineal es el método más comúnmente usado, y se usa para analizar el comportamiento de los datos en el tiempo, asumiendo la existencia de una tendencia lineal de las tasas o frecuencias observadas.

2.3.1.2. Modelos log-lineales.

Para el análisis de las tendencias de las tasas de mortalidad se pueden utilizar modelos log-lineales asumiendo una distribución Poisson o los modelos lineales generalizados (MLG) con variable respuesta con distribución Poisson y función de enlace canónico, cuyo predictor incluya grupos de edad para cada periodo de tiempo. (Jiang, Qiu, & Hatcher, 2010)

Asumir la distribución poisson para modelar las tendencias de las tasas de mortalidad, es más natural que suponer normalidad, dado que el número de defunciones es una variable discreta.

2.3.1.3. Modelos edad-período-cohorte.

Los modelos denominados edad-período-cohorte suelen utilizarse en estudios de epidemiología descriptiva para analizar las tendencias de la incidencia y de la mortalidad y valorar el efecto temporal de la ocurrencia de un evento. Estos modelos permiten evaluar el efecto de estos tres factores por separado, lo cual puede tener importancia para ciertas enfermedades que aumentan con la edad como las neoplasias (efecto edad), o los incrementos en las tasas, asociados con el tiempo transcurrido (efecto periodo y cohorte), también a fenómenos que

ocurren específicamente en un momento determinado como la introducción de un determinado fármaco (efecto periodo) o factores asociados a una generación como el consumo de tabaco en la década del 60 (efecto cohorte) (Gonzales, Llorca, & Moreno, 2002).

Los dos métodos más usados para analizar modelos edad-período-cohorte son: uno basado en funciones de penalización y otro en funciones estimables (tendencia lineal y curvaturas o desviaciones de la linealidad). Los métodos basados en funciones de penalización tienden a atribuir la tendencia a un efecto cohorte exclusivo, por lo que es más aconsejable utilizar los métodos basados en funciones estimables. No obstante, a pesar de que hace más de dos décadas que se utilizan, estos modelos, aún hoy, son objeto de debate por la dependencia lineal de las tres variables y la consiguiente dificultad de diferenciar los efectos. (Gonzales, Llorca, & Moreno, 2002)

2.3.1.4. Modelo Splines o Ajuste polinómico por segmentos

Algunas veces encontramos que un polinomio de bajo orden proporciona un ajuste pobre a los datos, y aumentar el orden del polinomio no mejora el problema. Los síntomas de esto son la falla de la suma residual de cuadrados para estabilizar o plots residuales que presentan una estructura remanente inexplicable. Este problema puede ocurrir cuando la función se comporta de manera diferente en diferentes partes del rango de x . (Montgomery, Peck, & Vining, 2012)

Ocasionalmente, las transformaciones en x y/o y eliminan este problema. Sin embargo, el enfoque habitual es dividir el rango de x en segmentos y ajustar una curva apropiada en cada segmento. Las funciones de spline ofrecen una forma útil de realizar este tipo de ajuste polinómico por partes. (Montgomery, Peck, & Vining, 2012)

Las splines son polinomios por partes de orden k . Los puntos de unión de las piezas generalmente se llaman nudos o “knots” en inglés.

Generalmente requerimos que los valores de la función y las primeras derivadas $k - 1$ coincidan en los knots, de modo que la spline sea una función continua con $k - 1$ derivadas continuas. La spline cúbica ($k = 3$) suele ser adecuada para la mayoría de los problemas prácticos. (Montgomery, Peck, & Vining, 2012)

Una spline cúbica con h knots, $t_1 < t_2 < \dots < t_h$, con primera y segunda derivadas continuas puede escribirse como:

$$E(y) = S(x) = \sum_{j=0}^3 \beta_{0j} x^j + \sum_{i=1}^h \beta_i (x - t_i)_+^3$$

$$(x - t_i)_+ = \begin{cases} (x - t_i) & \text{si } x - t_i > 0 \\ 0 & \text{si } x - t_i \leq 0 \end{cases}$$

Suponemos que las posiciones de los nudos son conocidas. Si las posiciones de los nudos son parámetros por estimar, el problema resultante es un problema de regresión no lineal.

Sin embargo, cuando se conocen las posiciones de los nudos, se ajusta la ecuación mediante una aplicación directa de mínimos cuadrados lineales.

Decidir sobre el número y la posición de los nudos y el orden del polinomio en cada segmento no es simple. Wold sugiere que debería haber la menor cantidad de nudos posible, con al menos cuatro o cinco puntos de datos por segmento (Wold, 1974). Aquí se debe tener precaución considerable porque la gran flexibilidad de las funciones de spline hace que sea muy fácil "sobre ajustar" los datos. Wold también sugiere que no debe haber más de un punto extremo (máximo o mínimo) y un punto de inflexión por segmento. En la medida de lo posible, los puntos extremos deben estar centrados en el segmento y los puntos de inflexión deben estar cerca de los nudos. Cuando la información previa sobre el proceso de generación de datos está disponible, esto a veces puede ayudar en el posicionamiento del nudo. El modelo básico de spline cúbico puede modificarse fácilmente

para ajustar polinomios de diferente orden en cada segmento e imponer diferentes restricciones de continuidad en los nudos. (Montgomery, Peck, & Vining, 2012)

2.3.1.5. Modelo de Regresión lineal por partes

Un caso de especial importancia por su carácter práctico implica el ajuste de modelos de regresión lineal por partes. Esto se puede tratar fácilmente con splines lineales. Por ejemplo, suponga que hay un solo nudo en t y que podría haber tanto un cambio de pendiente como una discontinuidad en el nudo (Montgomery, Peck, & Vining, 2012). El modelo de spline lineal resultante es:

$$E(y) = S(x) = \beta_{00} + \beta_{01}x + \beta_{10}(x - t)_+^0 + \beta_{11}(x - t)_+^1$$

Ahora si $x \leq t$, el modelo en línea recta es

$$E(y) = \beta_{00} + \beta_{01}x$$

Y si $x > t$, el modelo es

$$\begin{aligned} E(y) &= \beta_{00} + \beta_{01}x + \beta_{10}(1) + \beta_{11}(x - t) \\ &= (\beta_{00} + \beta_{10} - \beta_{11}t) + (\beta_{01} + \beta_{11})x \end{aligned}$$

Es decir, si $x \leq t$, el modelo tiene intersección β_{00} y pendiente β_{01} , mientras que si $x > t$, la intersección es $\beta_{00} + \beta_{10} - \beta_{11}t$ y la pendiente es $\beta_{01} + \beta_{11}$. El parámetro β_{10} representa la diferencia en la respuesta media en el nudo t . (Montgomery, Peck, & Vining, 2012)

Una función más suave resultaría si requiriéramos que la función de regresión sea continua en el nudo. Esto se logra fácilmente eliminando el término $\beta_{10}(x - t)_+^0$ del modelo original, dando:

$$E(y) = S(x) = \beta_{00} + \beta_{01}x + \beta_{11}(x - t)_+^1$$

Ahora si $x \leq t$, el modelo es:

$$E(y) = \beta_{00} + \beta_{01}x$$

Y si $x > t$, el modelo es:

$$\begin{aligned} E(y) &= \beta_{00} + \beta_{01}x + \beta_{11}(x - t) \\ &= (\beta_{00} - \beta_{11}t) + (\beta_{01} + \beta_{11})x \end{aligned}$$

2.3.2. Modelo de regresión segmentada o Modelo joinpoint.

El Modelo de regresión segmentada conocido también como Modelo joinpoint tiene otras denominaciones como regresión por segmentos, regresión lineal por trozos, o regresión de fase múltiple con la restricción de continuidad. (Jiang, Qiu, & Hatcher, 2010)

Los métodos anteriores no permiten cambios en las tendencias en el tiempo. Algunos tipos de cáncer, cambios en la exposición a factores de riesgo y/o la introducción de nuevos programas de detección de cáncer en etapas tempranas u otras intervenciones pueden afectar la evolución de los tipos y frecuencias. Los cambios repentinos en la estructura de la población, como los nuevos patrones de migración, también pueden dar lugar a cambios en las tendencias de las cifras reales de los cánceres. Por lo tanto, en las tendencias de modelado a través del tiempo, es importante ser capaz de detectar cuando se producen cambios estadísticamente significativos en la tendencia. (Jiang, Qiu, & Hatcher, 2010)

El Análisis de regresión segmentada o regresión joinpoint se aplica ampliamente para detectar estos puntos de cambios (joinpoints), determinar las tendencias entre puntos de cambio y se han utilizado para caracterizar tendencias y los avances de cáncer mediante segmentos lineales conectados. (Kafle, 2014)

La Estadística de Revisión del Cáncer, una publicación anual del Instituto Nacional del Cáncer de los Estados Unidos, los informes de las tendencias de la incidencia y mortalidad por cáncer; así como el Reporte anual a la Nación desde su primera publicación en 1998 utilizan los modelos Joinpoint. (National Cancer Institute, 2015) (Edwards, y otros, 2010)

Los avances médicos que afectan la supervivencia de los pacientes diagnosticados en un marco de tiempo específico también han incluido joinpoints en los modelos de supervivencia para identificar y evaluar el impacto de los importantes avances médicos. Por ejemplo (Weller, Feuer, Frey, & Wesley, 1999) han modelado el impacto de los avances de tratamiento en la supervivencia en la enfermedad de Hodgkin mediante regresión de puntos de cambio, en su trabajo se observan dos joinpoints que ocurren cuando un progreso médico está cambiando la supervivencia como una función del año de diagnóstico; el primer joinpoint cuando se introduce la intervención, y el segundo cuando la estrategia se vuelve de uso común. (National Cancer Institute, 2015)

Dado que los modelos de regresión lineal asumen el hecho poco realista que el ritmo al que crece Y cuando X aumenta es el mismo independiente del valor que tenga X , una primera solución es suponer que existe un punto $\psi \in R$ tal que la relación de X e Y es lineal antes y después de ψ pero con diferentes pendientes. En adelante, el valor ψ será denominado “punto de cambio”. De este modo utilizando la adaptación de Gonzáles Carro (Gonzáles Carro, 2017) de la notación usada por Muggeo (Muggeo, 2003) tenemos la siguiente ecuación:

$$Y = \alpha_1 + \beta_1 X + \beta_\psi (X - \psi)_+ + \varepsilon \quad (2.1)$$

donde α_1 es el intercepto, ε el error del modelo y $(X - \psi)_+ = (X - \psi)I(x > \psi)$, siendo $I(\cdot)$ la función indicadora. Con esta notación, β_1 es la pendiente del modelo cuando $X \leq \psi$ y $\beta_1 + \beta_\psi$ es la pendiente cuando $X > \psi$. Equivalentemente, β_ψ puede ser interpretado como la diferencia entre la primera y la segunda pendiente del modelo. Nótese

que, ya que se supone que el punto de cambio existe, por definición se tiene $\beta_\psi \neq 0$. De no ser así el modelo (2.1) sería un modelo de regresión simple. (González Carro, 2017)

2.3.2.1. Supuestos del Modelo

Una suposición que lleva implícita el presente modelo es que la función de regresión debe ser continua en el punto $X = \psi$. El caso de no continuidad fue estudiado por Quandt (Quandt, 1958).

La situación anterior se puede adaptar a contextos más generales en los que exista K puntos de cambio ψ_1, \dots, ψ_k para la variable explicativa. El modelo descrito (2.1) sería un caso particular del modelo general.

$$Y = \alpha_1 + \beta_1 X + \sum_{k=1}^k \beta_{\psi_k} (X - \psi_k)_+ + \varepsilon, \quad (2.2)$$

donde $(X - \psi_k)_+ = (X - \psi_k)I(X > \psi_k)$, $k = 1, \dots, K$. En este caso, β_{ψ_k} representa el cambio de la pendiente entre $X = \psi_k$ y $X = \psi_{k+1}$ cuando $k = 1, \dots, K - 1$. Equivalentemente, $\beta_{\psi_1} + \dots + \beta_{\psi_k}$ mide el aumento de Y al aumentar una unidad X cuando ésta toma valores en el intervalo $[\psi_k, \psi_{k+1})$, $k \in \{1, \dots, K - 1\}$ ó $[\psi_k, \infty)$ en el caso de β_{ψ_k} . Del mismo modo que antes, se supondrá que la función de regresión debe ser continua en todos los puntos ψ_1, \dots, ψ_k . (González Carro, 2017)

Para poder realizar la inferencia sobre el modelo de regresión segmentada, es necesario que éste verifique una serie de hipótesis:

- **Homocedasticidad.** La varianza del error es la misma para cualquier valor de la variable X . Esto es, $Var(\varepsilon | X = x) = \sigma^2 \forall x \in \text{Sop}(X)$, siendo $\text{Sop}(X)$, el soporte de la variable X .
- **Normalidad.** Habitualmente, se suele exigir también que la distribución de ε sea normal. Juntando esta condición con la anterior, esto se traduciría en que $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$.
- **Incorrelación.** Dada una muestra aleatoria simple de tamaño n , las variables aleatorias que representan a los errores $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n$ son

incorrelacionados. (González Carro, 2017)

Estas tres Hipótesis también se suelen asumir para hacer inferencia cuando se trabaja con el modelo de regresión lineal.

Considerando que los supuestos de homocedasticidad e incorrelación de los errores, por lo general, no se verifican para datos de series de tiempo, se asume heteroscedasticidad y se emplea el método de estimación por mínimos cuadrados ponderados para el ajuste del modelo de regresión lineal Joinpoint. La distribución subyacente para la variable respuesta o su transformación puede asumirse como:

(i) $y_i \sim N(\mu_i, \sigma^2)$, Para las tasas homocedásticas o tasas log

(ii) $y_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, Para las tasas heterocedásticas o tasas sin transformar.

(iii) $y_i \sim Poi(\mu_i)$, Para el recuento sin ajuste por el tamaño de la población (sin variable offset)

(iv) $y_i \sim Poi\left(\frac{\mu_i}{p_i}\right)$, Para el recuento con ajuste por tamaño de población (con variable offset) (González Carro, 2017)

2.3.2.2. Estimación de parámetros

Ya que el modelo (2.1) es un modelo paramétrico, la relación X e Y depende de unos parámetros teóricos desconocidos en la práctica. Será necesario entonces tomar muestras con observaciones conjuntas de las dos variables para poder estimar los parámetros de este. Este muestreo se puede realizar de dos maneras: (González Carro, 2017)

- **Diseño fijo.** En este caso los valores de la variable explicativa están fijados de antemano de acuerdo con algún criterio que considere apropiado se puede sacar conclusiones del mismo.
- **Diseño aleatorio.** Los valores obtenidos de las variables al tomar

la muestra son aleatorios.

De ahora en adelante se supondrá diseño fijo salvo que se especifique lo contrario y las muestras se denotarán por $\{(x_1, Y_1), \dots, (x_n, Y_n)\}$.

Así pues, dada una muestra aleatoria simple, el modelo (2.1) sugiere que:

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 x_i + \beta_\psi (X - \psi)_+ + \varepsilon_i \quad i \in \{1, \dots, n\} \quad (2.3)$$

donde ε_1 es el error asociado a la i -ésima observación de la muestra. Por simplicidad, de ahora en adelante se supondrá que los x_i están abordados de forma creciente. Es decir, $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$,

Para el caso de que el punto de cambio ψ sea conocido, (Sprenst, 1961) estima los parámetros de tendencia mediante mínimos cuadrados haciendo uso de los multiplicadores de Lagrange.

Hinkley se basa en estas ideas y desarrolla un método para estimar los parámetros de tendencia cuando ψ sea desconocido (Hinkley, 1969). Dicho método se resume en encontrar el intervalo en el que se maximice la función de verosimilitud asociada al modelo y hallar el punto de corte de dos rectas en él. Este método es muy similar al de Hudson (1966), que no maximiza la función de verosimilitud, sino que minimiza la suma cuadrática de residuos (Hudson, 1966). Muggeo (2003) propone un algoritmo basado en aproximaciones en series de Taylor para estimar los parámetros del modelo, incluido el punto de cambio ψ . (Muggeo, 2003). También analiza la posibilidad de que existan varios puntos de cambio y presenta una sencilla forma de extender su algoritmo a este supuesto. Hudson también contempla esta situación, aunque su propuesta conlleva una gran carga computacional. (González Carro, 2017)

Estos métodos suponen la existencia de punto de cambio, que no siempre tiene por qué estar garantizado. Para contrastar esta hipótesis, Hinkley (Hinkley, 1971) propone una prueba de razón de

verosimilitudes basado en el estadístico de Hinkley (1969). Por su parte, (Davies, 1977) desarrolla un contraste de tipo Kolmogorov–Smirnov y da una cota superior para el p-valor de su contraste. Este último procedimiento es el utilizado por Muggeo (2003) para verificar si realmente existe un punto de corte. (González Carro, 2017)

Cuando se plantea la utilización de regresión segmentada, es muy razonable preguntarse si verdaderamente aporta algo frente a otros métodos como, por ejemplo, la regresión suavizada. Estos procedimientos no llevan implícita ninguna suposición respecto a los datos ni a la relación existente entre las variables respuesta y explicativa, mientras que la estimación por máxima verosimilitud y la inferencia para el modelo de regresión segmentada exigen que el error del modelo sea normal y la relación sea lineal a trozos. Plantear un modelo paramétrico sin saber a ciencia cierta si realmente es correcto, en ocasiones es arriesgado. Sin embargo, también tienen otras ventajas respecto a estas otras alternativas. La más inmediata es que la regresión segmentada permite cuantificar de manera simple (a través de un parámetro) el crecimiento de una variable respecto a la otra. Además, en general todos los métodos basados en suavizado necesitan de la estimación de un parámetro de ventana. Por último, cabe decir también que, si el modelo subyacente realmente es paramétrico, la tasa de convergencia de los estimadores paramétricos es más rápida que la relativa a los métodos no paramétricos. (González Carro, 2017)

2.3.2.3. Estimadores del punto de cambio

Todos los parámetros involucrados en el modelo (2.3) son desconocidos en la práctica y, consecuentemente, es necesario estimarlos. Una situación muy habitual es aquella que supone conocida la existencia de un punto de cambio, pero no su valor exacto. Asimismo, es razonable suponer que el punto de cambio se va a encontrar entre dos valores consecutivos de la variable explicativa en la muestra. De lo

contrario, el modelo ajustado a partir de la misma sería lineal simple. Así pues, a partir de ahora se supondrá que $x_i \leq \psi \leq x_{i+1}$ para algún $i \in \{2, \dots, n-1\}$. Una primera aproximación al problema de estimar ψ podría ser el proponer un candidato a estimador de ψ en cada intervalo y compararlos de acuerdo con algún criterio. En este caso, el valor elegido será el que maximice la función de verosimilitud asociada a los parámetros del modelo o, lo que es lo mismo, el que minimice la suma cuadrática de residuos. (González Carro, 2017)

Supuesto que $x_\tau \leq \psi < x_{\tau+1}$ para un cierto τ , el modelo (2.3) se puede reescribir como

$$Y_i = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i & i = 1, \dots, \tau \\ \alpha_2 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i & i = \tau + 1, \dots, n, \end{cases} \quad (2.4)$$

donde τ denota el índice de la muestra que marca el punto de cambio, $\alpha_2 = \alpha_1 - \beta_\psi \psi$ y $\beta_2 = (\beta_1 + \beta_\psi)$ son el intercepto y la pendiente del modelo de regresión lineal después del punto de cambio. Los cuatro parámetros de tendencia que intervienen en el modelo (2.4) recibirán el nombre de **parámetros de tendencia**. El objetivo es estimarlos y hallar el punto de cambio a partir de esas estimaciones. Con esta notación, la condición de continuidad fuerza a que ψ tome el valor

$$\psi = \frac{\alpha_1 - \alpha_2}{\beta_2 - \beta_1} \quad (2.5)$$

Ahora, por las hipótesis de normalidad y homocedasticidad del modelo, se puede deducir que $Y_i | X_i \sim N(\alpha_1 + \beta_1 x_i + \beta_\psi (x_i - \psi)_+, \sigma^2)$, para todo $i = 1, \dots, n$. Por lo tanto, es posible calcular la función de verosimilitud asociada a la muestra, que sigue la expresión:

$$L(Y_1, \dots, Y_n; \sigma, \tau, \psi, \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right)^n \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{\tau} (Y_i - \alpha_1 - \beta_1 x_i)^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=\tau+1}^n (Y_i - \alpha_2 - \beta_2 x_i)^2 \right\}, \quad (2.6)$$

Con $(\alpha_1 - \alpha_2) + \psi(\beta_2 - \beta_1) = 0$ por la condición (2.5).

La función de verosimilitud (2.6) puede ser maximizada respecto

de $\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2$ con la restricción de continuidad (2.5) de la función y condicionada a un τ fijo, como se ha dicho antes. De este modo, para cada valor de τ se obtendría $L_\tau(\psi)$, que es la función de verosimilitud asociada a que ψ esté en el intervalo $[x_\tau, x_{\tau+1})$. Además, se tiene:

$$L(\psi) = L_\tau(\psi) \quad x_t \leq \psi < x_{\tau+1}; \quad \tau = 2, \dots, n - 1$$

Puesto que maximizar la expresión (2.6) es equivalente a minimizar el exponente de la exponencial, el estimador de máxima verosimilitud de $(\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2)$ será el que minimice

$$RSS_\tau(\psi) = \sum_{i=1}^{\tau} (Y_i - \alpha_1 - \beta_1 x_i)^2 + \sum_{i=\tau+1}^n (Y_i - \alpha_2 - \beta_2 x_i)^2 \quad (2.7)$$

sujeta a la restricción de continuidad, siendo la función RSS_τ la suma cuadrática de residuos de un modelo de regresión segmentada cuyo punto de cambio pertenece al intervalo $[x_\tau, x_{\tau+1})$. Este problema de optimización fue abordado de dos maneras por Hudson (1966) y Hinkley (1969). (González Carro, 2017)

2.3.2.4. Método de Hudson

Hudson (1966) analiza un contexto más general, puesto que permite considerar funciones suficientemente regulares a ambos lados del punto de cambio que no sean necesariamente rectas. Distingue tres tipos de uniones entre los modelos antes y después del punto de cambio ψ :

- La unión de tipo 1 se produce cuando el punto de cambio se encuentra en el interior del intervalo $(x_\tau, x_{\tau+1})$ para algún $\tau \in \{2, \dots, n - 1\}$ y la función de regresión no es diferenciable en $x = \psi$.
- La unión de tipo 2 supone que el cambio se produce en $\psi = x_\tau$ para algún $\tau \in \{2, \dots, n - 1\}$, sea o no diferenciable la función de regresión en $x = \psi$. Este tipo de unión también engloba al modelo (2.3).
- En la mayoría de los casos no se conoce a ciencia cierta el tipo de

unión que se debe producir, la manera de afrontar este problema pasa por combinar los dos procedimientos previos del siguiente modo: Inicialmente, se prueba con uniones de tipo 1, es decir, suponiendo que el punto de cambio esté en el interior del intervalo $(x_\tau, x_{\tau+1})$. Posteriormente, se prueban también con uniones de tipo 2. La gran ventaja de este procedimiento es que, aunque parece que hay que realizar muchos cálculos. (González Carro, 2017)

Algoritmo de Hudson:

1. Seleccionar un τ inicial.
2. Calcular $\tilde{\beta}_{1,\tau}$ y $\tilde{\beta}_{2,\tau}$
3. Calcular $\hat{\psi}_\tau = \frac{\tilde{\alpha}_{1,\tau} - \tilde{\alpha}_{2,\tau}}{\tilde{\beta}_{2,\tau} - \tilde{\beta}_{1,\tau}}$
4. si $\hat{\psi}_\tau \in [x_\tau, x_{\tau+1})$, entonces calcular $T_{(\tau)}$, pasar al siguiente $\tau \in \{2, \dots, n - 1\}$
5. Repetir los Pasos 2 y 3 hasta que haya un $\tau = \tau'$ tal que $\hat{\psi}_{\tau'} \in [x_{\tau'}, x_{\tau'+1})$. En ese caso, se calculan $S(\tau')$ y $S(\tau' + 1)$. Hecho esto, pasar al siguiente τ y volver al paso 2 con el siguiente valor de τ .
6. Elegir como $\hat{\psi}$ el $\hat{\psi}_\tau$ de los anteriores que minimice la función de regresión RSS_τ . (González Carro, 2017)

Además de los dos tipos de unión considerados, Hudson (1966) trata también el caso de unión continua y derivable en el punto de cambio (unión de tipo 3) y menciona el caso degenerado de unión fuera del intervalo $[x_1, x_n]$ (unión de tipo 4). Como ya ocurría con las uniones de tipo 1 y 2, existen una serie de resultados que permiten ahorrar cálculos en estas situaciones y pueden ser consultados en Hudson (1966).

Este estimador tiene buenas propiedades, como son la insesgadez asintótica y la consistencia. Además, su distribución asintótica es normal. (González Carro, 2017)

2.3.2.5. Método de Hinkley

Hinkley (Hinkley, 1969) propone un procedimiento similar al de Hudson, pero modificando la función a maximizar, intenta encontrar una función de regresión RSS_τ , que es la suma cuadrática de residuos asociada a un punto de cambio en el intervalo $[x_\tau, x_{\tau+1})$. Propone en lugar de la función usada para hallar $\hat{\psi}$, la siguiente:

$$Z_\tau^2(\omega) = RSS^0 - RSS_\tau(\omega) \quad (2.8)$$

siendo RSS^0 la suma cuadrática de residuos del modelo de regresión lineal simple (sin punto de cambio) ajustado con la muestra $\{(x_i, Y_i)\}_{i=1}^n$. Por tanto, es un término que permanece constante sea cual sea el valor de ω . De este modo, minimizar el modelo (2.7), que es lo mismo que maximizar la función de verosimilitud, es estadísticamente equivalente a maximizar el modelo (2.8), por lo que el objetivo ahora es encontrar el máximo de esta última función. (González Carro, 2017)

Algoritmo de Hinkley

1. Seleccionar un τ inicial.
2. Calcular $\tilde{\beta}_{1,\tau}$ y $\tilde{\beta}_{2,\tau}$
3. Calcular $\hat{\psi}_\tau = \frac{\tilde{\alpha}_{1,\tau} - \tilde{\alpha}_{2,\tau}}{\tilde{\beta}_{2,\tau} - \tilde{\beta}_{1,\tau}}$
4. si $\hat{\psi}_\tau \in [x_\tau, x_{\tau+1})$, entonces calcular $Z_\tau^2(\hat{\psi}_\tau)$, pasar al siguiente $\tau \in \{2, \dots, n-1\}$
5. Repetir los Pasos 2 y 3 hasta que haya un $\tau = \tau'$ tal que $\hat{\psi}_{\tau'} \in [x_{\tau'}, x_{\tau'+1})$. En ese caso, descartar $\hat{\psi}_{\tau'}$ y calcular $Z_{\tau'}^2(x_{\tau'})$ y $Z_{\tau'}^2(x_{\tau'+1})$ Hecho esto, pasar al siguiente τ y volver al paso 2.
6. Elegir como $\hat{\psi}$ el $\hat{\psi}_\tau$ de los anteriores que maximice la función de regresión Z_τ^2 .

Este procedimiento tiene la ventaja de que no hay que recurrir a funciones de regresión auxiliares como T y S, ya que todos los cálculos se hacen con la función de verosimilitud. (González Carro, 2017)

2.3.2.6. Método de Muggeo

Los dos algoritmos tratados hasta el momento buscaban el valor del punto de cambio ψ perteneciente al modelo (2.4) en una rejilla de valores determinada por la muestra. Estos valores se obtenían dividiendo la muestra en dos partes y hallando el punto de corte entre dos rectas, lo cual permitía estimar también los parámetros de tendencia del modelo (que, recordemos, eran el intercepto α_1 y la pendiente β_1 antes del punto de cambio y el intercepto α_2 y pendiente β_2 después del punto de cambio). Muggeo (2003) propone una metodología distinta basada en la aproximación mediante un polinomio de Taylor. (González Carro, 2017)

Este procedimiento tiene la ventaja de que proporciona estimadores de máxima verosimilitud para todos los parámetros que intervienen en el modelo en cada paso. Consecuentemente, el límite también lo será. El inconveniente es que este algoritmo no tiene asegurada la convergencia para un $\psi^{(0)}$ arbitrario, aunque rara vez se tomará como semilla inicial un punto que diste mucho del verdadero valor de ψ . Puesto que, en cada paso, el algoritmo de Muggeo ajusta un modelo de regresión múltiple, una opción para averiguar cuándo no converge el algoritmo es intentar dar alguna condición para la cual la minimización de su suma cuadrática de residuos no tenga solución. Esto es, cuando el producto de la matriz de diseño del modelo y su traspuesta, $X'X$, no tenga inversa. (González Carro, 2017)

Algoritmo de Muggeo

1. Seleccionar $\psi^{(0)}$ inicial.
2. Calcular $U^{(0)} = (X - \psi^{(0)})_+$ y $V^{(0)} = -I(X > \psi^{(0)})$.
3. Estimar los coeficientes relativos a $U^{(0)}$ y $V^{(0)}$ en el modelo $Y = \alpha_1 + \beta_1 X + \beta_\psi U^{(0)} + \gamma V^{(0)}$ mediante $\hat{\beta}_\psi$ y $\hat{\gamma}$
4. Calcular el nuevo iterante $\psi^{(1)} = \psi^{(0)} + \frac{\hat{\gamma}}{\hat{\beta}_\psi}$.

5. Volver al Paso 1 tomando $\psi^{(1)}$ como iterante inicial.
6. El proceso termina cuando $|\widehat{\gamma}|$ es más pequeño que un Número llamado tolerancia. Cuando $|\widehat{\gamma}|$ es menor que la tolerancia, lo que realmente ocurre es que toma un valor muy cercano a 0 y no se considera necesario seguir con el algoritmo, dando por buena la aproximación de ψ obtenida. En este trabajo, la tolerancia será 0.0001 en todos los casos.

Este método sólo es válido cuando hay una única variable que presenta segmentación en el modelo. Es decir, si se pretende hacer regresión sobre dos variables explicativas X_1 , X_2 y se supone que ambas presentan punto de cambio, el método no será válido. (González Carro, 2017)

2.3.2.7. Estimación con varios puntos de cambio

Hasta ahora se ha supuesto que sólo existe un único punto de cambio de tendencia ψ en todo el dominio. Esto deriva de que apenas hay ejemplos de situaciones en las que el efecto de la explicativa cambie varias veces de tendencia y pueda ser modelable por rectas en todos los casos. No obstante, no hay nada que impida modelizar matemáticamente esta situación. Así pues, como ya se dijo anteriormente, el modelo (2.3) sería un caso particular de

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 X + \sum_{k=1}^K \beta_{\psi_k} (X - \psi_k)_+ + \varepsilon \quad (2.9)$$

con $K=1$ y $\psi_1 = \psi$. Por lo tanto, dada una muestra aleatoria simple, el modelo (2.2) sugiere que

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 x_i + \sum_{k=1}^K \beta_{\psi_k} (x_i - \psi_k)_+ + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

Nótese que este planteamiento exige saber exactamente cuántos puntos de cambio hay en el eje de abscisas. Ya que los tres métodos

presentados hasta el momento son específicos para el caso de $K = 1$ y no contemplan este escenario, surge ahora el problema de estimar los parámetros en esta situación y para ello se utilizan los métodos de Hudson y Muggeo (González Carro, 2017)

2.3.2.8. Método de Hudson para varios puntos de cambio

El método de Hudson cuando hay varios puntos de cambio resuelve el problema de la localización de los K puntos de cambio por fuerza bruta. Dado el número de puntos K , el método consiste en calcular todos los posibles modelos con 0, 1 y hasta K puntos de cambio calculados con los n datos de la muestra y escoger aquél con menor suma cuadrática de residuos. Hudson (1966) proporciona el número total de modelos a comparar, que viene dado por la expresión (González Carro, 2017)

$$\sum_{k=0}^K 2^k \binom{K}{k} \binom{n-K-2}{k}$$

Naturalmente, el gran inconveniente de este método es su gran carga computacional. Esto quiere decir que en una muestra de 50 datos el método tendría que calcular y comparar la suma cuadrática de residuos de 4325 modelos, lo cual es muy costoso computacionalmente. No obstante, dependiendo de cómo sea la muestra, se pueden ahorrar algunos cálculos. Por ejemplo, supongamos que disponemos de una muestra y que se han probado los modelos sin puntos de cambio y con un punto de cambio, resultando que el que minimiza la suma cuadrática de residuos es el punto $X = x_4$ y obtiene un resultado de $RSS_4 = 10$. Lo siguiente sería probar con los modelos con dos puntos de cambio. Si, por ejemplo, para $X = x_3$ se tiene que $RSS_3^1 > 10$, no tendría sentido seguir probando todos los modelos con dos puntos de cambio y tales que uno de ellos es $X = x_3$ porque la suma siempre va a ser mayor que 10 y, por tanto, peor que el modelo con un punto de cambio. (González Carro, 2017)

2.3.2.9. Método de Muggeo para varios puntos de cambio

El método de Muggeo (2003) cuando existen varios puntos de cambio es completamente análogo al mostrado para un único punto de cambio, aunque exige saber cuántos cambios de tendencia presenta la función de regresión de antemano y proporcionar un valor inicial para cada uno de ellos. No obstante, una representación gráfica de la función de regresión puede subsanar este problema. (González Carro, 2017)

Algoritmo de Muggeo con varios puntos de cambio.

1. Seleccionar $\psi_1^{(0)}, \dots, \psi_k^{(0)}$ iniciales.
2. Calcular $U_k^{(0)} = (X - \psi_k^{(0)})_+$ y $V_k^{(0)} = -I(X > \psi_k^{(0)})$, $k = 1, \dots, K$
3. Estimar los coeficientes relativos a $U_k^{(0)}$ y $V_k^{(0)}$, $k = 1, \dots, K$, en el modelo

$$Y = \alpha_1 + \beta_1 X + \sum_{k=1}^K \beta_{\psi_k} U_k^{(0)} + \sum_{k=1}^K \gamma_k V_k^{(0)}$$

mediante $\hat{\beta}_{\psi_k}$ y $\hat{\gamma}_k$

4. Calcular el nuevo iterante $\psi_k^{(1)} = \psi_k^{(0)} + \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\beta}_{\psi_k}}$, $k = 1, \dots, K$
5. Volver al Paso 1 tomando $\psi_k^{(1)}$, $k = 1, \dots, K$ como iterante inicial.

Muggeo (2003) sugiere no emplear un número demasiado elevado de puntos de cambio en el modelo porque éstos pasarían a tener un significado menos claro. Concretamente, en su artículo se recomienda no usar más de tres y utilizar funciones de suavizado en caso de que se vean necesarios más puntos. (González Carro, 2017)

A modo de resumen, los métodos de Hudson (1966) y Hinkley (1969) buscan el punto de cambio en una rejilla de valores determinada por la muestra, mientras que el método de Muggeo (2003) se basa en un algoritmo iterativo que recuerda al método de Newton. El resultado devuelto por el método de Hudson (1966) es el estimador de mínimos

cuadrados, mientras que Hinkley (1969) y Muggeo (2003) aproximan el estimador de máxima verosimilitud. No obstante, la insesgadez es asintótica, lo cual deja entrever que estos estimadores serán sesgados en muestras pequeñas. (González Carro, 2017)

2.3.2.10. Validación del modelo de regresión “joinpoint”

Supóngase un conjunto de observaciones: $\{(x_i, y_i): i=1, 2, n\}$; donde, $x_i < \dots < x_n$ corresponden a los tiempos (año calendario), $y_i, i = 1, 2, n$ son mediciones de una respuesta; por ejemplo, las tasas de mortalidad anuales estandarizadas o las frecuencias. El modelo de regresión segmentada, también se puede escribir como:

$$E(y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon \quad ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y $\tau_k, k = 1, 2, \dots, m; m < n,$ es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

El modelo (2.10) asume una tendencia lineal entre joinpoints y la continuidad de ellos.

A manera de resumen existen 3 aspectos sobre los cuales se debe tomar decisiones en el análisis de regresión joinpoint:

- La distribución de probabilidades de la respuesta y por ende la forma funcional del modelo.
- El número y ubicación de los joinpoints
- Elección del modelo de regresión joinpoint óptimo.

La forma funcional del modelo para la respuesta media.

Es necesario determinar la distribución de probabilidades que se

asumirá para la respuesta media. Usualmente, se asume una distribución normal o una poisson y el modelo será lineal o log lineal, respectivamente.

Si se asume una distribución normal será necesario realizar análisis exploratorios y confirmatorios de normalidad.

2.3.2.11. *El número de joinpoints.*

El número habitual de joinpoints a evaluar está entre 0 y 4. El número máximo de joinpoints depende de la longitud de los datos: con un mínimo número de 7 datos es posible encontrar un joinpoint, con 12 datos es posible encontrar 2 joinpoints, con 17 datos son 3, con 22 datos son 4 y con más de 26 es posible encontrar 5 joinpoints. (National Cancer Institute, 2017).

Kim y col. propusieron un método no paramétrico de regresión de punto de unión (Kim H.-J. , Fay, Feuer, & Midthune, 2000). (Kim H. J., Fay, Yu, Barrett, & Feuer, 2004). Este modelo es ampliamente utilizado para analizar y predecir los datos de mortalidad e incidencia. NCI usa esta metodología entre otras para encontrar las tendencias en mortalidad, incidencia y supervivencia de cánceres en los Estados Unidos. Este método detecta los puntos de unión en las tendencias mediante el uso de un método de búsqueda numérico y ajusta la regresión lineal entre dos puntos de unión consecutivos utilizando el enfoque de mínimos cuadrados parciales. El número final de puntos de unión se selecciona mediante una serie de enfoques basados en pruebas de permutación (PTB) o los criterios de información bayesianos (BIC). El método aplicado por el NCI basado en este enfoque puede ser útil para resumir la tendencia, pero no caracteriza adecuadamente la tendencia. Aunque esta técnica es de uso extenso sus limitaciones son prominentes. (Martinez-Beneito, Garcia-Donato, & Salmeron, 2011)

En 1992, Carlin y col desarrollaron un análisis jerárquico bayesiano del problema del punto de cambio en el que utilizaron un método iterativo

de Monte Carlo (Carlin, Gelfand, & Smith, 1992). Este es uno de los trabajos más notables para adaptarse a la regresión del punto de cambio bayesiano. En 2005, Tiwari y col. desarrollaron un enfoque de selección de modelo bayesiano para la regresión discreta del punto de cambio (Tiwari, y otros, 2005). Obtuvieron un logaritmo de las tasas ajustadas por edad $y_i = \ln(r_i) = \ln\left(\sum_{j=1}^J \omega_j \frac{d_{ij}}{n_{ij}}\right)$, $i = 1, 2, \dots, n$ y ajustaron el modelo considerando que los errores son distribuciones normales independientes e idénticas (IID). Observaron que este modelo logarítmico lineal es útil para modelar e interpretar las tendencias ya que las tasas de cáncer surgen de una distribución de Poisson que está sesgada. Más tarde, relajaron esa suposición al suponer que los errores se distribuyen normalmente con media cero y varianza $\omega_i \sigma^2$ con pesos conocidos ω_i . Asumieron que el espacio entre dos puntos de datos es constante. Más tarde relajaron esa suposición al aumentar los datos insertando un cierto número de puntos igualmente espaciados. En su enfoque, utilizaron dos criterios para seleccionar el mejor modelo: uno con el BIC más pequeño y el otro con el Factor Bayes. Sus resultados funcionaron mejor con los criterios BIC, hubo una mejora significativa sobre la prueba de permutación planteada por Kim y col. Los datos de mortalidad, incidencia y supervivencia en una población dada se analizan ampliamente a través del software de punto de unión de NCI que se basa en la prueba de permutación y criterios de información bayesianos. El impedimento común de ambos enfoques es que el punto de cambio se produce en un momento observado discreto. Aunque el modelo ajustado por edad de Tiwari y col. proporcionan una medida de incertidumbre relacionada con el número de puntos de unión en las tendencias, las suposiciones hechas sobre los errores son IID normales muy similares a las de Kim y col (2000) (Kafle, 2014).

Todos los estudios previos asumieron que los errores son IID normales para las tasas de mortalidad (o incidencia) no ajustadas o supusieron

un error normal para el logaritmo de las tasas ajustadas por edad. Esto no es relevante con aplicaciones del mundo real, como la mortalidad y la incidencia debido a una enfermedad específica en una población. Este supuesto de normalidad para el error en el modelo de regresión joinpoint se relaja por Ghosh y col. (2009) proponiendo un enfoque bayesiano en el modelo de regresión de punto de cambio paramétrico y semi paramétrico (Ghosh, Basu, & Tiwari, Bayesian Analysis of cancer rates from SEER Program Using Parametric and semiparametric JoinPoint Regression Models, 2009). Este fue el primer enfoque semi paramétrico que se ajustó al modelo de regresión de punto de unión bayesiano. Introdujeron un previo continuo para los puntos de unión inducidos por la distribución de Dirichlet que permite al usuario especificar los espacios mínimos entre dos puntos de unión consecutivos. Relajaron los supuestos paramétricos utilizando las mezclas de proceso de Dirichlet (DPM). Desarrollaron dos generalizaciones semi paramétricas del modelo paramétrico modelando el error Dirichlet Prior y la pendiente Dirichlet Priors relajando el supuesto paramétrico en la pendiente aleatoria y el error. Aplicaron los Criterios de información de desviación (DIC) y los Criterios predictivos con validación cruzada para acceder al mejor modelo. Su modelo de error DPM proporciona una predicción robusta. Sin embargo, asumieron un número fijo de puntos de cambio en el modelo y estimaron las tendencias en función de ese número fijo de puntos de cambio. (Kafle, 2014)

2.3.2.12. El modelo jointpoint óptimo.

Existe dos aspectos para determinar el modelo óptimo: a) la prueba de hipótesis de los parámetros del modelo y b) la validación del modelo a través del criterio de clasificación.

- a) Los procedimientos de selección paso a paso basados en pruebas de hipótesis aplican secuencialmente pruebas F clásicas para

averiguar si algunos de los parámetros del modelo de regresión son iguales a cero.

- b) El criterio de información bayesiano (BIC) se basa en la suma de dos partes: la bondad de ajuste de un modelo candidato y la penalización por la complejidad del modelo.

Kim y col (2000) propusieron las pruebas de permutación para determinar el mejor número de puntos de cambio en el análisis de regresión segmentada. En la elección del mejor modelo entre uno con k puntos de cambio y la alternativa con l puntos de cambio, ellos propusieron el enfoque de simulación de Monte Carlo para las pruebas de permutación basadas en el estadístico F dado por:

$$F_{(0)} = \frac{RSS(l)}{RSS(k)} \quad (2.11)$$

Donde, $RSS(k)$ y $RSS(l)$ son las sumas de cuadrados residuales, para los modelos con k y l , grados de libertad (número de puntos de cambio), respectivamente. (Kim H.-J. , Fay, Feuer, & Midthune, 2000)

Utilizando el método de simulación de Monte Carlo se replica B veces (B bastante grande) y se calcula el número de replicas en las que la estadística F calculada ($F_{(i)}$) es mayor que el valor calculado, $F_{(0)}$. Luego se calcula el nivel de significación (p valor) como:

$$p = \frac{\#[F_{(i)} \geq F_{(0)}]}{B} \quad (2.12)$$

La prueba de la hipótesis nula H_0 : Modelo con k puntos de cambio (joinpoints) contra la alternativa H_a : Modelo con l puntos de cambio, se realiza comparando el nivel de significación calculado, valor p , con el nivel de significación ajustado, α' , para una prueba de Bonferroni, obtenido a partir del nivel de significación fijado α . Por ejemplo, si $\alpha = 0.05$, $k = 1$ de la prueba de permutación anterior: $k = 0$ y $l = 5$, y $l = 5, 4, 3$ ó 2 , entonces $\alpha' = \alpha / 4 = 0.0125$.

El método secuencial para determinar el modelo óptimo usando la prueba de permutación se describe a continuación:

- a) Establecer k_1 y k_0 los números máximo y mínimo de puntos de unión, respectivamente, $0 \leq k_0 < k_1$, y calcular $\alpha' = \frac{\alpha}{k_1 + k_0}$ para un nivel de significación fijado α ,
- b) Contrastar las hipótesis H_0 : El Modelo tiene k_0 puntos de unión, y H_1 : El Modelo tiene k_1 puntos de unión;
- c) Calcular $F_{(0)}$, $F_{(i)} = 1, 2, \dots, B-1$, y p valor de Monte Carlo obtenidos como en (2.3) y (2.4);
 - (i.) Si $p > \alpha'$, no hay evidencia para rechazar H_0 , y se establece $k_1 = k_1 - 1$.
 - (ii.) Si $p \leq \alpha'$, entonces se rechaza H_0 ; se establece $k_0 = k_0 + 1$, y se calcula el nuevo nivel de significación $\alpha' = \frac{\alpha}{k_1 - k_0}$
- d. Repetir los pasos b y c hasta que $k_1 = k_0 + 1$.

Por lo general, el modelo óptimo determinado por BIC se puede lograr mediante los siguientes procesos:

- ✓ Calcular el BIC para cada modelo de regresión joinpoint,
- ✓ Seleccione el modelo de regresión joinpoint con BIC mínimo como el modelo óptimo.

En el 2009, Ghosh y col (Gosh, Huang, & Tiwari, 2009) aplicaron enfoques bayesianos semi paramétricos para estudiar los datos de supervivencia basados en la población mediante regresión de punto de cambio. Utilizan la regresión bayesiana del punto de cambio para estudiar la tendencia de supervivencia. Su modelo se basa en la distribución de Poisson para estudiar la supervivencia relativa en la población. Utilizaron la mezcla de procesos de Dirichlet para estudiar las pendientes de regresión. En 2010, Ghosh y col. (Ghosh, Ghosh, & Tiwari, 2010) ajustaron un modelo de regresión de Poisson estratificado por edades semi paramétrico para resumir las tendencias en las tasas

de cáncer. Todos los trabajos anteriores ajustaron el modelo tomando el logaritmo de las tasas ajustadas por edad como una función lineal del tiempo. En su trabajo, consideraron la distribución de probabilidad de Poisson para la ocurrencia de muerte debido a una enfermedad particular en una población. Aplicaron modelos bayesianos semi paramétricos en la estimación de los parámetros mediante la estimación de los parámetros de intersección específicos de la edad de forma no paramétrica. Además, asumieron una distribución de mezcla con un punto de masa en cero para la pendiente que cambia en el punto de unión. Sin embargo, su método supone que se conoce el número máximo de puntos de unión. (Kafle, 2014).

El modelo lineal generalizado con función de enlace de registro en el modelo de regresión de punto de cambio que evalúa e incorpora la incertidumbre tanto en la selección del modelo como en los parámetros del modelo ha sido recientemente introducido e implementado por Martinez-Beneito y col. (2011) (Martinez-Beneito, Garcia-Donato, & Salmeron, 2011). Ellos propusieron un modelo de regresión de punto de cambio basado en el supuesto de Poisson en el que encuentran un método de reparametrización adecuado para manejar los puntos de cambio. Afirmaron que el modelo desarrollado es lo suficientemente sofisticado como para manejar la incertidumbre relacionada con el modelo y sus parámetros. En su aplicación, solo utilizaron recuentos de mortalidad observados anualmente (recuentos no ajustados por edad o recuentos brutos) para ajustar los datos sin tener en cuenta las tasas estandarizadas por edad. Además, no consideraron las posibles covariables que explican la mortalidad (o incidencia) en el modelo. La falta de estos dos puntos se debe a la carga computacional en el modelo. Sin embargo, a pesar del hecho de la carga computacional, no se puede socavar la posibilidad de incorporar las covariables aplicables que explican la variación entre los diferentes subgrupos de población. Su modelo desarrollado puede adaptarse a un número infinito de puntos de unión en las tendencias temporales. Sin embargo, es

necesario estudiar los problemas de incertidumbre relacionados con la detección de esos puntos de cambio. (Kafle, 2014)

Kafle en el 2014, desarrolla un modelo de regresión bayesiana de punto de unión estratificado por edad que tiene varias ventajas teóricas y aplicadas sobre el modelo de regresión bayesiano de punto de cambio existente. Este modelo se puede aplicar para obtener mejores estimaciones de las tasas de mortalidad (o incidencia), de tal manera que los salubristas, los funcionarios gubernamentales y los formuladores de políticas pueden usarlo para obtener el estado real de la enfermedad en la población. El modelo también se puede utilizar para comparar las tendencias en diferentes subpoblaciones, con las siguientes ventajas: 1) La propuesta de un Modelo de Regresión Bayesiano de Punto de Unión Estratificado por Edad que puede usarse para estudiar las tasas de mortalidad (o incidencia) específicas por edad que es adecuado para incorporar el efecto de confusión de la edad en la población. 2) El modelo de pendiente paralela propuesto reduce la carga computacional que es equivalente a ajustar modelos separados para cada grupo bajo el supuesto del Modelo de Poisson. Mientras tanto, el modelo puede capturar las tendencias para cada grupo de edad incorporando los términos de interacción en el modelo. 3) Se obtienen tasas ajustadas por edad confiables y precisas y su Cambio de porcentaje anual (CPA) para estudiar y comparar las tasas de mortalidad (o incidencia) en los diferentes subgrupos de población y 4) Dado que el modelo desarrollado puede tener un número infinito de puntos de unión en el modelo y hay incertidumbre relacionada con el enfoque de parametrización, la elección del prior para beta (asociado con puntos de cambio) se basa en una justificación teórica que ayuda a reducir la incertidumbre relacionada con la detección de puntos de unión. Además, los priores elegidos tienen una propiedad importante ya que permiten elegir una gran clase de hiper G-priors. (Kafle, 2014)

2.3.3. Caracterización de las tendencias en el modelo de regresión *joinpoint*.

2.3.3.1. Cambio de Porcentaje Anual (CPA). (NCI, 2017)

Es una manera de caracterizar las tendencias en las tasas de cáncer. Con este enfoque, se supone que las tasas de cáncer cambian en una proporción constante respecto a la tasa del año anterior. Por ejemplo, si el CPA es del 1%, y la tasa es de 50 por 100.000 en 1990, la tasa es de $50 \times 1,01 = 50,5$ en 1991 y $50,5 \times 1,01 = 51.005$ en 1992. Las tasas cambian en un porcentaje constante y cada año cambia linealmente en una escala logarítmica. Por esta razón, para estimar la CPA para una serie de datos, se utiliza el siguiente modelo de regresión:

$$\ln(R_t) = b_0 + b_1 t \quad (2.13)$$

Donde, $\ln(R_t)$ es el logaritmo natural de la tasa, R_t en el año t

El cambio porcentual anual (CPA) del año t para el año $t+1$ es dado por: (National Cancer Institute, 2017) (Kafle, 2014)

$$\begin{aligned} CPA &= \left[\frac{R_{t+1} - R_t}{R_t} \right] \times 100 = \frac{[e^{b_0 + b_1(t+1)} - e^{b_0 + b_1 t}]}{e^{b_0 + b_1 t}} \times 100 \\ &= (e^{b_1} - 1) \times 100 \end{aligned} \quad (2.14)$$

Una ventaja de esta caracterización de las tendencias es que se trata de una medida que es comparable a través de escalas, tanto para los cánceres raros como para los comunes. Por ejemplo, es razonable pensar que las tasas para un tipo de cáncer raro y otro común podrían cambiar en 1% al año, pero no es razonable pensar que un cáncer poco común y un cáncer común cambiarían en los mismos incrementos en una escala absoluta. Es decir, un cáncer con una tasa de 100 por 100.000 podría estar cambiando en un 2 por 100 mil cada año, pero un cáncer con una tasa de 1 por 100.000 probablemente no cambiaría con los mismos incrementos. (NCI, 2017)

No siempre es razonable esperar que un solo CPA pueda caracterizar con precisión la tendencia de una serie de tiempo. El modelo de

regresión joinpoint utiliza criterios estadísticos para determinar cuándo y con qué frecuencia se producen los cambios de CPA. Para las tasas de cáncer, es conveniente el uso de segmentos de funciones log-lineales unidos, por lo que cada segmento puede ser caracterizado usando un CPA. Por ejemplo, las tasas de cáncer pueden aumentar gradualmente durante un período de varios años, y aumentar considerablemente durante varios años después de eso, y luego caer gradualmente durante los próximos años. Encontrar el modelo de regresión segmentada que mejor se adapte a los datos nos permite determinar el tiempo en que el CPA se mantuvo constante, y en qué momentos se inician los cambios. (National Cancer Institute, 2017)

Cuadro 1. Interpretación del Cambio de Porcentaje Anual (CPA).

Valores de CPA	Interpretación
$CPA \leq -1.5$	Decreciente
$-1.5 < CPA \leq -0.5$	Levemente decreciente
$-0.5 < CPA < 0.5$	Estable
$0.5 \leq CPA < 1.5$	Levemente creciente
$CPA \geq 1.5$	Creciente

Fuente: Tomado de (SERGAS, 2005)

Estimación de Intervalos de confianza para el CPA

Para cualquier segmento con pendiente β_i , el Cambio de Porcentaje Anual (CPA) es $100\{\exp(\beta_i) - 1\}$.

Los límites de confianza de $100(1 - \alpha)\%$ son:

$[CPA_{LI(\alpha)}, CPA_{LS(\alpha)}]$, donde:

$$CPA_{LI(\alpha)} = 100 \left\{ \exp \left[\beta_i - t_{\alpha/2} * s \right] - 1 \right\}$$

$$CPA_{LS(\alpha)} = 100 \left\{ \exp \left[\beta_i + t_{\alpha/2} * s \right] - 1 \right\}$$

son los límites de confianza inferior y superior del intervalo, el punto $X_{\alpha/2}$ o en su versión estandarizada $t_{\alpha/2}$ es el α ésimo cuantil de la distribución t a dos colas, y s indica el error estándar para la pendiente de β_i . (National Cancer Institute, 2015)

2.3.3.2. Cambio de Porcentaje Anual Promedio (CPAP).

El Cambio de Porcentaje Anual Promedio (CPAP) se obtiene al estimar primero el modelo de punto de unión subyacente que mejor se ajusta a los datos. El CPAP sobre cualquier intervalo fijo se calcula utilizando un promedio ponderado de los coeficientes de pendiente de la línea de regresión del punto de unión subyacente con los pesos iguales a la longitud de cada segmento durante el intervalo. El paso final del cálculo transforma el promedio ponderado de los coeficientes de pendiente en un cambio porcentual anual. Si denotamos β_i como los coeficientes de pendiente para cada segmento en el rango de años deseado, y el w_i como la duración de cada segmento en el rango de años, luego:

$$CPA_i = \{Exp(\beta_i) - 1\} * 100$$

Y

$$CPAP = 100 \left\{ Exp \left(\frac{\sum w_i \beta_i}{\sum w_i} \right) - 1 \right\} \quad (2.15)$$

El CPAP para un rango de año que está completamente dentro de un único segmento de punto de unión es igual al CPA para ese segmento. (National Cancer Institute, 2017)

Estimación de Intervalos de confianza para el CPAP

Para calcular el intervalo de confianza paramétrico del Cambio de Porcentaje Anual Promedio (CPAP) se utilizará la expresión del peso normalizado:

$$\tilde{w}_i = w_i / \sum w_i$$

Reemplazando en la ecuación (2.15) tenemos:

$$CPAP = 100 \left\{ \text{Exp} \left(\sum \tilde{w}_i \beta_i \right) - 1 \right\}$$

Un intervalo de confianza aproximado del $100(1 - \alpha)\%$ para el verdadero porcentaje de cambio anual promedio es:

$[CPAP_{LI(\alpha)}, CPAP_{LS(\alpha)}]$, donde:

$$CPAP_{LI(\alpha)} = 100 \left\{ \exp \left[\log \left(\left(\frac{CPAP}{100} \right) + 1 \right) - Z_{\alpha/2} * \sqrt{\sum \tilde{w}_i^2 \hat{\sigma}_i^2} \right] - 1 \right\}$$

$$CPAP_{LS(\alpha)} = 100 \left\{ \exp \left[\log \left(\left(\frac{CPAP}{100} \right) + 1 \right) + Z_{\alpha/2} * \sqrt{\sum \tilde{w}_i^2 \hat{\sigma}_i^2} \right] - 1 \right\}$$

son los límites de confianza inferior y superior del intervalo, el punto $X_{\alpha/2}$ o en su versión estandarizada $Z_{\alpha/2}$ es el α ésimo cuantil de la distribución normal estándar a dos colas, y $\hat{\sigma}_i^2$ indica la varianza estimación de β_i obtenido a partir del ajuste del modelo de puntos de inflexión. (National Cancer Institute, 2015)

2.3.3.3. Comparación de tendencias por pares

En el análisis de regresión segmentada, muchas veces es necesario comparar dos conjuntos de datos de tendencias cuya función media está representada por un modelo de regresión segmentada, ya sea para comparar si dos funciones de regresión de Joinpoint son idénticas (prueba de coincidencia) o si las dos funciones medias de regresión son paralelas (prueba de paralelismo). (National Cancer Institute, 2015)

Kim y col (2004), consideran la regresión media de la función Joinpoint en el j ésimo año del i ésimo grupo, $x = x_{ij}$,

$$\mu_i(x) = \beta_{i0} + \beta_{i1}x_i + \gamma_{i1}(x - \tau_{i1})^+ + \dots + \gamma_{ik_i}(x - \tau_{ik_i})^+ ;$$

donde k_i es el número desconocido de joinpoints, las τ son los joinpoints desconocidos, los β y los γ son los coeficientes de regresión,

$$y (x - \tau_{i1})^+ = \begin{cases} (x - \tau_{i1}) & \text{si } (x - \tau_{i1}) > 0, \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

En general, los dos grupos pueden tener diferentes números de joinpoints, decir k_i para el i ésimo grupo. (Kim H. J., Fay, Yu, Barrett, & Feuer, 2004).

La hipótesis nula para la prueba de coincidencia es:

$$\begin{aligned} H_0: (\tau_{11}, \dots, \tau_{1k_i}, \beta_{10}, \beta_{11}, \gamma_{11}, \dots, \gamma_{1k_i}) \\ = (\tau_{21}, \dots, \tau_{2k_i}, \beta_{20}, \beta_{21}, \gamma_{21}, \dots, \gamma_{2k_i}) \end{aligned}$$

y la hipótesis nula para la prueba de paralelismo es:

$$H_0: (\tau_{11}, \dots, \tau_{1k_i}, \beta_{11}, \gamma_{11}, \dots, \gamma_{1k_i}) = (\tau_{21}, \dots, \tau_{2k_i}, \beta_{21}, \gamma_{21}, \dots, \gamma_{2k_i})$$

La estadística de prueba con $k = k_i$ es:

$$F_k = \frac{(RSS_{H_{0k}} - RSS_{H_{1k}}) / d_{1k}}{RSS_{H_{1k}} / d_{2k}}$$

donde RSS es la suma de residuos al cuadrado obtenidos del ajuste de mínimos cuadrados, d_{1k} y d_{2k} son grados apropiados de libertad. La elección recomendada (National Cancer Institute, 2015) basada en datos de k_i es el mayor número de joinpoints estimados según los modelos nulos y alternativos:

$$\hat{K}^+ = \max(\hat{K}_0, \hat{K}_1, \hat{K}_2),$$

donde \hat{K}_0 es el número de puntos de unión estimados para los dos grupos combinados bajo el modelo nulo, \hat{K}_1 y \hat{K}_2 son los números de puntos de unión estimados por separado. (National Cancer Institute, 2015)

El valor p de la prueba se estima utilizando la distribución de permutación del estadístico de prueba. Los residuos, obtenidos bajo el modelo nulo, se permutan para generar la distribución de permutación del estadístico de prueba, y el valor p se estima como la proporción de los conjuntos de datos de permutación cuyos valores de estadístico de prueba son mayores o iguales que el estadístico de prueba original (National Cancer Institute, 2015).

CAPITULO III. METODOLOGIA

3.1. Tipo y Diseño de la investigación

La investigación es de tipo:

- Descriptivo, correlacional de las tasas de mortalidad y su evolución en el tiempo.

El diseño es:

- Longitudinal de tendencia (series de tiempo), respecto a la tasa de mortalidad desde 1995 a 2013.

3.2. Población de estudio

Como se trata de un análisis de series de tiempo, las tasas de defunción anuales por cáncer gástrico en el Perú, (R_t) , durante el periodo 1995 - 2013, constituyen un proceso estocástico que se puede expresar como: $\{R_t: t = 1995, \dots, 2013\}$. Por lo tanto, la población es el conjunto de todas las ejecuciones del proceso estocástico (ensemble).

En este caso la unidad de análisis es un conglomerado (población del país en cada año).

3.3. Selección de muestra

Dado que las variables que conforman el proceso estocástico son las tasas de mortalidad, entonces, la serie de tiempo conformada por las tasas de defunción anuales observadas está construida por muestras de tamaño uno de cada una de las variables que conforman el proceso estocástico. Es decir que, la serie observada es una realización del proceso estocástico descrito en 3.2.

3.4. Técnicas de recolección de datos

La fuente de información fue secundaria, ya que recurrimos a los datos de mortalidad por cáncer gástrico desde el año 1995 al 2013 extraída de los certificados de defunciones del Registro de Hechos vitales de la Oficina General de Estadística e Informática del Ministerio de Salud, dicha oficina se encarga de validar y analizar la consistencia de los certificados de defunción recolectados.

El llenado del certificado de defunción es rutinario y obligatorio para todas las defunciones acontecidas en el territorio nacional.

Los registros de defunción incluyen la causa básica de la muerte codificada a partir de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE). Para codificar las defunciones, entre 1995 y 1999 se utilizó la novena versión (CIE-9) y desde el año 2000, la décima de esta clasificación (CIE-10).

Del registro de hechos vitales se seleccionaron los casos con causa básica de muerte con los códigos CIE-9: 152 y CIE-10: C-16, los casos identificados con datos inconsistentes fueron depurados. La población se obtuvo de las proyecciones censales del Instituto Nacional de Estadística e Informática (Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2009). Con estos datos se calcularon las tasas brutas y específicas por grupos de edad, sexo, región natural y región política. (Departamentos). Para calcular las tasas

estandarizadas por edad se utilizó como población de referencia la estimada por la OMS. (Ver Cuadro 2).

Luego de revisar los códigos CIE-9: 152 y CIE-10: C-16 y verificar la coherencia de los casos y consistencia de estos se lograron evaluar 49,690 casos de individuos con cáncer gástrico fallecidos entre los años 1995 al 2013.

Cuadro 2: Población por grupo de edad de Referencia OMS

EDAD	Población de Referencia (OMS)
De 0 a 4 años	8860
De 5 a 9 años	8690
De 10 a 14 años	8600
De 15 a 19 años	8470
De 20 a 24 años	8220
De 25 a 29 años	7930
De 30 a 34 años	7610
De 35 a 39 años	7150
De 40 a 44 años	6590
De 45 a 49 años	6040
De 50 a 54 años	5370
De 55 a 59 años	4550
De 60 a 64 años	3720
De 65 a 69 años	2960
De 70 a 74 años	2210
De 75 a 79 años	1520
De 80 y más años	1510
Total	100000

Fuente. Datos tomados de Ahmad, y otros, (2001)

3.5. Procedimiento de análisis de los datos

Se estimaron las tasas de mortalidad cruda y ajustada por año para el Perú, a partir de los registros de defunciones por cáncer gástrico obtenidos para el periodo comprendido entre los años 1995 al 2013;

La tendencia temporal de las tasas de mortalidad se analizó mediante modelos *joinpoint*.

En los modelos propuestos en la presente tesis se incorporaron como variables independientes: el sexo, la región política de procedencia, la región geográfica de procedencia, la edad en grupos quinquenales, excepto para los menores de 40 años y los de 80 a más años, el tiempo abordado de manera discreta por años y la interacción entre el tiempo y los grupos de edad. El modelo se ajustó bajo las hipótesis de la existencia de una evolución lineal del logaritmo natural de las tasas de mortalidad esperadas, aunque éstas fueron diferentes en cada grupo de edad. Como medida de resumen se empleó el cambio de porcentaje anual (CPA).

Para identificar los períodos entre los años 1995 y 2013 en que se produjeron cambios significativos en la tasa de mortalidad, se construyó un modelo de regresión de *joinpoint*. Este modelo, permitió identificar el momento en que se producen cambios significativos en la tendencia observada en dicho intervalo.

Los modelos de regresión *joinpoint* se utilizaron para estimar los CPA tanto de las tasas específicas de mortalidad por grupos de edad, sexo, región política y región natural como de la tasa global como se detalló en la sección 2.3.2 y 2.3.3. Además, se estimaron los puntos en el tiempo en que se producen los cambios en la tendencia.

El método utilizado para ubicar los *joinpoints* fue el de búsqueda en red o “Grid search”. El número máximo de *joinpoints* que se consideró fue de 5 y el método secuencial para determinar el modelo óptimo fue el criterio de información Bayesiano (BIC).

Para realizar el procesamiento de los datos se utilizó el Programa *joinpoint regression*, Versión 4.3.1.0 - abril de 2016 desarrollado por el Programa de Investigación de Vigilancia del Instituto Nacional del Cáncer de Estados Unidos. Este paquete de software estadístico para la plataforma Windows permite al usuario probar si los cambios observados en la tendencia son estadísticamente significativos, además, permite estudiar los posibles determinantes de estos cambios.

CAPITULO IV. RESULTADOS Y DISCUSION

4.1. Presentación de resultados

4.1.1. Características de la población estudiada

Se analizó un total de 49,690 registros de defunción con diagnóstico confirmado de cáncer gástrico registrados en el Perú en el período de 1995 al 2013, 19 años de estudio.

Cuadro 3. Número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú según persona que llena el certificado de defunción 1995 - 2013

Persona que llena el certificado	Frecuencia	Porcentaje
Médico	45,281	91.1
Otro Profesional	3,379	6.8
Personal salud	977	2.0
Ignorado	53	0.1
Total	49,690	100.0

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

En el cuadro 3, se observa que el 99.9% de los certificados de defunción emitidos fueron realizados por personal de salud, un 97.9% fueron profesionales de la salud.

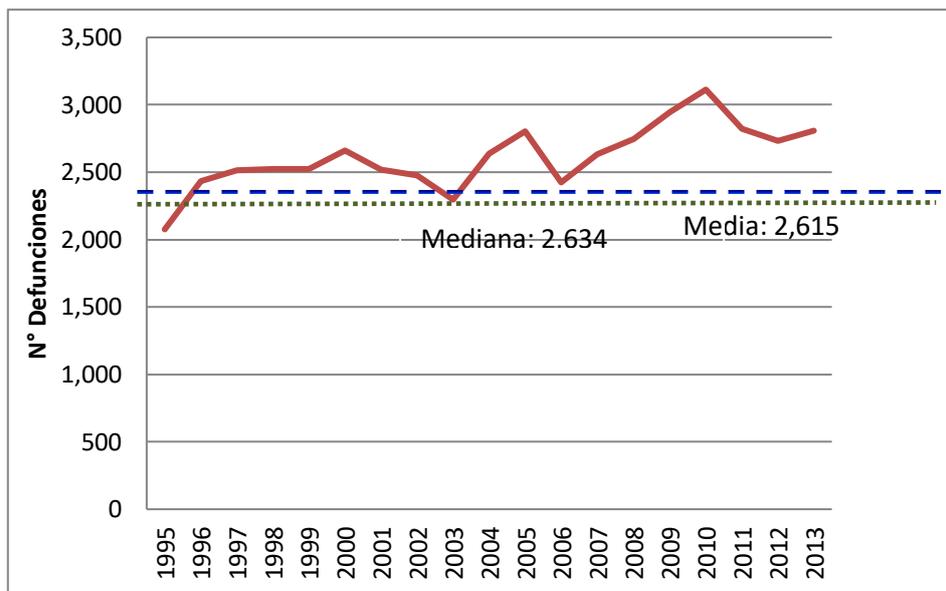


Figura 3. Distribución anual del número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú, período: 1995 – 2013. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

A lo largo de los 19 años de estudio, los casos se distribuyeron de forma uniforme, con una mediana de 2634 casos por año; muy similar a la media de 2615 y poca dispersión respecto a la media (DE 238.2 casos); el mínimo número de casos se presentó en el año 1995 con 2076 y el mayor número se registró el año 2010 con 3113 casos. (Ver figura 3)

Se registraron 25,870 defunciones por cáncer gástrico (52.1%) en hombres y 23,280 defunciones por cáncer gástrico (47.9%) en mujeres durante el período de 1995 al 2013. (Ver Cuadro 4)

Cuadro 4. Número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú distribuidos según sexo 1995 – 2013

Sexo	Frecuencia	Porcentaje
Masculino	25,870	52.1
Femenino	23,820	47.9
Total	49,690	100.0

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de salud

Se observa un incremento del número absoluto de defunciones por cáncer gástrico a medida que se avanza en edad, en menores de 40 años se registraron 3,281 casos (6.6%) y en mayores de 80 años 11,981 casos (24.1%). Cuando vemos los quinquenios de edad entre 40 y 80 años observamos un incremento de casi 2% por cada quinquenio de edad. (Ver cuadro 5).

La edad promedio a la defunción fue de Media: 67.2 años con una DE: 16.3 años

Cuadro 5. Número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú distribuidos según grupos de edad 1995 – 2013

Grupo de edad	Frecuencia	Porcentaje
Menor 40 años	3,281	6.6
40 - 44 años	1,301	2.6
45 - 49 años	2,085	4.2
50 - 54 años	2,889	5.8
55 a 59 años	3,553	7.2
60 - 64 años	4,868	9.8
65 - 69 años	5,937	11.9
70 - 74 años	6,858	13.8
75 - 79 años	6,937	14.0
80 a más años	11,981	24.1
Total	49,690	100.0

Fuente. Datos tomados de Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuando revisamos la distribución de las defunciones por cáncer gástrico por Región Política observamos que más de la tercera parte de casos se encontraban en la Región Lima, que además es la que concentra la tercera parte de la población peruana. El menor número de casos provenía de las regiones de Madre de Dios, Moquegua y Tumbes con 0.2%, 0.4% y 0.5% respectivamente. (Ver cuadro 6).

Cuadro 6. Número de defunciones por cáncer gástrico en el Perú según Región Política 1995 - 2013

Región política	Frecuencia	Porcentaje
Amazonas	421	0.8
Ancash	1937	3.9
Apurímac	618	1.2
Arequipa	1519	3.1
Ayacucho	1007	2.0
Cajamarca	2523	5.1
Callao	1687	3.4
Cusco	1365	2.7
Huancavelica	1264	2.5
Huánuco	2977	6.0
Ica	1587	3.2
Junín	3318	6.7
La libertad	3747	7.5
Lambayeque	1559	3.1
Lima	17706	35.6
Loreto	429	0.9
Madre de dios	77	0.2
Moquegua	180	0.4
Pasco	671	1.4
Piura	1884	3.8
Puno	1208	2.4
San Martín	847	1.7
Tacna	295	0.6
Tumbes	246	0.5
Ucayali	618	1.2
Total	49690	100.0

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.2. Tendencias en la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995 – 2013

Se observa una tendencia decreciente en la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú. Para el año 1995 se observa una tasa de mortalidad de 16,1 por 100,000 habitantes y para el año 2013 la tasa de mortalidad decrece a 11.4 por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión

segmentada estimado la tasa varia de 18.1 por 100,000 a 11.9 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro 7).

Cuadro 7. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico en el Perú 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	16.09	0.36	18.06
1996	17.99	0.37	17.64
1997	17.88	0.36	17.24
1998	17.52	0.35	16.84
1999	16.71	0.34	16.45
2000	17.18	0.34	16.07
2001	15.69	0.32	15.70
2002	14.88	0.30	15.34
2003	13.38	0.28	14.99
2004	14.89	0.29	14.65
2005	15.22	0.29	14.31
2006	12.69	0.26	13.98
2007	13.30	0.26	13.66
2008	13.33	0.26	13.34
2009	13.81	0.26	13.04
2010	14.14	0.25	12.74
2011	12.31	0.23	12.44
2012	11.55	0.22	12.10
2013	11.41	0.22	11.88

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 8. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	49.35	5.246	9.409	0.000
β_1	-0.023	0.003	-8.899	0.000

Los parámetros estimados β_0 y β_1 son estadísticamente significativos ($p < 0.05$) (Ver Cuadro 8). Por lo tanto, el modelo de regresión segmentada estimado presenta buen ajuste y aporta a una mejor caracterización de la tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú para el período 1995 a 2013.

Cuadro 9. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.3*	-2.8 -1.8	-8.9	0.000

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia para el modelo estimado es estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$); por lo que observamos un descenso en 2.3% anual de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú para el período 1995 al 2013 (Ver Cuadro 9).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 10. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)*	19	2	17	167.798	2.488
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	144.184	2.647
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	121.072	2.782
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	85.168	2.740

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada estimado con 0 joinpoints es el que mejor ajuste presenta por el valor de BIC más bajo (BIC=2.49) (ver Cuadro 10); Por lo tanto, asumiremos que: $(x_i - \tau_k)^+ = 0$ y reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i = 49.35 - 0.02x_i; \quad x_i = 1995, \dots, 2013$$

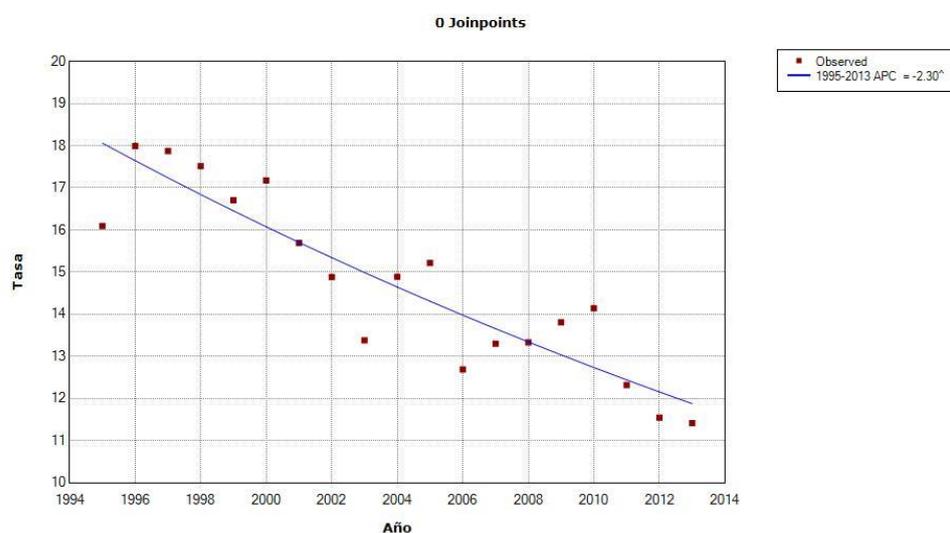


Figura 4. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud.

Se observa que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú para el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa ($p < 0,05$) y sin puntos de cambio o joinpoints, con una reducción de 2.3% anual (ver figura 4)

4.1.3. Tendencias en la mortalidad por cáncer gástrico por sexo en el Perú 1995 – 2013.

4.1.3.1. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en hombres.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el año 1995 fue de 18.22 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había descendido a 13.25 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 20.3 por 100,000 a 13.9 por 100,000 habitantes (Ver cuadro 11).

Cuadro 11. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para hombres en el Perú 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	18.22	0.58	18.74	
1996	20.96	0.60	20.02	
1997	20.79	0.59	21.38	Joinpoint 1
1998	20.14	0.57	20.30	
1999	18.78	0.54	19.28	
2000	19.49	0.54	18.30	
2001	17.04	0.49	17.38	
2002	16.77	0.48	16.50	
2003	14.82	0.44	15.66	Joinpoint 2
2004	16.53	0.46	15.69	
2005	16.47	0.45	15.72	
2006	14.95	0.42	15.75	
2007	14.99	0.42	15.78	
2008	15.51	0.41	15.81	
2009	16.27	0.42	15.85	
2010	16.25	0.41	15.88	Joinpoint 3
2011	14.78	0.38	14.90	
2012	13.84	0.36	13.98	
2013	13.25	0.35	13.12	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 12. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-128.858	133.140	-0.968	0.361
β_1	0.066	0.067	0.990	0.351
$\beta_2 - \beta_1$	-0.118	0.068	-1.730	0.122
$\beta_3 - \beta_2$	0.054	0.017	3.106	0.015
$\beta_4 - \beta_3$	-0.065	0.031	-2.133	0.065

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$, $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ y $(\beta_4 - \beta_3) = \gamma_3$ son estadísticamente significativos ($p < 0.05$). Por lo tanto, el modelo estimado presenta buen ajuste para representar la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico (ver Cuadro 12).

Cuadro 13. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
1	1995	1997	6.8	-8.4	24.6	1.0	0.355
2	1997	2003	-5.1*	-8.1	-1.9	-3.7	0.002
3	2003	2010	0.2	-2.1	2.5	0.2	0.851
4	2010	2013	-6.2	-12.2	0.3	-2.2	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en hombres durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 1997 se observa una tendencia creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 6.8%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 1997- 2003 (CPA -5.1%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$); en el periodo 2003 a 2010, la tendencia se muestra levemente creciente y no estadísticamente significativa (CPA 0.2%) y en el segmento de tiempo del 2010 al 2013 la tendencia es nuevamente decreciente pero no estadísticamente significativa (CPA -6.2%). (Ver cuadro 13).

Cuadro 14. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-2.0	-4.0	0.1	-1.8	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -2%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 14).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 15. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	96.491	1.935
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	87.211	2.144
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	57.351	2.035
#4	3 Joinpoint(s)*	19	8	11	30.803	1.723

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 3 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres para el período 1995 al 2013 es el que tiene 3 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (1.72) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 3$; $\tau_1 = 1997$, $\tau_2 = 2003$ y $\tau_3 = 2010$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -128.9 + 0.07x_i - 0.12(x_i - 1997)^+ + 0.05(x_i - 2003)^+ - 0.07(x_i - 2010)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 2% anuales en promedio y con 3 puntos de cambio o joinpoints en los años 1997, 2003 y 2010, que determinan 4 segmentos: creciente para 1995-1997 (CPA: +6.8%), decreciente para 1997-2003 (CPA:-5.1%), estable para 2003-2010 (CPA:+0.2%) y decreciente para 2010-2013 (CPA:-6.2%).(ver figura 5)

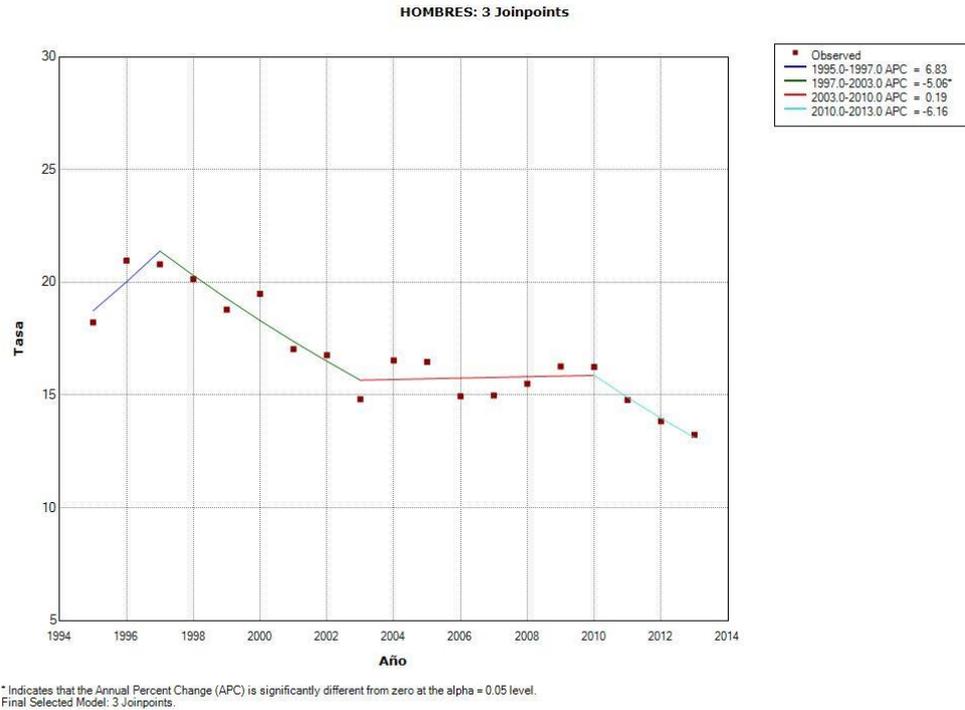


Figura 5. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.3.2. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el año 1995 fue de 14.32 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había descendido a 9.95 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 16.2 por 100,000 a 10.3 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro 16).

Cuadro 16. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para mujeres en el Perú 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	14.32	0.46	16.19
1996	15.45	0.47	15.79
1997	15.50	0.46	15.39
1998	15.24	0.45	15.01
1999	14.98	0.43	14.64
2000	15.23	0.43	14.27
2001	14.52	0.41	13.92
2002	13.34	0.39	13.57
2003	12.10	0.36	13.24
2004	13.52	0.38	12.91
2005	14.19	0.38	12.58
2006	10.81	0.32	12.27
2007	11.95	0.33	11.97
2008	11.57	0.32	11.67
2009	11.81	0.32	11.38
2010	12.40	0.32	11.10
2011	10.31	0.29	10.82
2012	9.67	0.27	10.55
2013	9.95	0.27	10.29

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 17. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	53.044	6.097	8.701	0.000
β_1	-0.025	0.003	-8.283	0.000

El modelo de regresión segmentada propuesto tiene parámetros estimados β_0 y β_1 estadísticamente significativos ($p < 0.05$); por lo que aporta un buen ajuste a la caracterización de la tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en mujeres para el período 1995 – 2013. (Ver cuadro 17)

Cuadro 18. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.5*	-3.1	-1.9	-8.3	0.000

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia para el modelo de regresión segmentada estimado es estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$), con un cambio porcentual anual decreciente de 2.5% para la mortalidad por cáncer gástrico en mujeres durante el período 1995-2013. (Ver cuadro 18)

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 19. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	108.270	2.050
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	88.618	2.160
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	78.817	2.353
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	71.606	2.567

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

El modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres para el período 1995 al 2013 es el que no contiene joinpoints (BIC=2.05). Por lo tanto: $(x_i - \tau_k)^+ = 0$ y reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 53.04 - 0.03x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

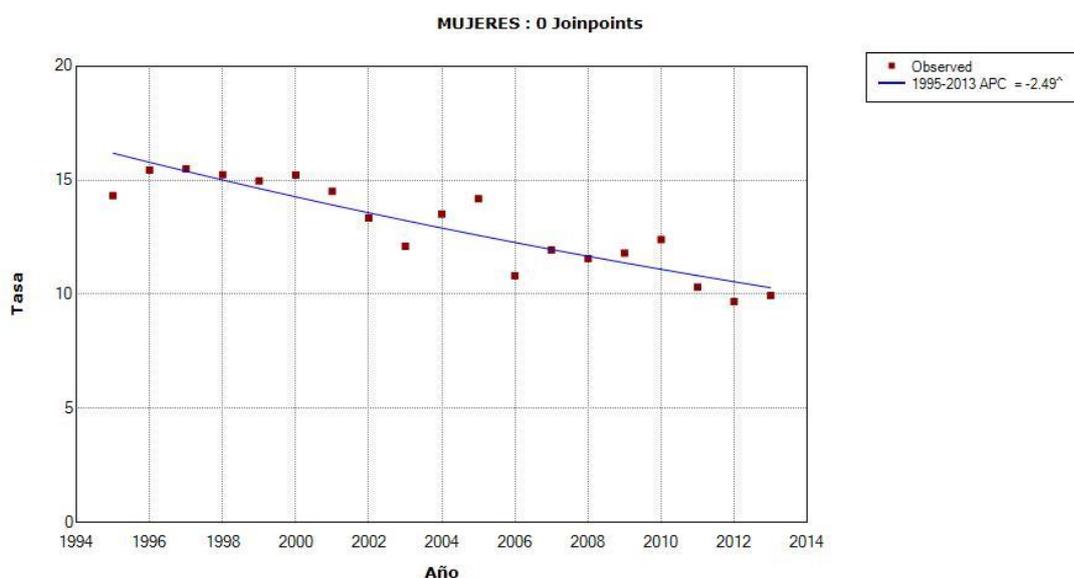


Figura 6. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en mujeres en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en mujeres para el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.5% anuales (ver figura 6).

4.1.3.3. Comparación de tendencias de la Tasa de mortalidad por cáncer gástrico por sexo.

Para evaluar si las tendencias de mortalidad de hombres y mujeres tienen paralelismo se planteó la hipótesis nula:

$$H_0: (\tau_{11}, \dots, \tau_{1k_i}, \beta_{11}, \gamma_{11}, \dots, \gamma_{1k_i}) = (\tau_{21}, \dots, \tau_{2k_i}, \beta_{21}, \gamma_{21}, \dots, \gamma_{2k_i})$$

Dados los modelos de región segmentado estimados:

Para Hombres:

$$y_i/x_i = -128.9 + 0.07x_i - 0.12(x_i - 1997)^+ + 0.05(x_i - 2003)^+ - 0.07(x_i - 2010)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Para Mujeres:

$$y_i/x_i = 53.04 - 0.03x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Las hipótesis nula y alternativa de paralelismo son:

H₀: Existe paralelismo en las tendencias de mortalidad según sexo

H₁: No existe paralelismo en las tendencias de mortalidad según sexo

Utilizando la prueba de Permutaciones (National Cancer Institute, 2015) analizamos si existe paralelismo en las tendencias de mortalidad, utilizamos el software Joinpoint versión 4.7.0 y obtenemos:

Cuadro 20. Test de Paralelismo para evaluar las tendencias de mortalidad por sexo en el Perú en el periodo 1995-2013

K_i *	Numerador gl	Denominador gl	Número de Permutaciones	Valor p	Nivel de ** Significancia
3 Joinpoint(s)	7	22	4500	0.004	0.050

Modelo final seleccionado: no se acepta el paralelismo

* Número supuesto de joinpoints para la prueba de comparación

** Nivel de significancia para prueba individual

La prueba de paralelismo confirma que el comportamiento de las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico no es paralelo, valor p = 0.004 (p=0.05) (ver cuadro 20).

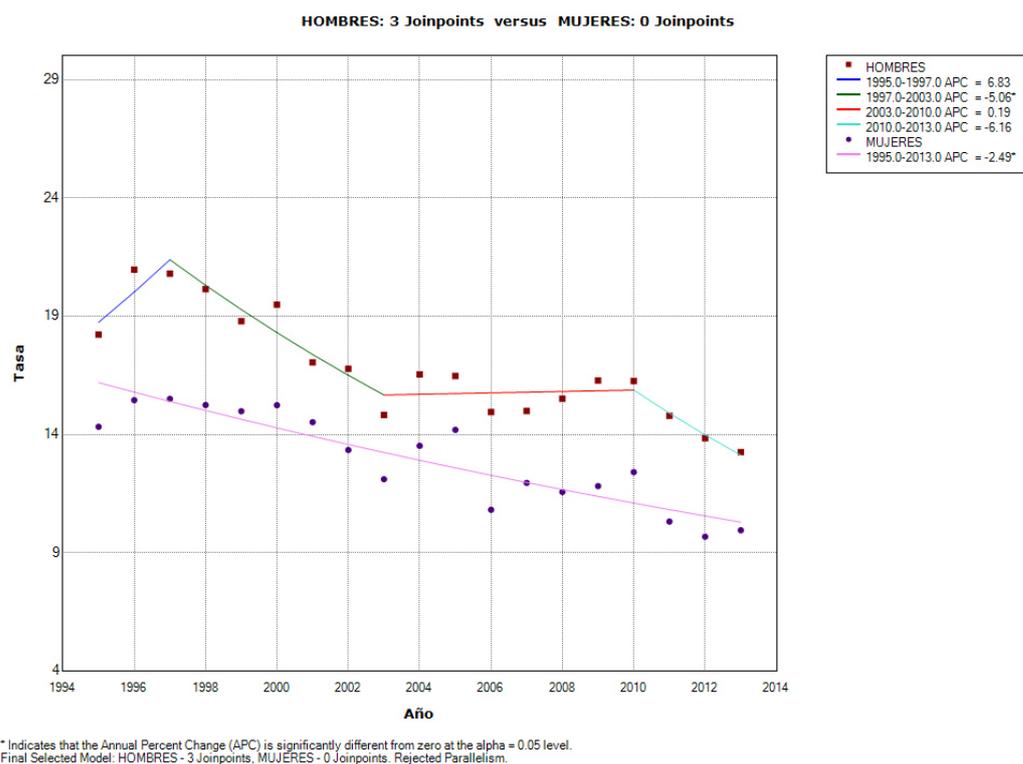


Figura 7. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico comparativo por sexo en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Al comparar las tendencias de mortalidad por cáncer gástrico entre hombres y mujeres para el período de 1995 al 2013 observamos que no tienen un comportamiento paralelo; siendo mayor la tasa de mortalidad en todo este período para los hombres (ver figura 7).

4.1.4. Tendencias en la mortalidad por cáncer gástrico por grupo de edad en el Perú 1995 – 2013

4.1.4.1. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años.

La tasa de mortalidad estandarizada por cáncer gástrico en el grupo de edad de menores de 40 años en el año 1995 fue de 0.46 defunciones por 100,000 habitantes y se mantuvo igual para el año 2013 en 0.46

defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 0.61 por 100,000 a 0.42 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.1, A.2, A.3 y A.4).

También observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en este grupo de edad para el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.07% anuales (ver figura B.1).

4.1.4.2. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 – 44 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 40 – 44 años en el año 1995 fue de 0.38 defunciones por 100,000 habitantes, y para el año 2013 había disminuido a 0.33 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 0.41 por 100,000 a 0.32 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.5, A.6, A.7 y A.8).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 40 a 44 años para el período 1995 – 2013 es levemente decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 1.39% anuales (ver figura B.2).

4.1.4.3. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 – 49 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 45 – 49 años en el año 1995 fue de 0.53 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 0.44 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 0.62 por 100,000 a 0.43 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.9, A.10, A.11 y A.12).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en este grupo de edad para el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2% anuales (ver figura B.3)

4.1.4.4. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 – 54 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 50 – 54 años en el año 1995 fue de 0.75 defunciones por 100,000 habitantes, en 1997 subió a 1.04 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 0.58 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 0.94 por 100,000 a 0.65 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.13, A.14, A.15 y A.16).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 50 a 54 años para el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.06% anuales (ver figura B.4).

4.1.4.5. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 – 59 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 55 – 59 años en el año 1995 fue de 1.17 defunciones por 100,000 habitantes, en 1999 subió a 1.23 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 0.85 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 1.22 por 100,000 a 0.82 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.17, A.18, A.19 y A.20).

También observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 55 a 59 años para el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de

cambio o joinpoints, con una disminución de 2.19% anuales (ver figura B.5).

4.1.4.6. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 60 – 64 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 60 – 64 años en el año 1995 fue de 1.47 defunciones por 100,000 habitantes, en 2000 subió a 1.74 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 0.89 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en este grupo de edad para el período 1995 – 2013 ha tenido un comportamiento variable y se encontró 3 puntos de cambio o Joinpoint en los años 1997, 2007 y 2010 (Ver cuadro 21).

Cuadro 21. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 60 - 64 años en el Perú 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	1.47	0.10	1.50	
1996	1.69	0.11	1.64	
1997	1.71	0.11	1.78	Joinpoint 1
1998	1.71	0.10	1.71	
1999	1.61	0.10	1.65	
2000	1.74	0.10	1.59	
2001	1.53	0.09	1.53	
2002	1.46	0.09	1.47	
2003	1.27	0.08	1.42	
2004	1.31	0.09	1.36	
2005	1.51	0.09	1.31	
2006	1.25	0.08	1.26	
2007	1.15	0.08	1.22	Joinpoint 2
2008	1.26	0.08	1.28	
2009	1.37	0.08	1.34	
2010	1.41	0.08	1.41	Joinpoint 3
2011	1.16	0.07	1.23	
2012	1.15	0.07	1.07	
2013	0.89	0.06	0.93	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n$$

(2.10)

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 22. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo 60 -64 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-169.643	236.915	-0.716	0.494
β_1	0.085	0.119	0.718	0.493
$\beta_2 - \beta_1$	-0.123	0.119	-1.034	0.331
$\beta_3 - \beta_2$	0.088	0.111	0.791	0.452
$\beta_4 - \beta_3$	-0.190	0.125	-1.518	0.167

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 y la pendiente β_1 , así como los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$, $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ y $(\beta_4 - \beta_3) = \gamma_3$ no son estadísticamente significativos (ver cuadro 22)

Cuadro 23. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 60 a 64 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	1997	8.9	-17.2 43.2	0.7	0.5
2	1997	2007	-3.7*	-6.0 -1.4	-3.7	0.0
3	2007	2010	5.1	-18.5 35.6	0.4	0.7
4	2010	2013	-13.1*	-24.1 -0.4	-2.4	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en el grupo de edad de 60 a 64 años durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el segmento de 1995 a 1997 se observa una tendencia creciente no estadísticamente significativa (CPA:+8.9%); luego la tendencia es decreciente para el segmento 1997- 2007 (CPA: -3.7%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$); en el segmento de 2007 a 2010, la tendencia se muestra creciente y no estadísticamente significativa (CPA: +5.1%) y en el segmento del 2010 al 2013 la tendencia es nuevamente decreciente (CPA -13.1%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (ver cuadro 23).

Cuadro 24. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 60 a 64 años en el Perú 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-2.6	-7.4 2.3	-1.1	0.3

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel $\alpha = 0.05$. Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -2.6 %), pero no estadísticamente significativa (ver cuadro 24).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 25. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en hombres en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	44.723	1.166
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	33.055	1.174
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	24.987	1.204
#4	3 Joinpoint(s) *	19	8	11	15.078	1.009

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 3 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad 60 – 64 años para el período 1995 al 2013 es el que tiene 3 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (1.166) (ver cuadro 25), los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 3$; $\tau_1 = 1997$, $\tau_2 = 2007$ y $\tau_3 = 2010$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -169.6 + 0.09x_i - 0.12(x_i - 1997)^+ + 0.09(x_i - 2007)^+ - 0.18(x_i - 2010)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

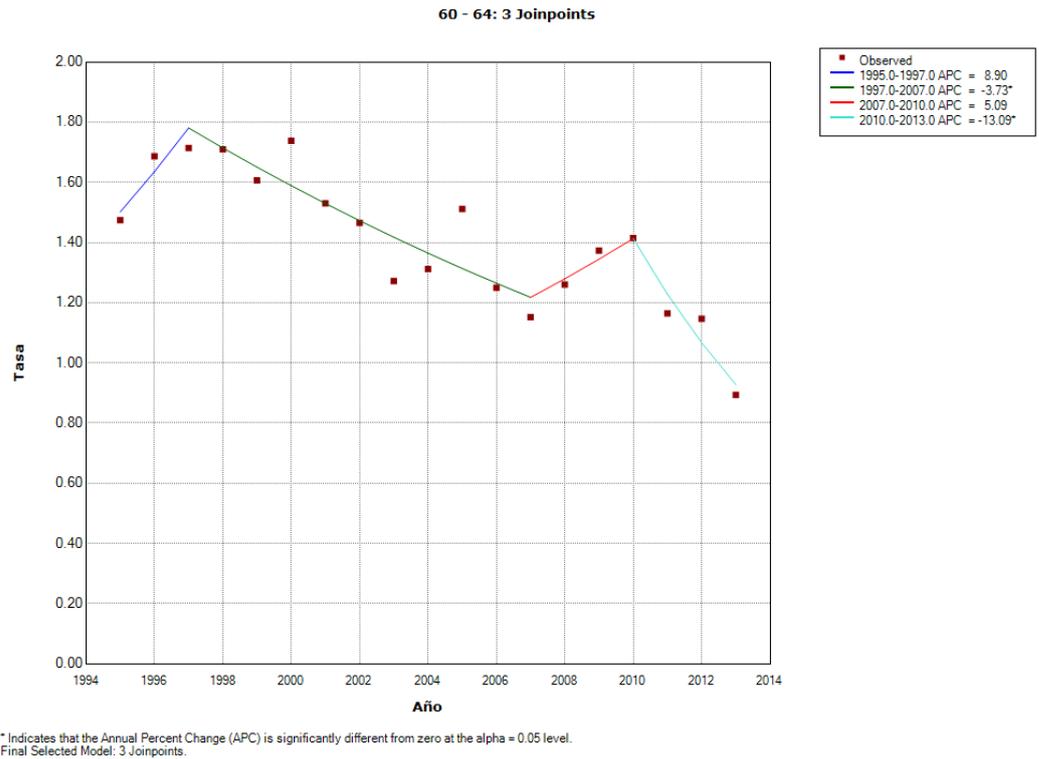


Figura 8. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 60 a 64 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión Segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Para el período de 1995 – 1997 la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico para el grupo de edad de 60 a 64 años fue creciente en 8.9% anuales; en el período 1997- 2007 fue decreciente y estadísticamente significativo en 3.7% anuales; para el período 2007- 2010 se observa una tendencia creciente en 5.1% anuales y para el período 2010 al 2013 la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico es decreciente y estadísticamente significativa, con una disminución de 13.1% anuales (ver figura 8).

4.1.4.7. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 65 – 69 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 65 – 69 años en el año 1995 fue de 1.87 defunciones por 100,000 habitantes, en 1997 subió a 2.38 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 1.33 defunciones por 100,000 habitantes. En

el modelo de regresión segmentada observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en este grupo de edad para el período 1995 – 2013 ha tenido un comportamiento variable y se encontró 3 puntos de cambio o Joinpoint en los años 1997, 2003 y 2009 (Ver cuadro 26).

Cuadro 26. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 65 - 69 años en el Perú 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	1.87	0.12	1.88	
1996	2.17	0.12	2.15	
1997	2.38	0.13	2.45	Joinpoint 1
1998	2.13	0.12	2.26	
1999	2.17	0.12	2.09	
2000	2.13	0.11	1.93	
2001	1.80	0.10	1.78	
2002	1.57	0.10	1.65	
2003	1.50	0.09	1.52	Joinpoint 2
2004	1.64	0.09	1.55	
2005	1.54	0.09	1.58	
2006	1.58	0.09	1.62	
2007	1.49	0.09	1.65	
2008	1.65	0.09	1.68	
2009	1.83	0.09	1.72	Joinpoint 3
2010	1.68	0.09	1.59	
2011	1.44	0.08	1.47	
2012	1.25	0.07	1.36	
2013	1.33	0.08	1.26	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n$$

(2.10)

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} ;$$

Cuadro 27. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 65 a 69 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-260.343	201.837	-1.290	0.233
β_1	0.131	0.101	1.293	0.232
$\beta_2 - \beta_1$	-0.210	0.103	-2.028	0.077
$\beta_3 - \beta_2$	0.099	0.031	3.232	0.012
$\beta_4 - \beta_3$	-0.097	0.037	-2.650	0.029

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 y la pendiente β_1 , no son estadísticamente significativos; mientras que los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$, $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ y $(\beta_4 - \beta_3) = \gamma_3$ son estadísticamente significativos ($p < 0.05$) (ver cuadro 27).

Cuadro 28. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en 65 a 69 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	1997	14.0	-9.7 43.9	1.3	0.2
2	1997	2003	-7.6*	-12.1 -2.8	-3.6	0.0
3	2003	2009	2.0	-2.9 7.2	0.9	0.4
4	2009	2013	-7.4*	-13.6 -0.9	-2.6	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en el grupo de edad de 65 a 69 años durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el segmento de 1995 a 1997 se observa una tendencia creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 14 %, luego la tendencia es decreciente para el segmento 1997- 2003 (CPA: -7.6%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$); en el segmento de 2003 a 2009, la tendencia se muestra creciente y no

estadísticamente significativa (CPA: 2%) y en el segmento del 2009 al 2013 la tendencia es nuevamente decreciente (CPA -7.4%). y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (ver cuadro 28).

Cuadro 29. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 65 a 69 años en el Perú 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-2.2	-5.3 1.0	-1.4	0.2

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel $\alpha = 0.05$
 Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -2.2 %), pero no estadísticamente significativa (ver cuadro 29).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 30. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo 65 a 69 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	63.029	1.509
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	56.360	1.707
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	36.752	1.590
#4	3 Joinpoint(s) *	19	8	11	15.958	1.065

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 3 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 65 a 69 años para el período 1995 al 2013 es el que tiene 3 joinpoints, al tener el valor más bajo de BIC (1.065), los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 3$; $\tau_1 = 1997$, $\tau_2 = 2003$ y $\tau_3 = 2009$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -260.8 + 0.1x_i - 0.21(x_i - 1997)^+ + 0.1(x_i - 2003)^+ - 0.1(x_i - 2009)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

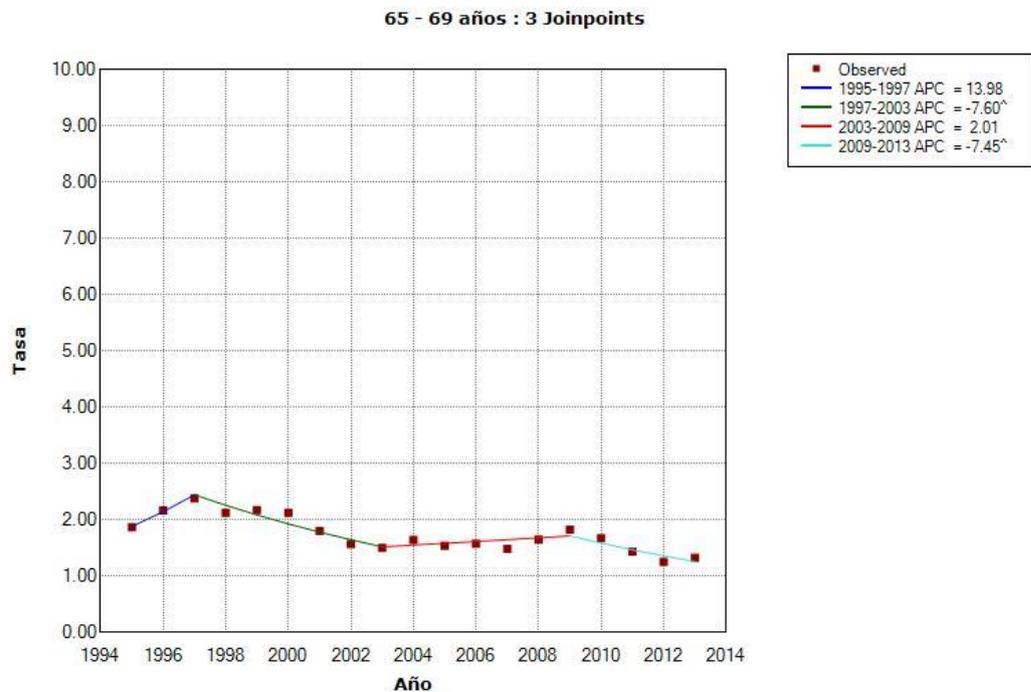


Figura 9. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 65 a 69 años en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Para el período de 1995 – 1997 la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico para el grupo de edad de 65 a 69 años fue creciente en 13.98% anuales; en el período 1998- 2003 fue decreciente y estadísticamente significativo en 7.6% anuales; para el período 2003- 2009 se observa una tendencia creciente en 2.01% anuales y para el período 2009 al

2013 la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico es decreciente y estadísticamente significativa, con una disminución de 7.45% anuales (ver figura 9).

4.1.4.8. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 – 74 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 70 – 74 años en el año 1995 fue de 2.36 defunciones por 100,000 habitantes, en 1998 subió a 2.54 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 1.54 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 2.52 por 100,000 a 1.63 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.21, A.22, A.23 y A.24).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en este grupo de edad para el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.4% anuales (ver figura B.6).

4.1.4.9. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 75 – 79 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de edad de 75 – 79 años en el año 1995 fue de 2.26 defunciones por 100,000 habitantes, en 2000 subió a 2.78 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 1.63 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 2.67 por 100,000 a 1.67 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.25, A.26, A.27 y A.28).

También observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en este grupo de edad para el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.57% anuales (ver figura B.7).

4.1.4.10. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el año 1995 fue de 4,71 defunciones por 100,000 habitantes, en 1996 subió a 5.10 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 3.6 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 4.98 por 100,000 a 3.72 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.29, A.30, A.31 y A.32).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico el grupo de edad de mayores de 80 años en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 1.6% anuales (ver figura B.8).

4.1.4.11. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico comparativa por grupos de edad.

Cuando comparamos las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú por grupos de edad observamos en todos ellos una tendencia decreciente y estadísticamente significativa. Se detectan 3 joinpoints en el grupo de edad de 60 a 64 años en los años 1997, 2007 y 2010 y también en el grupo de edad de 65 a 69 años se detectan 3 joinpoints en los años 1997, 2003 y 2009 (ver Cuadro 31).

Cuadro 31. Tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico por grupos de edad en el Perú 1995 – 2013. Análisis de regresión joinpoint.

GRUPO DE EDAD	TMEE (x 100,000 hab.)		CPA	CPA IC 95%	PERIODO
	INICIAL	FINAL			
< 40 años	0.61	0.42	-2.07*	[-3.1, -1.0]	1995-2003
40 - 44 años	0.41	0.32	-1.39*	[-2.3,-0.4]	1995-2003
45 - 49 años	0.62	0.43	-2.00*	[-2.9,-1.1]	1995-2003
50 - 54 años	0.94	0.65	-2.06*	[-3.0,-1.1]	1995-2003
55 - 59 años	1.22	0.82	-2.19*	[-2.8,-1.6]	1995-2003
60 - 64 años	1.47	1.71	8.9	[-17.2,43.2]	1995-1997
	1.71	1.15	-3.7*	[-6.0,-1.4]	1997-2007
	1.15	1.41	5.1	[-18.5,35.6]	2007-2010
	1.41	0.89	-13.1*	[-24.1,-0.4]	2010-2013
65 - 69 años	1.88	2.45	13.98	[1.3, 0.2]	1995-1997
	2.45	1.52	-7.60*	[-3.6, 0.0]	1997-2003
	1.52	1.72	2.01	[0.9, 0.4]	2003-2009
	1.72	1.26	-7.45*	[-2.6, 0.0]	2009-2013
70 - 74 años	2.52	1.63	-2.39*	[-3.1,-1.7]	1995-2003
75 - 79 años	2.67	1.67	-2.57*	[-3.3,-1.9]	1995-2003
> 80 años	4.98	3.72	-1.60*	[-2.2,-1.0]	1995-2003
Total	18.06	11.88	-2.3*	[-2.8, -1.8]	1995-2013

TMEE: Tasa de mortalidad estandarizada por edad, estimada en el modelo

CPA: Cambio de porcentaje anual

*Tendencia estadísticamente significativa

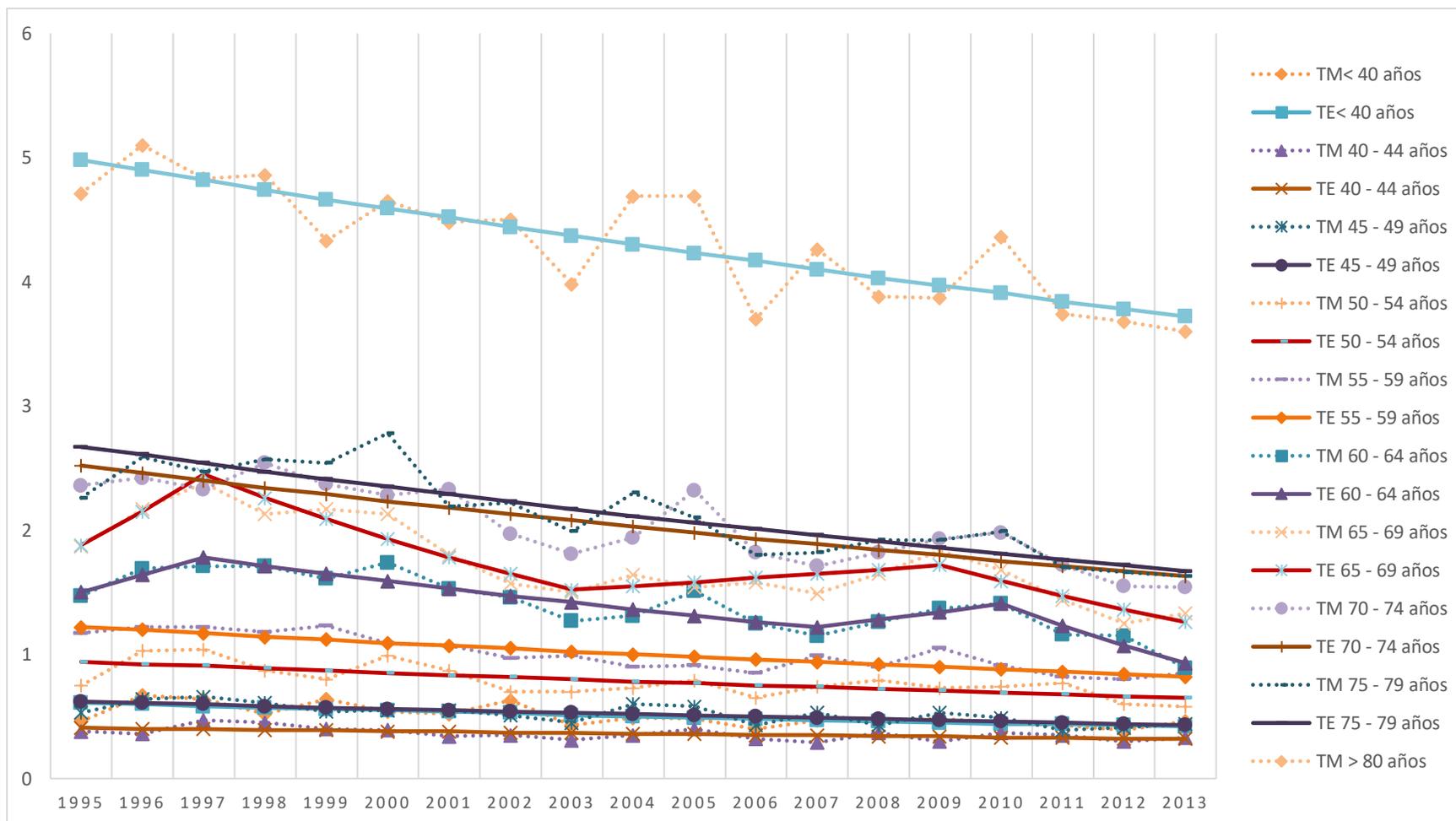


Figura 10. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico por grupos de edad en el Perú 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

También observamos que sin considerar los extremos de grupos de edad que no son quinquenios podemos observar como el porcentaje anual de la tasa de mortalidad va decreciendo a medida que se incrementa en edad; por ejemplo, para el grupo de 40 – 44 años hay una reducción de 1.39% anual, mientras que para el grupo de edad de 75 a 79 años la reducción es de 2.57% anuales. (Ver cuadro 31).

Únicamente encontramos puntos de cambio en los grupos de edad de 60 a 64 años y de 65 a 69 años (21,7% de la población estudiada), (ver Cuadro 5) los cuales marcan subidas y bajadas en las cifras de tasa de mortalidad por cáncer gástrico, pero sólo se observa significancia estadística en los períodos de disminución de la tendencia de mortalidad (Ver cuadro 31).

También observamos que a medida que se incrementa la edad la tasa de mortalidad se incrementa. (Ver figura 10)

4.1.5. Tendencias en la mortalidad por cáncer gástrico por región política en el Perú 1995 – 2013

4.1.5.1. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas en el año 1995 fue de 8.2 defunciones por 100,000 habitantes, en el año 2001 subió a 25.13 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 8.82 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas para el período 1995 – 2013 ha tenido un comportamiento variable con 2 puntos de cambio o Joinpoints en los años 2004 y 2008. (Ver cuadro 32, figura 11).

Cuadro 32. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Amazonas 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	8.20	2.51	10.85	
1996	7.39	2.37	11.72	
1997	14.89	3.11	12.66	
1998	16.16	3.31	13.67	
1999	14.93	3.23	14.77	
2000	11.39	2.93	15.96	
2001	25.13	4.12	17.24	
2002	18.02	3.31	18.62	
2003	14.16	3.01	20.12	
2004	20.01	3.51	21.74	Joinpoint 1
2005	17.80	3.24	15.40	
2006	10.38	2.41	10.91	
2007	5.84	1.83	7.73	
2008	6.51	1.76	5.47	Joinpoint 2
2009	4.78	1.60	6.07	
2010	7.24	1.87	6.74	
2011	7.42	1.77	7.48	
2012	8.86	2.07	8.31	
2013	8.82	1.98	9.22	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 33. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-151.707	70.141	-2.163	0.053
β_1	0.077	0.035	2.202	0.050
$\beta_2 - \beta_1$	-0.422	0.202	-2.091	0.061
$\beta_3 - \beta_2$	0.449	0.221	2.030	0.067

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$, y $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ no son estadísticamente significativos (ver cuadro 33)

Cuadro 34. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2004	8.0*	0.0 16.7	2.2	0.0
2	2004	2008	-29.2	-54.3 9.7	-1.7	0.1
3	2008	2013	11.0	-10.4 37.4	1.1	0.3

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Amazonas durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el segmento de 1995 a 2004 se observa una tendencia creciente (CPA:+8%) y estadísticamente significativa (valor p <0.05), luego la tendencia es decreciente para el segmento 2004-2008 (CPA: -29.2%) pero no estadísticamente significativa; en el segmento de 2008 a 2013, la tendencia se muestra creciente y no estadísticamente significativa (CPA: +11%) (ver cuadro 34).

Cuadro 35. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-0.9	-11.0 10.3	-0.2	0.9

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -0.9%), pero no estadísticamente significativa (ver cuadro 35)

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 36. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	56.650	1.402
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	28.461	1.024
#3	2 Joinpoint(s) *	19	6	13	16.762	0.804
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	12.394	0.813

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 2 Joinpoint(s)

Observamos (ver cuadro 36) que el modelo que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas para el período 1995 al 2013 es el que tiene 2 joinpoints, al tener el valor más bajo de BIC (0.804) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 2$; $\tau_1 = 2004$, y $\tau_2 = 2008$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10) , tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -151.7 + 0.08x_i - 0.42(x_i - 2004)^+ + 0.45(x_i - 2008)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

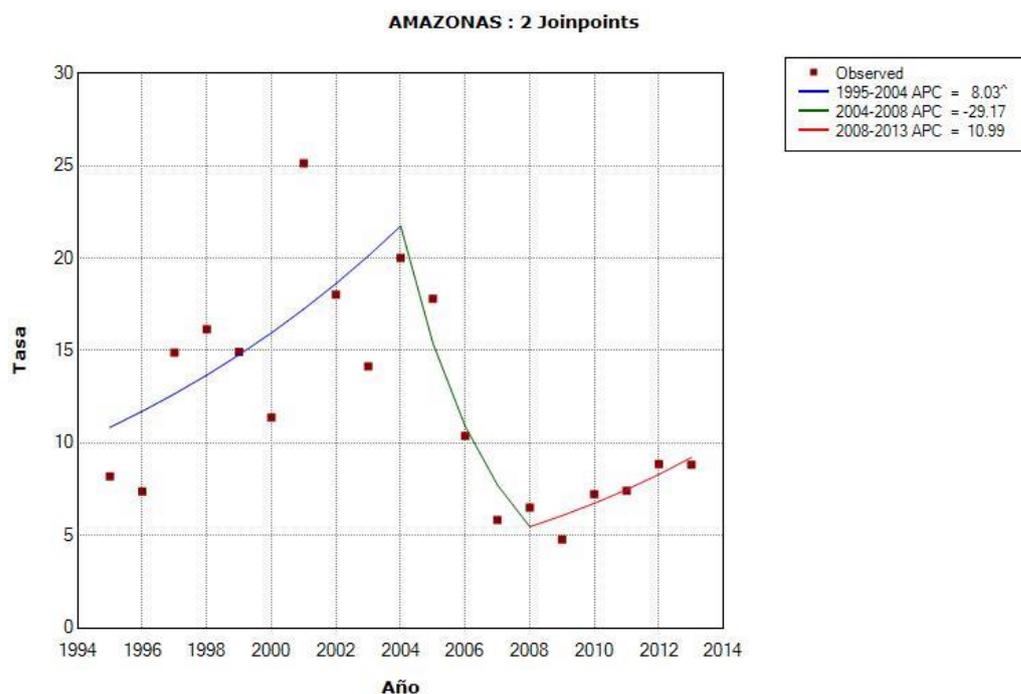


Figura 11: Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de Hechos vitales del Ministerio de Salud

Se observa que hay dos puntos de cambio (joinpoint) en el período de 1995 al 2013 para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Amazonas. Estos puntos se ubican en los años: 1) 2004, donde la tendencia previa fue creciente y estadísticamente significativa (P -valor < 0.01), 2) 2008, donde la tendencia previa fue decreciente pero no significativa y en el periodo posterior a este punto de cambio fue creciente y estadísticamente significativa (Ver figura 11).

4.1.5.2. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash en el año 1995 fue de 8.49 defunciones por 100,000 habitantes, en 1999 subió a 19.59 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 10.49 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 15.4 por 100,000 a 11.98 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.33, A.34, A.35 y A.36).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 1.39% anuales (ver figura B.9)

4.1.5.3. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac en el año 1995 fue de 8.63 defunciones por 100,000 habitantes, en el año 2001 subió a 20.96 x 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 10.49 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac para el período 1995 – 2013 ha tenido un comportamiento variable con 1 punto de cambio o Joinpoints en el año 2004. (Ver Cuadro 37, Figura 12).

Cuadro 37. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Apurímac 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	8.63	1.82	7.72	
1996	11.33	2.09	8.45	
1997	7.06	1.61	9.23	
1998	3.62	1.13	10.10	
1999	11.04	1.99	11.04	
2000	6.68	1.58	12.07	
2001	20.96	2.78	13.19	
2002	8.71	1.80	14.42	
2003	13.76	2.25	15.77	
2004	21.49	2.80	17.24	Joinpoint 1
2005	10.99	2.03	15.97	
2006	16.00	2.38	14.79	
2007	14.26	2.28	13.70	
2008	12.93	2.09	12.68	
2009	12.19	2.02	11.75	
2010	8.17	1.65	10.88	
2011	6.86	1.48	10.08	
2012	13.85	2.13	9.33	
2013	6.88	1.47	8.64	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n$$

(2.10)

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 38. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-175.943	97.117	-1.812	0.092
β_1	0.089	0.049	1.837	0.088
$\beta_2 - \beta_1$	-0.166	0.067	-2.477	0.0275

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 y la pendiente β_1 no son estadísticamente significativos. El parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ si resulta ser estadísticamente significativo (valor $p < 0.05$) (ver cuadro 38).

Cuadro 39. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico la Región Apurímac 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2004	9.3	-1.5 21.3	1.8	0.1
2	2004	2013	-7.4	-16.1 2.3	-1.7	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Apurímac durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante:

durante el segmento de 1995 a 2004 se observa una tendencia creciente (CPA:+9.3%) pero no estadísticamente significativa y en el segmento de 2004 a 2013, la tendencia se muestra decreciente y no estadísticamente significativa (CPA: -7.4%) (Ver cuadro 39).

Cuadro 40. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	0.6	-5.8 7.5	0.2	0.9

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia levemente creciente (CPA: 0.6%), pero no estadísticamente significativa (ver cuadro 40).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 41. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	92.848	1.896
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	60.446	1.777
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	50.603	1.909
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	48.526	2.177

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (1.777) (ver cuadro 41) el que ocurre en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 2004$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -175.9 + 0.09x_i - 0.17(x_i - 2004)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

$$= 1995, \dots, 2013$$

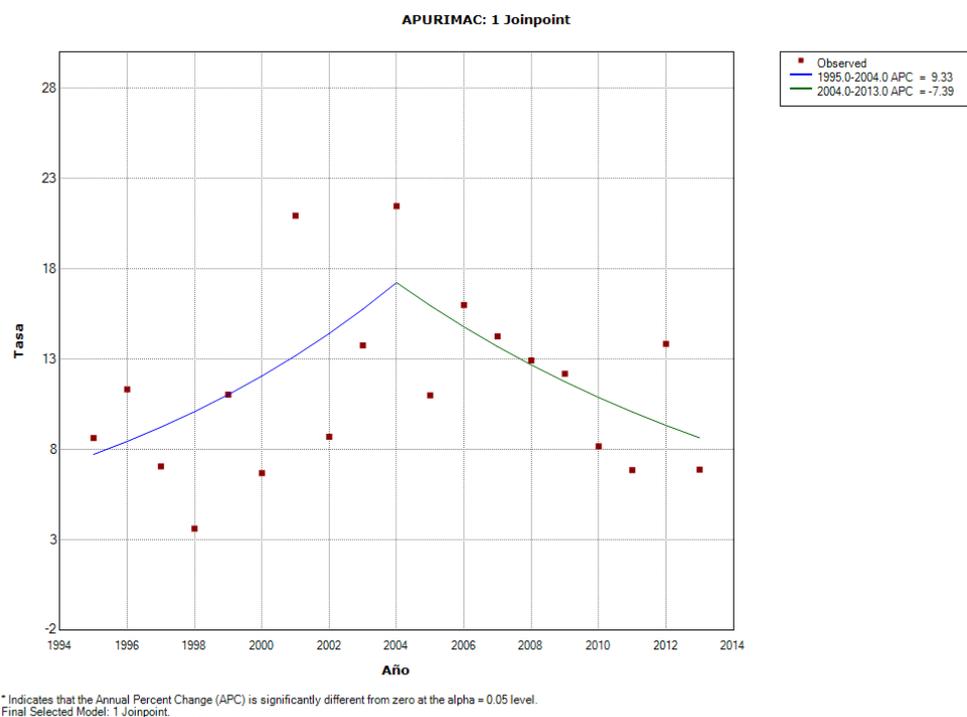


Figura 12: Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac 1995 - 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de Hechos vitales del Ministerio de Salud

Se observa que hay un punto de cambio (joinpoint) en el período de 1995 al 2013 para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Apurímac. Este punto se ubica en el año 2004, donde la tendencia previa fue creciente (CPA: 9.3%) pero no estadísticamente significativa y en el periodo posterior a este punto de cambio fue decreciente y no estadísticamente significativa (CPA:-7.4%).

4.1.5.4. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa en el año 1995 fue de 13.68 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 7.1 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 12.38 por 100,000 a 6.16 por 100,000 habitantes, con dos puntos de cambio en el año 2002 y 2007 (ver cuadro 42).

Cuadro 42. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	13.68	1.54	12.38	
1996	11.31	1.35	11.78	
1997	9.96	1.26	11.21	
1998	9.77	1.22	10.67	
1999	10.15	1.21	10.15	
2000	10.80	1.24	9.66	
2001	9.74	1.14	9.19	
2002	8.26	1.05	8.74	Joinpoint 1
2003	8.30	1.03	9.21	
2004	9.11	1.04	9.71	
2005	12.71	1.21	10.23	
2006	9.34	1.02	10.77	
2007	11.20	1.11	11.35	Joinpoint 2
2008	11.04	1.06	10.25	
2009	8.93	0.95	9.26	
2010	8.31	0.90	8.36	
2011	6.52	0.77	7.56	
2012	6.29	0.75	6.82	
2013	7.10	0.78	6.16	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 43. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	101.584	51.809	1.961	0.076
β_1	-0.050	0.026	-1.915	0.082
$\beta_2 - \beta_1$	0.102	0.066	1.535	0.153
$\beta_3 - \beta_2$	-0.154	0.068	-2.265	0.045

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ no son estadísticamente significativos, mientras que el parámetro $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ es estadísticamente significativos ($p < 0.05$) (ver Cuadro 43).

Cuadro 44. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2002	-4.8	-10.1 0.7	-1.9	0.1
2	2002	2007	5.4	-7.9 20.5	0.9	0.4
3	2007	2013	-9.7*	-15.4 -3.5	-3.4	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Arequipa durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 2002 se observa una tendencia decreciente no estadísticamente significativa (CPA:-4.8%); luego la tendencia es creciente para el periodo 2002-2007 (CPA 5.4%) no estadísticamente significativa y en el período 2007 al 2013 la tendencia es nuevamente decreciente (CPA: -9.7%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$). (Ver cuadro 44).

Cuadro 45. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-3.8	-7.9 0.5	-1.8	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -3.8%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 45).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 46. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	38.215	1.009
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	24.791	0.886
#3	2 Joinpoint(s) ^	19	6	13	15.999	0.758
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	12.918	0.854

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 2 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa para el período 1995 al 2013 es el que tiene 2 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (0.758) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 2$; $\tau_1 = 2002$, y $\tau_2 = 2007$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 101.6 - 0.05x_i - 0.1(x_i - 2002)^+ + 0.05(x_i - 2007)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

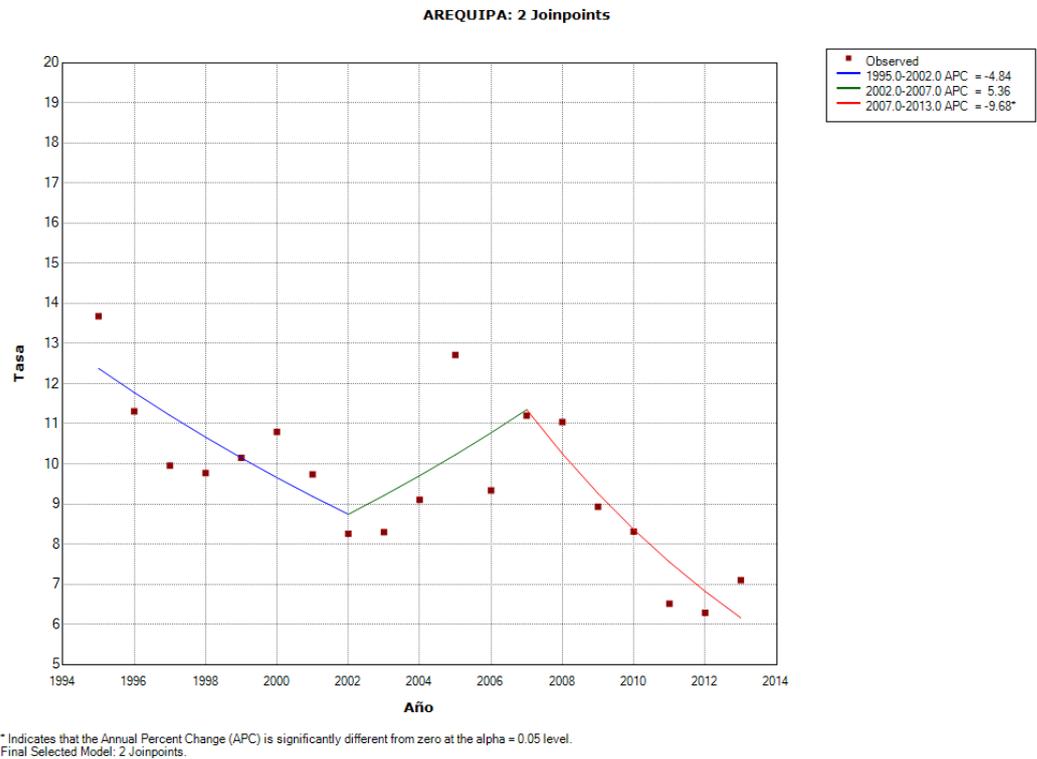


Figura 13. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Arequipa para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 3.8% anuales en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 2002 y 2007, que determinan 3 segmentos: creciente para 1995-2002 (CPA: -4.8%), creciente para 2002-2007 (CPA:5.4%), y decreciente para 2007-2013 (CPA:-9.7%).(ver figura 13)

4.1.5.5. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho en el año 1995 fue de 4.4 defunciones por 100,000 habitantes y se ha ido incrementando, en el año 2005 subió a 21.89 x 100,000 habitantes y

para el año 2013 se encontraba en 17.6 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 10.17 por 100,000 a 19.7 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.37, A.38, A.39 y A.40).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho en el período 1995 – 2013 es creciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con un incremento de 3.76% anuales (ver figura B.10)

4.1.5.6. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca en el año 1995 fue de 11.2 defunciones por 100,000 habitantes, en el año 1996 fue de 21.7 x 100,000 habitantes, subió el año 2004 a 26.26 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 11.46 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca para el período 1995 – 2013 ha tenido un comportamiento variable con 1 punto de cambio o Joinpoints en el año 2004. (Ver Cuadro 47).

Cuadro 47. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Cajamarca 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	11.20	1.33	15.43	
1996	21.70	1.80	16.06	
1997	17.62	1.64	16.71	
1998	13.48	1.41	17.39	
1999	16.95	1.56	18.09	
2000	20.78	1.75	18.82	
2001	18.77	1.65	19.59	
2002	19.85	1.67	20.38	
2003	14.34	1.39	21.20	
2004	26.26	1.90	22.06	Joinpoint 1
2005	23.49	1.76	20.47	
2006	15.29	1.39	19.00	
2007	15.95	1.42	17.63	
2008	16.81	1.44	16.35	
2009	16.71	1.39	15.17	
2010	17.11	1.37	14.08	
2011	12.51	1.18	13.06	
2012	9.31	1.00	12.12	
2013	6.88	1.47	8.64	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n$$

(2.10)

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 48. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-76.479	51.596	-1.482	0.160
β_1	0.040	0.026	1.539	0.146
$\beta_2 - \beta_1$	-0.115	0.035	-3.251	0.006

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 y la pendiente β_1 no son estadísticamente significativos. El parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ si resulta ser estadísticamente significativo (valor $p < 0.05$) (ver cuadro 48).

Cuadro 49. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico la Región Cajamarca 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
1	1995	2004	4.1	-1.6	10.0	1.5	0.1
2	2004	2013	-7.2*	-11.9	-2.3	-3.1	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Cajamarca durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el segmento de 1995 a 2004 se observa una tendencia creciente (CPA:+4.1%) pero no estadísticamente significativa y en el segmento de 2004 a 2013, la tendencia se muestra decreciente (CPA:-7.2%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (Ver cuadro 49).

Cuadro 50. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-1.7	-5.1	1.7	-1.0	0.3

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -1.7%), pero no estadísticamente significativa (ver cuadro 50).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 51. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	134.648	2.268
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	74.970	1.993
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	71.499	2.255
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	67.601	2.509

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (1.993) (ver cuadro 51) el que ocurre en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 2004$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -76.5 + 0.04x_i - 0.11(x_i - 2004)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

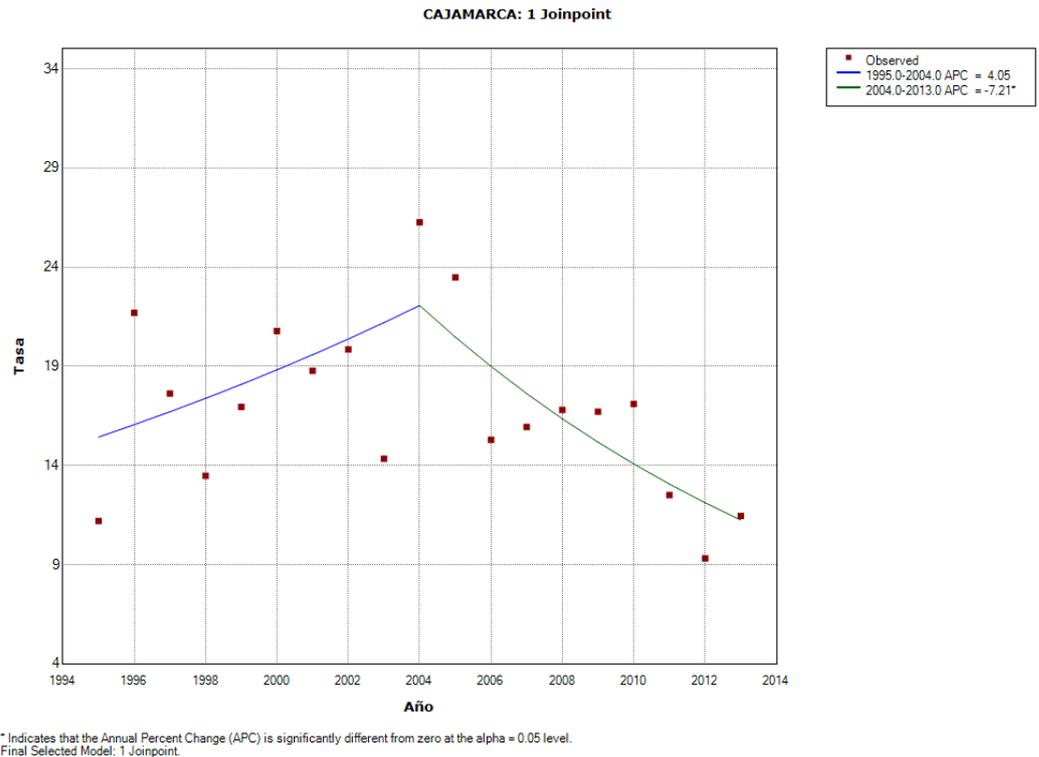


Figura 14: Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca 1995 - 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de Hechos vitales del Ministerio de Salud

Se observa que hay un punto de cambio (joinpoint) en el período de 1995 al 2013 para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cajamarca. Este punto se ubica en el año 2004, donde la tendencia previa fue creciente (CPA: 4.1%) pero no estadísticamente significativa y en el periodo posterior a este punto de cambio fue decreciente y no estadísticamente significativa (CPA:-7.2%) (ver figura 14).

4.1.5.7. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao en el año 1995 fue de 17.47 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1998 a 20.55 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 10.47 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 18.05 por

100,000 a 12.46 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.41, A.42, A.43 y A.44).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.04% anuales (ver figura B.11).

4.1.5.8. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco en el año 1995 fue de 10.55 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 2000 a 15.1 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 5.74 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 14.42 por 100,000 a 5.97 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.45, A.46, A.47 y A.48).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 4.78% anuales (ver figura B.12).

4.1.5.9. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica en el año 1995 fue de 9.18 defunciones por 100,000 habitantes y subió rápidamente a 43.62 x 100,000 habitantes en el año 2002; en el año 2005 fue de 49.28 defunciones por 100,000 habitantes y se mantiene elevada, para el año 2013 se encontraba en 48.93 defunciones por 100,000 habitantes.

Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica para el período 1995 – 2013 un crecimiento que marca un punto de cambio o Joinpoint en el año 2002 (Ver cuadro 52).

Cuadro 52. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Huancavelica 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	9.18	2.04	7.91	
1996	10.21	2.17	9.87	
1997	15.13	2.70	12.31	
1998	16.86	2.90	15.37	
1999	9.81	2.14	19.18	
2000	11.01	2.23	23.93	
2001	34.42	4.18	29.86	
2002	43.62	4.57	37.26	Joinpoint 1
2003	39.80	4.49	37.64	
2004	28.91	3.86	38.03	
2005	49.28	5.01	38.41	
2006	36.95	4.38	38.80	
2007	30.46	3.94	39.20	
2008	36.03	4.26	39.60	
2009	40.80	4.46	40.00	
2010	44.55	4.72	40.41	
2011	35.19	4.12	40.82	
2012	37.01	4.28	41.23	
2013	48.93	4.84	41.65	

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1(x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n(x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n$$

(2.10)

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 53. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-439.718660	118.970	-3.696	0.002
β_1	0.221447	0.060	3.720	0.002
$\beta_2 - \beta_1$	-0.211324	0.063	-3.375	0.005

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$, son estadísticamente significativos ($p < 0.05$) (ver cuadro 53).

Cuadro 54. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2002	24.8*	9.8 41.8	3.7	0.0
2	2002	2013	1.0	-3.1 5.3	0.5	0.6

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Huancavelica durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el segmento de 1995 a 2002 se observa una tendencia creciente (CPA: +24.8%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) y en el segmento del 2002 al 2013 la tendencia es levemente creciente pero no estadísticamente significativa (CPA: +1%) (ver cuadro 54).

Cuadro 55. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	9.7*	4.2	15.4	3.5	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia creciente (CPA: +9.7%), y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 56. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la región Huancavelica 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	118.301	2.139
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	50.986	1.607
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	41.198	1.704
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	36.622	1.896

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (1.607) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 2002$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada, tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -439.7 + 0.22x_i - 0.21(x_i - 2002)^+; i = 1995, \dots, 2013$$

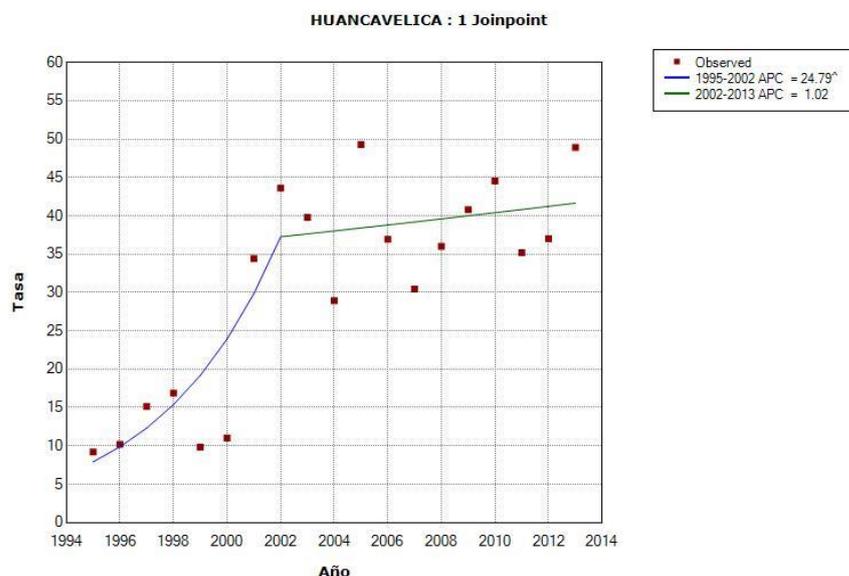


Figura 15. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Respecto a la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huancavelica observamos que para el período de 1995 – 2002 la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico fue creciente y estadísticamente significativo en 24.79% anuales; en el período 2002-2013 su tendencia es levemente creciente (CPA:+1,02%), pero no estadísticamente significativa. (ver figura 15)

4.1.5.10. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco en el año 1995 fue de 30.64 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 2004 a 50.26 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 27.29 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco para el período 1995 – 2013 un crecimiento que marca un punto de cambio o Joinpoint en el año 2007 (Ver cuadro 57).

Cuadro 57. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Huánuco 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	30.64	3.34	33.13	
1996	29.67	3.23	33.95	
1997	44.25	3.82	34.79	
1998	29.29	3.03	35.64	
1999	40.19	3.50	36.52	
2000	35.74	3.15	37.42	
2001	41.50	3.40	38.34	
2002	25.57	2.57	39.29	
2003	42.58	3.33	40.25	
2004	50.26	3.59	41.25	
2005	43.08	3.21	42.26	
2006	35.75	2.86	43.30	
2007	46.89	3.29	44.37	Joinpoint 1
2008	38.87	2.91	41.42	
2009	40.21	2.92	38.66	
2010	34.58	2.66	36.09	
2011	34.53	2.60	33.69	
2012	33.86	2.55	31.45	
2013	27.29	2.24	29.35	

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1(x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n(x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon \quad ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} ;$$

Cuadro 58. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-45.047	28.484	-1.581	0.136
β_1	0.024	0.014	1.7010	0.109
$\beta_2 - \beta_1$	-0.093	0.038	-2.455	0.028

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$, son estadísticamente significativos ($p < 0.05$) (ver cuadro 58).

Cuadro 59. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
1	1995	2007	2.5	-0.6	5.6	1.7	0.1
2	2007	2013	-6.7	-13.4	0.7	-2.0	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Huánuco durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el segmento de 1995 a 2007 se observa una tendencia creciente (CPA: +2.5%) pero no estadísticamente significativa y en el segmento del 2007 al 2013 la tendencia es decreciente pero no estadísticamente significativa (CPA: +6.7%) (ver cuadro 59).

Cuadro 60. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-0.7	-3.6	2.3	-0.4	0.7

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia levemente decreciente (CPA: -0.7%), pero no estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 61. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la región Huánuco 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	87.260	1.834
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	51.861	1.624
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	49.693	1.891
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	45.398	2.111

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (1.624) (ver cuadro 61), los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 2007$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada, tenemos el modelo estimado:

$$\hat{y}_i / x_i = -45 + 0.02x_i - 0.09(x_i - 2007)^+; i = 1995, \dots, 2013$$

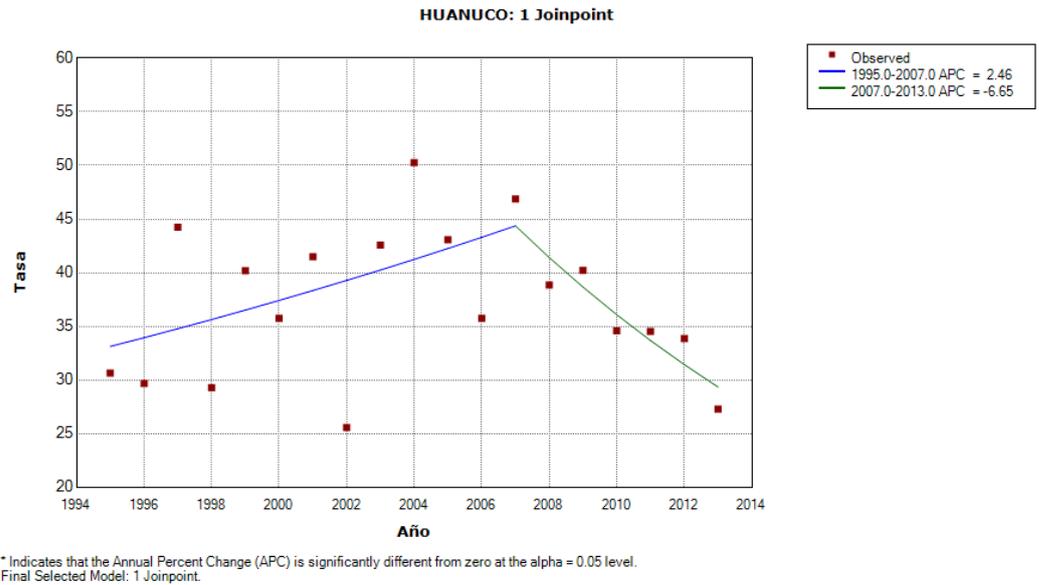


Figura 16. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Respecto a la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Huánuco observamos que para el período de 1995 – 2007 la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico fue creciente pero no estadísticamente significativo (CPA: 2.5%) y luego en el período 2007-2013 su tendencia es decreciente (CPA:-6.7%), pero no estadísticamente significativa. (ver figura 16)

4.1.5.11. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica en el año 1995 fue de 18.65 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 2004 a 24.8 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 16.35 defunciones por 100,000 habitantes. En el modelo de regresión segmentada estimado la tasa varía de 22.09 por 100,000 a 13.88 por 100,000 habitantes. (Ver cuadro A.49, A.50, A.51 y A.52).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.55% anuales (ver figura B.13).

4.1.5.12. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín en el año 1995 fue de 22.16 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 2000 a 32.02 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 12.79 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín para el período 1995 – 2013 tres puntos de cambio en los años 2000, 2005 y 2010 (Ver cuadro 62).

Cuadro 62. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Junín 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	22.16	1.98	24.19	
1996	29.57	2.27	25.09	
1997	18.63	1.77	26.02	
1998	32.81	2.29	26.99	
1999	23.69	1.91	28.00	
2000	32.02	2.21	29.05	Joinpoint 1
2001	24.85	1.91	26.52	
2002	22.52	1.79	24.21	
2003	22.35	1.76	22.11	
2004	20.36	1.68	20.19	
2005	17.74	1.52	18.43	Joinpoint 2
2006	20.18	1.63	20.00	
2007	23.26	1.70	21.70	
2008	23.76	1.70	23.55	
2009	25.73	1.73	25.55	
2010	25.31	1.71	27.73	Joinpoint 3
2011	23.41	1.61	22.19	
2012	19.17	1.44	17.76	
2013	12.79	1.16	14.21	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 63. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-69.865	103.388	-0.677	0.518
β_1	0.037	0.052	0.707	0.499
$\beta_2 - \beta_1$	-0.128	0.088	-1.451	0.185
$\beta_3 - \beta_2$	0.173	0.097	1.785	0.112
$\beta_4 - \beta_3$	-0.304	0.130	-2.348	0.047

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ y $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ no son estadísticamente significativos y el parámetro $(\beta_4 - \beta_3) = \gamma_3$ se encontró estadísticamente significativo ($p < 0.05$) (ver Cuadro 63).

Cuadro 64. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2000	3.7	-7.9 16.9	0.7	0.5
2	2000	2005	-8.7	-22.5 7.6	-1.3	0.2
3	2005	2010	8.5	-6.7 26.2	1.2	0.2
4	2010	2013	-20.0	-38.2 3.6	-2.0	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la región Junín durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 2000 se observa una tendencia creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 3.7%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 2000- 2005 (CPA -8.7%); en el periodo 2005 a 2010, la tendencia se muestra creciente y no estadísticamente significativa (CPA 8.5%) y en el segmento de tiempo del 2010 al 2013 la tendencia es nuevamente decreciente pero no estadísticamente significativa (CPA -20%). (Ver cuadro 64).

Cuadro 65. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-2.9	-9.5 4.1	-0.8	0.4

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -2.9%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 65).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos (ver cuadro 66):

Cuadro 66. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	105.446	2.024
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	74.186	1.982
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	59.766	2.076
#4	3 Joinpoint(s)*	19	8	11	39.673	1.976

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 3 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín para el período 1995 al 2013 es el que tiene 3 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (1.976) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 3$; $\tau_1 = 2000$, $\tau_2 = 2005$ y $\tau_3 = 2010$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -69.9 + 0.04x_i - 0.13(x_i - 1997)^+ + 0.17(x_i - 2003)^+ - 0.3(x_i - 2010)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Junín para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 2.9% anuales en promedio y con 3 puntos de cambio o joinpoints en los años 2000, 2005 y 2010, que determinan 4 segmentos: creciente para 1995-2000 (CPA: +3.7%), decreciente para 2000-2003 (CPA:-5.1%), estable para 2003-2010 (CPA:+0.2%) y decreciente para 2010-2013 (CPA:-6.2%).(ver figura 17)

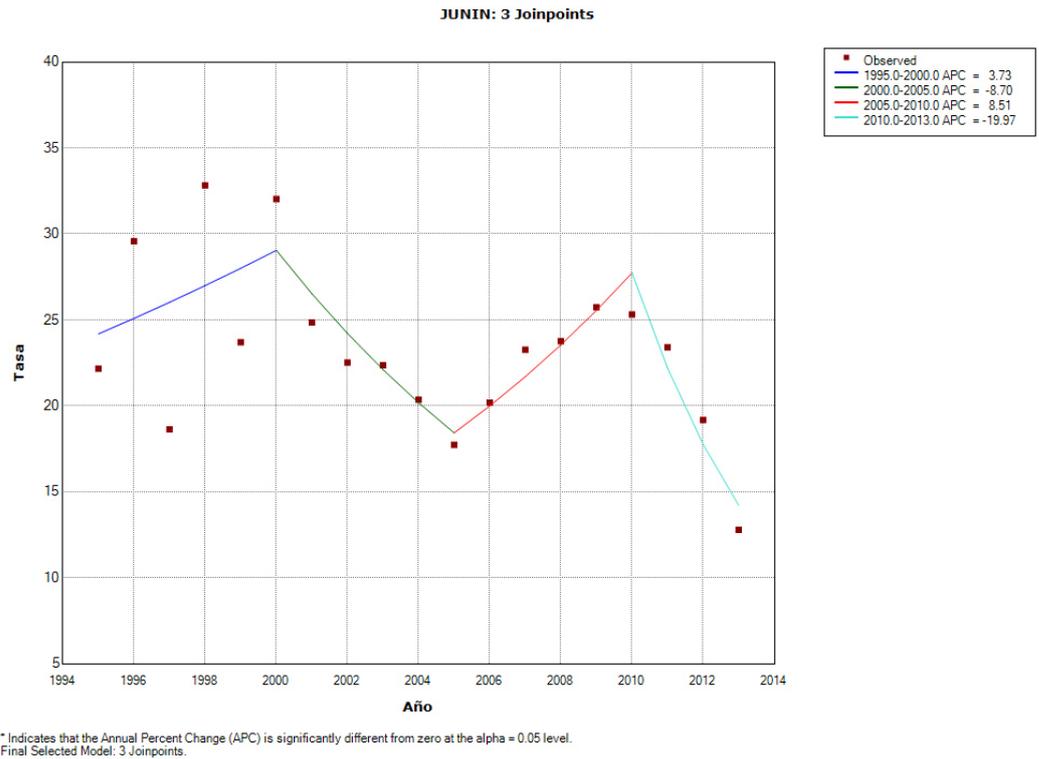


Figura 17. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Junín 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.5.13. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad en el año 1995 fue de 19.42 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1998 a 25.73 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 14.4 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad para el período 1995 – 2013 un crecimiento que marca un punto de cambio o Joinpoint en el año 1998 (Ver cuadro 67).

Cuadro 67. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región La Libertad 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	19.42	1.60	18.41	
1996	20.22	1.58	19.87	
1997	17.55	1.44	21.44	
1998	25.73	1.74	23.13	Joinpoint 1
1999	21.49	1.55	22.35	
2000	21.21	1.52	21.59	
2001	22.82	1.54	20.86	
2002	21.33	1.46	20.15	
2003	15.90	1.25	19.47	
2004	17.06	1.25	18.81	
2005	21.06	1.38	18.18	
2006	17.04	1.21	17.56	
2007	17.95	1.22	16.97	
2008	15.05	1.10	16.40	
2009	14.81	1.07	15.84	
2010	17.11	1.14	15.30	
2011	13.05	0.97	14.79	
2012	14.46	1.01	14.29	
2013	14.40	0.99	13.80	

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m; m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 68. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-148.775	159.136	-0.935	0.366
β_1	0.076	0.080	0.954	0.356
$\beta_2 - \beta_1$	-0.110	0.080	-1.382	0.189

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$, no son estadísticamente significativos (ver cuadro 68).

Cuadro 69. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
1	1995	1998	7.9	-9.1	28.0	1.0	0.4
2	1998	2013	-3.4*	-4.6	-2.2	-6.0	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región La Libertad durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el segmento de 1995 a 1998 se observa una tendencia creciente (CPA: +7.9%) pero no estadísticamente significativa y en el segmento del 1998 al 2013 la tendencia es decreciente y estadísticamente significativa (CPA: +3.4%) (valor $p < 0.05$) (ver cuadro 69).

Cuadro 70. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-1.6	-4.3	1.2	-1.1	0.3

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia levemente decreciente (CPA: -1.6%), pero no estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (ver cuadro 70).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 71. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la región La Libertad 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	50.348	1.284
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	34.322	1.211
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	33.679	1.502
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	33.369	1.803

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (1.624) (ver cuadro 71), los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 1998$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada, tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -148.8 + 0.08x_i - 0.11(x_i - 1998)^+; i = 1995, \dots, 2013$$

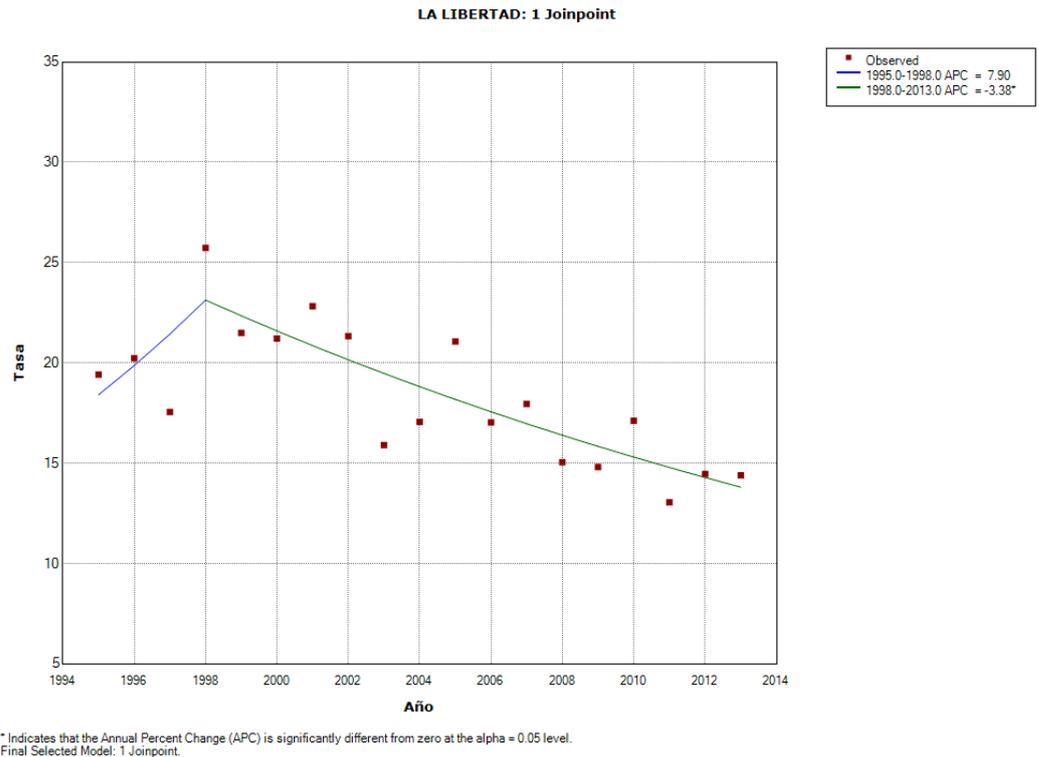


Figura 18. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Respecto a la mortalidad por cáncer gástrico en la Región La Libertad observamos que para el período de 1995 – 1998 la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico fue creciente pero no estadísticamente significativa (CPA: 7.9%) y luego en el período 1998-2013 su tendencia es decreciente (CPA:-3.4%), y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$). (ver figura 18)

4.1.5.14. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque en el año 1995 fue de 16.85 defunciones por 100,000 habitantes y subió en 1998 a 20.52 x 100,000 habitantes, pero comenzó a descender, llegando el año 2008 a 3.52 defunciones por 100,000 habitantes y luego empieza a elevarse de manera significativa, llegando el año 2012 a 14.41 defunciones por 100,000 habitantes. (Ver cuadro 71).

Se observa que hay 3 puntos de cambio (joinpoint) en el período de 1995 al 2013 para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque. Estos puntos se ubican en los años 1998, 2007 y 2010. (ver Cuadro 72)

Cuadro 72. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Lambayeque 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Joinpoint Location
1995	16.85	1.77	16.04	
1996	16.18	1.72	16.84	
1997	16.57	1.70	17.69	
1998	20.52	1.85	18.57	Joinpoint 1
1999	12.50	1.40	15.12	
2000	16.56	1.58	12.32	
2001	8.67	1.12	10.03	
2002	3.61	0.71	8.17	
2003	7.01	0.98	6.65	
2004	3.52	0.68	5.42	
2005	4.92	0.78	4.41	
2006	4.35	0.73	3.59	
2007	4.24	0.69	2.92	Joinpoint 2
2008	3.53	0.63	4.83	
2009	6.68	0.84	7.98	
2010	13.55	1.18	13.17	Joinpoint 3
2011	14.22	1.19	13.50	
2012	14.41	1.18	13.83	
2013	13.55	1.12	14.18	

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n$$

(2.10)

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 73. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-94.613	319.470	-0.296	0.775
β_1	0.049	0.160	0.305	0.768
$\beta_2 - \beta_1$	-0.254	0.167	-1.526	0.165
$\beta_3 - \beta_2$	0.707	0.477	1.481	0.177
$\beta_4 - \beta_3$	-0.477	0.492	-0.969	0.361

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$, $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ y $(\beta_4 - \beta_3) = \gamma_3$ no son estadísticamente significativos (ver Cuadro 73).

Cuadro 74. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	1998	5.0	-27.4 51.9	0.3	0.8
2	1998	2007	-18.6*	-26.8 -9.5	-4.5	0.0
3	2007	2010	65.1	-44.8 393.9	1.1	0.3
4	2010	2013	2.5	-23.7 37.7	0.2	0.9

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la región Lambayeque durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 1998 se observa una tendencia creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 5%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 1998- 2007 (CPA -18.6%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$); en el periodo 2007 a 2010, la tendencia se muestra creciente y no estadísticamente

significativa (CPA 65.1%) y en el segmento de tiempo del 2010 al 2013 la tendencia es menos creciente pero no estadísticamente significativa (CPA 2.5%). (Ver cuadro 74).

Cuadro 75. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-0.7	-16.6 18.3	-0.1	0.9

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia levemente decreciente (CPA: -0.7%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 75).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 76. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	347.760	3.217
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	115.535	2.425
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	80.956	2.379
#4	3 Joinpoint(s) *	19	8	11	51.312	2.233

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 3 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque para el período 1995 al 2013 es el que tiene 3 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (2.233) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 3$; $\tau_1 = 1998$, $\tau_2 = 2007$ y $\tau_3 = 2010$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -94.6 + 0.05x_i - 0.25(x_i - 1998)^+ + 0.71(x_i - 2007)^+ - 0.48(x_i - 2010)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lambayeque para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 0.7% anuales en promedio y con 3 puntos de cambio o joinpoints en los años 1998, 2007 y 2010, que determinan 4 segmentos: creciente para 1995-1998 (CPA: +5%), decreciente para 1998-2007 (CPA:-18.6%), creciente para 2007-2010 (CPA:+65.1%) y menos creciente para 2010-2013 (CPA:+2.5%).(ver figura 19)

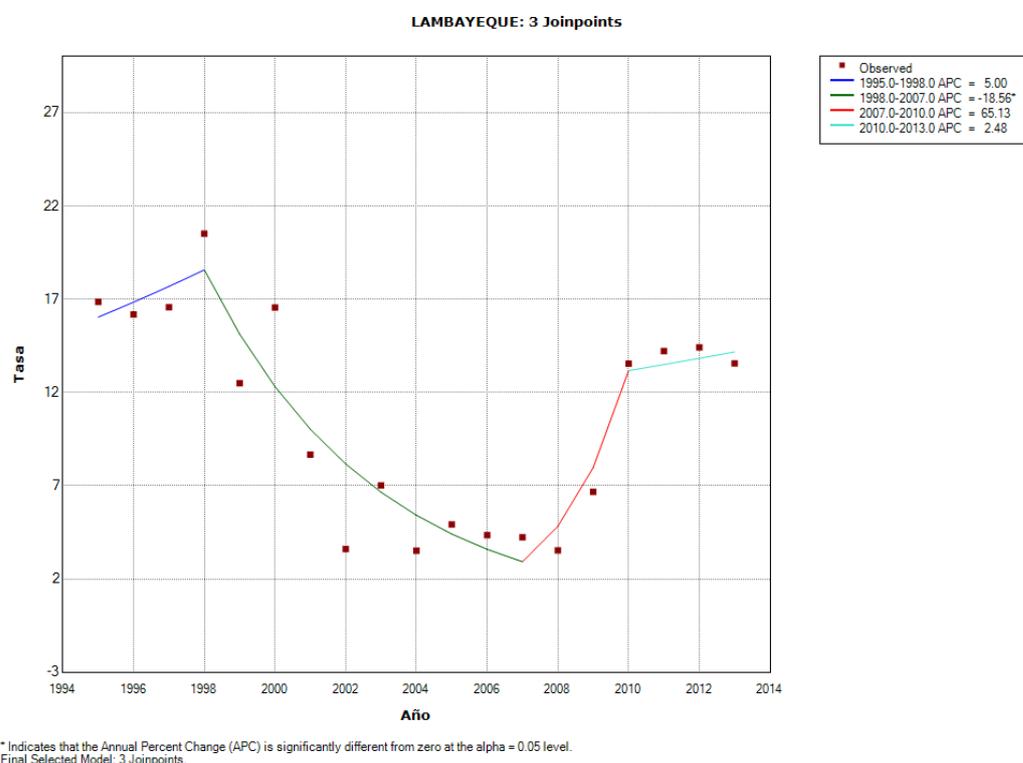


Figura 19. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Lambayeque 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.5.15. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima en el año 1995 fue de 19.83 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1996 a 20.75 defunciones por 100,000 habitantes y luego baja con fluctuaciones hasta que en el año 2013 había disminuido a 12.41 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima para el período 1995 – 2013 dos puntos de cambio en los años 2007 y 2010 (Ver cuadro 77).

Cuadro 77. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Lima 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	19.83	0.73	21.54	
1996	20.75	0.72	20.65	
1997	20.56	0.69	19.79	
1998	19.41	0.66	18.97	
1999	17.74	0.61	18.18	
2000	17.90	0.60	17.43	
2001	16.55	0.57	16.71	
2002	17.46	0.57	16.01	
2003	13.39	0.49	15.35	
2004	15.67	0.52	14.71	
2005	15.44	0.50	14.10	
2006	11.73	0.43	13.52	
2007	12.34	0.43	12.96	Joinpoint 1
2008	14.17	0.45	13.69	
2009	14.96	0.45	14.47	
2010	15.53	0.45	15.29	Joinpoint 2
2011	13.30	0.41	14.03	
2012	12.24	0.39	12.87	
2013	12.41	0.38	11.81	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n$$

(2.10)

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 78. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	87.583	13.283	6.593	0.000
β_1	-0.042	0.007	-6.380	0.000
$\beta_2 - \beta_1$	0.098	0.100	0.973	0.351
$\beta_3 - \beta_2$	-0.141	0.112	-1.265	0.232

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , son estadísticamente significativos (valor $p < 0.05$) y los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ y $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ no son estadísticamente (ver Cuadro 78).

Cuadro 79. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2007	-4.1*	-5.5 -2.7	-6.4	0.0
2	2007	2010	5.7	-15.2 31.7	0.6	0.6
3	2010	2013	-8.2	-17.7 2.3	-1.7	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Lima durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 2007 se observa una tendencia decreciente y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) con un CPA de -4.1%, luego la tendencia es creciente para el periodo 2007- 2010 (CPA -5.7%) y en el periodo del 2010 al 2013 la tendencia es nuevamente

decreciente pero no estadísticamente significativa (CPA -8.2%). (Ver cuadro 79).

Cuadro 80. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-3.3	-6.8 0.4	-1.7	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -3.3%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 80).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 81. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	141.504	2.318
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	113.131	2.404
#3	2 Joinpoint(s) *	19	6	13	68.336	2.210
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	61.880	2.421

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 2 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima para el período 1995 al 2013 es el que tiene 2 joinpoints al tener

el valor más bajo de BIC (2.210) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 2$; $\tau_1 = 2007$ y $\tau_2 = 2010$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 87.6 - 0.04x_i + 0.10(x_i - 2007)^+ - 0.14(x_i - 2010)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Lima para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 3.3% anuales en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 2007 y 2010, que determinan 3 segmentos: decreciente para 1995-2007 (CPA: -4.1%), creciente para 2007-2010 (CPA:5.7%), y decreciente para 2010-2013 (CPA:-8.2%).(ver figura 20)

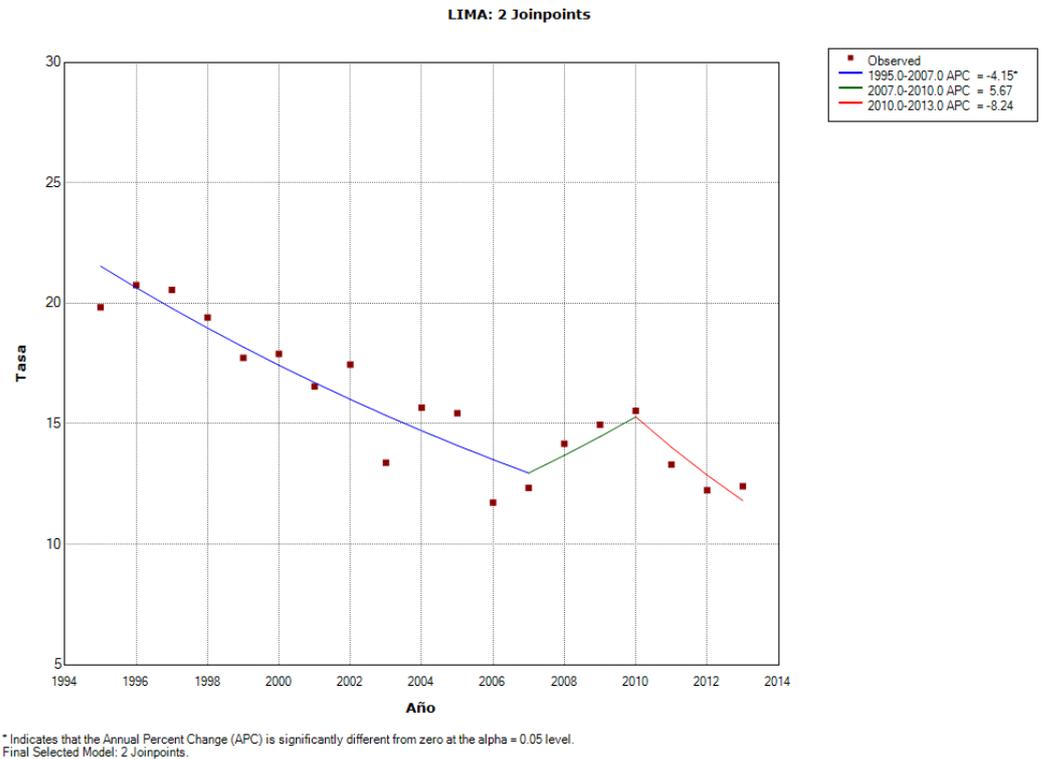


Figura 20. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Lima 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.5.16. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto en el año 1995 fue de 13.34 defunciones por 100,000 habitantes, en el año 1996 fue de 16.64 defunciones por 100,000 habitantes y para el año 2013 había disminuido a 2.83 defunciones por 100,000 habitantes (Ver cuadro A.53, A.54, A.55 y A.56).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 7.66% anuales (ver figura B.14)

4.1.5.17. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios en el año 1995 fue de 14 defunciones por 100,000 habitantes, en el año 1996 fue de 5.68 defunciones por 100,000 habitantes, al año siguiente sube a 30.54 defunciones en 1998 36.78 defunciones por 100,000 habitantes (Ver cuadro A.57, A.58, A.59 y A.60).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios en el período 1995 – 2013 ha tenido un comportamiento muy variable año a año, que podría explicarse por problemas en la notificación; sin embargo, la tendencia es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 5.85% anuales (ver figura B.15).

4.1.5.18. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua en el año 1995 fue de 17.06 defunciones por 100,000 habitantes y fue decreciendo, en el año 2013 había descendido a 5.14 defunciones por

100,000 habitantes (Ver cuadro A.61, A.62, A.63 y A.64).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 5.36% anuales (ver figura B.16).

4.1.5.19. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco en el año 1995 fue de 27.01 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1997 a 64.29 defunciones por 100,000 habitantes y luego baja con fluctuaciones hasta que en el año 2013 había disminuido a 16.13 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco para el período 1995 – 2013 dos puntos de cambio en los años 1997 y 2000 (Ver cuadro 82).

Cuadro 82. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Pasco 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	27.01	5.02	24.55	
1996	29.87	5.65	36.40	
1997	64.29	7.78	53.97	Joinpoint 1
1998	28.63	5.34	42.54	
1999	28.55	5.20	33.53	
2000	27.10	4.92	26.43	Joinpoint 2
2001	29.28	4.99	25.79	
2002	28.31	4.76	25.17	
2003	18.41	3.90	24.56	
2004	23.94	4.27	23.97	
2005	20.41	4.00	23.39	
2006	20.34	3.84	22.82	
2007	25.57	4.42	22.27	
2008	28.81	4.61	21.73	
2009	22.16	3.95	21.21	
2010	24.39	4.05	20.69	
2011	20.29	3.50	20.19	
2012	14.85	2.91	19.71	
2013	16.13	3.11	19.23	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon \quad ; i = 1, 2, \dots, n$$

(2.10)

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 83. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-782.457	529.408	-1.478	0.167
β_1	0.394	0.265	1.484	0.166
$\beta_2 - \beta_1$	-0.632	0.372	-1.698	0.118
$\beta_3 - \beta_2$	0.213	0.261	0.818	0.431

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ y $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ no son estadísticamente significativos (ver Cuadro 83).

Cuadro 84. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	1997	48.3	-17.3 165.8	1.5	0.2
2	1997	2000	-21.2	-55.6 39.9	-0.9	0.4
3	2000	2013	-2.4	-5.3 0.5	-1.8	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Pasco durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 1997 se observa una tendencia creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 48.3%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 1997- 2000 (CPA -21.2%) y en el periodo del 2000 al 2013 la tendencia continua menos decreciente pero no estadísticamente significativa (CPA -2.4%). (Ver cuadro 84).

Cuadro 85. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-1.3	-11.2 9.5	-0.3	0.8

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05 Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -1.3%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 85).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos (ver cuadro 86):

Cuadro 86. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	42.818	1.122
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	34.933	1.229
#3	2 Joinpoint(s) *	19	6	13	20.194	0.991
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	15.728	1.051

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 2 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco para el período 1995 al 2013 es el que tiene 2 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (0.991) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 2$; $\tau_1 = 1997$ y $\tau_2 = 2000$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -782.5 + 0.39x_i - 0.63(x_i - 1997)^+ + 0.21(x_i - 2000)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Pasco para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 1.3% anuales en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 1997 y 2000, que determinan 3 segmentos: creciente para 1995-1997 (CPA: +48.3%), decreciente para 1997-2000 (CPA:-21.2%), y menos decreciente para 2000-2013 (CPA:-2.4%).(ver figura 21)

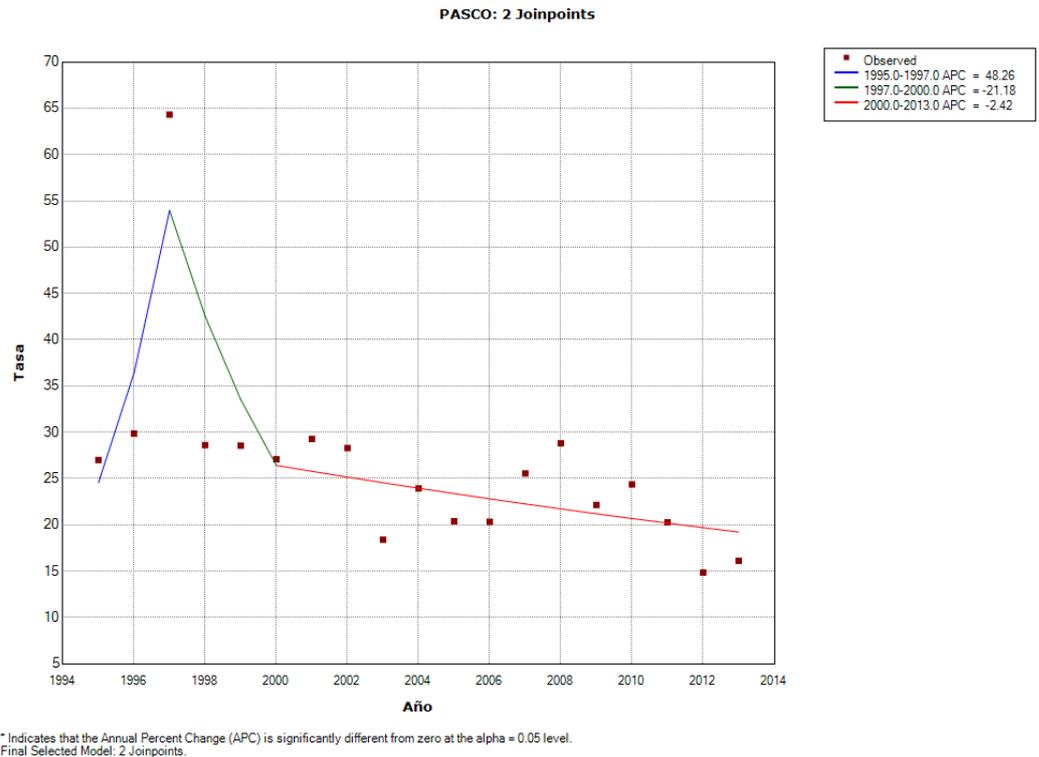


Figura 21. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Pasco 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.5.20. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura en el año 1995 fue de 16.11 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1997 a 21.29 defunciones por 100,000 habitantes y luego baja con fluctuaciones hasta que en el año 2013 había disminuido a 9.75 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura para el período 1995 – 2013 dos puntos de cambio en los años 1997 y 2002 (Ver cuadro 87).

Cuadro 87. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Piura 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	16.11	1.47	14.87	
1996	14.21	1.36	16.95	
1997	21.29	1.61	19.32	Joinpoint 1
1998	11.88	1.21	15.88	
1999	13.52	1.24	13.06	
2000	14.34	1.27	10.74	
2001	7.44	0.91	8.83	
2002	6.18	0.81	7.26	Joinpoint 2
2003	8.22	0.93	7.33	
2004	8.16	0.91	7.40	
2005	6.75	0.81	7.48	
2006	7.07	0.82	7.55	
2007	7.26	0.81	7.63	
2008	7.49	0.82	7.70	
2009	7.49	0.80	7.78	
2010	8.76	0.86	7.86	
2011	5.72	0.68	7.93	
2012	7.41	0.77	8.01	
2013	9.75	0.86	8.09	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1(x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n(x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon \quad ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 88. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-258.027	463.864	-0.556	0.589
β_1	0.131	0.232	0.562	0.585
$\beta_2 - \beta_1$	-0.326	0.248	-1.318	0.214
$\beta_3 - \beta_2$	0.206	0.087	2.355	0.038

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ y $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ no son estadísticamente significativos (ver Cuadro 88).

Cuadro 89. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	1997	14.0	-31.7 90.1	0.6	0.6
2	1997	2002	-17.8*	-31.9 -0.8	-2.3	0.0
3	2002	2013	1.0	-2.8 5.0	0.6	0.6

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Piura durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 1997 se observa una tendencia creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 14%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 1997- 2000 (CPA -17.8%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) y en el periodo del 2002 al 2013 la tendencia es levemente creciente pero no estadísticamente significativa (CPA -2.8%). (Ver cuadro 89).

Cuadro 90. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-3.3	-10.0 3.9	-0.9	0.4

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -3.3%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 90).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 91. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	121.184	2.163
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	65.147	1.852
#3	2 Joinpoint(s) *	19	6	13	45.564	1.804
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	39.515	1.972

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 2 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura para el período 1995 al 2013 es el que tiene 2 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (1.804) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 2$; $\tau_1 = 1997$ y $\tau_2 = 2002$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -258.03 + 0.13x_i - 0.33(x_i - 1997)^+ + 0.21(x_i - 2002)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Piura para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 3.3% anuales en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 1997 y 2002, que determinan 3 segmentos: creciente para 1995-1997 (CPA: +14%), decreciente para 1997-2002 (CPA:-17.8%), y levemente creciente para 2002-2013 (CPA:+1%).(ver figura 22)

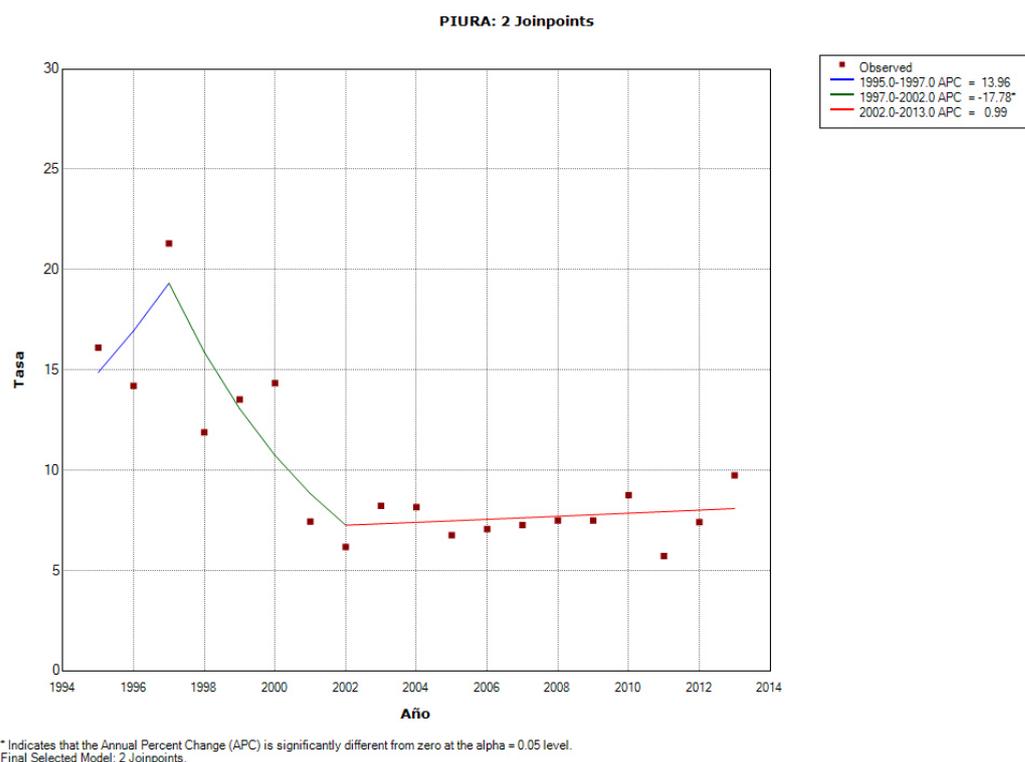


Figura 22. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Piura 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.5.21. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno en el año 1995 fue de 8.53 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 2001 a 11.16 defunciones x 100,000 habitantes y fue decreciendo, para el año 2013 había descendido a 4.84 defunciones por 100,000 habitantes (Ver cuadro A.65, A.66, A.67 y A.68).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 3.93% anuales (ver figura B.17).

4.1.5.22. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín en el año 1995 fue de 16.28 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 2006 a 19.99 defunciones por 100,000 habitantes y luego baja con fluctuaciones hasta que en el año 2013 había disminuido a 9.61 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín para el período 1995 – 2013 un punto de cambio en el año 2006 (Ver cuadro 92).

Cuadro 92. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región San Martín 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	16.28	3.20	17.46	
1996	21.89	3.38	17.40	
1997	18.63	3.05	17.34	
1998	14.29	2.46	17.28	
1999	17.70	2.86	17.22	
2000	13.24	2.48	17.16	
2001	18.01	2.85	17.10	
2002	18.12	2.95	17.04	
2003	13.34	2.36	16.99	
2004	15.20	2.46	16.93	
2005	16.62	2.51	16.87	
2006	19.99	2.77	16.81	Joinpoint 1
2007	14.64	2.31	15.48	
2008	16.32	2.18	14.25	
2009	12.41	1.90	13.12	
2010	12.81	1.97	12.08	
2011	8.50	1.55	11.12	
2012	11.09	1.75	10.24	
2013	9.61	1.59	9.42	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 93. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	9.653	27.937	0.346	0.735
β_1	-0.003	0.014	-0.244	0.811
$\beta_2 - \beta_1$	-0.079	0.030	-2.671	0.018

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , no son estadísticamente significativos y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ sí es estadísticamente significativo (valor $p < 0.05$) (ver Cuadro 93).

Cuadro 94. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2006	-0.3	-3.3 2.7	-0.2	0.8
2	2006	2013	-7.9*	-13.0 -2.6	-3.2	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel $\alpha = 0.05$

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región San Martín durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 2006 se observa una tendencia levemente decreciente no estadísticamente significativa con un CPA de 0.3%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 2006 - 2013 (CPA -7.9%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (Ver cuadro 94).

Cuadro 95. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-3.4*	-5.9 -0.8	-2.6	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -3.4%), estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (ver Cuadro 95).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 96. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	21.494	0.433
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	13.694	0.292
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	11.227	0.404
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	10.261	0.624

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (0.292) el cual ocurre en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 2006$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 9.7 - 0.003x_i - 0.08(x_i - 2006)^+; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región San Martín para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 3.4% anuales en promedio y con 1 punto de cambio o joinpoints en el año 2006, que determinan 2 segmentos: levemente decreciente para 1995-2006 (CPA: -0.34%), y decreciente para 2006-2013 (CPA:-7.9%).(ver figura 23)

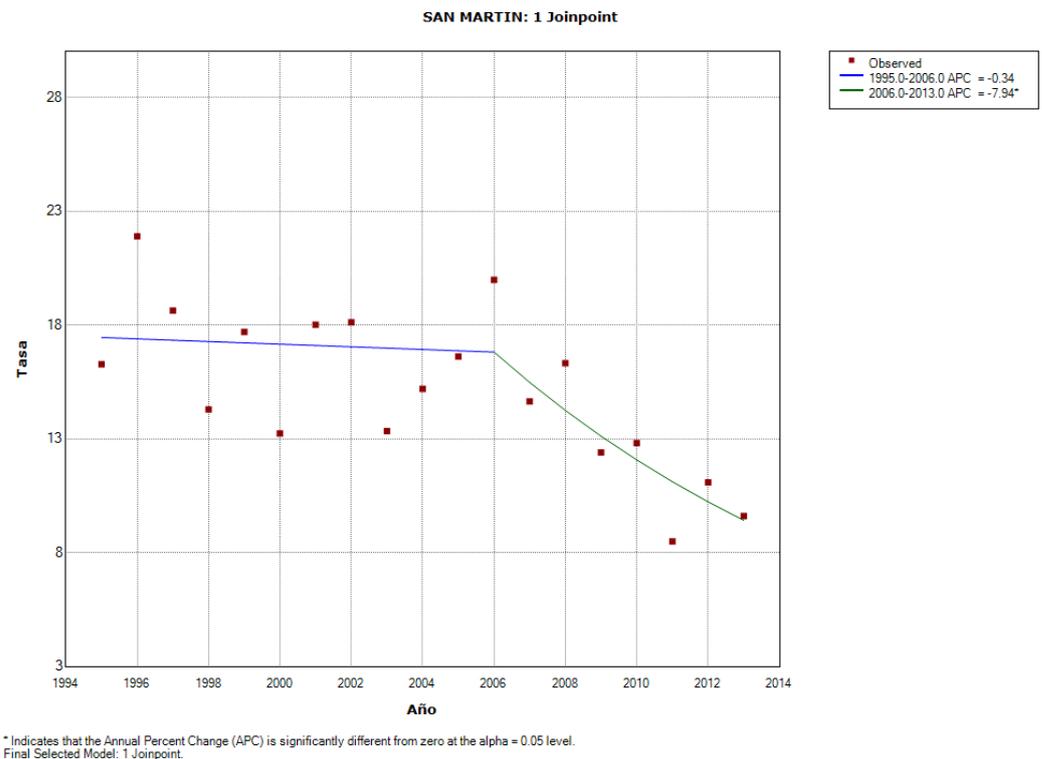


Figura 23. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región San Martín 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.5.23. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna en el año 1995 fue de 11.79 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1997 a 16.17 defunciones por 100,000 habitantes y luego baja con fluctuaciones hasta que en el año 2013 había disminuido a 3.81

defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna para el período 1995 – 2013 un punto de cambio en el año 2009 (Ver cuadro 97).

Cuadro 97. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Tacna 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	11.79	3.45	10.61	
1996	8.49	2.71	10.65	
1997	16.17	3.97	10.69	
1998	7.69	2.55	10.73	
1999	8.15	2.76	10.77	
2000	7.01	2.21	10.82	
2001	12.96	3.23	10.86	
2002	10.62	2.83	10.90	
2003	12.36	2.95	10.94	
2004	12.55	2.83	10.98	
2005	10.61	2.74	11.02	
2006	7.85	2.13	11.06	
2007	10.81	2.46	11.11	
2008	9.40	2.37	11.15	
2009	14.25	2.70	11.19	Joinpoint 1
2010	6.87	1.96	8.81	
2011	7.06	1.84	6.93	
2012	6.45	1.77	5.46	
2013	3.81	1.30	4.29	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1(x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n(x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 98. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-5.220	31.301	-0.167	0.870
β_1	0.004	0.016	0.243	0.811
$\beta_2 - \beta_1$	-0.243	0.121	-2.013	0.064

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ no son estadísticamente significativos (ver Cuadro 98).

Cuadro 99. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2009	0.4	-2.9 3.8	0.2	0.8
2	2009	2013	-21.3	-39.1 1.8	-2.0	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Tacna durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 2009 se observa una tendencia levemente creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 0.4%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 2009 - 2013 (CPA -21.3%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (Ver cuadro 99).

Cuadro 100. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-4.9	-10.2	0.7	-1.7	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel $\alpha=0.05$
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -4.9%), no estadísticamente significativa (ver Cuadro 100).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 101. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	23.611	0.527
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	13.146	0.252
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	12.493	0.511
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	11.582	0.745

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (0.252) el cual ocurre en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 2009$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -5.2 - 0.003x_i - 0.24(x_i - 2009)^+; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tacna para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 4.9% anuales en promedio y con 1 punto de cambio o joinpoints en el año 2009, que determinan 2 segmentos: levemente creciente para 1995-2009 (CPA: 0.38%), y decreciente para 2009-2013 (CPA:-21.29%).(ver figura 24)

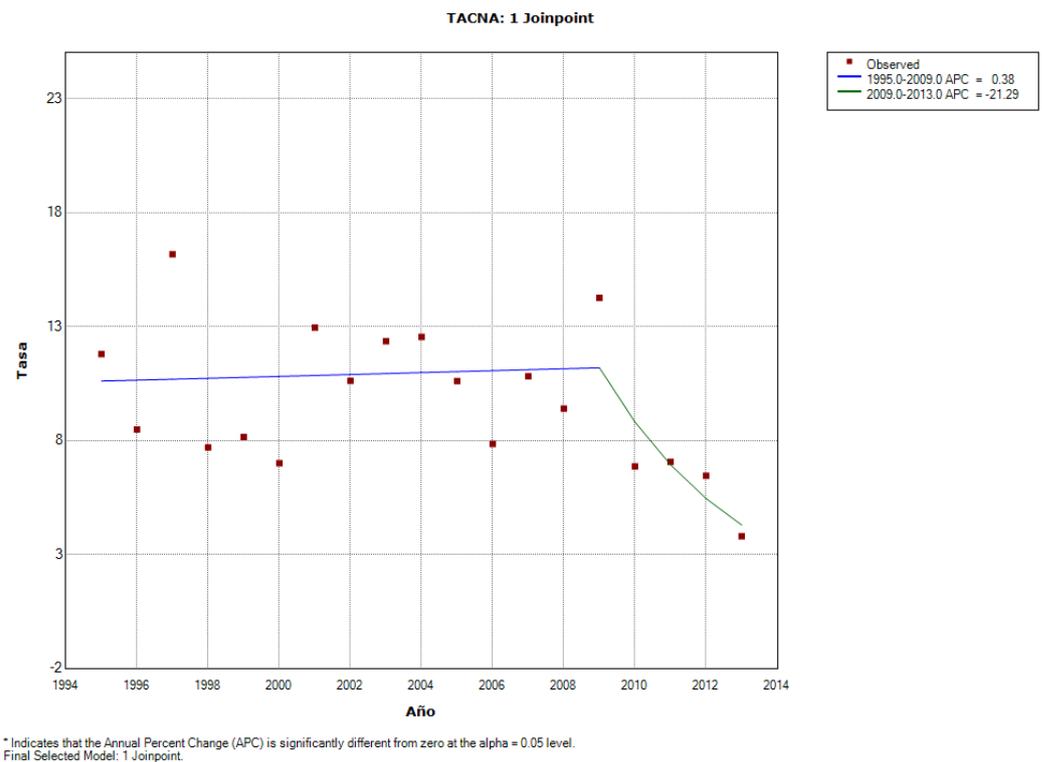


Figura 24. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Tacna 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.5.24. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes en el año 1995 fue de 12.25 defunciones por 100,000 habitantes, tuvo un pico en 1997 de 28.56 defunciones x 100,000 habitantes y fue descendiendo, en el año 2013 había era de 7.37 defunciones por 100,000 habitantes (Ver cuadro A.69, A.70, A.71 y A.72).

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes en el período 1995 – 2013 es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 3.35% anuales (ver figura B.18).

4.1.5.25. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali.

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali en el año 1995 fue de 17.41 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1996 a 24.58 defunciones x 100,000 habitantes y se mantuvo de manera oscilante pero creciendo, llegando en el año 2007 a 25.49 defunciones por 100,000 habitantes, para luego decrecer de manera significativa llegando en el año 2013 a 7.53 defunciones por 100,000 habitantes, esta tendencia marca un punto de inflexión Joinpoint en el año 2009 (Ver cuadro 102).

Cuadro 102. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Ucayali 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	17.41	4.50	18.22	
1996	24.58	4.92	18.46	
1997	8.19	2.49	18.70	
1998	20.74	3.98	18.94	
1999	19.16	4.20	19.19	
2000	23.63	4.40	19.44	
2001	18.95	3.99	19.69	
2002	17.96	3.64	19.95	
2003	22.14	3.73	20.21	
2004	18.67	3.45	20.47	
2005	18.50	3.32	20.74	
2006	11.87	2.54	21.01	
2007	25.49	3.69	21.28	
2008	21.57	3.20	21.56	
2009	24.61	3.52	21.84	Joinpoint 1
2010	15.75	2.77	16.27	
2011	12.56	2.25	12.12	
2012	7.54	1.71	9.03	
2013	7.53	1.66	6.73	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 103. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-22.932	31.589	-0.726	0.480
β_1	0.013	0.016	0.821	0.425
$\beta_2 - \beta_1$	-0.307	0.111	-2.765	0.015

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 no son estadísticamente significativos y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ es estadísticamente significativo (valor $p < 0.05$) (ver Cuadro 103).

Cuadro 104. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2009	1.3	-2.1 4.8	0.8	0.4
2	2009	2013	-25.5*	-41.2 -5.7	-2.7	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Ucayali durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 2009 se observa una tendencia levemente

creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 1.3%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 2009 - 2013 (CPA -25.5%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (Ver cuadro 104).

Cuadro 105. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-5.4*	-10.3 -0.2	-2.0	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel $\alpha = 0.05$
Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -5.4%), y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (ver Cuadro 105).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 106. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	56.059	1.392
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	22.342	0.782
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	20.263	0.994
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	19.367	1.259

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (0.782) el cual ocurre en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 2009$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -22.9 - 0.01x_i - 0.31(x_i - 2009)^+; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ucayali para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 5.4% anuales en promedio y con 1 punto de cambio o joinpoints en el año 2009, que determinan 2 segmentos: levemente creciente para 1995-2009 (CPA: 1.3%), y decreciente para 2009-2013 (CPA:-25.5%).(ver figura 25)

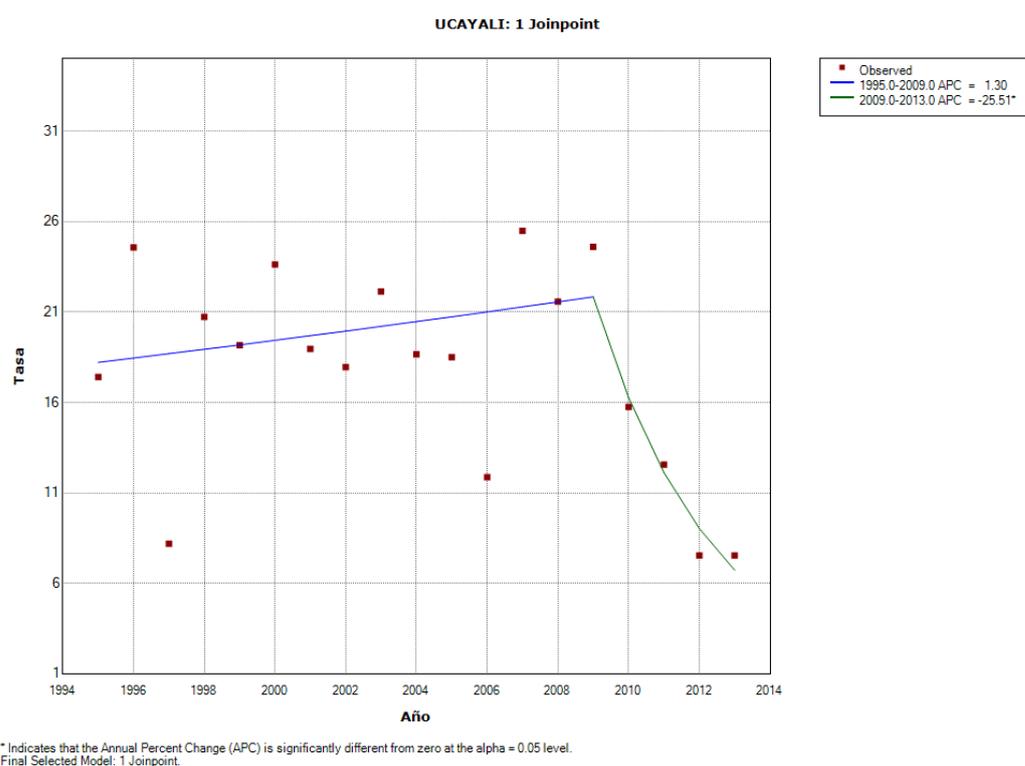


Figura 25. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Ucayali 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.5.26. Tasas de mortalidad estimadas por Región Política para el año 2013 por el modelo de regresión segmentada.

En el mapa de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú estimadas para el modelo de regresión segmentada para el año 2013 se considera el valor estimado para el año 2013 y se ordenan de mayor a menor tasa, dividiendo en cuatro segmentos a las regiones tomando como referencia el valor estimado para la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú que es de 11.88 defunciones por 100,000 habitantes. (ver figura 26).

- Muy alta mortalidad: de color rojo cuando la tasa está por encima del 150% de la tasa de mortalidad nacional,
- Alta mortalidad de color naranja cuando la tasa de mortalidad se encuentra entre el 100 y 150% de la tasa de mortalidad nacional
- Mediana mortalidad de color amarillo cuando la tasa de mortalidad es menor a la tasa de mortalidad nacional hasta un 50% de la misma.
- Baja mortalidad de color verde cuando la tasa de mortalidad es por debajo del 50% de la Tasa de mortalidad nacional.

REGION	TMEE
Huancavelica	41.65
Huánuco	29.35
Ayacucho	19.74
Pasco	19.23
Junín	14.21
Lambayeque	14.18
Ica	13.88
La Libertad	13.8
Callao	12.46
Cajamarca	12.12
Ancash	11.98
PERU	11.88
Lima	11.81
Tumbes	10
San Martín	9.42
Amazonas	9.22
Apurímac	8.64
Piura	8.09
Madre de Dios	7.84
Ucayali	6.73
Arequipa	6.16
Cusco	5.97
Moquegua	5.69
Puno	4.96
Tacna	4.29
Loreto	3.28



Figura 26. Mapa de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú estimadas por el modelo de regresión segmentada para el año 2013. Registro de Hechos vitales del Ministerio de Salud

Observamos que la mayor mortalidad por cáncer gástrico se concentra en los andes centrales, donde las regiones de Huancavelica Huánuco, Ayacucho Pasco tienen muy alta mortalidad y Junín encabeza las regiones de alta mortalidad. La Región Huancavelica tiene una tasa de 41.65 defunciones por 100,000 habitantes (3.5 veces la tasa de mortalidad nacional) y Huánuco tiene una tasa de mortalidad de 29.35 defunciones por 100,000 habitantes (2,5 veces la tasa de mortalidad nacional) (ver figura 26).

Además, se identifican 2 zonas de alta mortalidad: la primera en el norte del país (Lambayeque, La Libertad y Cajamarca) y la segunda en la costa central (Ica, Callao, Ancash) y también Lima cuya mortalidad es muy similar al promedio nacional (ver figura 26).

La zona de más baja mortalidad en el Perú se concentra en dos zonas: la primera en la Región Loreto donde se registra 3.28 defunciones por 100,000 habitantes, la más baja del país (representa el menos de un tercio de la tasa de mortalidad nacional), la segunda se presenta en el sur caracterizado por las regiones de Puno, Tacna y Moquegua (ver figura 26).

El Mapa construido de esta manera suaviza las tasas de mortalidad estandarizadas reales encontradas y permite identificar mejor los territorios vulnerables. (Ver figura 26)

4.1.5.27. Tendencia de la tasa de mortalidad por Región política en el Perú 1995 – 2013 usando Regresión segmentada:

En el mapa de las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú se representan en colores las tendencias de mortalidad calculadas con los modelos de regresión segmentada, para el caso de las regiones donde no se encontraron joinpoint(s) se trabajó con el valor del Cambio Porcentual Anual (CPA) y para las regiones que tuvieron modelos de regresión segmentada con uno o más joinpoint se trabajó con el Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP). Utilizando la interpretación del cambio de porcentaje anual propuesto por SERGAS se clasificaron a las regiones como Creciente, levemente creciente, estable, levemente decreciente y decreciente (SERGAS, 2005) (ver cuadro 1).

REGION	CPA
Huancavelica	9.7*
Ayacucho	3.8*
Apurímac	0.6
Huánuco	-0.7
Lambayeque	-0.7
Amazonas	-0.9
Pasco	-1.3
Ancash	-1.4
La Libertad	-1.6
Cajamarca	-1.7
Callao	-2.0*
Ica	-2.6*
Junín	-2.9
Lima	-3.3
Piura	-3.3
San Martín	-3.4*
Tumbes	-3.4*
Arequipa	-3.8
Puno	-3.9*
Cusco	-4.8
Tacna	-4.9
Moquegua	-5.4*
Ucayali	-5.4*
Madre de Dios	-5.9*
Loreto	-7.7*



*Tendencia estadísticamente significativa

Figura 27: Mapa de las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú 1995-2013. Datos trabajados a partir del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud.

Se observa que existe una tendencia creciente en 2 de 25 regiones que son las Regiones de Huancavelica y Ayacucho (CPA 9.7 y 3.8 respectivamente), en la región Apurímac se observa una tendencia levemente creciente (CPA 0.6). En 5 regiones la tendencia es levemente decreciente: Huánuco (CPA -0.7%), Lambayeque (CPA: -0,7%), Amazonas (CPA: -0.9%), Pasco (CPA: -1.3%) y Ancash (CPA: -1,4%). En el resto de las 17 de 25 regiones se observa una tendencia decreciente (CPA ≤ 1.5%) (ver figura 27).

En general la zona de los andes centrales, caracterizado por las Regiones Huancavelica, Ayacucho y Apurímac el cáncer gástrico se encuentra en crecimiento y constituye la zona de mayor riesgo para morir por esta enfermedad. Luego se observa regiones con lento decrecimiento en el corredor constituido por las regiones Ancash, Huánuco y Pasco, observándose también dos regiones focales con lento decrecimiento: Lambayeque y Amazonas (ver figura 27).

Cuadro 107. Tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico por regiones políticas en el Perú 1995 – 2013. Regresión segmentada.

REGION	TMEE (x 100,000 hab.)		CPA	CPA	PERIODO	CPAP
	INICIAL	FINAL				
Amazonas	10.85	21.74	8.0*	[0.0, 16.7]	1995-2004	
	21.74	5.47	-29.2	[-54.3, 9.7]	2004-2008	-0.9
	5.47	9.22	11.0	[-10.4, 37.4]	2008-2013	
Ancash	15.4	11.98	-1.4	[-3.8, -1.1]	1995-2013	-1.4
Apurímac	7.72	17.24	9.3	[-1.5, 21.3]	1995-2004	
	17.24	8.64	-7.4	[-16.1, 2.3]	2004-2013	0.6
Arequipa	12.38	8.74	-4.8	[-10.1, 0.7]	1995-2002	
	8.74	11.35	5.4	[-7.9, 20.5]	2002-2007	-3.8
	11.35	6.16	-9.7*	[-15.4, -3.5]	2007-2013	
Ayacucho	10.17	19.74	3.8*	[1.3, -6.3]	1995-2013	3.8*
Cajamarca	15.43	22.06	4.1	[-1.6, 10.0]	1995-2004	
	22.06	12.12	-7.2*	[-11.9, -2.3]	2004-2013	-1,7
Callao	18.05	12.46	-2.0*	[-3.5, -0.6]	1995-2013	-2.0*
Cusco	14.42	5.97	-4.8	[-7.1, -2.4]	1995-2013	-4.8
Huancavelica	7.91	37.26	24.8*	[9.8, 41.8]	1995-2002	
	37.26	41.65	1.0	[-3.1, 5.3]	2002-2013	9.7*
Huánuco	33.13	44.37	2.5	[-0.6, 5.6]	1995-2007	
	44.37	29.35	-6.7	[-13.4,0.7]	2007-2013	-0.7
Ica	22.09	13.88	-2.6*	[-4.0, -1.0]	1995-2013	-2,6*
Junín	24.19	29.05	3.7	[-7.9, 16.9]	1995-2000	
	29.05	18.43	-8.7	[-22.5,7.6]	2000-2005	
	18.43	27.73	8.5	[-6.7,26.2]	2005-2010	-2.9
	27.73	14.21	-20.0	[-38.2,3.6]	2010-2013	
La Libertad	18.41	23.13	7.9	[-9.1, 28.0]	1995-1998	
	23.13	13.8	-3.4*	[-4.6,-2.2]	1998-2013	-1.6
Lambayeque	16.04	18.57	5.0	[-27.4, 51.9]	1995-1998	
	18.57	2.92	-18.6*	[-26.8,-9.5]	1998-2007	
	2.92	13.17	65.1	[-44.8,393.9]	2007-2010	-0.7
	13.17	14.18	2.5	[-23.7,37.7]	2010-2013	
Lima	21.54	12.96	-4.1*	[-5.5, -2.7]	1995-2007	
	12.96	15.29	5.7	[-15.2,31.7]	2007-2010	-3.3
	15.29	11.81	-8.2	[-17.7,2.3]	2010-2013	
Loreto	13.77	3.28	-7.7*	[-10.7, -4.5]	1995-2013	-7.7*
Madre de Dios	23.22	7.84	-5.9*	[-11.5, 0.1]	1995-2013	-5.9*
Moquegua	15.35	5.69	-5.4*	[-8.4, -2.3]	1995-2013	-5.4*
Pasco	24.55	53.97	48.3	[-17.3,165.8]	1995-1997	
	53.97	26.43	-21.2	[-55.6,39.9]	1997-2000	-1.3
	26.43	19.23	-2.4	[-5.3,0.5]	2000-2013	
Piura	14.87	19.32	14.0	[-31.7,90.1]	1995-1997	-3.3

	19.32	7.26	-17.8*	[-31.9,-0.8]	1997-2002	
	7.26	8.09	1.0	[-2.8,5.0]	2002-2013	
Puno	10.2	4.96	-3.9*	[-5.7, -2.1]	1995-2013	-3.9*
San Martín	17.46	16.81	-0.3	[-3.3,2.7]	1995-2006	
	16.81	9.42	-7.9	[-13.0,-2.6]	2006-2013	-3.4*
Tacna	10.61	11.19	0.4	[-2.9,3.8]	1995-2009	
	11.19	4.29	-21.3	[-39.1,1.8]	2009-2013	-4.9
Tumbes	18.45	10.0	-3.4*	[-6.3, -0.3]	1995-2013	-3.4*
Ucayali	18.22	21.84	1.3	[-2.1, 4.8]	1995-2009	
	21.84	6.73	-25.51	[-41.2, 5.7]	2009-2013	-5.4*
Total	18.06	11.88	-2.3*	[-2.8, -1.8]	1995-2013	-2.3*

*Estadísticamente significativo

Los resultados del análisis del modelo de regresión segmentada a partir de los joinpoint encontrados en cada una de las regiones; así como las tasas de mortalidad estandarizadas estimadas al inicio y al final de cada periodo de tiempo determinado por los joinpoint(s) se resumen en el cuadro 107.

Además, se presentan los cambios de porcentaje anual (CPA) por cada segmento de tiempo estimado por el modelo y para el período completo (CPAP). Se encuentran joinpoint(s) para la tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el periodo 1995 al 2013 en 15 de las 25 regiones y son Amazonas, Apurímac, Arequipa, Cajamarca, Huancavelica, Huánuco, Junín, La Libertad, Lambayeque, Lima, Pasco, Piura, San Martín, Tacna, Ucayali. (ver cuadro 107).

Las regiones con un joinpoint que empezaron con una tendencia creciente y luego cambiaron fueron 8 y son: Apurímac (año 2004), Cajamarca (año 2004), Huancavelica (año 2002), Huánuco (año 2007), La Libertad (año 1998), San Martín (año 2006), Tacna (año 2009) y Ucayali (año 2009) (ver cuadro 107).

Las regiones con dos joinpoints fueron 5 y son: Amazonas inicialmente creciente hasta el 2004, luego decreciente hasta el año 2008 y nuevamente creciente; Arequipa inicialmente decreciente hacia el año 2002, luego creciente hacia el año 2007 y finalmente decreciente; Lima inicialmente decreciente hasta el año 2007, luego creciente hasta el año 2010 y finalmente decreciente; Pasco inicialmente creciente hasta el año 1997, luego decreciente marcado hasta el año 2000, después de este año el decrecimiento se reduce pero mantiene la tendencia; y Piura inicialmente creciente hacia el año 1997, decreciente hasta el año 2002 y levemente creciente hacia el año 2012. (ver cuadro 107).

Las regiones con 3 joinpoints fueron 2 y son: Junín inicialmente creciente hasta el año 2000, luego decrece hasta el año 2005 en que cambia a una tendencia creciente hasta el año 2010 y vuelve a decrecer; Lambayeque tuvo una tendencia creciente hasta el año 1998, luego decrece hasta el año 2007, que cambia a una tendencia creciente marcada hasta el año 2010, en que sigue creciendo a un cambio porcentual más bajo. (ver cuadro 107)

4.1.6. Tendencias en la mortalidad por cáncer gástrico por región geográfica en el Perú 1995 – 2013

4.1.6.1. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región geográfica de la Costa:

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa en el año 1995 fue de 17.60 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1996 a 18.66 defunciones por 100,000 habitantes y luego baja con fluctuaciones hasta que en el año 2013 había disminuido a 11.79 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa para el período 1995 – 2013 dos puntos de cambio en los años 1998 y 2003 (Ver cuadro 108).

Cuadro 108. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Costa 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	17.60	0.47	17.94	
1996	18.66	0.47	18.11	
1997	18.13	0.45	18.28	
1998	18.50	0.45	18.46	Joinpoint 1
1999	16.77	0.42	17.28	
2000	16.93	0.41	16.17	
2001	14.44	0.37	15.13	
2002	14.60	0.37	14.16	
2003	12.31	0.33	13.26	Joinpoint 2
2004	13.71	0.34	13.14	
2005	14.03	0.34	13.02	
2006	11.55	0.30	12.90	
2007	12.25	0.30	12.79	
2008	12.69	0.30	12.67	
2009	12.86	0.30	12.56	
2010	14.01	0.31	12.45	
2011	12.15	0.28	12.33	
2012	11.66	0.27	12.22	
2013	11.79	0.27	12.11	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 109. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-15.988	97.644	-0.164	0.873
β_1	0.009	0.049	0.193	0.850
$\beta_2 - \beta_1$	-0.076	0.057	-1.318	0.214
$\beta_3 - \beta_2$	0.057	0.031	1.856	0.090

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y los parámetros $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ y $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ no son estadísticamente significativos (ver Cuadro 109).

Cuadro 110. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	1998	1.0	-9.4 12.4	0.2	0.9
2	1998	2003	-6.4*	-12.4 -0.0	-2.2	0.0
3	2003	2013	-0.9	-2.4 0.6	-1.3	0.2

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Costa durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 1998 se observa una tendencia levemente creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 1%, luego la tendencia es decreciente para el periodo 1998- 2003 (CPA -6.4%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) y en el periodo del 2003 al 2013 la tendencia es levemente decreciente pero no estadísticamente significativa (CPA -2.4%). (Ver cuadro 110).

Cuadro 111. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-2.2	-4.5 0.2	-1.8	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -2.2%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 111).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 112. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	182.57 7	2.573
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	122.70 5	2.485
#3	2 Joinpoint(s) *	19	6	13	89.089	2.475
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	71.346	2.563

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 2 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa para el período 1995 al 2013 es el que tiene 2 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (2.475) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 2$; $\tau_1 = 1998$ y $\tau_2 = 2003$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -15.99 + 0.01x_i - 0.08(x_i - 1998)^+ + 0.06(x_i - 2003)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 2.2% anuales en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 1998 y 2003, que determinan 3 segmentos: creciente para 1995-1998 (CPA: +1%), decreciente para 1998-2003 (CPA:-6.4%), y levemente decreciente para 2003-2013 (CPA:-0.9%).(ver figura 28)

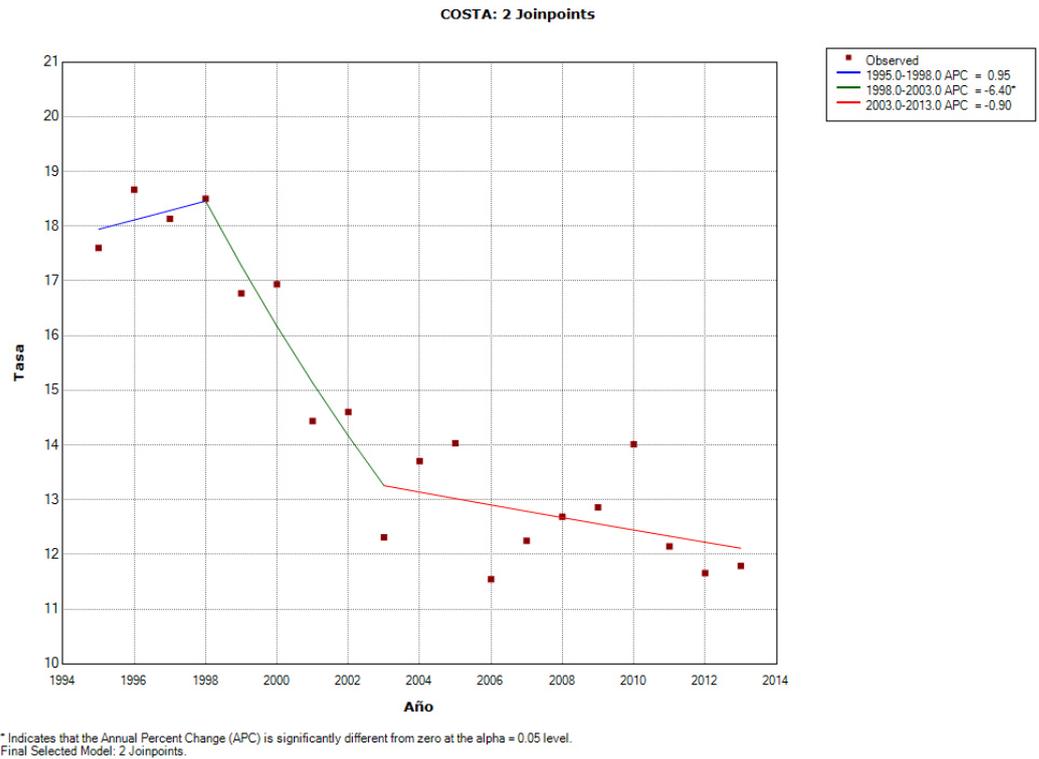


Figura 28. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Costa 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.6.2. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región geográfica de la Sierra:

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra en el año 1995 fue de 13.32 defunciones por 100,000 habitantes, elevándose y manteniéndose fluctuante llega a 19.46 en el 2005 y sigue oscilante hasta bajar a 12.75 defunciones por 100,000 habitantes en el año 2013. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra para el período 1995 – 2013 dos puntos de cambio en los años 1997 y 2009 (Ver cuadro 113).

Cuadro 113. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Sierra 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	13.32	0.59	13.90	
1996	16.76	0.66	15.70	
1997	17.89	0.68	17.73	Joinpoint 1
1998	16.30	0.63	17.73	
1999	17.08	0.64	17.74	
2000	18.59	0.67	17.75	
2001	19.03	0.67	17.75	
2002	16.28	0.61	17.76	
2003	17.03	0.62	17.76	
2004	19.04	0.65	17.77	
2005	19.46	0.65	17.78	
2006	16.83	0.60	17.78	
2007	17.48	0.60	17.79	
2008	16.41	0.58	17.79	
2009	18.27	0.60	17.80	Joinpoint 2
2010	16.88	0.57	16.33	
2011	14.88	0.52	14.98	
2012	13.44	0.49	13.74	
2013	12.75	0.47	12.61	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y_i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m; m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 114. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-240.271	220.817	-1.088	0.300
β_1	0.122	0.111	1.100	0.295
$\beta_2 - \beta_1$	-0.121	0.111	-1.095	0.297
$\beta_3 - \beta_2$	-0.087	0.030	-2.875	0.015

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 , y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ no son estadísticamente significativos y el parámetro $(\beta_3 - \beta_2) = \gamma_2$ resulta ser estadísticamente significativo (valor $p < 0.05$) (ver Cuadro 114).

Cuadro 115. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
1	1995	1997	12.9	-11.5	44.1	1.1	0.3
2	1997	2009	0.0	-1.4	1.5	0.1	1.0
3	2009	2013	-8.3*	-14.0	-2.1	-2.9	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Sierra durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 1997 se observa una tendencia creciente no estadísticamente significativa con un CPA de 12.9%, luego la tendencia es estable para el periodo 1997- 2009 (CPA 0%) no estadísticamente significativa y en el periodo del 2009 al 2013 la tendencia es decreciente (CPA - 8.3%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.005$) (Ver cuadro 115).

Cuadro 116. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Costa 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]		Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-0.5	-3.3	2.3	-0.4	0.7

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -0.5%), pero no estadísticamente significativa (ver Cuadro 116).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 117. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	175.036	2.530
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	69.216	1.913
#3	2 Joinpoint(s) *	19	6	13	43.258	1.753
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	40.556	1.998

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 2 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra para el período 1995 al 2013 es el que tiene 2 joinpoints al tener el valor más bajo de BIC (1.753) los cuales ocurren en: $(x_i - \tau_k)^+ = 2$; $\tau_1 = 1997$ y $\tau_2 = 2009$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -240.3 + 0.12x_i - 0.12(x_i - 1997)^+ - 0.09(x_i - 2009)^+ ; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Sierra para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 0.5% anuales en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 1997 y 2009, que determinan 3 segmentos: creciente para 1995-1997 (CPA: +13%), estable para 1997-2009 (CPA:0.03%), y decreciente para 2009-2013 (CPA:-8.3%).(ver figura 29)

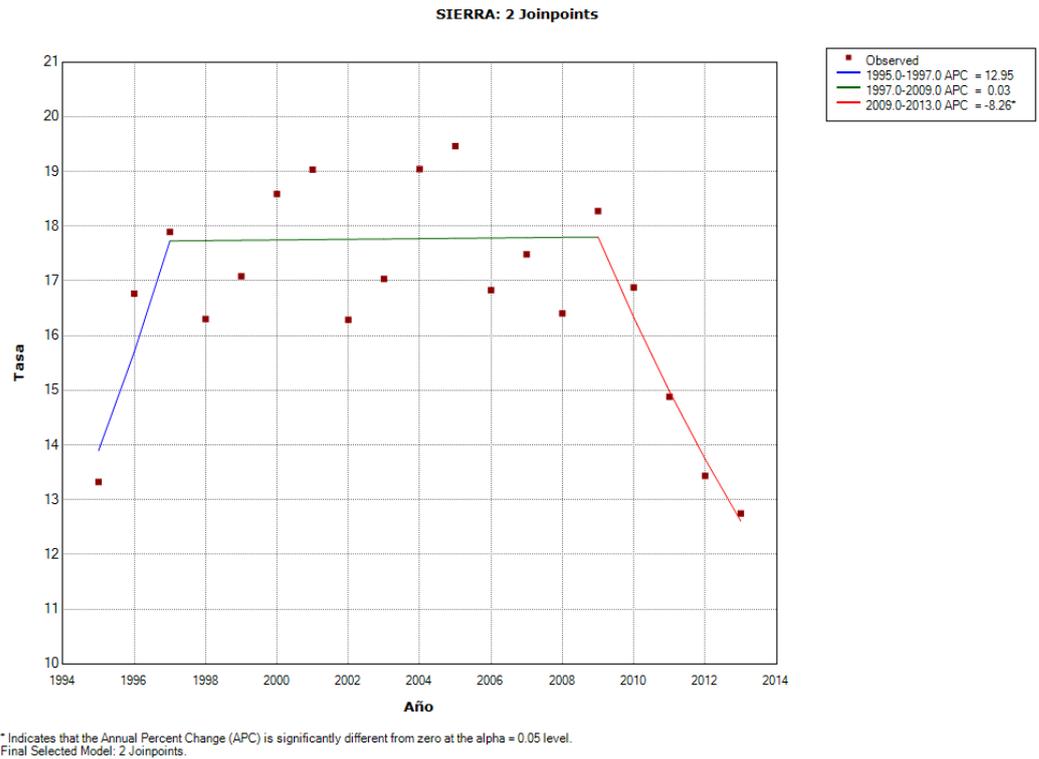


Figura 29. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Sierra 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

4.1.6.3. Tendencia de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región geográfica de la Selva:

La tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva en el año 1995 fue de 13.74 defunciones por 100,000 habitantes, subió en el año 1996 a 17.07 defunciones por 100,000 habitantes y luego baja con fluctuaciones hasta que en el año 2013 había disminuido a 6.82 defunciones por 100,000 habitantes. Observamos en el comportamiento de la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva para el período 1995 – 2013 un punto de cambio en el año 2009 (Ver cuadro 118).

Cuadro 118. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Selva 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)	Localización Joinpoints
1995	13.74	1.51	15.73	
1996	17.07	1.61	15.34	
1997	14.69	1.44	14.96	
1998	11.98	1.24	14.59	
1999	15.13	1.45	14.23	
2000	14.46	1.40	13.88	
2001	16.25	1.46	13.53	
2002	13.70	1.33	13.20	
2003	10.78	1.11	12.87	
2004	12.66	1.19	12.55	
2005	13.00	1.17	12.24	
2006	11.07	1.07	11.94	
2007	11.59	1.08	11.64	
2008	11.49	0.98	11.35	
2009	11.16	0.99	11.07	Joinpoint 1
2010	9.51	0.90	9.75	
2011	8.26	0.80	8.58	
2012	7.60	0.77	7.56	
2013	6.82	0.71	6.65	

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Modelo de regresión segmentada

$$E(Y^i/x_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + \gamma_1 (x_i - \tau_1)^+ + \dots + \gamma_n (x_i - \tau_n)^+ + \varepsilon \quad ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

Donde, $\beta_0, \beta_1, \gamma_1, \dots, \gamma_n$ son los coeficientes de regresión y τ_k , para $k = 1, 2, \dots, m$; $m < n$, es el k -ésimo joinpoint desconocido en el cual:

$$(x_i - \tau_k)^+ = \begin{cases} (x_i - \tau_k) & \text{si } (x_i - \tau_k) > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases};$$

Cuadro 119. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	52.801	13.329	3.961	0.001
β_1	-0.025	0.007	-3.767	0.002
$\beta_2 - \beta_1$	-0.102	0.047	-2.171	0.048

En el modelo de regresión segmentada estimado se observa que los parámetros estimados para el intercepto β_0 , la pendiente β_1 y el parámetro $(\beta_2 - \beta_1) = \gamma_1$ son estadísticamente significativos (valor $p < 0.05$) (ver Cuadro 119).

Cuadro 120. Estimación del Cambio Porcentual Anual (CPA) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2009	-2.5*	-3.9 -1.1	-3.8	0.0
2	2009	2013	-12.0*	-20.3 -2.7	-2.7	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Se observa que la tendencia de mortalidad para cáncer gástrico en la Región Selva durante el periodo de 1995 a 2013 ha sido cambiante: durante el periodo 1995 a 2009 se observa una tendencia decreciente (CPA:-2.5%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$), luego la tendencia se hace más decreciente para el periodo 2009 - 2013 (CPA -12%) y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (Ver cuadro 120).

Cuadro 121. Estimación del Cambio Porcentual Anual Promedio (CPAP) para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva 1995-2013

Rango	Límite inferior	Límite superior	CPAP	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
Todo el rango	1995	2013	-4.7*	-6.8 -2.5	-4.1	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Si el CPAP está dentro de un segmento, se usa la distribución t. De lo contrario, se utiliza la distribución normal (z)

Se estimó el cambio de porcentaje anual promedio para todo el período de 1995 al 2013 y se observa una tendencia decreciente (CPA: -4.7%), y estadísticamente significativa (valor $p < 0.05$) (ver Cuadro 121).

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro 122. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s)	19	2	17	30.501	0.783
#2	1 Joinpoint(s) *	19	4	15	15.730	0.431
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	14.289	0.645
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	13.130	0.870

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 1 Joinpoint(s)

Observamos que el modelo de regresión segmentada que mejor caracteriza la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva para el período 1995 al 2013 es el que tiene 1 joinpoint al tener el valor más bajo de BIC (0.431) el cual ocurre en: $(x_i - \tau_k)^+ = 1$; $\tau_1 = 2009$, reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 52.8 - 0.03x_i - 0.1(x_i - 2009)^+; i = 1995, \dots, 2013$$

Observamos que la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Selva para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 4.7% anuales en promedio y con 1 punto de cambio o joinpoints en el año 2009, que determinan 2 segmentos: decreciente para 1995-2009 (CPA: -2.48%), y decreciente más marcada para 2009-2013 (CPA: -12%). (ver figura 30)

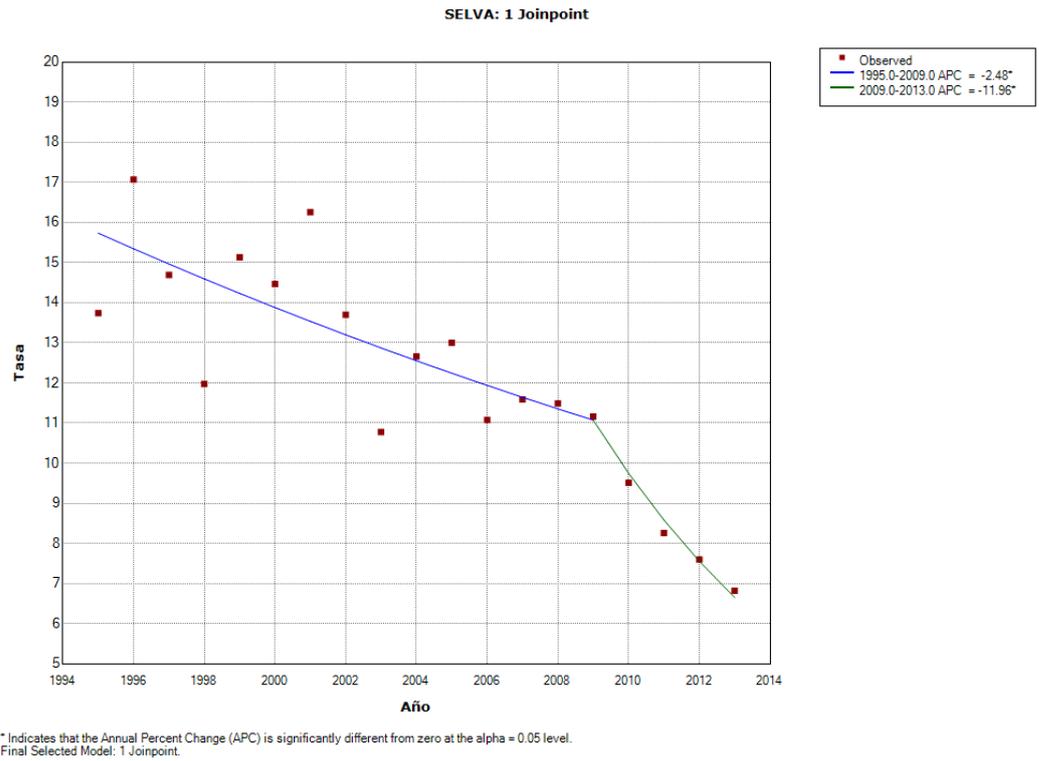


Figura 30. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Región Selva 1995- 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

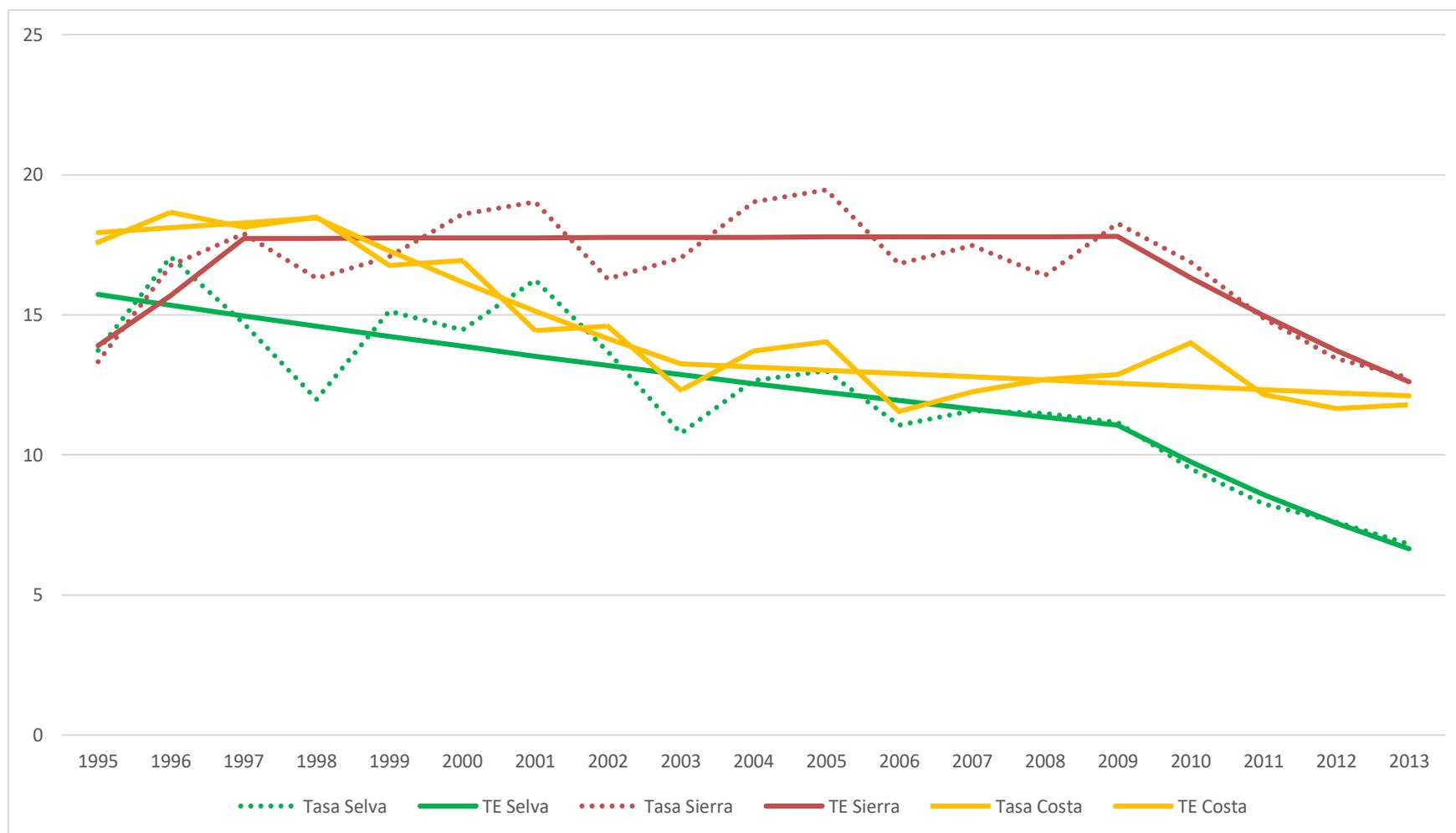


Figura 31. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico por Regiones naturales 1995 - 2013, modelos de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Se observa que la Región Costa al comienzo del periodo de estudio tenía la tasa de mortalidad por cáncer gástrico más alta , hasta que en el año 1998 empieza a descender de manera significativa (CPA:-6.4%), luego la tendencia muestra un leve decrecimiento, pero se mantiene en el segundo lugar de mayor mortalidad (ver figura 31).

Hacia 1999 la Región Sierra empieza a desplazar a la Región Costa en mayor tasa de mortalidad por cáncer gástrico y se mantiene como la Región con mayor mortalidad al final del periodo, es a partir del año 2009 que se produce una tendencia decreciente estadísticamente significativa (CPA:-8.3%) (ver figura 31).

Respecto a la Selva, al comienzo del periodo de estudio era la segunda región natural con mayor tasa de mortalidad por cáncer gástrico; sin embargo, desde el año 1997 es desplazada por la Región Sierra. Hasta el año 2009 mantiene una tendencia decreciente estadísticamente significativa (CPA:-2.5%), que se hace más marcada a partir de este año (CPA: 12%), en general la Selva es la Región con más baja tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el período 1995-2013 (ver figura 31).

4.2. Análisis, interpretación y discusión de resultados

4.2.1. Características de la Población estudiada.

Entre los años 1995 y el 2013 se registraron 49,690 casos de muerte por cáncer gástrico que fueron consignados adecuadamente en el Registro de Hechos vitales del Ministerio de Salud y fueron seleccionados para la presente investigación. El 91.1% de los certificados fueron emitidos por médicos, 6.8% por otro profesional de la salud, 2% por personal de salud no profesional y en el 0.1% (53 casos) se desconocía la ocupación de la persona que llenó el

certificado de defunción (Ver Cuadro 3). Por lo tanto, teniendo cerca de 99.9% de casos fueron registrados por personal de la salud, lo que significa mayor confiabilidad de los datos, se procedió a analizar la información.

Se reportó un promedio de 2,615 defunciones por cáncer gástrico por año, en 1995 se reportaron 2,076 defunciones (la más baja) y en el año 2,010 se reporta la cifra más alta de 3,113 defunciones por cáncer gástrico (Ver Figura 3).

El 52.1% de las defunciones fueron en hombres (ver cuadro 4); similar tendencia se reporta a nivel mundial; donde para el 2012 se estima que el 64.9% de defunciones por cáncer gástrico se presentaron en hombres y en países pobres un 66.1% se presentan en hombres. (Torre, y otros, 2015)

Se observa una tendencia creciente en el número de casos a medida que se incrementa la edad; así por ejemplo para el grupo entre 40 y 44 años se registraron 1,301 defunciones por cáncer gástrico (2.6%), mientras que para el grupo de edad de 70 a 74 años se registraron 6,858 defunciones (13.8%) (Ver Cuadro 5). Esta correlación positiva en el incremento de la frecuencia de casos a medida que se incrementa la edad de las personas también se ve reflejado en un incremento de la tasa de mortalidad ajustada por grupo de edad (ver figura 10); tal como se reporta en la literatura: la tasa de mortalidad estimada por cáncer gástrico en el segmento de edad de 40 a 44 años para la Región de las Américas en el año 2012 era de 3.9 x 100, 000 habitantes y se incrementa a 64.9 x 100,000 habitantes para el grupo de edad entre 70 y 74 años. (GLOBOCAN, 2012)

Se obtuvieron registros de mortalidad por cáncer gástrico de todas las regiones políticas del Perú y su distribución porcentual guarda relación con el número de habitantes que cada Región concentra; por ello se

observa que el 35.6% de casos provienen de la Región de Lima, que concentra de acuerdo a las estadísticas nacionales casi la tercera parte de la población peruana (Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2015).

Tasa Estandarizada de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú

La tasa estandarizada de mortalidad en el año 1995 era de 17.09 defunciones por cáncer gástrico por 100,000 habitantes y en el año 2013 había descendido a 11.41 defunciones por 100,000 habitantes (Ver Cuadro 7). Para el año 2012 la tasa estandarizada de mortalidad para países desarrollados era de 9.2/100,000 hab. y para países en desarrollo es de 14.4/100,000 hab. (Torre, y otros, 2015).

Estos resultados dan a conocer que nuestro país está experimentando una caída significativa de la mortalidad por cáncer gástrico inferior al promedio de los países en desarrollo. Sin embargo, solo Guatemala, Ecuador, Honduras, Chile, y El Salvador superan al Perú; es decir ocupa el 6° lugar de 35 países de la Región de las Américas (Ver cuadro 123).

Cuadro 123. Tasa de Mortalidad estimada por cáncer gástrico para ambos sexos en la Región de las Américas- 2012

País	Nº casos	Tasa Cruda	TEE (W)
Guatemala	2139	14.1	21.4
Ecuador	2262	15.2	15.5
Honduras	819	10.4	15.1
Chile	3371	19.3	13.8
El Salvador	864	13.8	13.6
Perú	3684	12.4	13.1
Costa Rica	612	12.8	12.0
Colombia	4981	10.5	11.2
Nicaragua	427	7.2	10.1
Panamá	315	8.7	8.5
Uruguay	514	15.2	8.4
Venezuela	2186	7.3	8.0
France, Guadalupe	68	14.6	7.7
Brasil	16077	8.1	7.4
Haití	510	5.0	7.3
Francia, Martinique	67	16.4	7.1
Jamaica	229	8.3	7.1
Bolivia	513	5.0	6.9
República Dominicana	605	5.9	6.2
Guyana Francesa	11	4.5	5.8
Argentina	3273	8.0	5.7
Bahamas	21	6.0	5.6
Paraguay	297	4.4	5.5
México	6281	5.4	5.5
Belice	11	3.4	4.9
Barbados	26	9.5	4.8
Cuba	916	8.1	4.6
Surinam	23	4.3	4.2
Guyana	23	3.0	4.0
Trinidad and Tobago	53	3.9	3.4
Canadá	1937	5.6	2.7
Puerto Rico	172	4.6	2.5
Estados Unidos	11758	3.7	2.0

Fuente. GLOBOCAN 2012

http://globocan.iarc.fr/Data/GLOBOCAN_TC_405585.txt (GLOBOCAN, 2012)

Tal como lo señala Parkin (2006), las variaciones regionales observadas pueden reflejar diferencias en los hábitos alimentarios, el almacenamiento de alimentos y la disponibilidad de productos frescos, así como la prevalencia de la infección por *Helicobacter pylori*.

4.2.2. Tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú

El cáncer gástrico existe desde los albores de la humanidad, pero a partir de los siglos XVIII y XIX en que se documentó su incidencia y mortalidad en Verona, Italia (1770 – 1839), representó el cáncer más común y mortal a nivel mundial; muchos personajes de la historia han fallecido por esta causa como el primer Shogún Leyasu Tocugawa, que unificó al Japón en 1615; el fundador de la compañía Mitsubishi, Yatarou Iwasaki; Napoleón Bonaparte, el Papa Juan XXIII, Henry Ford, entre otros (Jurado, 2008). Actualmente en países como el nuestro el cáncer gástrico sigue siendo el más común por ambos sexos y el más mortal (Ramos, Venegas, Medina, Guerrero, & Cruz, 2013)

En general, la incidencia de cáncer gástrico y la mortalidad se han reducido drásticamente en los últimos 80 años en el mundo (Crew & Neugut, 2006). En el Perú la tendencia decreciente en la mortalidad por cáncer gástrico observada para el periodo de 1995 al 2013 se presenta sin puntos de cambio y es estadísticamente significativa, con un cambio porcentual anual de -2.3 CPA ó -2.3% anuales (ver cuadros 7,9,10 y figura 4).

Una disminución constante en la incidencia de cáncer gástrico y las tasas de mortalidad se ha observado en la mayoría de los países más desarrollados de América del Norte y Europa desde mediados del siglo XX (Howson, Hiyama, & Wynder, 1986) (Malvezzi, y otros, 2010) y esta declinación antecede muchas décadas a los grandes avances en el tratamiento y conocimiento del cáncer gástrico: como fue el invento del gastro fibroscopio para uso masivo por Basil Hirschowitz en 1957 (Spaner & Warnock, 1997) y el endoscopio electrónico por Sivak y Fleischer en 1983 (Morgenthal, 2007), la primera gastrectomía subtotal por laparoscopia practicada por P Goh en Singapur en 1992 y con buenos resultados en supervivencia; ya que como se conoce Theodor

Billroth practicó la primera gastrectomía subtotal en 1881; pero su paciente Theresa Heller de 43 años falleció a los 4 meses (Santoro, 2005); el uso de la quimiorradioterapia adyuvante para mejorar la supervivencia postoperatoria por el U.S. Intergroup study (INT-0116) en el 2001 (Macdonald, y otros, 2001).

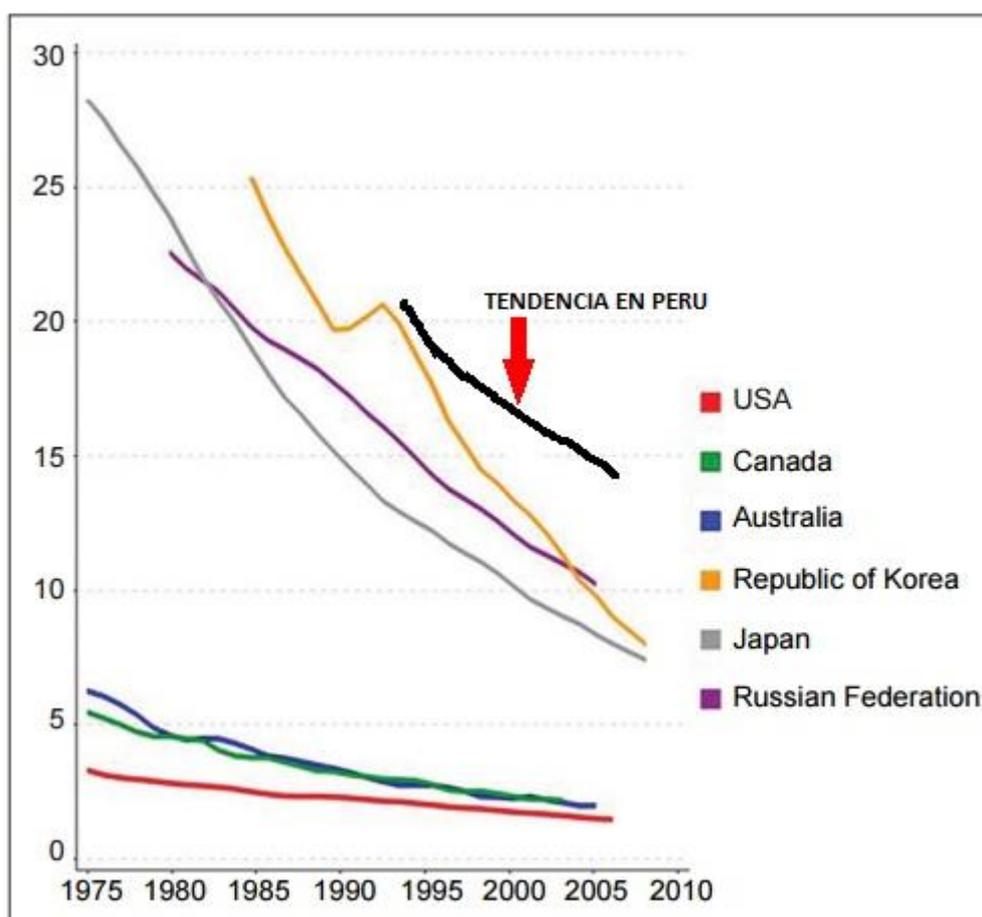


Figura 32. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en hombres por países seleccionados, respecto a la tendencia encontrada en Perú. Elaborado por el autor adaptando la figura 3 de Ang & Fock *Singapore Med J* 2014; 55(12): 621-628. (Ang & Fock, 2014)

El Ministerio de Salud - MINSa publicó en setiembre del 2018 el análisis de las causas de mortalidad en el Perú 1986 – 2015, para el caso específico del cáncer gástrico muestra una tendencia decreciente de 2% por año y respecto a 1986, se ha logrado una reducción del 40% (Ministerio de Salud del Perú, 2018).

Nosotros encontramos para el período de tiempo de 1995 al 2013 una tendencia decreciente de 2.3 %, con un intervalo de confianza de [-2.8; -1.8], desde el punto de vista metodológico, nuestro trabajo no consideró la información de 1986 hasta 1994, por tener mucho subregistro y la corrección de este tiene una tendencia a tener mayor sesgo de interpretación en este periodo de tiempo, error de cobertura que muchas veces se da por limitado acceso de la población a los sistemas de registro (Naciones Unidas, 2014); sin embargo, a pesar de estas diferencias metodológicas los resultados son similares. Tampoco se encontraron puntos de cambio en el análisis de tendencia del MINSA.

Las tendencias decrecientes también se han observado en regiones con tasas históricamente altas, incluyendo varios países de Asia (Japón, China y Corea), América Latina (Colombia y Ecuador) y Europa (Ucrania) (Bertuccio, y otros, 2009). Los factores que han contribuido a estos descensos se cree que incluyen el aumento de la disponibilidad de productos frescos frutas y verduras, menor dependencia de conservas a la salinidad, y la reducción de la infección crónica por *H. pylori* debido a un mejor saneamiento y antibióticos (Parkin D. , 2006).

En los países más desarrollados, la disminución de la prevalencia del tabaquismo también puede contribuir a este descenso. Aunque el cáncer gástrico está disminuyendo en general, el adenocarcinoma de localización en el cardias gástrico o parte proximal del estómago está aumentando en América del Norte y Europa, y se cree que está relacionada con el aumento de la obesidad y quizás mejoras en la clasificación (Jemal, Center, DeSantis, & Ward, 2010)

Estos cambios observados en el descenso significativo de la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú obedecen posiblemente más a las mejoras en las condiciones de vida de la población como es el uso de agua segura, disposición de un adecuado saneamiento o

sistema de alcantarillado, la refrigeración de alimentos que contribuyen a disminuir la transmisibilidad del *Helicobacter pylori*, que a los progresos médicos destinados a tratar los casos de cáncer gástrico.

Bertuccio y col (2009) analizaron las tendencias de mortalidad por cáncer gástrico de 1985 al 2005 usando el análisis de regresión joinpoint, tomando como fuente los registros de 51 países seleccionados y encontraron que el cambio de porcentaje anual (CPA) en la tasa de mortalidad fue de alrededor de -3% a 4% para los principales países europeos, similar a Corea (-4.3%), Australia (-3.7%), Estados Unidos (-3,6%), Japón (-3,5%), Ucrania (-3%) y Federación Rusa (-2,8%). En América Latina, la CPA fue ligeramente inferior: Brasil y Chile (-1,6%); Argentina y México (-2,3%) (Bertuccio, y otros, 2009); Para nuestro estudio el CPA de -2.3 encontrado para Perú lo pone en similar situación a los países de Argentina y México. (Bertuccio, y otros, 2009)

Es interesante observar que la disminución en la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú se parece más a los cambios en las tendencias observadas en los países asiáticos o de Europa oriental (Ang & Fock, 2014) (Ver figura 32).

Bray, Grey, Ferlay, & Forman (2012) utilizaron el Índice de Desarrollo Humano (IDH), como un indicador compuesto de la esperanza de vida, nivel educativo y producto interno bruto per cápita, para resaltar los patrones específicos de cáncer en 2008 (en la base de las estimaciones de GLOBOCAN) y tendencias en 1988-2002, y producir un escenario de carga futura para 2030. Se estimó que habrá una disminución anual del 2,3% en las tasas de incidencia de cáncer gástrico hasta 2030. (Bray, Jemal, Grey, Ferlay, & Forman, 2012)

4.2.3. Tendencias de la mortalidad por cáncer gástrico por sexo.

Las tendencias de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú para el período 1995 – 2013 varía entre hombres y mujeres: para los hombres es decreciente, con una disminución de 2% anuales en promedio (CPAP), no estadísticamente significativo y con 3 puntos de cambio o joinpoints en los años 1997, 2003 y 2010 (ver figura 5); para las mujeres es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.5% anuales (ver figura 6).

El Ministerio de Salud para el período de 1986 a 2015, encuentra también una tendencia decreciente menor para hombres que para mujeres siendo de 1.6% y 3% respectivamente, en el caso de las mujeres esta tendencia decreciente tuvo un punto de cambio en 1997, hasta antes de este período la tendencia había sido homogénea. (Ministerio de Salud del Perú, 2018). Nosotros en este trabajo no detectamos este punto de cambio en las mujeres debido a que no consideramos la información de 1986 a 1994 por sesgos de subregistro; sin embargo, consideramos que el utilizar el método de información bayesiano para elegir el modelo de regresión segmentada versus el modelo de permutaciones que posiblemente ha utilizado el Ministerio de salud también influye sobre la precisión de los resultados. Tal observación se basa en los trabajos de Tiwari y col. que utiliza este método encontrando mejoras significativas respecto a la prueba de permutación postulada por Kim y col. (Kafle, 2014).

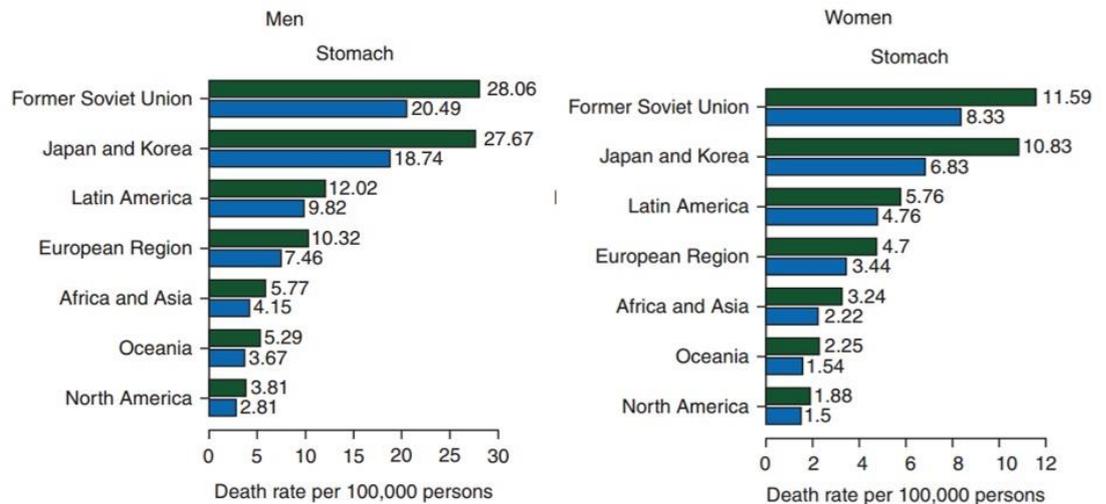


Figura 33. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico por sexo a nivel mundial por grandes regiones 2000-2010. Tomado de Hashim y col. *Ann Oncol* (2016) 27 (5): 926-933 (Hashim, y otros, 2016)

En la publicación de las tendencias de las tasas de mortalidad a nivel mundial del 2000 al 2010, se observa para cáncer gástrico una reducción en la tasa de mortalidad estandarizada en todas las regiones y en ambos sexos. Se observa una declinación de 3.2 y 3.7% anuales para Japón/Korea en hombres y mujeres respectivamente. Para la Región de la Antigua Unión soviética, Europa y Oceanía también han reportado un CPA promedio alrededor de 3% anuales. En Chile la declinación fue de 1.8% anuales. (Hashim, y otros, 2016). (Ver Figura 33).

En el Perú para el año 2000 la tasa de mortalidad estandarizada por cáncer gástrico era de 19.49 y 15.23 defunciones por 100,000 hab. para hombres y mujeres respectivamente, y para el año 2010 era de 16.25 y 12.4 defunciones por 100,000 habitantes (Ver cuadro 11 y 16); cuando observamos estas cifras y las comparamos con los resultados presentados por Hashim y col., vemos que estamos por encima del promedio estimado para Latinoamérica; debemos considerar que datos de Perú no fueron considerados en el estudio en mención. (Hashim, y otros, 2016)

Una de las limitaciones de la presente investigación es no haber podido consignar el subtipo histológico de cáncer gástrico debido a la naturaleza de los registros fuente de información y este punto es importante, ya que de acuerdo a Correa y col (1973) el tipo intestinal es más común en los hombres, negros y grupos de mayor edad, mientras que el tipo difuso tiene una relación más igualitaria-hombre a mujer y es más frecuente en individuos más jóvenes (Correa, Sasano, Stemmermann, & Haenszel, 1973). Además, Muñoz y col. en 1968 ya señalaban diferencias epidemiológicas: el tipo intestinal predomina en las zonas geográficas de alto riesgo, tales como el este de Asia, Europa del Este, América Central y del Sur; mientras que los adenocarcinomas tipo difuso tienen una distribución geográfica más uniforme (Muñoz, Correa, Cuello, & Duque, 1968).

Desde el año 2001, Kaneko y Yoshimura postulan que la disminución en la incidencia de los tumores de tipo intestinal contribuye mayormente a la reciente disminución en las tasas de cáncer gástrico en todo el mundo (Kaneko & Yoshimura, 2001); en tanto que Henson y col (2004), señalan que la incidencia de carcinoma gástrico tipo difuso, en particular el tipo de anillo de sello, ha ido en aumento (Henson, Dittus, Younes, Nguyen, & Albores-Saavedra, 2004).

Cuadro 124. Tipo Morfológico de los casos de cáncer gástrico del Sistema Nacional de Vigilancia epidemiológica de cáncer del Perú 2009- 2010

Tipo Morfológico	Hombres		Mujeres		Relación	Total	
Adenocarcinoma tipo intestinal	667	36.3%	531	30.7%	1.25/1	1198	33.6%
Carcinoma tipo difuso	294	16.0%	373	21.6%	1/1.25	667	18.7%
Otros sin clasificación	67	3.6%	95	5.5%	1/1.4	162	4.5%
Total	811	44.1%	730	42.2%	1.1/1	1541	43.2%
Total	1839	100.0%	1729	100.0%	1:1	3568	100.0%

Fuente. Datos remitidos por Alvarado & Venegas, ampliado de la publicación

Rev Panam Salud Publica 37(3), 2015 (Alvarado & Venegas, 2015)

En el Perú Alvarado y Venegas (2015) analizamos el tipo histológico de los 3,568 pacientes con cáncer gástrico que fueron ingresados al Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica del cáncer del Ministerio de Salud entre los años 2009 y 2010 y se encuentra un 43,2% de casos con el tipo histológico no especificado, un 33.6% fueron adenocarcinoma de tipo intestinal (el mas relacionado a helicobacter pylori) y un 18.7% de carcinoma tipo difuso. Observamos una mayor prevalencia del carcinoma tipo difuso en las mujeres 21.6% versus 16% en hombres, y en general un porcentaje más elevado de lo que refiere la literatura, lo cual podría explicar porque el cáncer gástrico se presenta de manera casi similar en una relación casi 1:1 de hombres con mujeres.(ver cuadro 124) (Alvarado & Venegas, 2015)

Otro aspecto no evaluado por la naturaleza de la investigación es la localización anatómica del cáncer gástrico y se ha visto que la incidencia de adenocarcinoma de cardias gástrico (parte proximal del estómago) aumentó de cinco a seis veces entre los países desarrollados (Armstrong & Borman, 1996) (Hansen, Wiig, Giercksky, & Tretli, 1997), los factores de riesgo para esta localización son similares al adenocarcinoma de esofago distal y de la unión gastroesofágica, tales como la obesidad, la enfermedad por reflujo gastroesofágico y el esófago de Barret (Brown & Devesa, 2002).

El cáncer gástrico no cardias o de estómago proximal tiene una razón hombre-mujer de aproximadamente 2:1 (Yamamoto, 2001), en nuestro país es casi 1:1 (ver cuadro 124) (Alvarado & Venegas, 2015); mientras que los carcinomas de cardias gástrico tiene una razón hombre-mujer 5:1 (El-Serag, Mason, Petersen, & Key, 2002) o de 6:1 (Botterweck, Schouten, Volovics, Dorant, & Van Den Brandt, 2000). Las tasas de incidencia de cáncer gástrico proximal son relativamente mayor en las clases profesionales (Powell, McConkey, Gillison, & Spychal, 2002) y existen polimorfismos genéticos de acuerdo con el sub-sitio del tumor (Shen, y otros, 2000).

Cuadro 125. Diferencias por tipos Morfológicos de cáncer gástrico

CANCER GASTRICO DEL CARDIAS	CANCER GASTRICO NO CARDIAS	
	TIPO INTESTINAL	TIPO DIFUSO
Incidencia en incremento	Incidencia en decremento	Incidencia en incremento
Asociado a reflujo gastro esofágico	Asociado con H pylori	Podría estar asociado a H pylori, fuertemente asociado a la pérdida de E-cadherina, Patrón hereditario autosómico dominante HDGC
Histología similar al adenocarcinoma de esófago	Presente con lesiones precancerosas Se puede presentar de 3 maneras: lesión polipoide de base ancha, carcinoma ulcerado con márgenes elevados y carcinoma ulcerado sin límites definidos	No tiene lesiones precancerosas Sus células pierden cohesión, invaden el tejido independiente del tamaño de la lesión, son infiltrantes y no ulcerados, una variante es el carcinoma de células en anillo de sello
Asociado con población de raza blanca y fuerte predominancia masculina (6:1)	Diagnosticado entre los 55-80 años y la razón hombre mujer 2:1	Diagnosticado en jóvenes de 40 a 60 años, la razón hombre: mujer es 1:1
Más agresivo y de peor pronóstico que no cardias		Peor pronóstico que el intestinal

Fuente. Tomado de Marqués-Lespier y col.. Gastroenterol Clin N Am 45 (2016) 413–428

(Marqués-Lespier, Gonzáles-Pons, & Cruz-Correa, 2016)

Observamos en el cuadro 125 también algunas características epidemiológicas de los 3 principales tipos morfológicos de cáncer gástrico, donde las incidencias tanto de cáncer proximal y el cáncer de tipo difuso se encuentran en incremento. (Marqués-Lespier, González-Pons, & Cruz-Correa, 2016). “A la luz de las investigaciones realizadas en Perú el tipo proximal sería menor al 5%” (Barreda Bolaños, 2010); pero el tipo difuso es casi 20%, se presenta mas en mujeres (Alvarado & Venegas, 2015) y es posible que esta forma de presentación haga que la relación hombre: mujer en nuestro país sea casi 1:1 y por otro lado respecto a otras series el tipo difuso es casi el doble de lo que se documenta en otros países.

Cuadro 126. “Localización anatómica de los casos de cáncer gástrico atendidos en el INEN 1974 – 1999”

Localización	Resecados	Irresecables	Inoperables	Total	Porcentaje
Cardias	10	9	10	29	1.0%
Fondo	2	2	9	13	0.5%
Cuerpo	137	56	123	316	11.0%
Antro	316	196	186	698	24.3%
Todo	20	74	283	377	13.1%
1/3 superior	11	23	50	84	2.9%
2/3 superior	53	75	207	335	11.7%
2/3 inferior	236	244	511	991	34.5%
Multicéntrico	17	6	7	30	1.0%
Total	802	685	1386	2873	100.0%

Fuente. Datos tomados de Barreda,L – Cybertesis UNMSM (Barreda Bolaños, 2010)

“Los datos del Instituto Nacional de Enfermedades Neoplásicas para el período de 1974 a 1999 muestran que de 2,873 casos de cáncer gástrico adecuadamente evaluados, el 51% de casos fueron de sexo masculino; el 94.9% se encontraba en etapa avanzada (2,727), 5.1% en etapa temprana (146 casos); menos del 5% de las neoplasias estaban localizadas en el cardias o 1/3 superior del estómago” (Barreda Bolaños, 2010) (Ver Cuadro 126). Por lo tanto, podemos postular que para la presente investigación el sesgo por localización anatómica del cáncer gástrico podría ser mínimo considerando el bajo porcentaje de cáncer de cardias que se presenta en nuestra población; sin embargo, se requieren investigaciones *ad hoc* para evaluar esta hipótesis.

Por otro lado, “hay una alta prevalencia de cáncer avanzado en el Perú y la supervivencia es pobre”, Barreda (2010) reporta en la serie del INEN, “constituída por pacientes que acuden de un hospital de referencia la sobrevida media de los pacientes inoperables era sólo de 3.17 meses (sobrevida actuarial de 6.26 meses), en los pacientes irresecables es de 4.77 meses (sobrevida actuarial de 7.62 meses) y la sobrevida global de todos los pacientes con cáncer gástrico en el INEN a 5 años, alcanza al 12%”. (Barreda Bolaños, 2010)

Alvarado y Venegas (2015) reportan 10 años después del estudio de Barreda una sobrevida a nivel nacional para los años 2009-2010 de 29.7 meses incluyendo 3,568 pacientes que fueron atendidos en hospitales generales, regionales, hospitales de la seguridad social del Perú y el INEN, lo cual puede traducir mejoras en el diagnóstico y tratamiento oportuno (Alvarado & Venegas, 2015). Debemos considerar que al analizar la mortalidad nos acercamos mucho a conocer la incidencia (casos nuevos) del cáncer gástrico desde el punto de vista epidemiológico, donde la interacción con sus factores de riesgo cobran mucha importancia.

La infección crónica por *H. pylori* es el factor de riesgo identificado más fuerte para el cáncer gástrico en toda la literatura biomédica, con aproximadamente el 90% de casos nuevos de cáncer gástrico no cardias en todo el mundo (Plummer, Franceschi, Vignat, Forman, & De Martel, 2015). Por eso la importancia de conocer como se presenta esta infección en nuestro país.

Ramirez Ramos, y otros, (2003) realizaron un estudio de la variación de la prevalencia de *H. pylori* en el Perú entre los años 1985 y 2002,

tomando como referencia la población de una clínica de Lima Metropolitana a la que consideran de nivel socioeconómico medio y alto; encontrando en 1260 pacientes con gastritis crónica activa una prevalencia de *H. pylori* que disminuyó de 83.3% a 58.7% (valor $p < 0.001$), siendo más significativa en menores de 30 años; en 178 pacientes con úlcera duodenal disminuyó de 89.5% a 71.9% (valor $p = 0.004$); pero no hubo diferencias estadísticas en pacientes con úlcera gástrico o mucosa normal. (Ramírez-Ramos & Sánchez-Sánchez, 2009)

Cuadro 127. Prevalencia de H. pylori en estudios peruanos

Año de Publicación	Lugar	Año de captación pacientes	Tipo de paciente	Prevalencia de HP
1991			Peruanos, no especificado	84%
2003		1985	Nivel socioeconómico medio-alto	83.3%
		2002	Nivel socioeconómico medio-alto	58.7%
2005		1991-2002	Sin IBP. ATB ni úlceras, residentes en Perú	66.7%
			Japoneses:	80%
			Peruanos	47%
			Peruanos de ascendencia japonesa	47.8%
			Peruanos de ascendencia peruana	
1988	Hospital Arzobispo Loayza		Úlcera gástrica	70.9%
			Úlcera duodenal	86%
2003	Hospital Militar e Instituto Peruano Japonés		Síntomas crónicos del tracto gastrointestinal superior. Sin úlcera ni cáncer gástrico, ni IBPs, bismuto o ATB. Sin cirugía gastrointestinal	41%
2000	Hospital Carrión	1997-1998	Dispepsia	75.20%
2007	Hospital Carrión	2000-2005	Todas las úlceras pépticas	65.3%
			Úlcera gástrica	55.4%
			Úlcera duodenal	74.3%
1997	Clínica UPCH	1993-1996	Pacientes sometidos a endoscopía	78.69%
			Diagnóstico endoscópico de gastritis	81.4%
2005	Clínica UPCH	1999-2002	Pacientes sometidos a endoscopía	64.50%
2006	Clínica UPCH	2004-2006	Pacientes sometidos a endoscopía	56.50%
1997	AAHH Pampas de San Juan		Niños menores de 5 años. Nivel socioeconómico bajo (diagnóstico por ELISA)	73%
2003	AAHH Pampas de San Juan	1998-2000	Adultos con dispepsia. Nivel socioeconómico bajo	93%
			Diagnóstico por Test de urea espiralada	
1996	Campamentos mineros en Ilo, Cuajone, y Toquepala	1993	Pacientes con síntomas digestivos altos	81.32%

2004	Cajamarquilla	2003	Nivel socioeconómico medio- alto (diagnóstico de HP por serología)	61.96%
2003	Cusco	2003	Pacientes con diagnóstico de gastritis	66.67%
1998	Clínica Ricardo Palma	1998	Pacientes con dispepsia, no expuestos a bismuto, antibióticos, ni IBPs (diagnóstico por histología o HpTest)	56%
2010	Clínica Ricardo Palma	2008	Pacientes sometidos a endoscopia (diagnóstico por histología o HpTest)	38%
			Pacientes con dispepsia, no expuestos a bismuto, antibióticos, ni IBPs (diagnóstico por histología o HpTest)	44.04%

IBPs: Inhibidores de bomba de protones

HP Test: Pruebas para Helicobacter pylori

Fuente. Datos tomados de Prochaska y col. Rev. Gastroenterol. Perú; 2010; 30-1: 33-39

(Prochaska Zarate, Salazar Muenta, Barriga Calle, & Salazar Cabrera, 2010)

Ramírez Ramos y col (2002, pp 210, 213) afirman que "... a diferencia de lo que ocurría en el año 1990 cuando la prevalencia era similar en todos nuestros estratos sociales, con excepción de las mujeres de nivel socioeconómico alto en la que era significativamente menor, en los últimos años hemos venido observando una disminución sostenida de la prevalencia de la infección por H. pylori, en los niveles socioeconómicos medio y alto, manteniéndose elevada y estacionaria en el estrato socioeconómico bajo." También señala que en el Perú "La infección en nuestro medio se adquiere a edades tempranas de la vida. La forma de transmisión más importante probablemente sea la fecal-oral y a través del agua." (Ramírez Ramos, Mendoza Requena, Leey Casella, & Guerra Valencia, 2002)

En general observamos una disminución de la prevalencia de helicobacter pylori en los diferentes estudios peruanos realizados (Prochazka Zarate, Salazar Munte, Barriga Calle, & Salazar Cabrera, 2010) (Ver cuadro 127).

En base a esta revisión de estudios podríamos sostener que la reducción de la infección crónica por Helicobacter pylori en la población peruana es un factor que influye en la reducción de la mortalidad por cáncer gástrico en la presente investigación.

4.2.4. Tendencias de la mortalidad por cáncer gástrico por grupos de edad.

La tasa de mortalidad por grupos de edad se va incrementando a medida que se incrementa en edad; así, por ejemplo, para el grupo de 40 a 44 años su tasa de mortalidad era de 0.61 y 0.42 para los años 1995 y 2013 respectivamente; mientras que para el grupo de 75 a 79 años la tasa de mortalidad era de 2.67 y 1.67 defunciones por 100,000 habitantes para los años 1995 y 2013 respectivamente (Ver cuadro 31).

Cuando comparamos las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú por grupos de edad observamos en todos ellos una tendencia decreciente y estadísticamente significativa. Se detectan 3 joinpoints en el grupo de edad de 60 a 64 años en los años 1997, 2007 y 2010 y también en el grupo de edad de 65 a 69 años se detectan 3 joinpoints en los años 1997, 2003 y 2009 (ver Cuadro 31 y figura 10).

También observamos que sin considerar los extremos de grupos de edad que no son quinquenios podemos observar como el porcentaje anual de la tasa de mortalidad va decreciendo a medida que se incrementa en edad; por ejemplo, para el grupo de 40 – 44 años hay una reducción de 1.39% anual, mientras que para el grupo de edad de 75 a 79 años la reducción es de 2.57% anuales. (Ver cuadro 31 y figura 10).

El Ministerio de salud en su reporte de tendencias de mortalidad por etapas de vida señala que para el período de 1986 – 2015, la tasa específica de mortalidad por cáncer gástrico se redujo 1.6% en los adultos mayores (mayores de 60 años) respecto a los adultos (30 – 59 años) que fue de 1.3% (Ministerio de Salud del Perú, 2018).

Nuestros resultados, aunque mantienen la misma tendencia decreciente, en los subgrupos de adultos mayores de 75 a 79 años en el período 1995-2013 casi duplican la tendencia reportada para el periodo de 1986- 2015, esto se debe a que nuestra investigación permite evaluar las variaciones de las tendencias en grupos más pequeños de edad.

También es posible que la reducción que estamos observando y que es más acentuada en los grupos de mayor edad, sea atribuible al tipo morfológico de cáncer gástrico predominante que es el adenocarcinoma tipo intestinal (ver cuadros 122 y 123), donde factores como la reducción en la prevalencia de *h pylori* cobran mucha importancia. (Ver cuadro 124).

4.2.5. Tendencias de la mortalidad por Regiones políticas.

En el Perú la división por regiones políticas es de suma importancia porque en cada Región existe una autoridad sanitaria que si bien es cierto sigue los lineamientos del Ministerio de salud, son independientes en el planteamiento de sus prioridades y estrategias locales, por ello desde el punto de vista de salud pública, es importante proporcionar información a este nivel.

Las poblaciones por regiones políticas también tienen características muy similares desde el punto de vista de determinantes sociales, económicos y ambientales como el clima y los factores que determinan el desarrollo humano; por estas razones era de suma importancia presentar la evolución de la mortalidad por cáncer gástrico a nivel regional político.

Los resultados de la presente investigación muestran dos mapas gráficos: uno referente a las regiones de más alta mortalidad por cáncer gástrico (Ver figura 26) y otro referente a las regiones donde la tendencia de mortalidad va descendiendo o va creciendo (ver figura 27).

En el análisis de las regiones políticas por tasas de mortalidad por cáncer gástrico es importante la información que los modelos de regresión segmentada nos muestran; porque permiten suavizar las estadísticas y encontrar patrones espaciales acorde a la mayor o menor mortalidad.

La mayor mortalidad por cáncer gástrico en el Perú se concentra en los andes centrales, este escenario está constituido por las regiones de Huancavelica, Huánuco, Ayacucho, Pasco y Junín. El segundo escenario de alta mortalidad se encuentra en el norte del país (Lambayeque, La Libertad y Cajamarca), el tercero en la costa central (Ica, Callao, Ancash y Lima) (ver figura 26).

El Ministerio de Salud reporta para el período 1986-2015, que las regiones con tasa de mortalidad por cáncer gástrico más altas han sido Cajamarca, San Martín, Huánuco, Pasco, Huancavelica y Ayacucho, los que se mantuvieron bajos fueron Puno y Tacna. (Ministerio de Salud del Perú, 2018). Estos hallazgos a excepción de San Martín coinciden con nuestra investigación, nosotros para esta región encontramos un joinpoint en el año 2006 a partir del cual la tendencia de mortalidad decrece de manera significativa.

Piñeros y col (2017) también habían observado este patrón que sugiere una correlación positiva entre la altitud y el cáncer gástrico como se observa en otras partes de la región y en el Perú. Sin embargo, se ha sugerido que la altitud es un sustituto de factores que podrían agruparse en regiones montañosas; por ejemplo, factores genéticos, bacterianos, dietéticos y ambientales del huésped (Piñeros, y otros, 2017). Los estudios locales en Lima informaron una asociación positiva entre la ascendencia étnica y el cáncer gástrico, y un papel predominante para los factores socioeconómicos asociados a la etnia y las disparidades en el acceso a los servicios de salud (Pereira, y otros, 2012)

En el informe del Programa de las Naciones Unidas Para el Desarrollo (2013) el Perú en general alcanzó un IDH de 0.74 y las regiones con más bajo IDH fueron Huancavelica con 0.297; luego Ayacucho con 0.334, Apurímac con 0.344 y Huánuco con 0.374 (Naciones Unidas, 2014). Este hallazgo postula la hipótesis que serían las condiciones de pobreza, educación y saneamiento deficiente las que contribuyen a una mayor mortalidad por cáncer gástrico posiblemente debido a una mayor transmisibilidad y cronicidad de la infección por *H pylori*. Bray también lo señala en la publicación de las tendencias globales de cáncer para el periodo 2008-2030 (Bray, Jemal, Grey, Ferlay, & Forman, 2012)

Las regiones costeras de Lambayeque, La Libertad, Lima, Callao, Ancash e Ica podrían tener otros factores de riesgo que requieran ser evaluados como por ejemplo los índices altos de obesidad en la población de esta zona; tal como lo revela un estudio nacional (Instituto Nacional de Salud, 2015) donde la prevalencia de sobrepeso en la costa norte del Perú era de 47.4% y la obesidad de 25.9% en adultos de 30 a 59 años y de 45.4% de sobrepeso y 23.1% de obesidad en adultos mayores de 60 años, siendo la zona con más alto índice de sobrepeso y obesidad del Perú es posible que el tipo de cancer gastrico que empiece a predominar y determine la tendencia creciente sea el cáncer de la región proximal de estómago o de cardias; tal como lo postula Jemal y col (2010).

Encontramos que las zonas de más baja mortalidad en el Perú se concentran en dos escenarios: el primero en la Región Loreto y el segundo en el sur del Perú integrado por las regiones de Puno, Tacna y Moquegua (ver figura 26).

Respecto a las tendencias de mortalidad por regiones para el período de estudio de 1995-2013 encontramos que la zona de los andes centrales, caracterizado por las Regiones Huancavelica, Ayacucho y Apurímac el cáncer gástrico se encuentra en crecimiento y constituye la zona de mayor riesgo para morir por esta enfermedad. Luego se observa regiones con lento decrecimiento en el corredor constituido por las regiones Ancash, Huánuco y Pasco, observándose también dos regiones focales con lento decrecimiento: Lambayeque y Amazonas. En el resto de las 17 de 25 regiones se observa una tendencia decreciente (ver figura 27).

En el reporte del Ministerio de salud se tiene que las regiones con tendencia a crecer fueron: Apurímac (CPA: 2.5%), Lambayeque (CPA: 69% en el periodo 2007-2010 y 1% 2010-2015), Junín (CPA: 6% a partir del 2007), Piura (CPA: 12% a partir del 2009) (Ministerio de Salud del

Perú, 2018). Nosotros diferimos de este estudio al observar las tendencias de las regiones Junín y Piura; puesto que las estimaciones que realizamos se han hecho basado en el cambio porcentual anual promedio de todo el segmento 1995-2013 y utilizando el criterio de información bayesiano. Para la Región Junín observamos que luego de una tendencia creciente desde el año 2005 (CPA:8.5%), se observa una tendencia decreciente en el año 2010 (CPA:-20%) y en la región Piura luego de una tendencia decreciente (CPA:-17.8%) y estadísticamente significativa desde el año 1997, a partir del año 2002 se observa una tendencia creciente (CPA:1%) (ver cuadro 105).

La mayor reducción se presenta en Tumbes (CPA:-9%), Moquegua (CPA:-4%), Loreto (CPA:-3.5%), Tacna (CPA:-3%) e Ica (CPA:-3%) (Ministerio de Salud del Perú, 2018). Nosotros encontramos coincidencias en estas regiones: Tumbes (CPA:-3.4%), Moquegua (CPA:-5.4%), Loreto (CPA:-7.7%), Tacna (CPA:-4.9%) e Ica (CPA:-2.6%); otras regiones de mayor reducción terminan por identificar a la Selva (Madre de Dios, Ucayali), la Región Sur del Perú (Puno, Cusco y Arequipa) (ver figura 27).

En Lima Metropolitana (zona urbana de la capital de Lima) una publicación basada en los datos del registro poblacional de cáncer local muestran una tendencia decreciente en la tasa de mortalidad por cáncer gástrico desde 1990 hasta el 2012, tanto en hombres como mujeres. (INEN, 2016) (Ver figura 34). Nuestro análisis que incluye la zona rural y toda la Región de Lima para el período 1995 al 2013 también muestra una tendencia decreciente, con una disminución de 3.3% anuales en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 2007 y 2010, que determinan 3 segmentos: decreciente para 1995-2007 (CPA: -4.1%), creciente para 2007-2010 (CPA:5.7%), y decreciente para 2010-2013 (CPA:-8.2%).(ver figura 20). Estas estadísticas se sobreponen y permiten ver la consistencia de la información dado que la mayoría de los casos reportados se dan en el

estrato urbano que es donde se realiza el registro de cáncer de Lima Metropolitana.

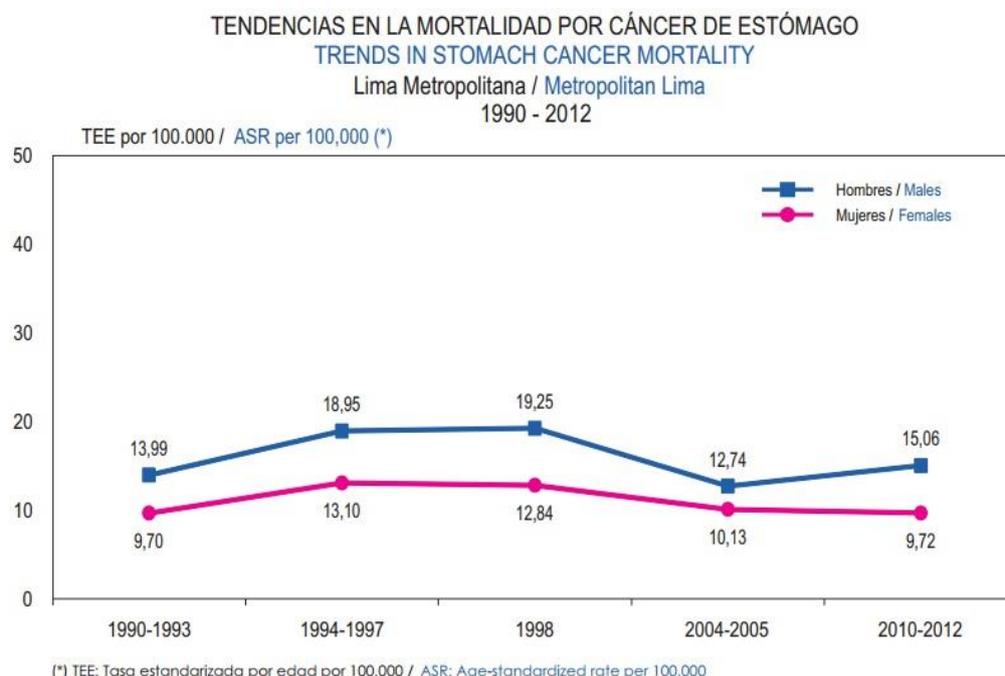


Figura 34. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en Lima Metropolitana 1990 – 2012. Datos tomados del Registro de Cáncer de Lima Metropolitana 2010-2012. (INEN, 2016)

En 17/25 regiones del país la tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico resultó ser significativamente decreciente (Ver figura 27). Uno de los factores más importantes podría estar en las mejoras sustantivas de las condiciones de vida en las zonas rurales del Perú; tal como se ve en la gráfica del año 2001 al 2014 se incrementó en casi dos veces el porcentaje de hogares rurales con agua potable en su vivienda de 35.1 a 61.8% (Ver figura 35).

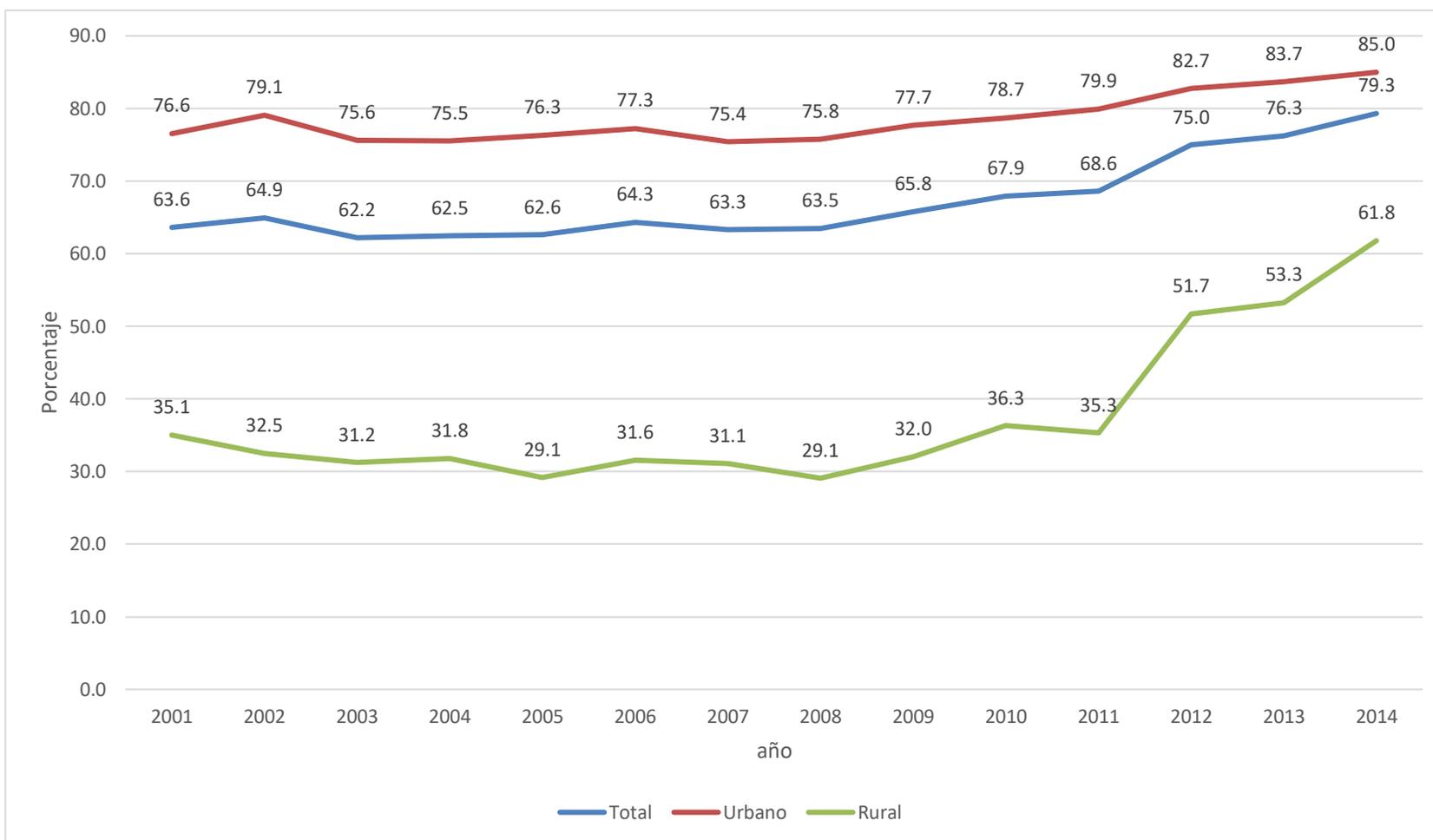


Figura 35. Porcentaje de hogares con agua de la Red Pública dentro de la vivienda. Datos tomados del Instituto Nacional de Estadística e Informática - Encuesta Nacional de Hogares. (Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2010)

Cuadro 128. Porcentaje de hogares de acuerdo a la forma de eliminación de excretas / Área de residencia en el Perú

Año	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Total														
Red pública de desagüe	52.3	53.3	52.5	54.2	55.5	57.1	58.8	60.9	62.8	64.8	65.9	67.3	67.5	67.7
Pozo séptico/ciego	25.5	25.6	26.1	25.1	24.2	24.4	23.8	23.1	22.9	22.8	22.2	21.7	22.6	22.6
No tiene o Río, Acequia, canal	22.1	21.0	21.4	20.7	20.4	18.5	17.4	15.9	14.2	12.5	11.8	11.0	9.9	9.7
Urbana														
Red pública de desagüe	74.0	74.4	73.3	74.8	75.7	77.2	78.1	79.9	81.6	83.2	84.2	85.5	84.6	84.7
Pozo séptico/ciego	16.5	17.5	18.2	16.4	16.3	15.3	14.4	12.5	11.4	10.9	10.3	9.1	10.5	10.3
No tiene o Río, Acequia, canal	9.5	8.1	8.6	8.8	8.0	7.5	7.5	7.6	6.9	5.9	5.5	5.4	4.9	5.0
Rural														
Red pública de desagüe	4.7	5.3	4.8	5.9	6.1	6.0	7.6	8.0	9.5	10.6	12.2	12.8	14.6	15.1
Pozo séptico/ciego	45.5	44.2	44.3	45.4	43.2	47.5	48.7	52.8	55.6	57.7	57.2	59.5	60.0	60.8
No tiene o Río, Acequia, canal	49.8	50.4	50.9	48.7	50.6	46.5	43.6	39.2	35.0	31.8	30.6	27.7	25.3	24.0

Fuente. Datos tomados del Instituto Nacional de Estadística e Informática - Encuesta Nacional de Hogares.

(Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2010)

También observamos una reducción de 12.4 puntos porcentuales en el número de viviendas con una mala disposición de excretas del año 2001 al año 2014. Este cambio es más sustantivo a nivel rural donde se redujo de manera significativa de 49.8 a 24% el porcentaje de viviendas con mala disposición de excretas (Ver cuadro 128); por lo tanto, es posible que estas mejoras en las condiciones de vida de agua y saneamiento básico hayan contribuido a la reducción en la tasa de mortalidad por cáncer gástrico al reducir la transmisibilidad de *helicobacter pylori*.

Sin embargo, de acuerdo con informes del Ministerio de Salud, la mortalidad por cáncer gástrico en el ámbito rural para el año 2015 fue de 24 por 100 mil habitantes y en el rural de 15 por 100 mil, comparado con el año 1987 se observa que aumentó más del doble en el ámbito rural y se redujo a la mitad en el urbano. (Ministerio de Salud del Perú, 2018).

Tal como vemos en el cuadro 126, esta migración de la mortalidad por cancer gastrico tambien podria deberse a problemas de acceso oportuno a los servicios de salud, ya que los centros de tratamiento de cáncer todos se encuentran en el ámbito urbano; al igual que el acceso al diagnostico por endoscopía a pesar que no esta muy extendido, se realiza casi integramente en el ámbito urbano. En concordancia con lo reportado por Pereira y col., que señalaban que el ámbito rural engloba otros factores socioeconómicos asociados a la etnia y las disparidades en el acceso a los servicios de salud (Pereira, y otros, 2012).

Cuadro 129 . Desigualdad en la tasa estandarizada de mortalidad por cáncer gástrico según ámbito Urbano – Rural. Perú: 1987 – 2015

Ambito	Año			
	1987	1995	2005	2015
Rural	13.5	18.4	29.6	30.9
Urbano	38.3	32.3	21.9	17.7
Perú	29.0	27.7	24.4	20.7
Razón urbano/rural	2.8	1.8	0.7	0.6
Brecha	+24.8	+13.9	-7.7	-13.2

Fuente: Base de datos defunciones 1986 – 2015. Oficina General de Tecnologías de Información. MINSA

(Ministerio de Salud del Perú, 2018)

4.2.6. Tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico por regiones geográficas

Las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú ha presentado desigualdades a lo largo de estos 19 años de análisis; mientras que en la Región de la Costa se observa una reducción significativa con un decremento porcentual anual de 2.2% en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 1998 y 2003, que determinan 3 segmentos: creciente para 1995-1998 (CPA: +1%), decreciente para 1998-2003 (CPA:-6.4%), y levemente decreciente para 2003-2013 (CPA:-0.9%)(ver figura 28). El Ministerio de Salud para el periodo 1986 – 2015, muestra que la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Costa fue decreciente también reportando un punto de cambio en el año 1996 (CPA:-1.3%) (Ministerio de Salud del Perú, 2018)

En la Sierra para el período 1995 – 2013 es decreciente, con una disminución de 0.5% anuales en promedio y con 2 puntos de cambio o joinpoints en los años 1997 y 2009, que determinan 3 segmentos: creciente para 1995-1997 (CPA: +13%), estable para 1997-2009 (CPA:0.03%), y decreciente para 2009-2013 (CPA:-8.3%).(ver figura 29). El Ministerio de Salud para el periodo 1986 – 2015, muestra que la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Sierra fue siempre mayor que las otras regiones, fue decreciente (CPA:-0.7%) hasta el año 2003 y pasó a disminuir (CPA:-5%) hasta el 2011, luego sube a +3% anual. (Ministerio de Salud del Perú, 2018). Esta diferencias se explican por el periodo de tiempo evaluado distinto y por el método de evaluación del modelo por BIC versus método de permutaciones.

En la Selva la tendencia es decreciente, con una disminución de 4.7% anuales en promedio y con 1 punto de cambio o joinpoints en el año 2009, que determinan 2 segmentos: decreciente para 1995-2009 (CPA: -2.48%), y decreciente más marcada para 2009-2013 (CPA:-12%).(ver

figura 30). El Ministerio de Salud para el periodo 1986 – 2015, muestra que la tasa de mortalidad por cáncer gástrico en la Selva fue decreciente CPA: -1.8% para la Selva, sin puntos de inflexión o joinpoint. (Ministerio de Salud del Perú, 2018).

Es posible que los cambios en las condiciones de vida sean los determinantes más importantes; si observamos la figura 125 observaremos que desde el año 2001 al año 2011 el porcentaje de viviendas con agua potable intradomiciliaria era muy similar en la zona rural (35.3%), pero en los últimos 3 años se incrementa a 61.8% y podría ayudar a explicar parte de la tendencia observada.

Aunque, Ramírez Ramos y col (2002, pp 213) afirma que “en los niveles socioeconómicos bajos existe igual prevalencia de la infección en la costa, sierra y selva”. Luego señalaría que por estudios recientes en diversos centros de atención de pacientes de nivel socioeconómico medio y alto revelan una importante disminución de la prevalencia de la infección (45%) comparado con el 80% observado hace una década y también hay una disminución significativa de otra enfermedad asociada a esta bacteria como la úlcera péptica (Ramírez Ramos, *Helicobacter pylori*, 2006) (Ramírez-Ramos & Sánchez-Sánchez, 2009).

En el Perú, Recavarren y col, comparando los hallazgos histopatológicos de biopsias gástricas de 38 pacientes que viven a 3.700 msnm con 40 que habitan a nivel del mar, reportaron que en los pacientes de los Andes Peruanos hay una mayor prevalencia de lesiones linfoides, actividad de los centros germinales, moderada a severa gastritis atrófica, metaplasia intestinal y moderada a severa pérdida de las glándulas profundas. Además, la severidad de las lesiones histológicas vistas en el cuerpo gástrico y la región cardial

fueron significativamente mayores en los pacientes de la altura. Concluyen que la severidad de las lesiones gástricas halladas en los exámenes histopatológicos es mayor en los pacientes que viven en la altura. La causa debe ser multifactorial, pero principalmente relacionada a la altura. (Recavarren, Ramirez-Ramos, Chinga, & Gilman, 2005). Estos hallazgos podrían explicar porque la región de la Sierra concentra la mayor mortalidad por cáncer gástrico; sin embargo, mas investigaciones focales deberán realizarse.

El helicobacter pylori, como hemos señalado produce además de cáncer gástrico la enfermedad ulceropéptica y esto depende de las cepas de H pylori que se encuentren, al respecto Kersulyte y col han identificado 3 cepas predominantes: la tipo I distribuida principalmente en hispanos, peruanos nativos, guatemaltecos, nativos africanos y residentes de Estados Unidos; la tipo II predominante en japoneses y chinos; y la tipo III distribuida fundamentalmente en indios de Calcuta (Kersulyte, y otros, 2000).

El hallazgo de que las cepas que infectan a los peruanos y latinoamericanos son más parecidas a las de España y Europa, a pesar de que los latinoamericanos tienen mayor semejanza genética con los asiáticos que con los europeos, sugiere que el Helicobacter pylori pudo haber sido traído al Nuevo Mundo por los conquistadores europeos hace cerca de 5 siglos (Kersulyte, y otros, 2000) (Ramírez-Ramos & Sánchez-Sánchez, 2009). Además considerando la baja migración de la población de las zonas rurales de la Sierra Central respecto a la de la Costa, es posible explicar la alta mortalidad (reflejo de la alta prevalencia) por cáncer gástrico en la población que habita regiones como Huancavelica, Ayacucho, Huánuco, Pasco y Junín.

Por otro lado, luego de evaluar la prevalencia de la infección por *H pylory* en pacientes japoneses y peruanos por PCR y test de ureasa no encontraron diferencias y los autores sugieren que en nuestro país no existen ciertas razas que tienen mayor predisposición para adquirir la infección. (Ramírez-Ramos, y otros, 2005). Sin embargo, la predisposición para desarrollar cáncer gástrico no ha sido evaluada y es un tema pendiente y a ser priorizado, dadas las facilidades tecnológicas para desarrollar estas investigaciones en el momento actual.

CONCLUSIONES

1. Se observa una tendencia decreciente y estadísticamente significativa en la mortalidad por cáncer gástrico en el Perú para el período de 1995 – 2013, no se encuentran puntos de cambio o joinpoint y el cambio porcentual anual es de -2.3% por año; similar a lo estimado para países como México y Argentina. La curva de la tendencia de mortalidad tiene características similares a países del Asia y Europa oriental. Las mejoras en la provisión de agua potable, la eliminación adecuada de excretas y la reducción en la prevalencia de H pylori podrían explicar este fenómeno.
2. Las tendencias de mortalidad por cáncer gástrico por sexo para el período 1995 – 2013 varía entre hombres y mujeres, para los hombres es decreciente, con una disminución de 2% anuales en promedio no estadísticamente significativo y con 3 joinpoints en los años 1997, 2003 y 2010; para las mujeres es decreciente, estadísticamente significativa y sin puntos de cambio o joinpoints, con una disminución de 2.5% anuales; la reducción es mayor en mujeres, similar a la tendencia observada en países asiáticos. La cada vez menor prevalencia de infección por H pylori en mujeres sobre todo del estrato socioeconómico medio y alto podría explicar parte de este hallazgo.
3. Cuando comparamos las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú por grupos de edad observamos en todos ellos una tendencia decreciente y estadísticamente significativa; se

detectan 3 joinpoints en los grupos de edad de 60 a 69 años. El cambio de porcentaje anual de la tasa de mortalidad va decreciendo a medida que se incrementa en edad; para el grupo de 40 – 44 años hay una reducción de 1.39% anual, mientras que para el grupo de edad de 75 a 79 años la reducción es de 2.57% anuales. Posiblemente la predominancia del tipo intestinal de cáncer gástrico en los grupos de mayor edad explique esta tendencia.

4. El análisis de las tasas de mortalidad por el modelos de regresión segmentada a nivel de regiones políticas al final del periodo de estudio muestra tres áreas de alta mortalidad: el primero en los Andes centrales (Huancavelica, Huánuco, Ayacucho, Pasco y Junín), el segundo en el norte del país (Lambayeque, La Libertad y Cajamarca), el tercero en la costa central (Ica, Callao, Ancash y Lima). Preocupa una tendencia creciente de mortalidad por cáncer gástrico en los andes centrales (Huancavelica, Ayacucho y Pasco). En 17 de 25 regiones políticas la Tendencia es decreciente. Los determinantes como pobreza, educación y condiciones de vida particulares de cada región quizá influyan, como Huancavelica que tiene la TMEE más alta (41.65 defunciones por cáncer gástrico por 100,000 habitantes) y el IDH índice de Desarrollo humano más bajo del país (IDH:0.297); aunque también se ha encontrado formas más severas de infección por H pylori en pobladores de altura respecto al nivel del mar, la altitud también engloba otros factores genéticos, bacterianos, dietéticos y ambientales del huésped y disparidades en el acceso a los servicios de salud.
5. Las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú ha presentado desigualdades a lo largo de estos 19 años de análisis por regiones naturales; la Costa tenía la tasa más alta, pero empieza descender rápidamente a partir del año 1998, la sierra se mantiene con una alta mortalidad hasta el año 2009 en que decrece de manera significativa, pero sigue siendo la zona de mayor mortalidad. La selva tiene una tendencia decreciente que se ha hecho más

marcada a partir del año 2009 y es la de menor tasa de mortalidad. Las mejoras en el abastecimiento de agua potable parecen coincidir temporalmente con este fenómeno. La menor migración de los pobladores de las zonas rurales de la sierra, condiciones genéticas, ambientales e inequidades en el acceso a servicios de salud podrían explicar estas tendencias.

6. Con los modelos propuestos se consigue un mejor ajuste comparado con el clásico modelo de regresión lineal, que asume la misma pendiente a través de todo el periodo de estudio, ignorando el efecto de cambios en los determinantes o intervenciones de políticas de salud pública.

RECOMENDACIONES

1. La presente investigación revela tres áreas de mayor vulnerabilidad para la mortalidad por cáncer gástrico: los Andes centrales (Huancavelica, Huánuco, Ayacucho, Pasco y Junín), el norte del país (Lambayeque, La Libertad y Cajamarca), y la costa central (Ica, Callao, Ancash y Lima) que requieren ser priorizadas para intervenciones en salud pública, donde se podría justificar el screening de cáncer gástrico a través de métodos asequibles como pruebas serológicas y uso de endoscopía diagnóstica en individuos de alto riesgo.
2. Urge desarrollar una investigación bajo un modelo de regresión espacial que permita evaluar el impacto de factores de riesgo, intervenciones sanitarias y modificaciones en los determinantes sociales para optimizar las acciones de prevención y control de cáncer gástrico en el Perú.
3. Las autoridades nacionales y regionales de las regiones políticas con muy alta mortalidad por cáncer gástrico como Huancavelica, Huánuco, Ayacucho, Pasco y Junín debieran priorizar los proyectos destinados a mejorar la dotación de agua potable intradomiciliaria por diversas fuentes y la adecuada eliminación de excretas para reducir la transmisibilidad del H pylori y de este modo reducir la tasa de mortalidad por cáncer gástrico.
4. El Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica del Cáncer del Ministerio de Salud debiera incorporar el análisis de tendencias de las tasas de mortalidad utilizando los modelos de Regresión joinpoint, debido a la importancia de sus resultados en la toma de decisiones. El

uso de esta metodología puede ampliarse a otras enfermedades.

5. Es necesario seguir desarrollando investigación básica y translacional; debido a que la caracterización genómica de poblaciones y de cepas de *H pylori* contribuyendo a mejorar los test diagnósticos de cáncer gástrico y el desarrollo de intervenciones preventivas o terapéuticas para resolver esta enfermedad que representa una de las principales causas de muerte por cáncer en nuestro país y es menester de las autoridades que fomenten y financien la investigación, desarrollo e innovación científica y tecnológica priorizando esta temática.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Ahmad, O. B., Boschi-Pinto, C., Lopez, A. D., Murray, C. J., Lozano, R., & Inoue, M. (2001). *World Health Organization*. Retrieved from Age standardization of rates: a new WHO standard. DPE Discucion paper series: N°31: <http://www.who.int/healthinfo/paper31.pdf>
- Alvarado, C., & Venegas, D. (2015, March). Survival rate of patients with stomach cancer in Peru, 2009-2010. *Pan American Journal of Public Health*, 37(3), 133-139.
- Ang, T. L., & Fock, K. M. (2014). Clinical epidemiology of gastric cáncer. *Singapore Med J 2014*, 55(12), 621-628.
- Armstrong, W., & Borman, B. (1996, October). Trends in incidence rates of adenocarcinoma of the oesophagus and gastric cardia in New Zealand. *International Journal of Epidemiology*, 25(5), 941 - 947.
- Barreda Bolaños, L. F. (2010). *Cybertesis UNMSM*. (F. d. Medicina, Ed.) Retrieved from http://cybertesis.unmsm.edu.pe/bitstream/cybertesis/2938/1/Barreda_bl.pdf
- Berrino, F. (2003). The EURO CARE Study: strengths, limitations and perspectives of population-based, comparative survival studies. *Annals of Oncology*, 14(Suppl 5), v9 - v13.
- Berrino, F., De Angelis, R., Sant, M., Rosso, S., Lasota, M., Coebergh, J., & Santaquilani, M. (2007, September). Survival for eight major cancers and all cancer combined for European adults diagnosed in 1995-99: results of the EURO CARE-4 study. *The Lancet Oncology*, 8(9), 773-783.
- Bertuccio, P., Chatenoud, L., Levi, F., Praud, D., Ferlay, J., Negri, E., . . . La Vecchia, C. (2009, August 1). Recent patterns in gastric cancer: a global overview. *International Journal of Cancer*, 125(3), 666 - 673.
- Blot, W., Devesa, S., Kneller, R., & Fraumeni, J. (1991). Rising Incidence of Adenocarcinoma of the Esophagus and Gastric Cardia. *JAMA The Journal of the American Medical Association*, 1287 - 1289.
- Borras, J., Gispert, R., Domenech, j., & Cléries, R. (2008). Análisis de la incidencia, la supervivencia y la mortalidad según las principales localizaciones tumorales, 1985-2019: cáncer de estómago. *Medicine Clinic*, 78-82.
- Bosetti, C., Bertuccio, P., Levi, F., Lucchini, F., Negri, E., & La Vecchia, C. (2008, April). Cancer mortality in the European Union, 1970–2003, with a jointpoint analysis. *Annals of Oncology*, 19(4), 631 - 640.
- Bosetti, C., Bertuccio, P., Malvezzi, M., Levi, F., Chatenoud, L., Negri, E., & La Vecchia, C. (2013, october). Cancer mortality in Europe, 2005-2009, and an overview of trends since 1980. *Annals of Oncology*, 24(10), 2657 - 2671.

- Botterweck, A. A., Schouten, L. J., Volovics, A., Dorant, E., & Van Den Brandt, P. A. (2000). Trends in incidence of adenocarcinoma of the oesophagus and gastric cardia in ten European countries. *Int J Epidemiol*, 29(4), 645-654.
- Bray, F., Jemal, A., Grey, N., Ferlay, J., & Forman, D. (2012). Global cancer transitions according to the Human Development Index (2008-2030): a population based study. *Lancet Oncol*, 13, 790-801.
- Bray, F., Jemal, A., Grey, N., Ferlay, J., & Forman, D. (2012). Global cancer transitions according to the Human Development Index (2008-2030): a population-based study. *Lancet Oncol*, 13(8), 790-801.
- Brenner, H. (2002, October 12). Long-term survival rates of cancer patients achieved by the end of the 20th century: a period analysis. *The Lancet*, 360(9340), 1131-1135.
- Breslow, N. E. (1984). Extra-Poisson Variation in Log-Linear Models. *Journal of The Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 33(1), 38-44.
- Brown, L., & Devesa, S. (2002, April). Epidemiologic trends in esophageal and gastric cancer in the United States. *Surgical Oncology Clinics of North America*, 11(2), 235 - 256.
- Carlin, B. P., Gelfand, A. E., & Smith, A. F. (1992). Hierarchical Bayesian Analysis of changepoint Problems. *Applied Statistics*, 41, 389 - 405.
- Cavalli, F. (2006). Cancer in the developing world: can we avoid the disaster? *Nature Clinical Practice Oncology*, 3(11), 582-3.
- Chao, A., Thun, M., Henley, J., Jacobs, E., McCullough, M., & Calle, E. (2002, October 1). Cigarette smoking, use of other tobacco products and stomach cancer mortality in US adults: The Cancer Prevention Study II. *International Journal of Cancer*, 101(4), 380-389.
- Clayton, D., & Schifflers, E. (1987, June). Models for temporal variation in cancer rates. II: Age-period-cohort models. *Statistics in Medicine*, 6(4), 469 - 481.
- Correa, P., & Houghton, J. (2007, August). Carcinogenesis of Helicobacter pylori. *Gastroenterology*, 133(2), 659-672.
- Correa, P., Sasano, N., Stemmermann, G., & Haenszel, W. (1973, November). Pathology of gastric carcinoma in Japanese populations: comparisons between Miyagi prefecture, Japan, and Hawaii. *Journal of the National Cancer Institute*, 51(5), 1449 - 1459.
- Crew, K., & Neugut, A. (2006, January). Epidemiology of gastric cancer. *World Journal of Gastroenterology*, 12(3), 354-362.
- Davies, R. B. (1977). Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Biometrika*, 64(2), 247 - 254.
- De Martel, C., Ferlay, J., Franceschi, S., Vignat, J., Bray, F., Forman, D., & Plummer, M. (2012). Global burden of cancers attributable to infections in 2008: a review and synthetic analysis. *The Lancet Oncology*, 13(6), 607-615.
- Decarli, A., & La Vecchia, C. (1987). Age, period and cohort models: a review of knowledge and implementation in GLIM. *Revista di Statistica Applicata*, 20, 397 - 410.
- Devesa, S., Blot, W., & Fraumeni, J. (1998, November 15). Changing patterns in the incidence of oesophageal and gastric carcinoma in the United States. *Cancer*, 83(10), 2049-2053.
- Edwards, B., Brown, M., Wingo, P., Howe, H., Ward, E., Ries, L., . . . Pickle, L. (2005). Annual Report to the Nation on the Status of Cancer, 1975-2002, Featuring Population-Based Trends in Cancer Treatment. . *Journal of the National Cancer Institute*, 1407-1427.

- Edwards, B., Ward, E., Kohler, B., Ehemann, C., Zauber, A., Anderson, R., . . . Ries, L. (2010, February). Annual report to the nation on the status of cancer, 1975 - 2006, featuring colorectal cancer trends and impact of interventions (risk factors, screening, and treatment) to reduce future rates. *Cancer*, *116*(3), 544 - 573.
- El-Serag, H. B., Mason, A. C., Petersen, N., & Key, C. R. (2002). Epidemiological differences between adenocarcinoma of the oesophagus and adenocarcinoma of the gastric cardia in the USA. *Gut*, *50*, 368-372.
- Fan, J., & Gijbels, I. (1990). *Local Polynomial Modelling and Its applications*. London: Chapman and Hall.
- Farmer, P., Frenk, J., Knaul, F., Shulman, L., Alleyne, G., Armstrong, L., . . . Seffrin, J. (2010, October). Expansion of cancer care and control in countries of low and middle income: a call to action. *The Lancet*, *376*(9747), 1186-1193.
- Ferlay, J., Bray, F., Pisani, P., & Parkin, M. (2000). *Globocan 2000: Cancer Incidence, mortality and prevalence Worldwide. Version 1.0 IARC Cancer base N°5*. Lyon: IARC Press.
- Ferlay, J., Colombet, M., Soerjomataram, I., Mathers, C., Parkin, D. M., Piñeros, M., . . . Bray, F. (2019). Estimating the global cancer incidence and mortality in 2018: GLOBOCAN sources and methods. *Int J Cancer*, *144*(8), 1941 - 1953.
- Ferlay, J., Shin, H.-R., Bray, F., Forman, D., Mathers, C., & Parkin, D. (2010). Estimates of worldwide burden of cancer in 2008: GLOBOCAN 2008. *International Journal of Cancer*, 2893-2917.
- Ferlay, J., Soerjomataram, I., Dikshit, R., Eser, S., Mathers, C., Rebelo, M., . . . Bray, F. (2015). Cancer incidence and mortality worldwide: Sources, methods and major patterns in GLOBOCAN 2012. *International Journal of Cancer*, E359-E386.
- Forman, D., & Burley, V. (2006). Gastric cancer: global pattern of the disease and an overview of environmental risk factors. *Best Practice & Research. Clinical Gastroenterology*, *20*(4), 633 - 649.
- Forman, D., Bray, F., Brewster, D., Gombe Mbalawa, C., Kohler, B., Piñeros, M., . . . Ferlay, J. (2014). *Cancer Incidence in Five Continents Vol X*. Lyon: International Agency for Research on Cancer.
- Fuchs, C., & Mayer, R. (1995, July 6). Gastric Carcinoma. *The New England Journal of Medicine*, 32-41.
- García- Esquinas, E., Pérez-Gómez, B., Pollán, M., Boldo, E., Fernández-Navarro, P., Lope, V., . . . Aragonés, N. (2009, September 28). Gastric cancer mortality trends in Spain, 1976-2005, differences by autonomous region and sex. *BioMed Central Cancer*, 1-9.
- Ghosh, P., Basu, S., & Tiwari, R. C. (2009). Bayesian Analysis of cancer rates from SEER Program Using Parametric and semiparametric Joint Regression Models. *Journal of the American Statistical Association*, *10*, 439 - 452.
- Ghosh, P., Ghosh, K., & Tiwari, R. C. (2010). Bayesian approach to cancer-trend analysis using age-stratified Poisson regression models. *Statistics in Medicine*, *30*, 127 - 139.
- GLOBOCAN. (2012). *GLOBOCAN 2012, IARC*. (I. A. Cancer, Producer) Retrieved 10 15, 2016, from http://globocan.iarc.fr/old/age-specific_table_r.asp?selection=219992&selection=224900&title=WHO+Americas+region+%28PAHO%29%2C+World&sex=0&type=1&stat=0&>window=1&sort=1&submit=%C2%A0Execute

- González Carro, V. (2017). *Regresión Segmentada*. La Coruña: Universidad Santiago de Compostela.
- Gonzales, J. R., Llorca, F. J., & Moreno, V. (2002). Algunos aspectos metodológicos sobre los modelos edad-período-cohorte. Aplicación a las tendencias de mortalidad por cáncer. *Gaceta Sanitaria*, 16(3), 267-273.
- Gosh, P., Huang, L., & Tiwari, R. C. (2009). Semiparametric Bayesian approach to Join-point regression for population-based cancer survival data. *Computational Statistics and Data Analysis*, 53, 4073 - 4082.
- Hansen, S., Wiig, J., Giercksky, K., & Tretli, S. (1997). Esophageal and gastric carcinoma in Norway 1958-1992: incidence time trend variability according to morphological subtypes and organ subsites. *International Journal of Cancer*, 71, 340 - 344.
- Hashim, D., Boffetta, P., La Vecchia, C., Rota, M., Bertuccio, P., Malvezzi, M., & Negri, E. (2016, May). The global decrease in cancer mortality: trends and disparities. *Annals of Oncology*, 27(5), 926-933.
- Helicobacter and Cancer Collaborative Group. (2001, september). Gastric cancer and Helicobacter pylori: a combined analysis of 12 case control studies nested within prospective cohorts. *Gut*, 49(3), 347-353.
- Henson, D., Dittus, C., Younes, M., Nguyen, H., & Albores-Saavedra, J. (2004, July). Differential trends in the intestinal and diffuse types of gastric carcinoma in the United States, 1973-2000: increase in the signet ring cell type. *Archives of Pathology & Laboratory Medicine*, 128, 765 - 770.
- Herrero, R., Parsonnet, J., & Greenberg, E. (2014, September 24). Prevention of gastric cancer. *JAMA, The Journal of the American Medical Association*, 312(12), 1197 - 1198.
- Hinkley, D. V. (1969). Inference about the intersection in two-phase regression. *Biometrika*, 56(3), 495 - 504.
- Hinkley, D. V. (1971). Inference in two-phase regression. *Journal of the American Statistical Association*, 66(316), 736 - 643.
- Hirayama, T. (1984, June).) Epidemiology of stomach cancer in Japan. With special reference to the strategy for the primary prevention. *Japanese Journal of Clinical Oncology*, 14(2), 159-168.
- Holford, T. (2000). Age-period-cohort analysis. In M. Gail, & J. Benichou, *Encyclopedia of epidemiologic methods* (pp. 17-35). West Sussex: John Wiley & Sons.
- Howlader, N., Noone, A., Krapcho, M., & Aminou, R. (2012, august 20). *SEER cancer statistic review, 1975- 2009 (vintage 2009 populations)*. Retrieved from http://seer.cancer.gov/archive/csr/1975_2009_pops09/results_merged/sect_24_stomach.pdf
- Howson, C., Hiyama, T., & Wynder, E. (1986). The decline in gastric cancer: epidemiology of an unplanned triumph. *Epidemiologic Reviews*, 1-27.
- Hudson, D. (1966). Fitting segmented curves whose join points have to be estimated. *Journal of American Statistical Association*, 61, 1097 - 1129.
- IARC. (2019). *GLOBAL CANCER OBSERVATORY*. Retrieved from <https://gco.iarc.fr/today/home>
- IARC. (2020, may 10). *GLOBOCAN 2018*. Retrieved from <https://gco.iarc.fr/today>
- INEN. (2016). *Registro de Cáncer de Lima Metropolitana. Incidencia y mortalidad 2010 - 2012*. Lima: Ministerio de Salud - Instituto Nacional de Enfermedades Neoplásicas.

- Inoue, M., & Tsugane, S. (2005, July). Epidemiology of gastric cancer in Japan. *Postgraduate Medical Journal*, 81(957), 419-424.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2009). *Boletín Especial N° 17. Perú: Estimaciones y Proyecciones de Población Total, por Años calendario y Edades Simples 1950 – 2050*. Lima: INEI.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2010). *Perú: Encuesta Nacional de Hogares*. Lima: INEI.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2015). *Censos Nacionales 2007, XI de Población y VI de Vivienda*. Retrieved from <http://censos.inei.gob.pe/cpv2007/tabulados/>
- Instituto Nacional de Salud. (2015). *Estado nutricional en el Perú por etapas de vida; 2012-2013*. Lima: Ministerio de Salud.
- International Agency for Research on Cancer. (2015, 12 13). *Globocan 2012*. Retrieved from http://globocan.iarc.fr/old/summary_table_pop_prev.asp?selection=154604&title=Peru&sex=0&window=1&sort=0&submit=%C2%A0Execute
- Iñiguez, C., Pérez-Hoyos, S., Ballester, F., & Sáez, M. (2003). Iñiguez C, Pérez-Hoyos S, Ballester F, Sáez M. Comparación de dos métodos en el análisis del efecto a corto plazo de la contaminación atmosférica en salud. *Gac Sanit*. 2003;17:283-8. *Gaceta Sanitaria*, 17(4), 283 - 288.
- Jemal, A., Center, M., DeSantis, C., & Ward, E. (2010, August). Global patterns of cancer incidence and mortality rates and trends. *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention*, 19(8), 1893 - 1907.
- Jiang, Z., Qiu, Z., & Hatcher, J. (2010). *Joinpoint trend analysis of cancer incidence and mortality using Aberta data*. Canada: Alberta Health Services.
- Jurado, C. (2008). Cáncer gástrico: visión y misión de un cirujano endoscopista. *Rev Colomb Cir*, 23(2), 85-99.
- Kafle, R. C. (2014). *Trend Analysis and Modeling of Health and Environmental Data: Joinpoint and Functional Approach*. Florida: University of South Florida.
- Kaneko, S., & Yoshimura, T. (2001). Time trend analysis of gastric cancer incidence in Japan by histological types, 1975-1989. *British Journal of Cancer*, 84(3), 400 - 405.
- Kass, R., & Raftery, A. (1995, June). Bayes Factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773 - 795.
- Katanoda, K., & Yako-Suketomo, H. (2009). Comparison of Time Trends in Stomach Cancer Incidence (1973 – 2002) in Asia, from Cancer Incidence in Five Continents. *Japanese Journal of Clinical Oncology*, 39(1), 71-72.
- Kerlinger, F., & Lee, H. (2002). *Investigación del Zona. Cuarta Edición*. México: McGraw Hill.
- Kersulyte, D., Mukhopadhyay, A., Velapatiño, B., Su, W. W., Pan, Z. J., García, C., . . . Berg, D. E. (2000). Differences in genotypes of *Helicobacter pylori* from different human populations. *J Bacteriol*, 182, 3210-3218.
- Kim, H. J., Fay, M., Yu, B., Barrett, M. J., & Feuer, E. J. (2004). Comparability of segmented line regression models. *Biometrics*, 60, 1005 - 1014.
- Kim, H.-J., Fay, M., Feuer, E., & Midthune, D. (2000, February 15). Permutation tests for joinpoint regression with applications to cancer rates. *Statistics in Medicine*, 19(3), 335 - 351.
- Kruszon-Moran, D., & McQuillan, G. (2005). Seroprevalence of six infectious diseases among adults in the United States by race/ethnicity: data from the third national health and nutrition examination survey, 1988--94. *Adv Data*, 1-9.

- Lauren, P. (1965). The two histological main types of gastric carcinoma: diffuse and so-called intestinal-type carcinoma. An attempt at a histo-clinical classification. *Acta Pathologica et microbiologica Scandinavica*, 64, 31 - 49.
- Macdonald, J. S., Smalley, S. R., Benedetti, J., Hundahl, S. A., Estes, N. C., Stemmermann, G. N., . . . Martenson, J. A. (2001). Chemoradiotherapy after surgery compared with surgery alone for adenocarcinoma of the stomach or Gastroesophageal junction. *N Engl J Med.*, 345, 725-730. doi:10.1056/NEJMoa010187
- Malvezzi, M., Bonifazi, M., Bertuccio, P., Levi, F., La Vecchia, C., Decarli, A., & Negri, E. (2010, December). An age-period-cohort analysis of gastric cancer mortality from 1950 to 2007 in Europe. *Annals of Epidemiology*, 20(12), 898 - 905.
- Marqués-Lespier, J. M., Gonzáles-Pons, M., & Cruz-Correa, M. (2016). Current Perspectives on Gastric Cancer. *Gastroenterol Clin North Am.*, 45(3), 413-28.
- Martinez-Beneito, M. A., Garcia-Donato, G., & Salmeron, D. (2011). A Bayesian joinpoint regression model with an unknown number of break-points. *Annals of applied statistics*, 5(5), 2150 - 2168.
- Matsuzaka, M., Fukuda, S., Takahashi, I., Shimaya, S., Oyama, T., Yaegaki, M., . . . Umeda, T. (2007, July). The decreased burden of Gastric Cancer in Japan. *The Tohoku Journal of Experimental Medicine*, 212(3), 207-219.
- Ministerio de Salud del Perú. (2018). *Análisis de las Causas de Mortalidad en el Perú, 1986 - 2015*. Lima: Centro Nacional de Epidemiología, Prevención y Control de Enfermedades.
- MinSalud. (2014). Análisis de Tendencias: Mortalidad por causas externas en Colombia. *Boletín Epidemiológico*, 2(4), 1-8.
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2012). *Introduction to Linear Regression Analysis. Fifth Edition*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Morgenthal, C. B. (2007). The role of the surgeon in the evolution of flexible endoscopy. *Surg Endosc*, 21, 838-853.
- Muggeo, V. (2003). Estimating regression models with unknown break-points. *Statistics in Medicine*, 22(19), 3055 - 3071.
- Muñoz, N., Correa, P., Cuello, C., & Duque, E. (1968, November 15). Histologic types of gastric carcinoma in high- and low-risk areas. *International Journal of Cancer*, 3(6), 809 - 818.
- Murray, C. e. (2012, december). Disability-adjusted life years (DALYs) for 291 diseases and injuries in 21 regions, 1990–2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010. *The Lancet*, 380(9859), 2197-2223.
- Naciones Unidas. (2014). *Los datos demográficos. Alcances, limitaciones y métodos de evaluación. Serie Manuales - CEPAL N° 82*. Santiago de Chile: Naciones Unidas.
- National Cancer Institute. (2015, March). *Cancer Trends Progress Report*. Retrieved from <http://progressreport.cancer.gov>
- National Cancer Institute. (2015, June 23). *Surveillance Research Program: Joinpoint Trend Analysis Software*. Retrieved from <http://surveillance.cancer.gov/joinpoint/>
- National Cancer Institute. (2017, may 16). *Joinpoint Help Manual 4.5.0.0*. Retrieved from <https://surveillance.cancer.gov/help/joinpoint/>
- National Cancer Institute. (2020). *SEER Stat Fact Sheets: Stomach Cancer*. . Bethesda: National Cancer Institute.

- NCI. (2017, January). *National Cancer Institute*. Retrieved from Statistical Methodology and Applications Branch, Surveillance Research Program, Joinpoint Regression Program, Version 4.4.0.0: <https://surveillance.cancer.gov/help/joinpoint/setting-parameters/advanced-tab/average-annual-percent-change-aapc>
- Niv, Y., & Hazazi, R. (2008, february). Helicobacter pylori recurrence in developed and developing countries: meta-analysis of 13C-urea breath test follow-up after eradication. *Helicobacter*, 13(1), 56-61.
- Oficina General de Epidemiología. (2001). *La priorización del cáncer en el Perú*. Ministerio de Salud. Lima: Ministerio de Salud del Perú. Retrieved from http://www.dge.gob.pe/publicaciones/pub_herramientas/tools08.pdf
- Osmond, C., & Gardner, J. (1982). Age, period and cohort models applied to cancer mortality rates. *Statistics in Medicine*, 1(3), 245 - 259.
- Parkin, D. (2004). International variation. *Oncogene*, 23, 6329 - 6340.
- Parkin, D. (2006, June 15). The global health burden of infection-associated cancers in the year 2002. *International Journal of Cancer*, 118(12), 3030 - 3044.
- Parkin, M., Bray, F., Ferlay, J., & Pisani, P. (2005). Global Cancer Statistics, 2002. *CA: a Cancer Journal for Clinicians*, 55(2), 74 - 108.
- Pereira, L., Zamudio, R., Soares-Souza, G., Herrera, P., Cabrera, L., Hooper, C., . . . Tarazona-Santos, E. (2012). Socioeconomic and nutritional factors account for the association of gastric cancer with Amerindian ancestry in a Latin American admixed population. *PLoS One*, 7(8), e41200.
- Piñeros, M., Ramos, W., Antoni, S., Abriata, G., Medina, L., Miranda, J., . . . Bray, F. (2017). Cancer patterns, trends, and transitions in Peru: a regional perspective. *Lancet Oncol*, 18, e573-86.
- Plummer, M., Franceschi, S., Vignat, J., Forman, D., & De Martel, C. (2015, January 15). Global burden of gastric cancer attributable to pylori. *International Journal of Cancer*, 136(2), 487 - 490.
- Pourhoseingholi, M., Vahedi, M., & Baghestani, A. (2015). Burden of gastrointestinal cancer in Asia; an overview. *Gastroenterology and Hepatology From Bed to Bench*, 8(1), 19-27.
- Powell, J., McConkey, C., Gillison, W., & Spychal, R. (2002, December). Continuing rising trend in oesophageal adenocarcinoma. *International Journal of Cancer*, 102(4), 422 - 427.
- Prochazka Zarate, R., Salazar Muelle, F., Barriga Calle, E., & Salazar Cabrera, F. (2010). Prevalencia de Helicobacter pylori en una clínica privada de Lima: sensibilidad de las biopsias del antro y el cuerpo, y la prueba rápida de la ureasa. *Rev. Gastroenterol. Perú*, 30(1), 33-39.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2013). *Informe sobre Desarrollo Humano Perú 2013. Cambio climático y territorio: Desafíos y respuestas para un futuro sostenible*. Lima: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. Retrieved from <http://www.coeeci.org.pe/descarga-el-informe-sobre-desarrollo-humano-peru-2013-cambio-climatico-y-territorio-desafios-y-respuestas-para-un-futuro-sostenible/>
- Qiu, D., Katanoda, K., Marugame, T., & Sobue, T. (2009, January). Joinpoint regression analysis of long-term trends in cancer mortality in Japan (1958–2004). *International Journal of Cancer*, 15(124), 443-448.
- Quandt, R. E. (1958). The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 53(284), 873 - 880.

- Ramírez Ramos, A. (2006). Helicobacter pylori. In S. P. Interna, *Temas Selectos en Medicina Interna: Gastroenterología* (pp. 177-195). Lima: Sociedad Peruana de Medicina Interna.
- Ramírez Ramos, A., Chinga, A. E., Mendoza Requena, D., Leey Casella, J., Segovia Castro, M. C., & Otoya, C. (2003). Variación de la prevalencia de H. pilory en el Perú período(1985-2002) en una población de nivel socioeconómico medio y alto. *Rev. Gastroenterol. Perú*, 23(2), 92-98.
- Ramírez Ramos, A., Mendoza Requena, D., Leey Casella, J., & Guerra Valencia, J. (2002). Estudio del Helicobacter pylori en el Perú. *Rev Per Med Exp Salud Pública*, 19(4), 209-214.
- Ramírez-Ramos, A., & Sánchez-Sánchez, R. (2009). Contribución de Latinoamérica al estudio del Helicobacter pylori. *Acta Gastroenterol Latinoam*, 39(3), 197-218.
- Ramírez-Ramos, A., Gilman, R. H., Watanabe-Yamamoto, J., Takano-Moron, J., Arias-Stella, J., Yoshiwara-Wakabayashi, E., . . . Segovia-Castro, M. C. (2005). Comparison of the prevalence of Helicobacter pylori stomach infection in Peruvian and Japanese population. *Acta Gastroenterol Latinoam.*, 35(4), 219-224.
- Ramos, W., Venegas, D., Medina, J., Guerrero, P., & Cruz, A. (2013). *Análisis de la Situación de Cáncer en el Perú 2013*. (D. G. Epidemiología, Ed.) Lima, Lima, Peru: Ministerio de Salud.
- Recavarren, S., Ramírez-Ramos, A., Chinga, E., & Gilman, R. H. (2005). Severe H. pylori associated gastritis in the Peruvian Ande. *Histopathology*, 6, 374-379.
- Royston, P., Ambler, G., & Sauerbrei, W. (1999). The use of fractional polynomials to model continuous risk variables in epidemiology. *International Journal of Epidemiology*, 28, 964 - 974.
- Samarasam, I., Chandran, S., Sitaram, V., Perakath, B., Nair, A., & Mathew, G. (2006, January). Palliative gastrectomy in advanced gastric cancer: is it worthwhile? *ANZ Journal of Surgery*, 76(1-2), 60-63.
- Sánchez-Barriga, J. J. (2016). Tendencias de mortalidad y años de vida potencial perdidos por el cáncer gástrico en México, 2000-2012. *Rev Gastroenterol Mex*, 81(2), 65 - 73.
- Santoro, E. (2005). The history of gastric cancer. Gastric cancer: legends and chronicles. *Gastric Cancer Japan*, 8, 71-74.
- Schmassmann, A., & Oldendorf, M.-G. (2005). Barrett's esophagus: diagnosis and therapy. *Praxis*, 861-868.
- Schmassmann, A., Oldendorf, M.-G., & Gebbers, J.-O. (2009, October). Changing incidence of gastric and oesophageal cancer subtypes in central Switzerland between 1982 and 2007. *European Journal of Epidemiology*, 24(10), 603 - 609.
- Schoenborn, C., & Adams, P. (2010). *Health behaviors of adults: United States, 2005–2007*. National Center for Health Statistics. *Vital Health Stat 10(245)*. Centers for Disease Control and Prevention, U.S. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES. Washington: U.S. Government Printing Office.
- Schwarz, G. (1978, March). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6(2), 461 - 464.
- SERGAS. (2005). *La mortalidad por cáncer de esófago en Galicia, de 1980 a 2001*. Galicia, España: Boletín epidemiológico de Galicia (Vol XVII, N°6, abril del 2005). Xunta de Galicia - Consellería de Sanidade y el Servicio Gallego de Salud.

- Shen, H., Xu, Y., Yu, R., Qin, Y., Zhou, L., Wang, X., . . . Wei, Q. (2000, november 15). Polymorphisms of the DNA repair gene XRCC1 and risk of gastric cancer in a Chinese population. *International Journal of Cancer*, 88(4), 601 - 606.
- Shikata, K., Kiyohara, Y., Kubo, M., Yonemoto, K., Ninomiya, T., Shiota, T., . . . Lida, M. (2006, July). A prospective study of dietary salt intake and gastric cancer incidence in a defined Japanese population: the Hisayama study. *International Journal of Cancer*, 119(1), 196-201.
- Spaner, S., & Warnock, G. (1997). Brief History of Endoscopy, Laparoscopy and Laparoscopic Surgery. *Journal of Laparoendoscopic & Advanced Surgical Techniques*, 7(6), 9-73.
- Sprent, P. (1961). Some hypotheses concerning two phase regression lines. *Biometrics*, 17(4), 634 - 645.
- Stewart, B., & Kleihues, P. (2003). *World Cancer Report*. Lyon: IARC Press.
- Stracci, F., Canosa, A., Minelli, L., Petrinelli, A., Cassetti, T., Romagnoli, C., & La Rosa, F. (2007). Cancer mortality trends in the Umbria Region of Italy, 1978-2004: A joinpoint regression analysis. *BMC Cancer*, 1-9.
- The Lancet Oncology Comission. (2013, April). Planning cancer control in Latin America and the Caribbean. *The Lancet Oncology*, 14(5), 391-436.
- Tiwari, R. C., Cronin, K. C., Davis, E. J., Feuer, E. J., Yu, B., & Chib, S. (2005). Bayesian Model SElection for Join Point Regression with application to age-adjusted cancer rates. *Applied Statistics*, 54, 919 - 939.
- Torre, L., Bray, F., Siegel, R., Ferlay, J., Lortet-Tieulent, J., & Jemal, A. (2015, march/april). Global cancer statistics, 2012. *CA: A Cancer Journal for Clinicians*, 65(2), 87-108.
- Tsugane, S. (2005, january). Salt, salted food intake, and risk of gastric cancer: epidemiologic evidence. *Cancer Science*, 96(1), 1-6.
- Velasquez, A., Cachay, C., Munayco, C., Poquioma, E., Espinoza, R., & Seclen, Y. (2009). *La carga de Enfermedad y Lesiones en el Perú*. Lima: Ministerio de Salud.
- Verdecchia, A., Mariotto, A., Gatta, G., Bustamante-Teixeira, M., & Ajiki, W. (2003, July). Comparison of stomach cancer incidence and survival in four continents. *European Journal of Cancer*, 39(11), 1603 - 1609.
- Villalobos, J., Bourlon, M., Del Castillo, A., & Torres, G. (2014). Variaciones en la frecuencia de cáncer del aparato digestivo en el transcurso de 35 años en cuatro instituciones de la Ciudad de México de distinto nivel socioeconómico. *Gaceta Médica de México*, 150, 49-57.
- Wahba, G. (1990). *Spline Models for Observational Data*. Philadelphia: Society for Industrial and Applied Mathematics.
- Weller, E., Feuer, E., Frey, C., & Wesley, M. (1999). Parametric relative survival modeling using generalized linear models with application to Hodking's lymphoma. *Applied Statistics*, 48(1), 79 - 89.
- Wold, S. (1974). Spline functions in data analysis. *Technometrics*, 16, 1-11.
- World Health Organization. (2015, November). *Classifications. International Classification of Diseases (ICD)*. Retrieved from <http://www.who.int/classifications/icd/en/>
- Yamamoto, S. (2001). Stomach cancer incidence in the world. *Japanese Journal of Clinical Oncology*, 471.
- Yang, L. (2006). Incidence and mortality of gastric cancer in China. *World Journal of Gastroenterology*, 17-20.

Znaor, A., Van Den Hurk, C., Primic-Zakelj, M., Agius, D., Coza, D., Demetriou, A., . . . Coebergh, J. (2013, may). Cancer incidence and mortality patterns in South Eastern Europe in the last decade: Gaps persist compared with the rest of Europe. *European Journal of Cancer*, *49*(7), 1683-1691.

ANEXOS:

Anexo 1: Operacionalización de variables

Variable		Tipo de variable	Escala de medición	Definición operativa	Categorías	Valores
Variable dependiente	Tasa bruta de mortalidad por cáncer gástrico	Cuantitativa Continua	De proporción	$\frac{\text{N}^\circ \text{ de defunciones por cáncer gástrico}}{\text{población estimada anual}} \times 100\,000 \text{ hab}$	Números reales positivos	Números Reales positivos
	Tasa específica de mortalidad por cáncer gástrico por grupo de edad	Cuantitativa Continua	De proporción	$\frac{\text{N}^\circ \text{ de defunciones por cáncer gástrico por grupo de edad}}{\text{población estimada anual por grupo de edad}} \times 100\,000 \text{ hab}$	Números reales positivos	Números Reales positivos
	Tasa específica de la mortalidad por cáncer gástrico por sexo	Cuantitativa Continua	De proporción	$\frac{\text{N}^\circ \text{ de defunciones por cáncer gástrico por sexo}}{\text{población estimada anual por sexo}} \times 100\,000 \text{ hab}$	Números reales positivos	Números Reales positivos
	Tasa específica de la mortalidad por cáncer gástrico por Región política de procedencia	Cuantitativa Continua	De proporción	$\frac{\text{N}^\circ \text{ de def. por cáncer gástrico por Región política de procedencia}}{\text{población estimada anual por Región de procedencia}} \times 100\,000 \text{ hab}$	Números reales positivos	Números Reales positivos
	Tasa específica de la mortalidad por cáncer gástrico por Región geográfica de procedencia	Cuantitativa Continua	De proporción	$\frac{\text{N}^\circ \text{ de def. por cáncer gástrico por Región geográfica de procedencia}}{\text{población estimada anual por Región de procedencia}} \times 100\,000 \text{ hab}$	Números reales positivos	Números Reales positivos
Variable Independiente	Sexo	Categórica	Nominal dicotómica	Hombre o Mujer	Hombre	1
					Mujer	2
	Edad	Cuantitativa Discreta	De razón	Edad del paciente al momento del fallecimiento agrupado en intervalos de edad	Enteros Positivos	< 40 años 40 – 49 años 50 – 59 años

						60 – 69 años
						70 – 79 años
						≥ 80 años
	Región política de Procedencia	Categoría	Nominal política	Región política de Procedencia (Departamento)	UBIGEO	
	Región geográfica de Procedencia	Categoría	Nominal política	Región geográfica de Procedencia	Costa	1
Sierra					2	
Selva					3	

Anexo 2: Matriz de consistencia

<u>PROBLEMAS</u>	<u>OBJETIVOS</u>	<u>HIPOTESIS</u>	<u>VARIABLES</u>	<u>INDICADORES</u>
<p>Problema General</p> <p>¿Cuál es la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú durante el periodo 1995 - 2013?</p>	<p>Objetivo General</p> <p>Analizar las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint durante el periodo 1995 – 2013.</p>	<p>Hipótesis General</p> <p>H₀: Existen cambios en la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el Perú durante los años 1995 al 2013.</p>	<p>Operacionalización de variables</p> <p>Variables Independientes</p> <p>a. Edad: Edad del paciente al momento del fallecimiento agrupado en intervalos de edad</p> <p>b. Sexo: Hombre o mujer</p> <p>c. Región política de procedencia: (Departamento) codificada en UBIGEO</p> <p>d. Región geográfica de procedencia: Costa, Sierra, Selva</p>	<p>Indicadores:</p> <ul style="list-style-type: none"> ○ Tasa bruta de mortalidad por cáncer gástrico, expresada como el N° de defunciones anuales por cáncer gástrico por 100 000 hab.
<p>Problemas específicos</p> <p>a. ¿Existen diferencias en las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico entre hombres y mujeres en el Perú durante el</p>	<p>Objetivos específicos</p> <p>a. Comparar las tendencias de la mortalidad por cáncer gástrico entre hombres y mujeres en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint</p>	<p>Hipótesis Específicas</p> <p>H₁: Existen diferencias en la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico entre hombres y mujeres en el Perú durante los años 1995 al 2013.</p>	<p>Variables Dependientes</p> <p>e. Tasa bruta de mortalidad por cáncer gástrico:</p> $\frac{N^{\circ} \text{ de defunciones por cáncer gástrico}}{\text{población estimada anual}} \times 100\,000 \text{ hab}$ <p>f. Tasa específica de la mortalidad por cáncer gástrico por sexo</p> $\frac{N^{\circ} \text{ de defunciones por cáncer gástrico por sexo}}{\text{población estimada anual por sexo}} \times 100\,000 \text{ hab}$	<ul style="list-style-type: none"> ○ Tasa específica de la mortalidad por cáncer gástrico por sexo expresada como el N° de defunciones por cáncer gástrico anuales por sexo por 100 000 hab.

<p>periodo 1995 - 2013?</p> <p>b. ¿Las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico varían de acuerdo con la edad en el Perú durante el periodo 1995 - 2013?</p> <p>c. ¿Las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico varían según la región geográfica del Perú, durante el periodo 1995 - 2013?</p>	<p>durante el periodo 1995 – 2013.</p> <p>b. Analizar las tendencias de mortalidad por cáncer gástrico de acuerdo a la edad en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint durante el periodo 1995 – 2013.</p> <p>c. Analizar las tendencias de las tasas de mortalidad por cáncer gástrico de acuerdo con cada región geográfica en el Perú aplicando los modelos de regresión Joinpoint durante el periodo 1995 – 2013.</p>	<p>H₂: La tendencia de mortalidad por cáncer gástrico varía de acuerdo a la edad en el Perú durante los años 1995 al 2013.</p> <p>H₃: Existen diferencias en la tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico por región geográfica en el Perú durante los años 1995 al 2013.</p>	<p>g. Tasa específica de mortalidad por cáncer gástrico por edad.</p> $\frac{N^{\circ} \text{ de defunciones por cáncer gástrico por grupo de edad}}{\text{población estimada anual por grupo de edad}} \times 100\,000 \text{ hab}$ <p>h. Tasa específica de la mortalidad por cáncer gástrico por Región política de procedencia</p> $\frac{N^{\circ} \text{ de def. por cáncer gástrico por Región política de procedencia}}{\text{población estimada anual por Región de procedencia}} \times 100\,000 \text{ hab}$ <p>i. Tasa específica de la mortalidad por cáncer gástrico por Región geográfica de procedencia</p> $\frac{N^{\circ} \text{ de def. por cáncer gástrico por Región geográfica de procedencia}}{\text{población estimada anual por Región de procedencia}} \times 100\,000 \text{ hab}$	<p>○ Tasa específica de mortalidad por cáncer gástrico por edad, expresada como el N° de defunciones por cáncer gástrico anuales por grupo de edad por 100 000 hab.</p> <p>○ Tasa específica de la mortalidad por cáncer gástrico por Región de procedencia expresada como el N° de defunciones por cáncer gástrico anuales por región de procedencia por 100 000 hab.</p>
--	--	--	---	--

Anexo 3: Glosario de términos

- **CIE-O:** Clasificación Internacional de Enfermedades para Oncología. Es una extensión de la International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems aplicada al dominio específico de las enfermedades tumorales, y es la codificación estándar para el diagnóstico de neoplasias. Es un sistema de clasificación dual codificando tanto la localización anatómica (eje topográfico) como la histología (eje morfológico). Contiene un índice de terminología ordenado alfabéticamente que lista las localizaciones anatómicas de las neoplasias, así como los términos de morfología o histología. Los códigos asociados a cada término permiten representar cada neoplasia por su localización y su morfología. Los dígitos adicionales permiten especificar su comportamiento biológico (benigno, incierto, maligno primario, maligno in situ, maligno secundario, indeterminado) e incluso el grado de diferenciación y el fenotipo de las células de determinadas neoplasias.
 - La CIE-O está actualmente en su tercera revisión (CIE-O-3). La tercera edición original en lengua inglesa ha sido publicada en 2000. La Organización Panamericana de la Salud ha publicado la traducción al castellano en el 2003.
 - Para la presente investigación se utiliza el código topográfico C16 para referirse a estómago y los códigos morfológicos referidos a adenocarcinoma y carcinoma gástrico:
 - 8140/2 Adenocarcinoma in situ, SAI
 - 8140/2 Adenocarcinoma, SAI
 - 8142/3 Linitis plástica
 - 8143/3 Adenocarcinoma con diseminación superficial
 - 8144/3 Adenocarcinoma, tipo intestinal o Carcinoma, tipo intestinal
 - 8145/3 Carcinoma, tipo difuso o Adenocarcinoma, tipo difuso.

- **CIE 10:** Clasificación internacional de enfermedades, décima versión correspondiente a la versión en español de la (en inglés) ICD, siglas de International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems) y determina la clasificación y @codificación de las enfermedades y una amplia variedad de signos, síntomas, hallazgos anormales, denuncias, circunstancias sociales y causas externas de daños y/o enfermedad. (World Health Organization, 2015) Para efectos de la presente investigación se utilizarán los códigos de cáncer gástrico CIE 10: C16.
 - (C16.0) Neoplasias malignas del cardias
 - (C16.1) Neoplasias malignas de la funda del estómago
 - (C16.2) Neoplasias malignas del cuerpo del estómago
 - (C16.3) Neoplasias malignas del antro pilórico
 - (C16.4) Neoplasias malignas del píloro
 - (C16.5) Neoplasias malignas de la curvatura menor del estómago
 - (C16.6) Neoplasias malignas de la curvatura mayor del estómago
 - (C16.8) Lesión del solape del estómago
 - (C16.9) Neoplasias malignas de otras partes del estómago

- **CIE 9:** Clasificación Internacional de Enfermedades, novena edición, publicada en 1977 por la Organización Mundial de la Salud -OMS y cuyo fin es clasificar las enfermedades, afecciones y causas externas de enfermedades y traumatismos, con objeto de recopilar información sanitaria útil relacionada con defunciones, enfermedades y traumatismos (mortalidad y morbilidad).⁴
 - Aunque la versión vigente es la décima edición, CIE-10, la CIE-9 se sigue usando en algunos países y en nuestro país se utilizó de manera continua hasta el año 2000; a partir del 2004 sólo se utiliza la CIE 10.
 - Para efectos de la presente investigación, también se revisarán los casos de cáncer gástrico que fueron codificados con la versión 9 de

⁴ La OMS utiliza Internet para revisar la clasificación internacional de enfermedades. OMS. Boletín de prensa del 16 DE ABRIL DE 2007

la CIE y que corresponde a los códigos:

CIE 9	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO	CIE 10
151.0	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.CARDIAS	C16.0
151.1	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.PILORO	C16.4
151.2	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.ANTRO PILORICO	C16.3
151.3	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.FUNDUS	C16.1
151.4	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.CUERPO	C16.2
151.5	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.CURVADURA MENOR	C16.5
151.6	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.CURVADURA MAYOR	C16.6
151.8	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.OTRA	C16.8
151.9	NEOPLASIA MALIGNA ESTOMAGO.NEOM	C16.9
152	NEOPLASIA MALIGNA INTESTINO DELGADO	

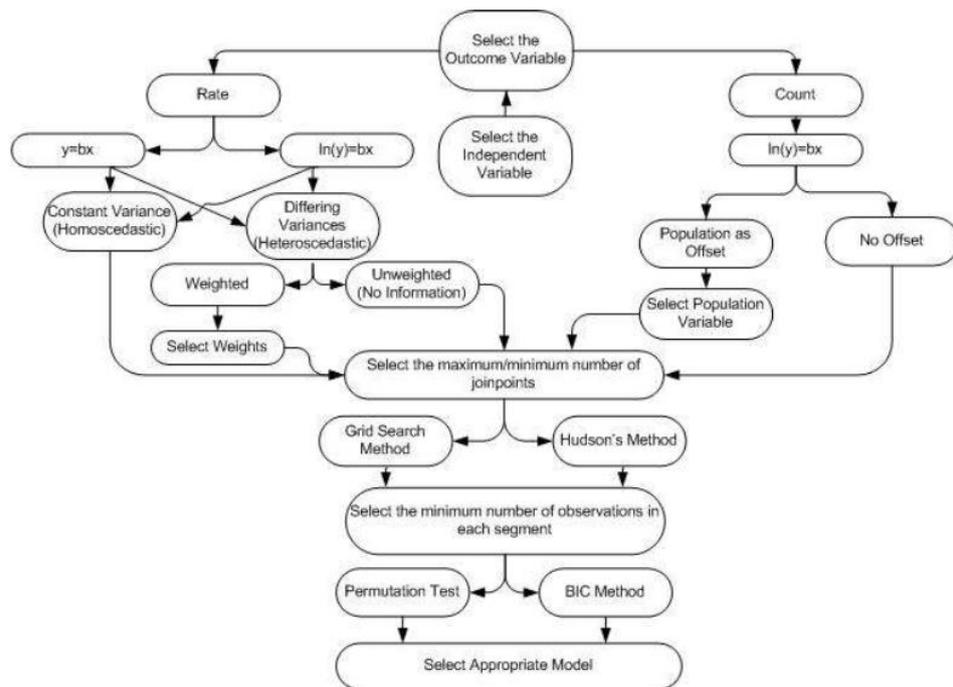
- **Población mundial estándar:** Es aquella población estándar que actúa como referencia para el procedimiento de estandarización de las tasas específicas por edad ocurridas en cada año en una población de estudio y así evitar el sesgo que suele ocurrir por distribución etaria de una determinada población, permitiendo la comparabilidad de las tasas específicas de un país a otro. Para efectos de la presente investigación se utilizará la población mundial estándar disponible en el fichero pobstdwho.csv; dado por la organización mundial de la salud, revisado el 25/mayo/2015.
- **Región Política del Perú:** Para la presente investigación hemos tomado como definición a las divisiones administrativas de primer nivel del Perú de acuerdo al ordenamiento jurídico y que corresponden a circunscripciones con gobierno autónomo en asuntos políticos y

administrativos delimitados; debido a que esta división permitirá analizar la tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en cada jurisdicción que por el proceso de regionalización que se lleva en el país permitirá que los resultados sean susceptibles de ser utilizados por los decisores de políticas públicas.

- Para la presente investigación se consideran 26 regiones:
 - 24 departamentos, cada uno con su correspondiente gobierno regional, a excepción del departamento de Lima que, sin la provincia de Lima, es regido por el Gobierno regional de Lima-Provincias
 - 1 provincia constitucional, Callao, con nivel departamental de *iure* y gobierno regional propio; y
 - 1 provincia metropolitana, Lima, de *iure* parte del departamento de Lima, pero dotada de un régimen especial que otorga a su municipalidad facultades y competencias de gobierno regional si bien está excluida del proceso de regionalización.
-
- **Tasa cruda de mortalidad:** también denominada tasa bruta de mortalidad es la proporción de personas que fallecen respecto al total de la población (usualmente expresada en tanto por mil, ‰). Para efectos de la presente investigación dada la baja frecuencia de defunciones por cáncer gástrico a nivel poblacional se expresará en número de defunciones por 100 000 habitantes.

 - **Tasa de mortalidad estandarizada por edad:** La tasa de mortalidad estandarizada (TME) por edad corresponde a la cifra de defunciones (expresadas por 100.000 habitantes) que se registrarían en un territorio según la tasa de mortalidad por sexo y edad propias y con la estructura por edad de una población tipo o estándar.

Anexo 4: Diagrama de flujo de los ajustes de parámetros y árbol de decisión



Anexo 5: Cuadros

Cuadro A.1 Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para menores de 40 años en el Perú 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	0.46	0.04	0.61
1996	0.67	0.05	0.60
1997	0.64	0.05	0.58
1998	0.52	0.04	0.57
1999	0.64	0.05	0.56
2000	0.54	0.04	0.55
2001	0.52	0.04	0.54
2002	0.63	0.05	0.53
2003	0.43	0.04	0.51
2004	0.49	0.04	0.50
2005	0.48	0.04	0.49
2006	0.40	0.04	0.48
2007	0.47	0.04	0.47
2008	0.47	0.04	0.46
2009	0.48	0.04	0.45
2010	0.45	0.04	0.44
2011	0.43	0.04	0.44
2012	0.39	0.03	0.43
2013	0.46	0.04	0.42

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.2. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	41.150	10.086	4.080	0.001
β_1	-0.021	0.005	-4.147	0.001

Cuadro A.3. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.1*	-3.1 -1.0	-4.1	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.4. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	37.977	1.002
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	32.784	1.165
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	28.650	1.341
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	27.548	1.611

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 41.15 - 0.02x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.5. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	0.38	0.05	0.41
1996	0.36	0.04	0.40
1997	0.47	0.05	0.40
1998	0.45	0.05	0.39
1999	0.40	0.04	0.39
2000	0.39	0.04	0.38
2001	0.34	0.04	0.38
2002	0.35	0.04	0.37
2003	0.31	0.04	0.37
2004	0.35	0.04	0.36
2005	0.40	0.04	0.36
2006	0.32	0.04	0.35
2007	0.29	0.03	0.35
2008	0.37	0.04	0.34
2009	0.30	0.03	0.34
2010	0.37	0.04	0.33
2011	0.35	0.04	0.33
2012	0.30	0.03	0.32
2013	0.33	0.03	0.32

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.6. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	27.042	9.187	2.943	0.009
β_1	-0.014	0.005	-3.055	0.007

Cuadro A.7. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-1.4*	-2.3 -0.4	-3.1	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.8. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	17.105	0.205
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	15.799	0.435
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	11.308	0.411
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	10.811	0.676

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 27.04 - 0.01x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.9. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995 – 2013.

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	0.53	0.06	0.62
1996	0.64	0.06	0.61
1997	0.66	0.06	0.60
1998	0.61	0.06	0.58
1999	0.54	0.05	0.57
2000	0.55	0.05	0.56
2001	0.55	0.05	0.55
2002	0.51	0.05	0.54
2003	0.45	0.05	0.53
2004	0.60	0.05	0.52
2005	0.58	0.05	0.51
2006	0.43	0.04	0.50
2007	0.53	0.05	0.49
2008	0.43	0.04	0.48
2009	0.53	0.05	0.47
2010	0.49	0.04	0.46
2011	0.39	0.04	0.45
2012	0.41	0.04	0.44
2013	0.44	0.04	0.43

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.10. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	39.865	9.128	4.367	0.000
β_1	-0.020	0.005	-4.440	0.000

Cuadro A.11. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.0*	-2.9 -1.1	-4.4	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.12. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	21.573	0.4369
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	19.841	0.663
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	18.733	0.916
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	16.455	1.096

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 39.86 - 0.02x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.13. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	0.75	0.07	0.94
1996	1.03	0.08	0.92
1997	1.04	0.08	0.91
1998	0.87	0.07	0.89
1999	0.80	0.07	0.87
2000	0.99	0.08	0.85
2001	0.87	0.07	0.83
2002	0.70	0.06	0.82
2003	0.70	0.06	0.80
2004	0.73	0.06	0.78
2005	0.79	0.06	0.77
2006	0.65	0.06	0.75
2007	0.74	0.06	0.74
2008	0.79	0.06	0.72
2009	0.73	0.06	0.71
2010	0.74	0.06	0.69
2011	0.77	0.06	0.68
2012	0.60	0.05	0.66
2013	0.58	0.05	0.65

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.14. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	41.424	9.649	4.293	0.000
β_1	-0.021	0.005	-4.319	0.000

Cuadro A.15. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.1*	-3.0 -1.1	-4.3	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.16. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	33.940	0.890
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	29.891	1.073
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	25.114	1.209
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	17.176	1.139

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 41.42 - 0.02x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.17. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	1.17	0.09	1.22
1996	1.22	0.09	1.20
1997	1.22	0.09	1.17
1998	1.18	0.09	1.14
1999	1.23	0.09	1.12
2000	1.09	0.08	1.09
2001	1.07	0.08	1.07
2002	0.97	0.07	1.05
2003	0.99	0.07	1.02
2004	0.90	0.07	1.00
2005	0.91	0.07	0.98
2006	0.85	0.07	0.96
2007	0.99	0.07	0.94
2008	0.90	0.07	0.92
2009	1.05	0.07	0.90
2010	0.91	0.06	0.88
2011	0.82	0.06	0.86
2012	0.80	0.06	0.84
2013	0.85	0.06	0.82

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.18. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	44.478	5.969	7.452	0.000
β_1	-0.022	0.003	-7.452	0.000

Cuadro A.19. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.2*	-2.8 -1.6	-7.5	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.20. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	16.441	0.165
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	14.357	0.340
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	9.369	0.223
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	6.711	0.199

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 44.48 - 0.02x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.21. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995 - 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	2.36	0.14	2.52
1996	2.42	0.13	2.46
1997	2.33	0.13	2.40
1998	2.54	0.13	2.34
1999	2.37	0.13	2.29
2000	2.28	0.12	2.23
2001	2.33	0.12	2.18
2002	1.97	0.11	2.13
2003	1.81	0.10	2.08
2004	1.94	0.10	2.03
2005	2.32	0.11	1.98
2006	1.82	0.10	1.93
2007	1.71	0.09	1.89
2008	1.82	0.09	1.84
2009	1.93	0.10	1.80
2010	1.98	0.10	1.75
2011	1.72	0.09	1.71
2012	1.55	0.08	1.67
2013	1.54	0.08	1.63

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.22. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	49.086	7.036	6.976	0.000
β_1	-0.024	0.004	-6.877	0.000

Cuadro A.23. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.4*	-3.1 -1.7	-6.9	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.24. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	42.073	1.105
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	37.265	1.293
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	32.331	1.461
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	28.145	1.633

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 49.08 - 0.02x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.25. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de 75 - 79 años en el Perú 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	2.26	0.14	2.67
1996	2.59	0.14	2.61
1997	2.47	0.14	2.54
1998	2.57	0.14	2.47
1999	2.54	0.13	2.41
2000	2.78	0.14	2.35
2001	2.19	0.12	2.29
2002	2.22	0.12	2.23
2003	1.99	0.11	2.17
2004	2.30	0.12	2.11
2005	2.10	0.11	2.06
2006	1.80	0.10	2.01
2007	1.82	0.10	1.96
2008	1.92	0.10	1.91
2009	1.92	0.09	1.86
2010	1.99	0.09	1.81
2011	1.70	0.09	1.76
2012	1.66	0.08	1.72
2013	1.63	0.08	1.67

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.26. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	53.022	6.698	7.916	0.000
β_1	-0.026	0.003	-7.806	0.000

Cuadro A.27. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.6*	-3.3 -1.9	-7.8	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.28. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	38.705	1.0215
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	29.492	1.060
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	24.873	1.199
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	21.087	1.344

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 53.02 - 0.03x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.29. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	4.71	0.22	4.98
1996	5.10	0.22	4.90
1997	4.83	0.21	4.82
1998	4.86	0.21	4.74
1999	4.33	0.19	4.66
2000	4.65	0.20	4.59
2001	4.48	0.19	4.52
2002	4.50	0.18	4.44
2003	3.98	0.17	4.37
2004	4.69	0.18	4.30
2005	4.69	0.18	4.23
2006	3.70	0.15	4.17
2007	4.26	0.16	4.10
2008	3.88	0.15	4.03
2009	3.87	0.15	3.97
2010	4.36	0.15	3.91
2011	3.74	0.14	3.84
2012	3.68	0.13	3.78
2013	3.60	0.13	3.72

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.30. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	33.781	5.534	6.104	0.000
β_1	-0.016	0.003	-5.843	0.000

Cuadro A.31. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-1.6*	-2.2 -1.0	-5.8	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.32. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	45.910	1.192
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	42.366	1.422
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	41.420	1.709
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	39.362	1.968

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 33.78 - 0.02x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.33. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Ancash 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	8.49	1.20	15.40
1996	17.77	1.67	15.19
1997	5.51	0.94	14.98
1998	19.09	1.69	14.77
1999	19.59	1.68	14.57
2000	17.05	1.55	14.36
2001	6.86	0.97	14.16
2002	12.34	1.32	13.97
2003	16.48	1.49	13.78
2004	11.03	1.20	13.58
2005	10.78	1.15	13.40
2006	12.38	1.23	13.21
2007	14.34	1.33	13.03
2008	15.08	1.33	12.85
2009	12.20	1.18	12.67
2010	12.28	1.18	12.49
2011	12.33	1.17	12.32
2012	13.04	1.19	12.15
2013	10.49	1.05	11.98

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.34. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	30.563	23.300	1.312	0.207
β_1	-0.014	0.012	-1.200	0.247

Cuadro A.35. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-1.4	-3.8 1.1	-1.2	0.2

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.36. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	125.499	2.198
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	112.621	2.399
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	98.794	2.578
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	94.736	2.846

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 30.56 - 0.01x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.37. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Ayacucho 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	4.40	1.19	10.17
1996	9.38	1.70	10.55
1997	10.82	1.78	10.95
1998	13.54	1.98	11.36
1999	11.73	1.86	11.78
2000	12.32	1.89	12.23
2001	8.27	1.56	12.69
2002	7.47	1.46	13.16
2003	16.58	2.21	13.66
2004	15.10	2.06	14.17
2005	21.89	2.48	14.70
2006	18.70	2.22	15.25
2007	14.21	1.94	15.83
2008	17.39	2.13	16.42
2009	19.84	2.28	17.04
2010	11.56	1.72	17.68
2011	19.21	2.19	18.34
2012	16.06	1.98	19.03
2013	17.60	2.05	19.74

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.38. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	-71.226	22.841	-3.118	0.006
β_1	0.037	0.011	3.237	0.005

Cuadro A.39. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	3.8*	1.3 6.3	3.2	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.40. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	56.355	1.397
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	42.502	1.425
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	37.879	1.620
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	25.537	1.535

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = -71.23 + 0.04x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.41: Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Callao 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	17.47	2.14	18.05
1996	18.99	2.22	17.68
1997	19.82	2.16	17.32
1998	20.55	2.19	16.97
1999	14.18	1.77	16.62
2000	15.41	1.79	16.28
2001	13.22	1.62	15.95
2002	13.87	1.61	15.63
2003	11.23	1.45	15.31
2004	12.69	1.47	15.00
2005	18.31	1.75	14.69
2006	12.33	1.39	14.39
2007	16.46	1.56	14.10
2008	13.70	1.40	13.81
2009	11.36	1.26	13.53
2010	16.04	1.44	13.25
2011	15.48	1.39	12.98
2012	11.69	1.18	12.72
2013	10.47	1.10	12.46

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.42. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	43.964	14.267	3.081	0.007
β_1	-0.021	0.007	-2.893	0.010

Cuadro A.43. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.0*	-3.5 -0.6	-2.9	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.44. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	42.535	1.116
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	37.460	1.299
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	28.174	1.324
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	24.201	1.482

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 43.96 - 0.02x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.45. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Cusco 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	ES	Tasa estimada (x 100,000)
1995	10.55	1.33	14.42
1996	10.19	1.29	13.73
1997	14.57	1.53	13.07
1998	12.30	1.36	12.45
1999	12.65	1.38	11.85
2000	15.10	1.47	11.29
2001	9.81	1.16	10.75
2002	10.61	1.22	10.23
2003	8.16	1.05	9.74
2004	7.65	0.99	9.28
2005	12.44	1.27	8.83
2006	10.37	1.14	8.41
2007	7.06	0.91	8.01
2008	3.61	0.66	7.63
2009	10.14	1.07	7.26
2010	7.24	0.90	6.91
2011	4.96	0.72	6.58
2012	3.91	0.63	6.27
2013	5.74	0.76	5.97

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.46. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	100.416	23.164	4.335	0.000
β_1	-0.049	0.012	-4.237	0.000

Cuadro A.47. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-4.8*	-7.1 -2.4	-4.2	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.48. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	82.060	1.773
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	67.170	1.883
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	62.504	2.121
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	57.259	2.343

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 100.42 - 0.05x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro N°A.49. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Ica 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	18.65	2.36	22.09
1996	22.71	2.50	21.52
1997	20.65	2.39	20.97
1998	21.33	2.36	20.44
1999	22.22	2.34	19.92
2000	17.96	2.10	19.41
2001	18.86	2.10	18.92
2002	18.30	2.04	18.43
2003	11.99	1.60	17.96
2004	24.80	2.29	17.51
2005	14.53	1.71	17.06
2006	20.61	2.01	16.63
2007	14.62	1.65	16.20
2008	14.21	1.61	15.79
2009	12.52	1.49	15.39
2010	13.84	1.54	14.99
2011	13.68	1.50	14.61
2012	13.68	1.48	14.24
2013	16.35	1.59	13.88

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.50. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	54.613	14.650	3.728	0.002
β_1	-0.026	0.007	-3.533	0.003

Cuadro A.51. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-2.5*	-4.0 -1.0	-3.5	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.52. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	42.358	1.112
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	39.267	1.346
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	32.123	1.455
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	30.836	1.724

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 54.61 - 0.03x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.53. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Loreto 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	13.34	2.52	13.77
1996	16.64	2.82	12.71
1997	13.27	2.44	11.74
1998	1.73	0.80	10.84
1999	11.02	2.20	10.01
2000	12.95	2.33	9.24
2001	7.22	1.63	8.53
2002	6.29	1.61	7.88
2003	1.71	0.76	7.28
2004	3.44	1.03	6.72
2005	3.73	0.98	6.20
2006	4.27	1.09	5.73
2007	5.48	1.32	5.29
2008	5.18	1.13	4.88
2009	6.26	1.30	4.51
2010	4.89	1.05	4.16
2011	5.40	1.15	3.85
2012	3.09	0.87	3.55
2013	2.83	0.81	3.28

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.54. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	161.645	31.527	5.127	0.000
β_1	-0.080	0.016	-5.065	0.000

Cuadro A.55. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-7.7*	-10.7 -4.5	-5.1	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.56. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	50.559	1.289
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	41.607	1.404
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	34.348	1.522
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	25.059	1.517

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 161.64 - 0.08x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.57. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Madre de Dios 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	14.00	7.03	23.22
1996	5.68	5.67	21.86
1997	30.54	12.60	20.58
1998	36.78	15.94	19.37
1999	17.58	10.74	18.24
2000	14.21	9.26	17.17
2001	28.52	11.73	16.17
2002	2.55	2.55	15.22
2003	4.61	4.60	14.33
2004	13.09	6.91	13.49
2005	18.18	8.48	12.70
2006	1.91	1.91	11.96
2007	2.06	1.54	11.26
2008	5.38	3.44	10.60
2009	9.22	4.66	9.98
2010	2.27	1.32	9.39
2011	15.55	6.75	8.84
2012	15.38	6.29	8.33
2013	9.06	4.61	7.84

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.58. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	123.506	58.631	2.106	0.050
β_1	-0.060	0.029	-2.062	0.055

Cuadro A.59. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-5.9	-11.5 0.1	-2.1	0.1

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.60. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	32.670	0.852
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	27.468	0.988
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	21.922	1.073
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	20.666	1.324

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 123.51 - 0.06x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.61. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Moquegua 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	17.06	4.83	15.35
1996	16.94	4.76	14.52
1997	11.50	3.60	13.75
1998	10.16	3.45	13.01
1999	11.71	3.75	12.31
2000	13.51	3.97	11.65
2001	3.57	2.07	11.03
2002	8.24	2.85	10.44
2003	3.19	1.61	9.88
2004	11.77	3.46	9.35
2005	14.90	4.02	8.85
2006	10.17	3.17	8.37
2007	9.56	2.81	7.92
2008	4.62	1.96	7.50
2009	8.34	2.54	7.10
2010	6.72	2.26	6.72
2011	2.59	1.29	6.36
2012	6.43	2.17	6.02
2013	5.14	1.84	5.69

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.62. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	112.610	30.523	3.689	0.002
β_1	-0.055	0.015	-3.615	0.002

Cuadro A.63. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-5.4*	-8.4 -2.3	-3.6	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.64. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	20.895	0.405
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	19.795	0.661
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	14.531	0.662
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	13.344	0.886

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 112.61 - 0.06x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.65. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Puno 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	8.53	1.07	10.20
1996	7.99	1.03	9.80
1997	10.81	1.18	9.41
1998	7.55	0.97	9.04
1999	10.49	1.14	8.69
2000	8.64	1.02	8.35
2001	11.16	1.14	8.02
2002	6.04	0.83	7.70
2003	6.72	0.88	7.40
2004	5.14	0.76	7.11
2005	7.33	0.89	6.83
2006	6.33	0.83	6.56
2007	7.89	0.91	6.30
2008	4.76	0.70	6.06
2009	5.56	0.75	5.82
2010	7.17	0.84	5.59
2011	4.34	0.65	5.37
2012	4.44	0.65	5.16
2013	4.84	0.67	4.96

Fuente: Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.66. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	82.313	17.512	4.701	0.000
β_1	-0.040	0.009	-4.587	0.000

Cuadro A.67. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-3.9*	-5.7 -2.1	-4.6	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.68. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	44.661	1.165
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	39.070	1.341
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	36.070	1.571
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	29.078	1.665

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado:* 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 82.31 - 0.04x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Cuadro A.69. Tasas de mortalidad anual por cáncer gástrico para la Región Tumbes 1995 – 2013

Año	Tasa Ajustada (x 100,000)	Error Estándar	Tasa estimada (x 100,000)
1995	12.25	4.15	18.45
1996	16.99	5.12	17.83
1997	28.56	6.53	17.23
1998	5.72	2.77	16.66
1999	14.29	4.33	16.10
2000	15.12	4.71	15.56
2001	17.85	4.71	15.04
2002	13.56	3.99	14.54
2003	10.88	3.41	14.05
2004	9.42	3.14	13.58
2005	8.59	3.06	13.13
2006	13.06	3.72	12.69
2007	17.81	4.54	12.26
2008	16.52	3.98	11.85
2009	13.35	3.39	11.46
2010	9.16	2.75	11.07
2011	13.16	3.44	10.70
2012	5.91	2.18	10.34
2013	7.37	2.41	10.00

Fuente. Datos tomados del Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

Cuadro A.70. Parámetros estimados del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes 1995-2013

Parámetro	Estimación	Error Estándar	Test (t)	Valor p
β_0	70.795	29.807	2.375	0.030
β_1	-0.034	0.015	-2.288	0.035

Cuadro A.71. Estimación del Cambio del Porcentaje Anual para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes 1995-2013

Segmento	Límite inferior	Límite superior	CPA	[IC 95%]	Test (t)	Valor p
1	1995	2013	-3.3*	-6.3 -0.3	-2.3	0.0

*Indica que el CPA es significativamente diferente de Cero para un nivel alfa=0.05

Selección del Modelo Final

Utilizando el Criterio de Información Bayesiano (BIC), tenemos:

Cuadro A.72. Selección del modelo de regresión segmentada para la tendencia de mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes 1995-2013

Modelo	N° Joinpoints	N° Observaciones	N° Parámetros	gl	SCE	BIC
#1	0 Joinpoint(s) *	19	2	17	23.760	0.533
#2	1 Joinpoint(s)	19	4	15	20.922	0.716
#3	2 Joinpoint(s)	19	6	13	16.884	0.812
#4	3 Joinpoint(s)	19	8	11	12.990	0.860

SCE: Suma de Cuadrados de los Errores

Modelo Final Seleccionado: * 0 Joinpoint(s)

Reemplazando en el modelo de regresión segmentada (2.10), tenemos el modelo estimado:

$$y_i/x_i = 70.79 - 0.03x_i ; i = 1995, \dots, 2013$$

Anexo 6: Figuras

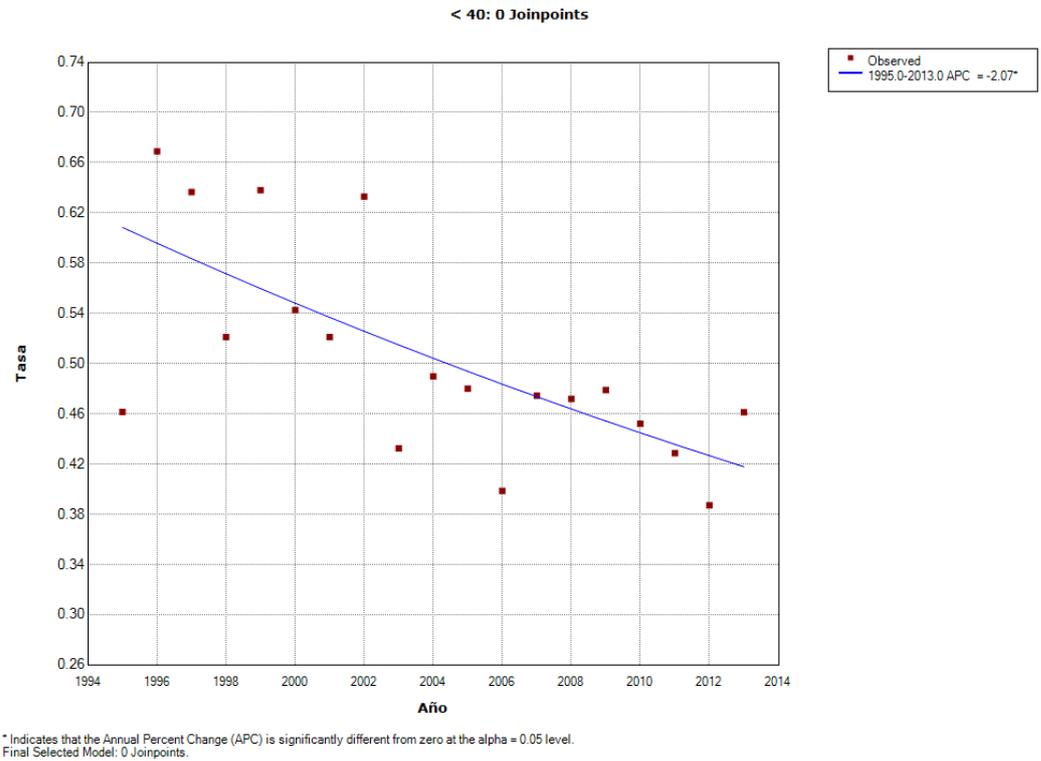
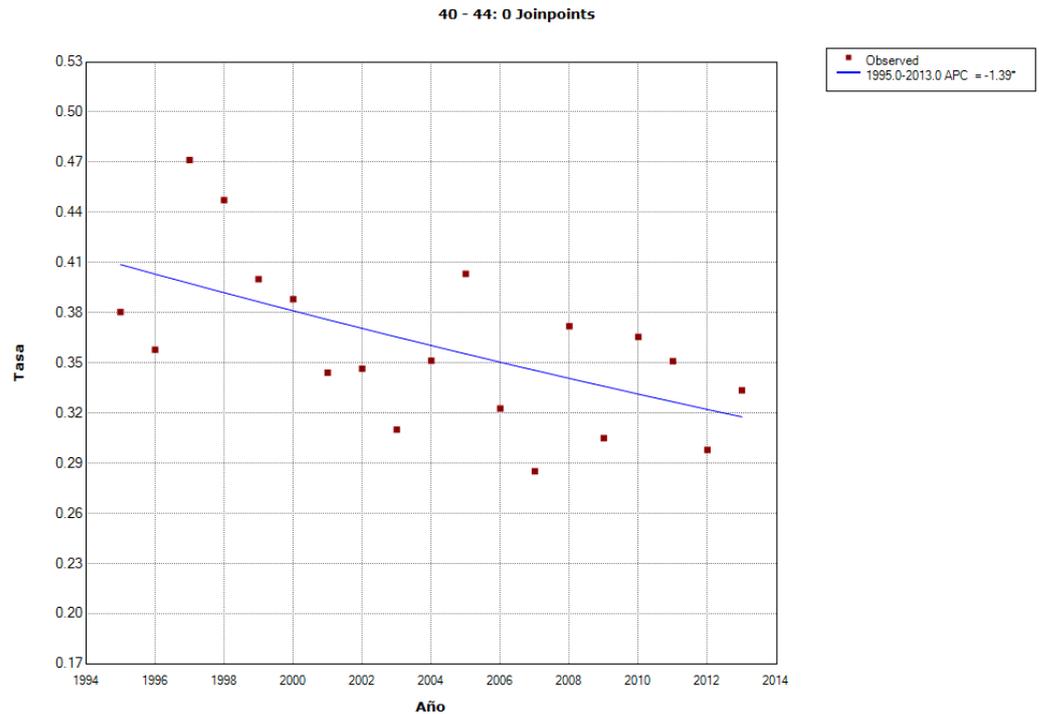
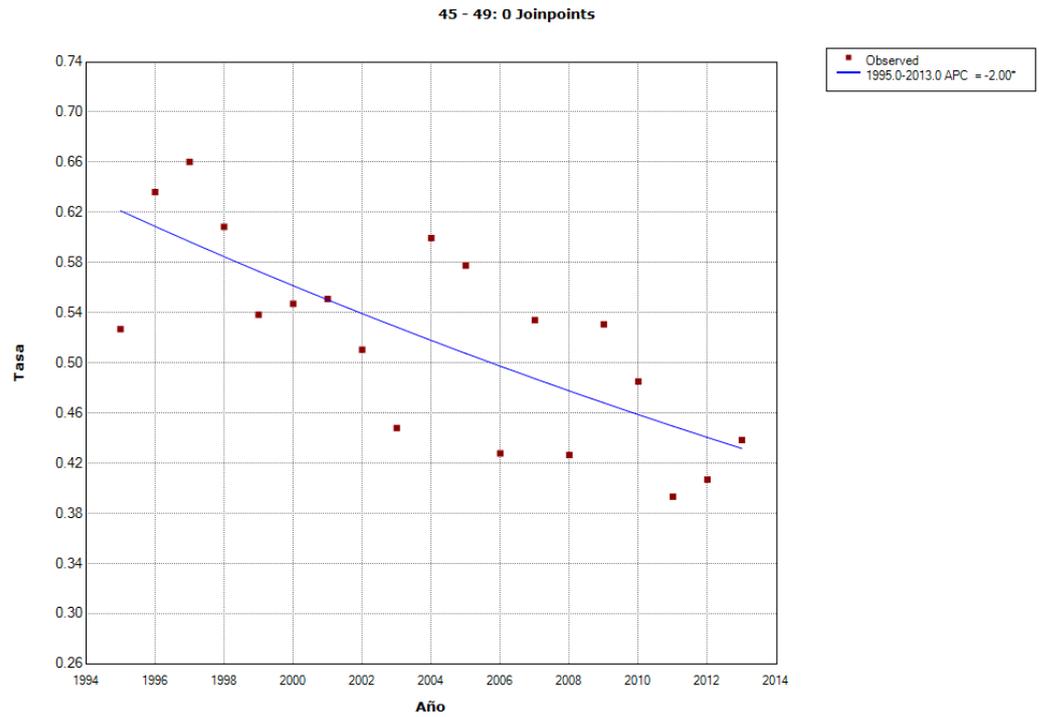


Figura B.1. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en menores de 40 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



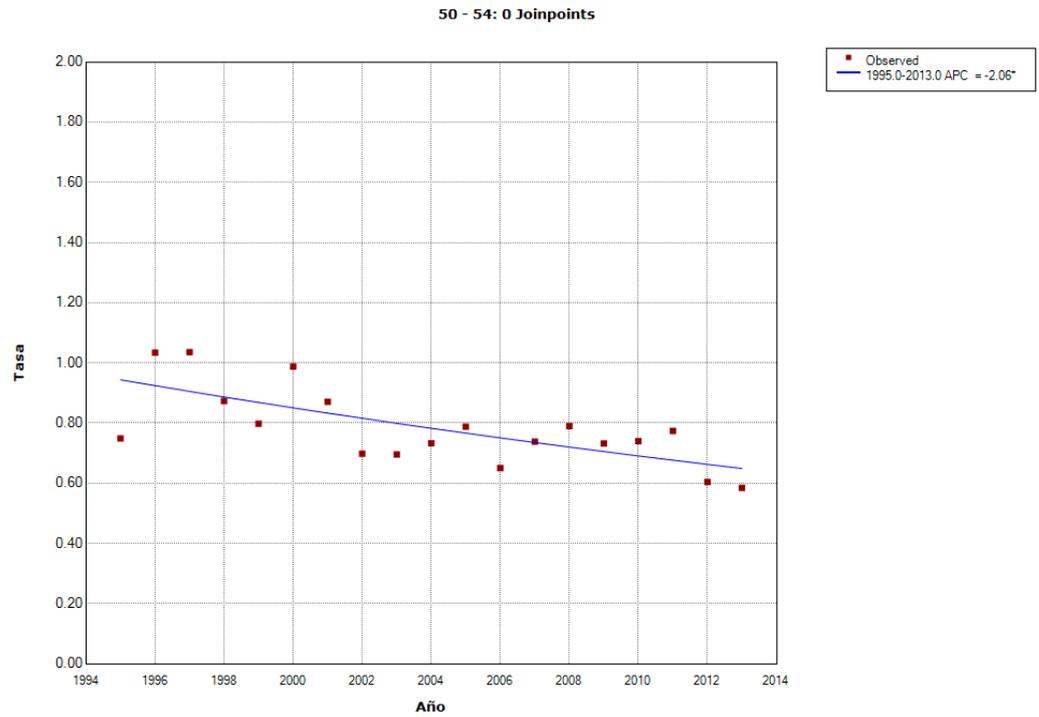
* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
 Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.2. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 40 - 44 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



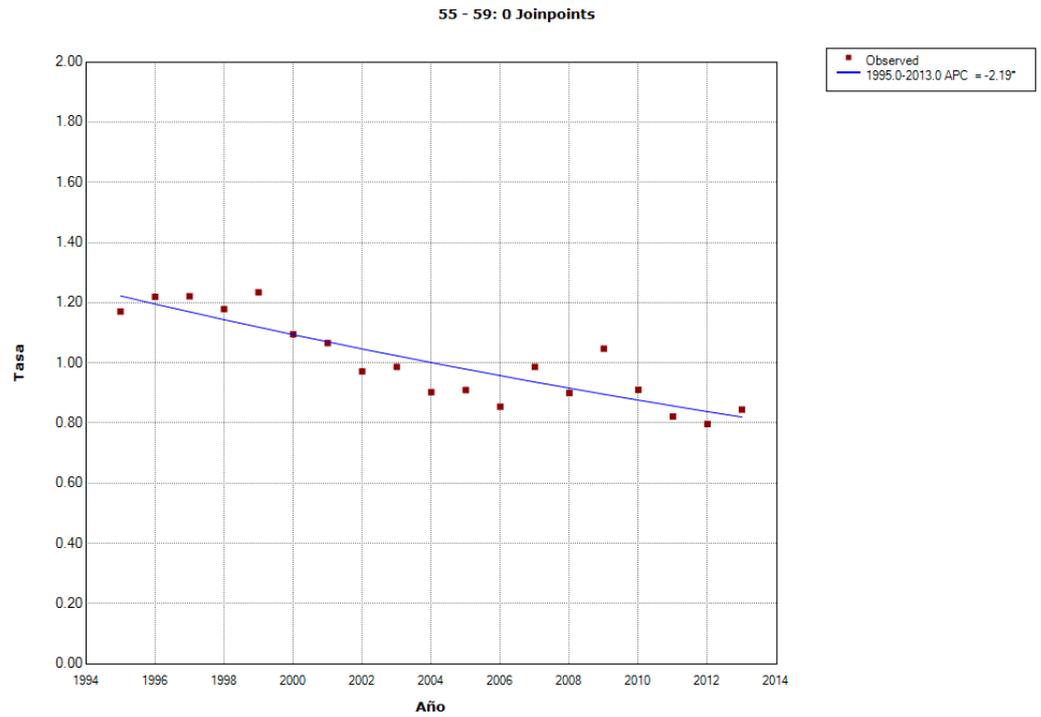
* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.3. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 45 - 49 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



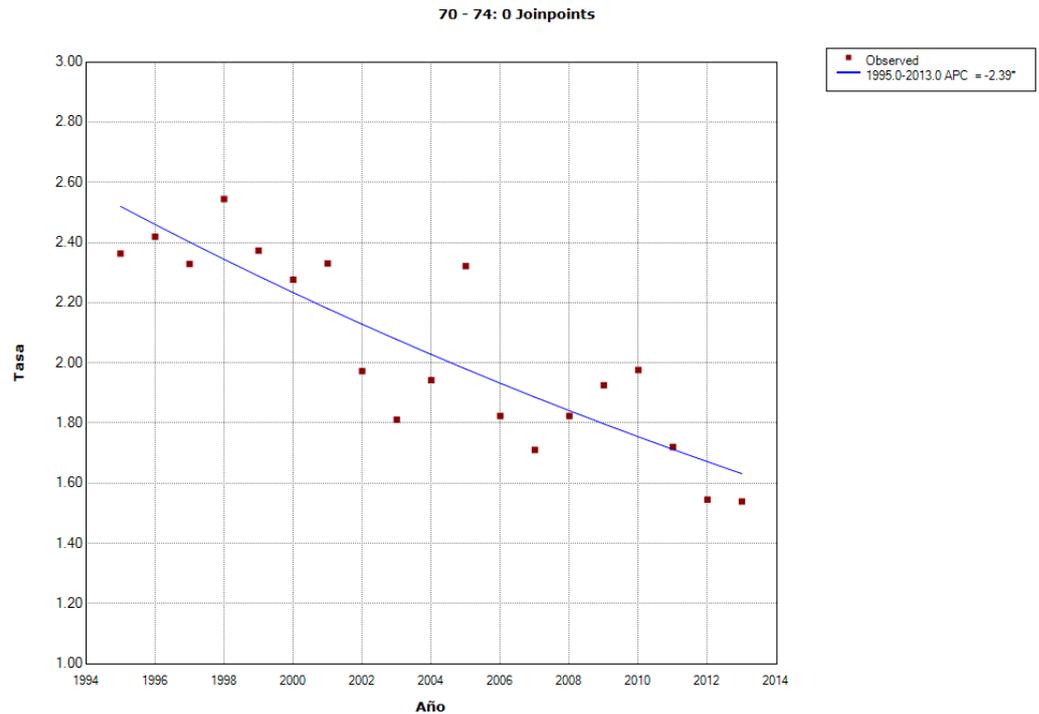
* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.4. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 50 - 54 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.5. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 55 - 59 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.6. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 70 - 74 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

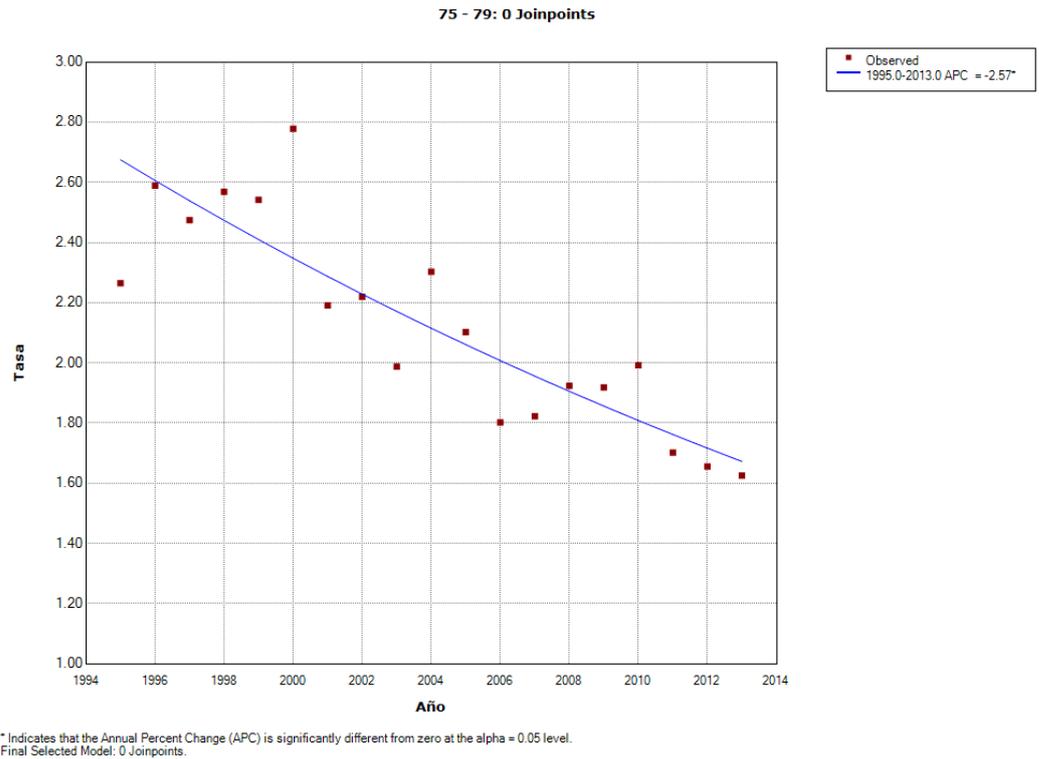


Figura B.7. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de 75 a 79 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

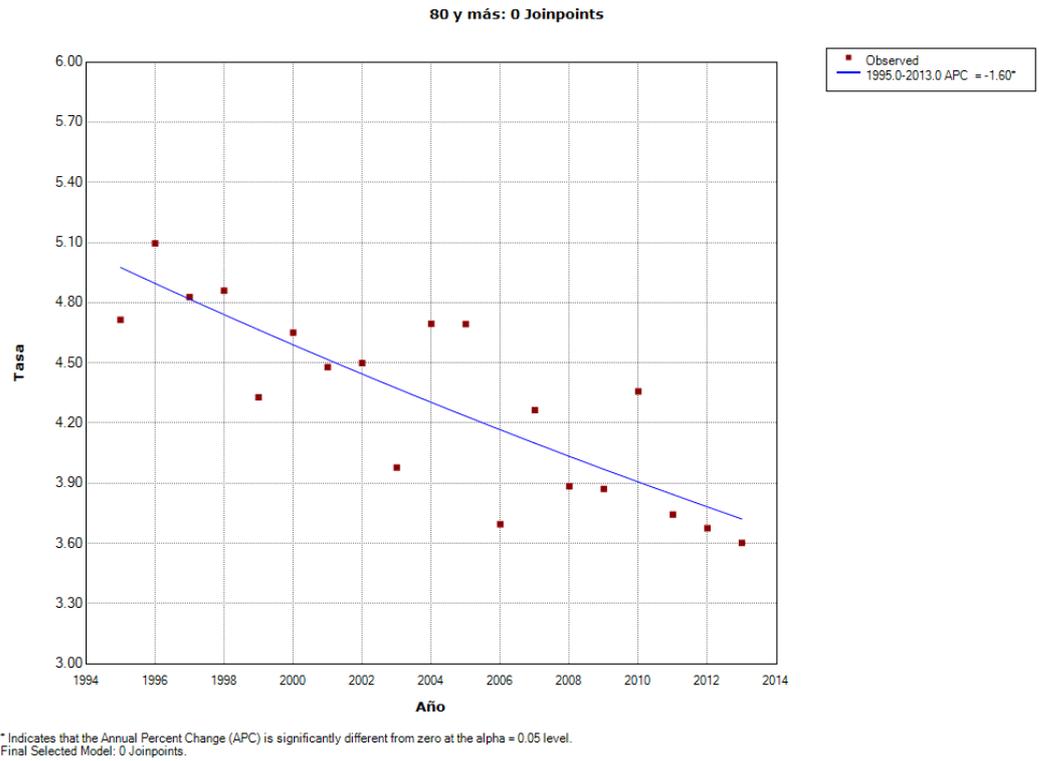
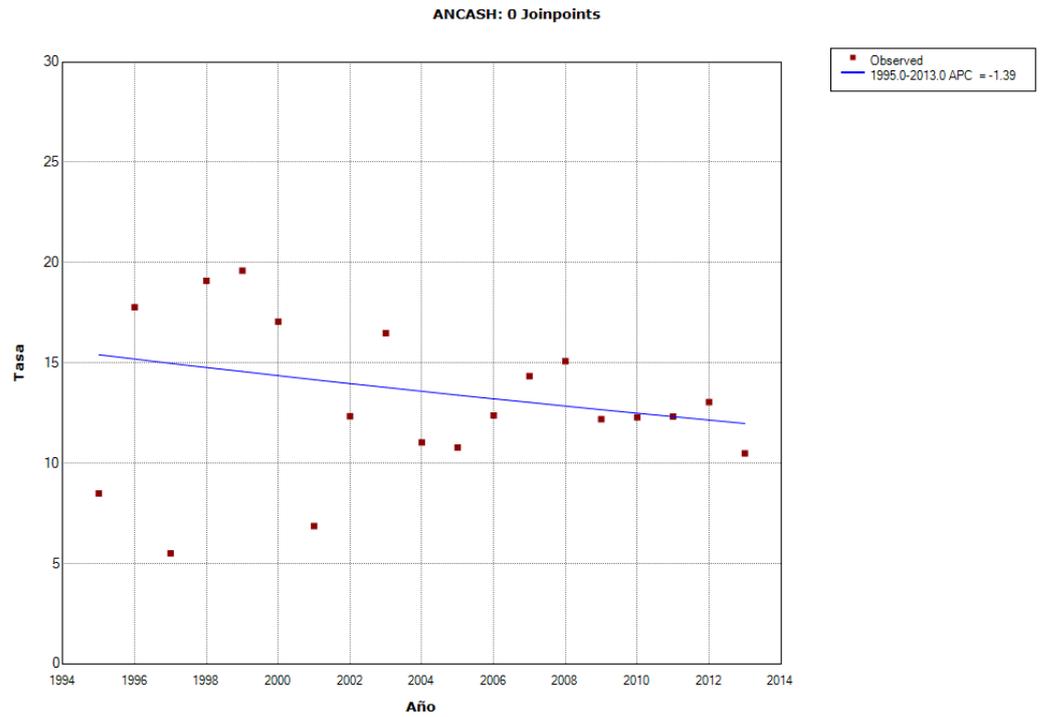


Figura B.8. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en el grupo de mayores de 80 años en el Perú 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.9. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ancash 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

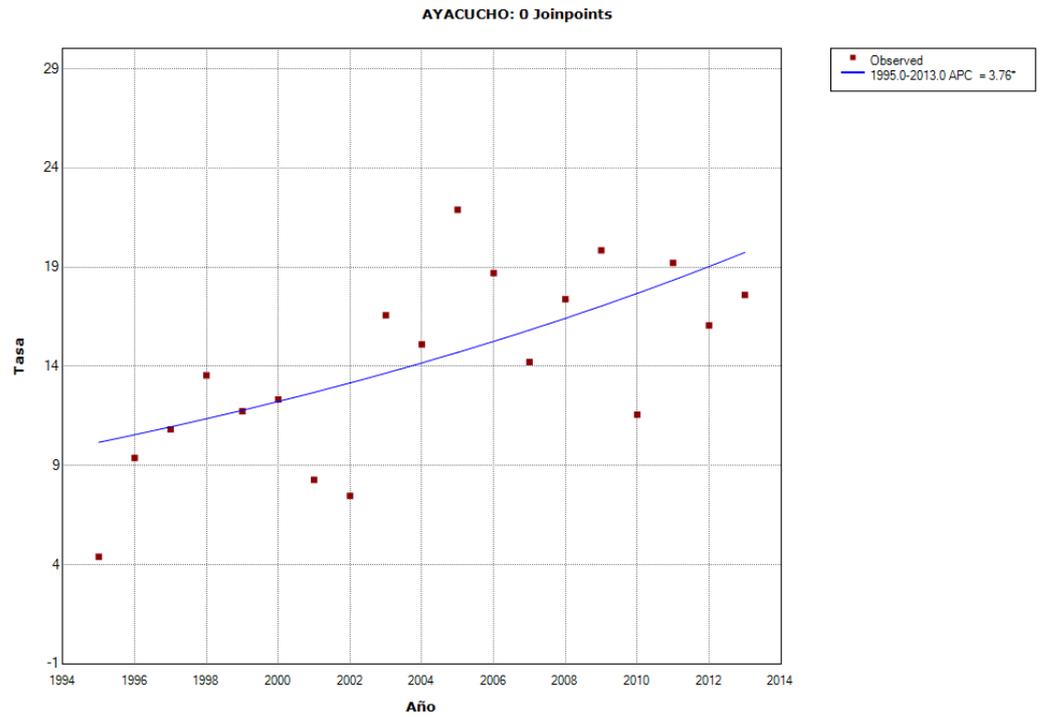


Figura B.10. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ayacucho 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

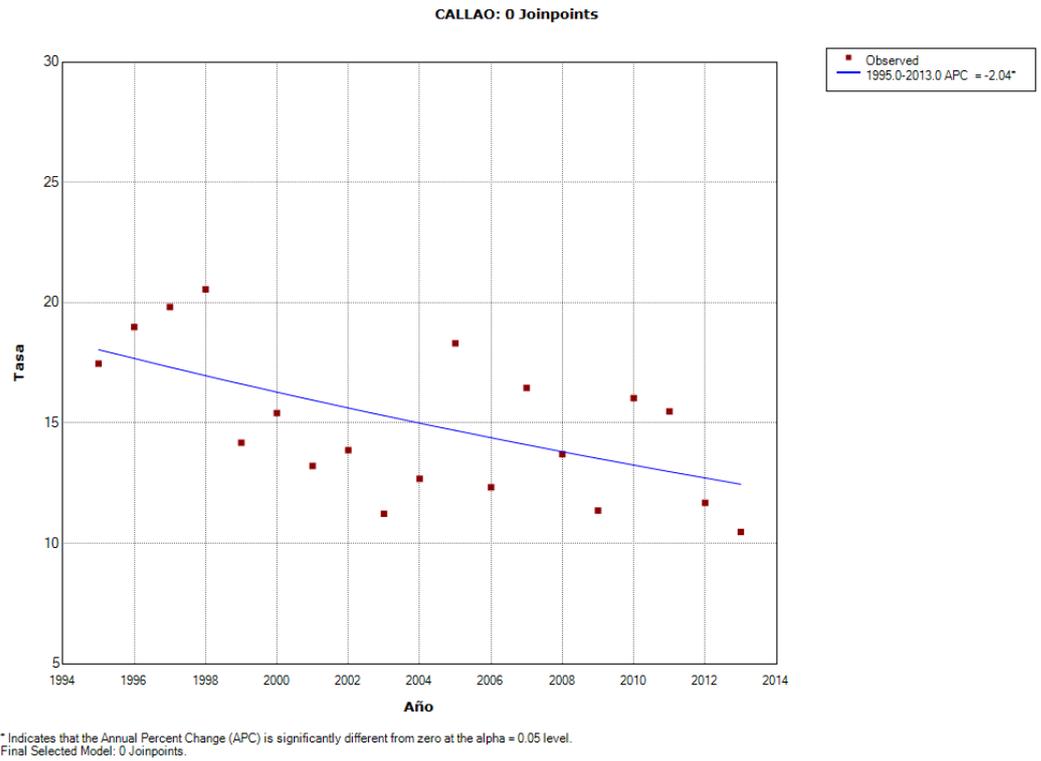


Figura B.11. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Callao 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.
Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

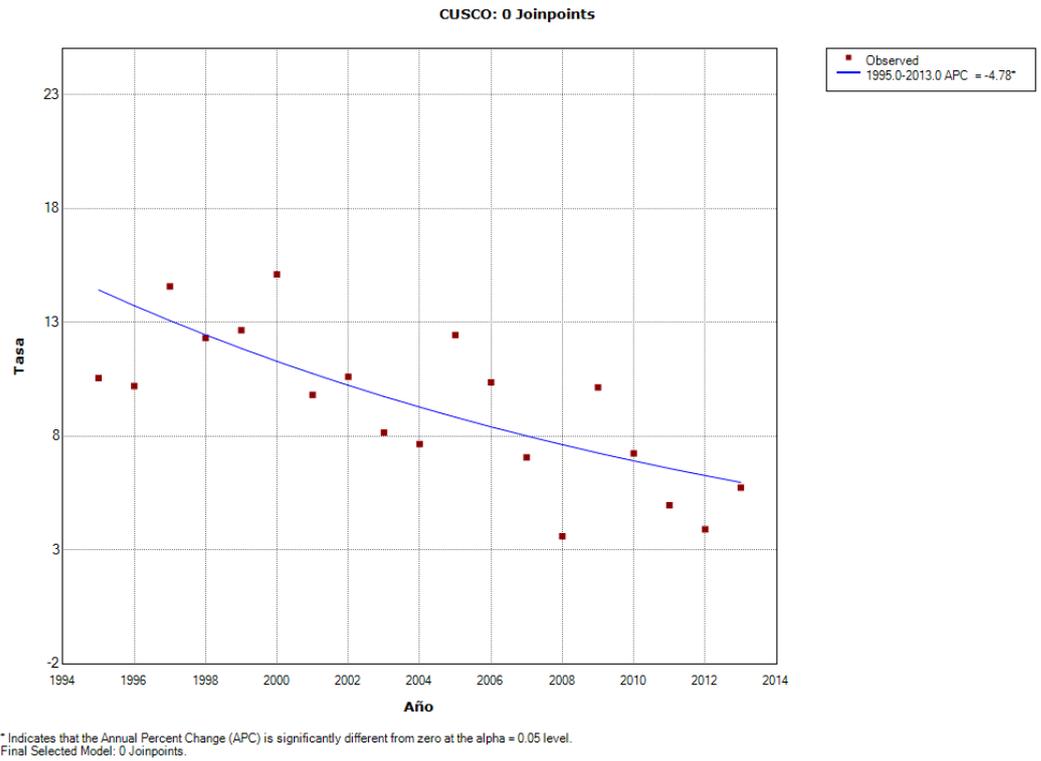


Figura B.12. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Cusco 1995- 2013, modelo de regresión segmentada.
Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

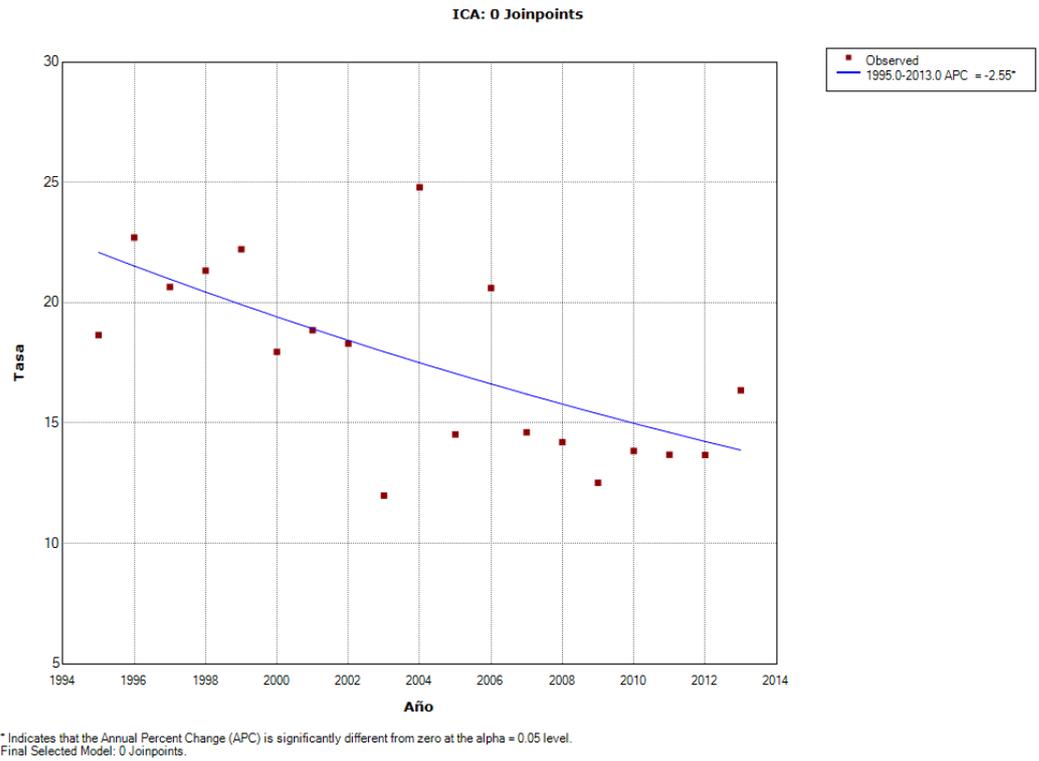


Figura B.13. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Ica 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

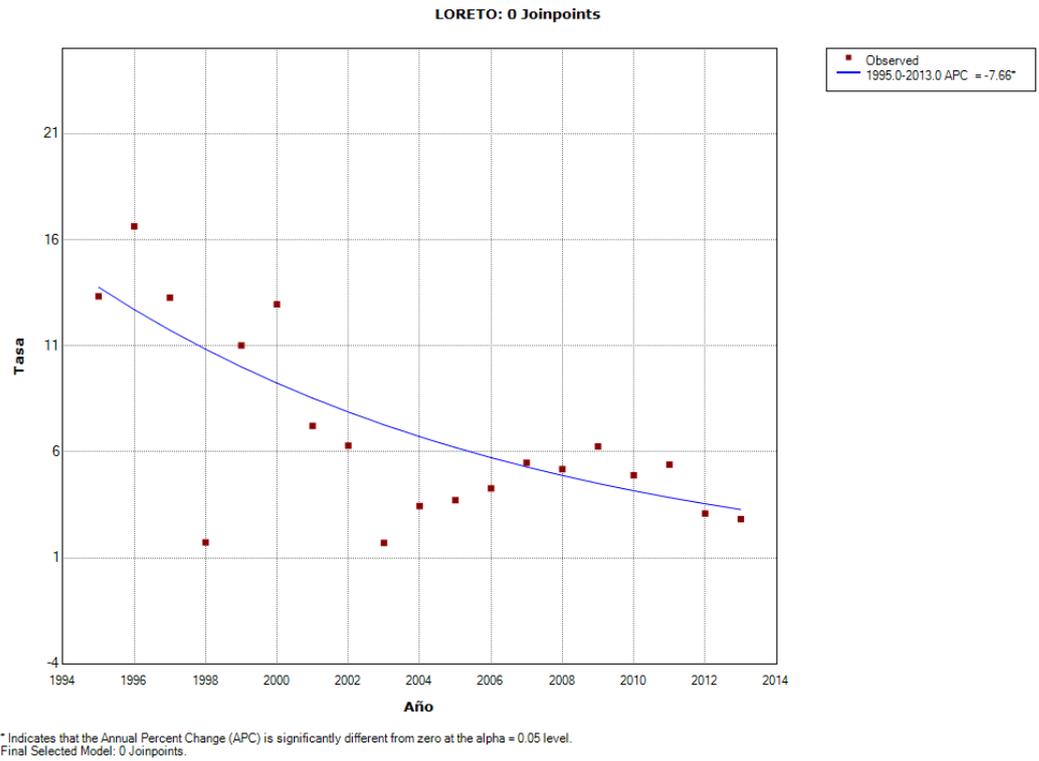


Figura B.14. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Loreto 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud

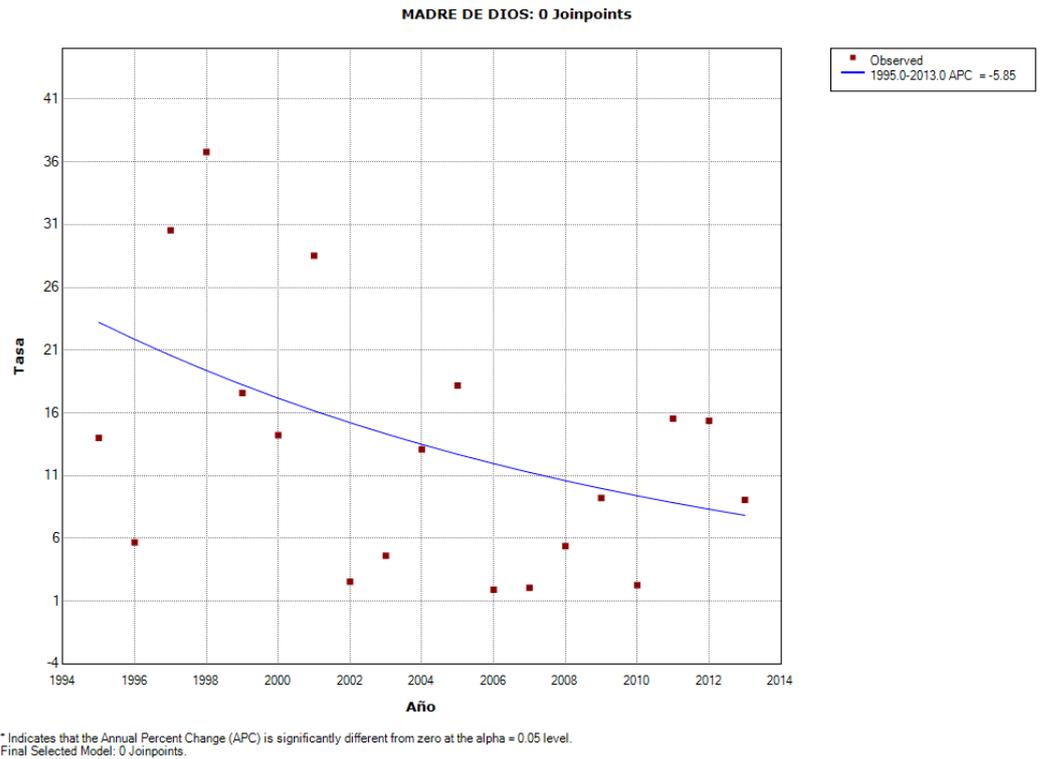
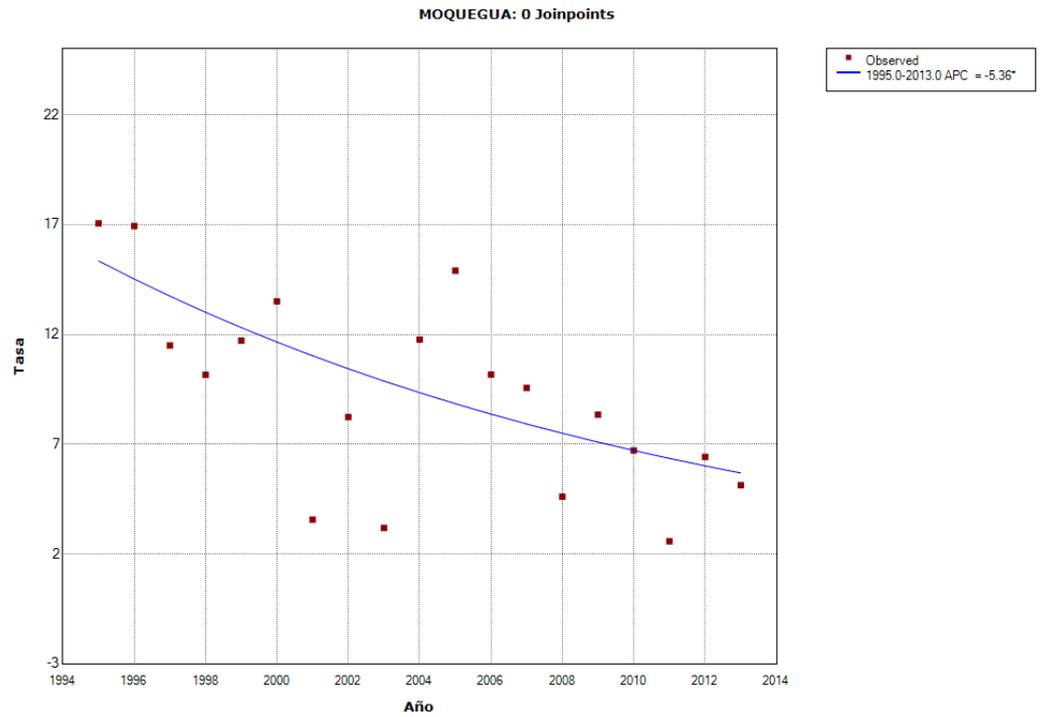
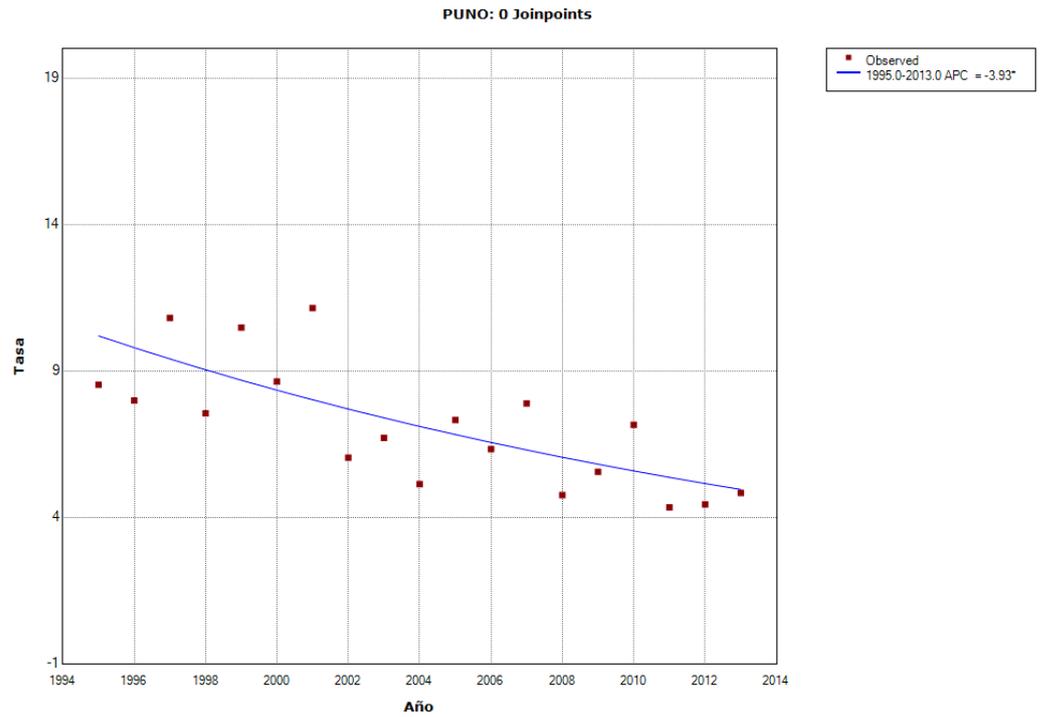


Figura B.15. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Madre de Dios 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



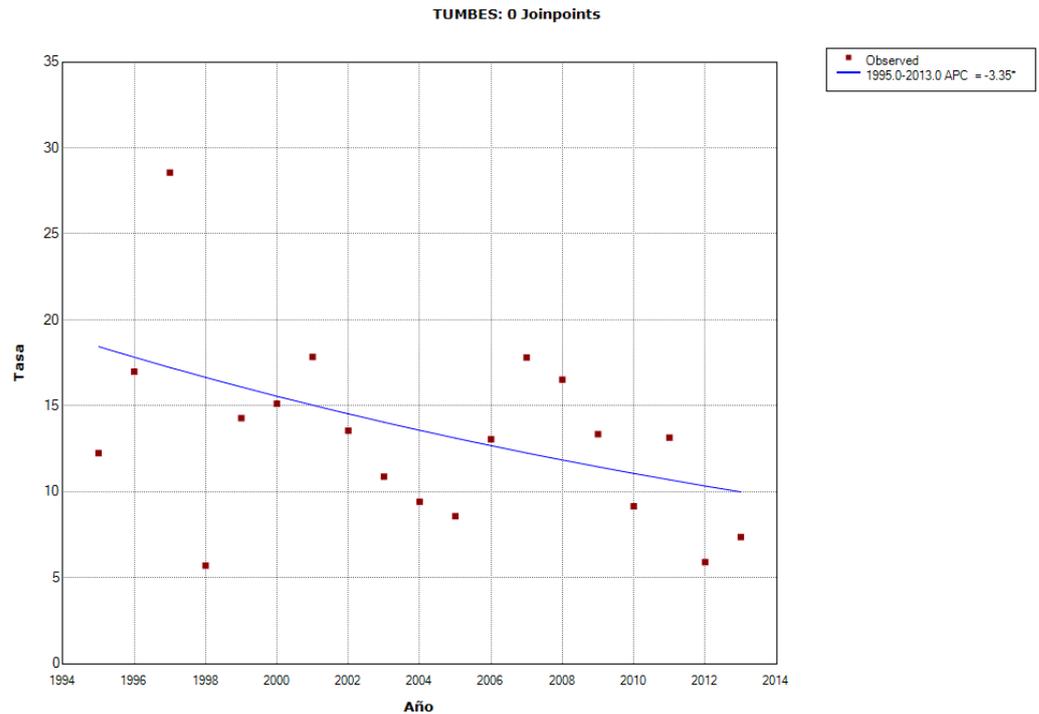
* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.16. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Moquegua 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.17. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Puno 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud



* Indicates that the Annual Percent Change (APC) is significantly different from zero at the alpha = 0.05 level.
Final Selected Model: 0 Joinpoints.

Figura B.18. Tendencia de la mortalidad por cáncer gástrico en la Región Tumbes 1995- 2013, modelo de regresión segmentada. Registro de hechos vitales del Ministerio de Salud