مجله تخصصی اپیدمیولوژی ایران؛ ۱۳۹٤، دوره ۱۱، شماره ۱: صفحات ۱۹-۱۳.

مقاله پژوهشی

تعیین نقطه تغییر در داده‌های مرگ‌ومیر ایران

احمدرضا باغستانی، امیر تیمورپور، یوسف بشیری

[۱] استادیار گروه آمار زیستی دانشکده پیراپزشکی دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران، ایران

[۲] کارشناس ارشد آمار زیستی دانشکده پیراپزشکی دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران، ایران

[۳] کارشناس ارشد آمار زیستی دانشکده پیراپزشکی دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران، ایران

نویسنده رابط: امیر تیمورپور، نشانی: تهران، میدان قدس ابتدای خیابان دربند دانشکده پیراپزشکی، تلفن: ۰۹۳۷۳۱۳۴۸۵۱، آدرس پست الکترونیک: bahman.amir.tey@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۰/۱۸؛ پذیرش: ۹۳/۰۸/۰۳

مقدمه و اهداف: تحلیل روند مرگ‌ومیر در سطح کشور که اساساً به صورت دنباله‌ای از مشاهده‌های مرتب شده بر اساس زمان به صورت X1,….,Xn می‌باشد، نقطه‌ای وجود دارد که در آن ویژگی‌های آماری روند مرگ‌ومیر در کشور تغییر می‌کند. به طوری‌که K_0 تا از مشاهدات اول از یک توزیع آماری مثلF_0 و $n-K_0$ تا مشاهده باقی‌مانده از توزیع دیگری مثل F_1 برخوردار هستند. نقطه K_0 نامعلوم و با نام نقطه تغییر (Change point) نامیده می‌شود. هدف از این مطالعه، تعیین نقطه تغییر در داده‌های مرگ‌ومیر ایران طی سال‌های ۹۱-۱۳۳۸ می‌باشد.

روش کار: در این مطالعه برای متغیر Xt که بیان‌گر تعداد مرگ‌ومیرها در زمان t (بر اساس سال) است، مدل پواسن را به دلیل شمارشی بودن متغیر در نظر گرفته و فرض شد که Xt پیش از نقطه تغییر K_0 دارای توزیع پواسن با میانگین λ_0 و برای سال‌های بعدی دارای توزیع پواسن با میانگین λ_1 باشد. مسأله اصلی شناسایی و سپس برآورد نقطه تغییر و پارامترهای پیش و پس از نقطه تغییر می‌باشد که از روش MIC که تغییر یافته معیار اطلاع شوارتز می‌باشد؛ استفاده شد. همین‌طور برای بررسی وجود بیش از یک نقطه تغییر از روش Binary segmentation process استفاده گردید.

نتایج: داده‌های واقعی نشان دادند که تغییر در روند مرگ‌ومیر کشور در سال ۱۳۷۲ و ۱۳۷۶رخ داده است.

نتیجه‌گیری: بنابر نتایج حاصل از تحلیل نقطه تغییر روند مرگ‌ومیر در کشور را می‌توان به سه دوره هر کدام با میزان(نرخ) مرگ‌ومیر متفاوت تقسیم کرد.

واژگان‌کلیدی: نقطه تغییر، معیار اطلاع MIC، معیار اطلاع شوارتز، مرگ‌ومیر

مقدمه

هر چند که آدمی به اقتضای طبیعت خود محکوم به فناست و مرگ‌ومیر امر اجتناب‌ناپذیری است، اما انسان برای گریز از مرگ و به تأخیر انداختن آن همواره در تلاش و تکاپو بوده است. از این‌رو در مقایسه با سایر وقایع جمعیتی، مرگ‌ومیر نخستین موضوعی بوده و هست که اذهان بشر را به خود معطوف داشته است. تلاش برای کاهش مرگ‌ومیر و اعمال تمهیداتی در راستای آن، موضوعی است که مورد پذیرش تمام فرهنگ‌ها و ایدئولوژی‌ها و در این زمینه مقاومتی وجود ندارد. بنابراین برای رسیدن به این هدف استفاده از داده‌های معتبر در شاخص‌های مرگ‌ومیر و پایش روند تغییرات آن برای تعیین وضع سلامت جامعه و به‌کارگیری برنامه‌های ساختاری در راستای ارتقای سطح سلامت جامعه با اولویت‌بندی نیازها، به خوبی شناخته شده است.

به عبارتی می‌توان گفت که وقایع حیاتی (مرگ‌ومیر) جزء شاخص مهم بهداشتی و جمعیت‌شناسی می‌باشند، که طی سال‌های متمادی تحت تأثیر خیلی مسایل قرار می‌گیرند و کاهش و افزایش این وقایع به نوبه‌ی خود می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های آینده جمعیتی هر کشوری دخالت داشته باشد و منجر به تغییر الگوی کشوری گردد. چه بسا که شناخت این الگوها می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های جمعیتی برای آینده نیز مهم باشد. تغییرات در سطح مرگ‌ومیر (در کنار تغییرات باروری) علاوه بر تأثیر روی اندازه جمعیت، ترکیب و توزیع جمعیت را هم تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین برای بررسی روند و میزان تغییرات وقایع حیاتی (مرگ‌ومیر) در طی زمان از تحلیل نقطه تغییر[۱] استفاده می‌شود (۱،۲،۳).

نقطه تغییر دارای کاربردهای مختلفی در رشته‌های اپیدمیولوژی، سم‌شناسی، پزشکی، اقتصاد، کنترل کیفیت، جمعیت‌شناسی و دیگر زمینه‌های علمی دارد. در طی چهار دهه‌ی

[۱] Change Point Analysis

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-06-29]

گذشته، تحلیل نقطه تغییر از جنبه‌های آماری و کاربردی مورد توجه بوده است. این مسأله ابتدا توسط پگ ارایه شد. او روشی مبتنی بر استفاده ار نمودارهای کنترل کیفیت برای حل مسأله نقطه تغییر ارایه داد (۵-۴). شت من و هینکلی از روش بوت استرپ استفاده کردند (۶). تیلور وین با ترکیب این دو روش یعنی روش مجموعه‌های تجمعی و روش بوت استرپ روش جدیدی برای تحلیل نقطه تغییر ارائه داد (۷). مسأله استفاده از معیار اطلاع شوارتز توسط چن و گوپتا برای تعیین نقطه تغییر در میانگین و واریانس‌های یک دنباله از متغیرهای تصادفی نرمال استفاده شد (۴). مسأله نقطه تغییر در توزیع پواسن برای نخستین بار توسط آکمن و رفتری ارائه شد، آنان آزمونی را به روش غیرمجانبی برای آزمون فرض و برآورد مکان نقطه تغییر و پارامترهای قبل و پس از نقطه تغییر ارائه نمودند و نتایج خود را با استفاده از شبیه‌سازی و مثالی از داده‌های مربوط به مقاله جرت راجع به تعداد حوادث معدن در انگلستان بیان کردند (۸،۹).

مطالعه کلاسیک جان گرانت در نیمه دوم قرن هفدهم میلادی با عنوان مشاهدات طبیعی و سیاسی ارائه شده در یک شاخص بر اساس فهرست مرگ‌ومیر معمولاً به عنوان نقطه شروع مطالعه آماری مرگ‌ها و نخستین مطالعه تجربی جمعیت‌شناسی تلقی می‌شود. در مطالعه انجام شده توسط امانی روی میزان خام مرگ‌ومیر در ایران طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۰که با استفاده از چند روش آماری (روش کیوسام، معیار اطلاع شوارتز[1] ونسبت درست‌نمایی) انجام شد، یک نقطه تغییر در سال ۱۳۷۲ شناسایی شد (۱۰). هدف کلی این مطالعه تعیین نقطه تغییر در داده‌های ثبت مرگ‌ومیر کشور طی سال‌های ۹۱-۱۳۳۸ با استفاده از معیار اطلاع MIC [2] است.

روش کار

روند اجرای مطالعه

در این مقاله با استفاده از معیار اطلاع MIC، که این معیار تغییر یافته معیار شوارتز برای نقطه تغییر می‌باشد، برای شناسایی نقطه تغییر مورد استفاده قرار گرفت. تمامی آمارهای مرگ‌ومیر ثبت شده در سازمان ثبت احوال کشور طی سال‌های مورد بررسی، جامعه آماری مطالعه را تشکیل می‌دادند. برای برآورد زمان نقطه تغییر و برآورد پارامترهای قبل و بعد از نقطه تغییر در داده‌های مرگ‌ومیر کشور از نرم افزار R نسخه ۲،۱۴،۱ استفاده شد. با در نظر گرفتن توزیع پواسن برای دادهای مرگ‌ومیر معیار MIC را تشکیل داده و بنابر اصل مینیمم مقدار معیار اطلاع مدل مناسب تحت فرض صفر (عدم وجود نقطه تغییر) و فرض مقابل (وجود یک نقطه تغییر) انتخاب گردید. پس از رد فرض صفر زمان نقطه تغییر با استفاده از معیار اطلاع MIC تعیین گردید و پارامترهای پیش و پس از نقطه تغییر با روش MLE[3] برآورد شد. در این مطالعه با توجه به ماهیت شمارشی بودن متغیر Xt که بیان‌گر تعداد مرگ‌ومیرها در زمان t (بر اساس سال) است، مدل برازش داده شده را مدل پواسن در نظر گرفته و فرض شد که Xt پیش از نقطه تغییر k۰ دارای توزیع پواسن با میانگین λ0 و برای سال‌های بعدی دارای توزیع پواسن با میانگین λ1 باشد.

مسأله نقطه تغییر

اگر $X_1,...,X_{K_0},X_{K_0+1},...,X_n$ یک دنباله از متغیرهای تصادفی مستقل باشند که $X_1,...,X_{K_0}$ از توزیع پواسن با میانگین λ_0 و سایر مشاهدات $X_{K_0+1},...,X_n$ از توزیع پواسن با پارامتر λ_1 ($\lambda_1 \neq \lambda_0$) باشند یعنی

$$X_i = \begin{cases} poisson(\lambda_0) & i = 1,...,k_0 \\ poisson(\lambda_1) & i = k_0+1,....,n \end{cases}$$

و هدف آزمون فرضیه صفر بدون نقطه تغییر ($H_0 : \lambda_1 = \lambda_0$) در برابر فرضیه مقابل $H_1 : \lambda_1 \neq \lambda_0$ بیانگر رخداد یک نقطه تغییر در نقطه ای نامعلوم $k_0 = 1,...,n-1$ است. با رد فرض صفر، مقادیر $\lambda_1, \lambda_0, k_0$ را برآورد گردید (۱۱).

معیار اطلاع MIC برای تعیین نقطه تغییر در مدل پواسن

این معیار تحت فرض صفر به صورت $MIC(n) = -2\log L_0(\hat{\lambda}) + \log(n)$ و با فرض مقابل این معیار به صورت

$$MIC(k_0) = -2\log L_1\left(\hat{\lambda}_0, \hat{\lambda}_1, k_0\right) + \left[2 + \left(\frac{2k}{n} - 1\right)^2\right]\log(n)$$

می‌باشد. تفاوت این معیار با معیار SIC در وابسته بودن مقدار معیار MIC به مکان نقطه تغییر بوده و بنابر اصل کم‌ترین مقدار معیار اطلاع فرض صفر رد می‌شود؛ اگر

[1] SIC
[2] Modify Information Criterion; MIC
[3] Maximum Likelihood Estimation; MLE

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-06-29]

$MIC(n) > \min_{1\le k<n} MIC(k_0)$ و برای برآورد مکان نقطه تغییر یعنی $\hat{k}$ از رابطه $MIC(\hat{k}_0) = \min_{1\le k<n} MIC(k_0)$ استفاده گردد.

تابع درست‌نمایی و جمله پیچیدگی تحت فرض صفر و فرض مقابل

معیارهای اطلاع به طورکلی به صورت مجموع دو کمیت عددی . اولی شامل ضریبی از تابع درست‌نمایی تحت فرض‌های صفر و یک، دومی یک جمله پیچیدگی[۱] است.

$$Infomation\ criterion = -2likelihood\ function + Complexity\ term$$

تابع درست‌نمایی با فرض صفر برای مدل پواسن به

$$L_0(\lambda_0) = \prod_{i=1}^{n} \frac{e^{-\lambda_0}\lambda_0^{x_i}}{x_i!} = \frac{e^{-n\lambda_0}\lambda_0^{\sum_{i=1}^{n} x_i}}{\prod_{i=1}^{n} x_i!}$$

صورت

و برآورد MLE برای پارامتر λ_0 به صورت

$$\hat{\lambda}_0 = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

می‌باشد تحت فرض مقابل تابع درست‌نمایی به صورت

$$L_1(\lambda_0, \lambda_1, k_0) = \prod_{i=1}^{k_0} \frac{e^{-\lambda_0}\lambda_0^{x_i}}{x_i!} \cdot \prod_{i=k_0+1}^{n} \frac{e^{-\lambda_1}\lambda_0^{x_i}}{x_i!} = \frac{e^{-\lambda_0 k_0}\lambda_0^{\sum_{i=1}^{k_0} x_i}}{\prod_{i=1}^{k_0} x_i!} \cdot \frac{e^{-\lambda_0(n-k_0)}\lambda_0^{\sum_{i=k_0+1}^{n} x_i}}{\prod_{i=k_0+1}^{n} x_i!}$$

و برآوردهای MLE برای پارامترهای λ_0 و λ_1 به ترتیب به

$$\hat{\lambda}_0 = \frac{\sum_{i=1}^{k_0} x_i}{k_0} \quad \text{و} \quad \hat{\lambda}_1 = \frac{\sum_{i=k_0+1}^{n} x_i}{n-k_0}$$

صورت

می‌باشد. جمله پیچیدگی برای مدل پواسن تحت فرض صفر برابر لگاریتم تعداد نمونه و تحت فرض مقابل به صورت:

$$\left[2 + \left(\frac{2k}{n} - 1\right)^2\right] \log(n)$$

می‌باشد (۱۲).

برآورد زمان نقطه تغییر

بنابر اصل کم‌ترین مقدار معیار اطلاع MIC فرض صفر رد می‌شود، اگر $MIC(n) > \min_{1\le k<n} MIC(k_0)$ و برای برآورد زمان نقطه تغییر از رابطه $MIC(\hat{k}_0) = \min_{1\le k<n} MIC(k_0)$ استفاده شد (۱۲).

یافته‌ها

آمار توصیفی و روند تغییرات مرگ‌ومیر کشور

به طورکلی در طول این دوره ۵۴ ساله ۱۹۸۳۳۳۵۸ فوت به ثبت رسیده و بیش‌ترین تعداد مرگ‌ومیر در کشور در سال ۱۳۷۴ با تعداد ۲۷۵۶۴۸۲ فوت به ثبت رسیده بود. همین‌طور سهم این سال از مجموع کل فوتی‌های کشور ۱۳/۹ درصد می‌باشد. در این دوره ۵۴/۸۷ درصد از کل فوتی‌های کشور مربوط به مناطق روستایی و ۴۵/۱۳ درصد مربوط به مناطق شهری بود. سهم مردان از کل فوتی‌های کشور ۵۵ درصد و سهم زنان ۴۵ درصد بود

نقطه تغییر در روند مرگ‌ومیر کشور

با استفاده از معیار MIC برای تعیین نقاط تغییر در روند تعداد فوتی‌های ثبت شده در کل کشور در مجموع تعداد ۲ نقطه تغییر به‌ترتیب در سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۷۶ در سطح معنی‌داری ۵ درصد شناسایی شد. بنابراین توزیع تعداد مرگ‌ومیرها در کشور را می‌توانیم به ۳ دوره تقسیم کنیم. دوره اول از سال ۷۲-۱۳۳۸ با میانگین میزان(نرخ) فوت ۱۷۰۰۰۰ نفر در سال، دوره دوم از سال ۷۶-۱۳۷۳ با میزان(نرخ) ۱۸۹۳۰۰۰ فوتی در هر سال و دوره سوم از سال ۹۱-۱۳۷۷ با میانگین میزان (نرخ) ۴۱۰۰۰۰ فوت در هر سال می‌باشد (جدول شماره ۲).

بنابراین با توجه به جدول شماره ۲ نمودار روند تعداد فوتی‌های ثبت شده در کشور به صورت نمودار ۱ می‌باشد.

[۱] Complexity term

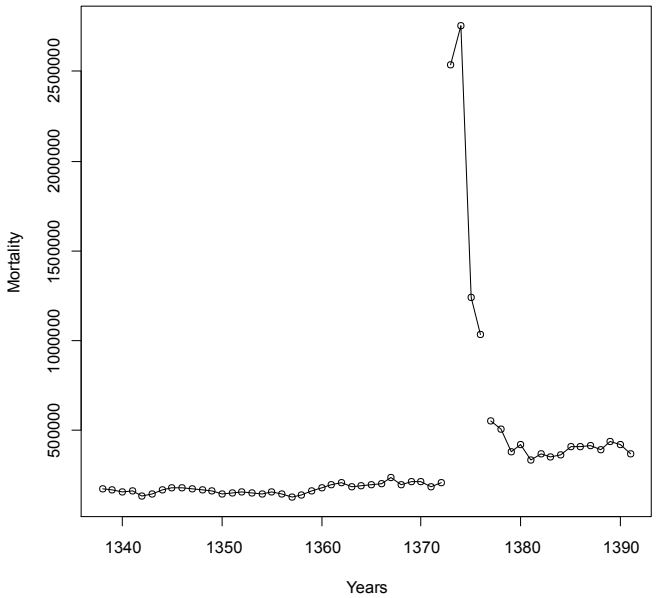
[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-06-29]

جدول شماره ۱- ساخص‌های آماری میزان مرگ و میر در کل کشور به تفکیک شهری و روستایی و جنسیت در طول ۵۴ سال گذشته

طول دوره ۵۴ سال	جمع کل فوتی‌ها (درصد)	میانگین فوتی‌ها در هر سال	بیش‌ترین (سال)	کم‌ترین (سال)
کل کشور	۱۹۸۳۳۳۵۸	۳۶۷۲۸۴	۲۷۵۶۴۸۲ (۱۳۷۴)	۱۲۷۸۸۳ (۱۳۵۷)
مرد	۱۰۸۶۱۷۸۶ (٪۵۵)	۲۰۱۱۴۴	۱۲۳۳۱۴۴ (۱۳۷۴)	۸۸۱۶۸ (۱۳۴۲)
زن	۸۹۷۱۴۳۶ (٪۴۵)	۱۶۶۱۳۸	۱۵۲۳۳۳۸ (۱۳۷۴)	۳۸۲۸۹ (۱۳۵۷)
شهری	۸۹۵۰۱۵۸ (٪۴۵,۱۳)	۱۶۵۷۵۰	۶۲۷۸۵۷ (۱۳۷۴)	۵۷۱۵۰ (۱۳۳۸)
مرد	۴۶۲۸۸۱۱	۸۵۷۲۰	۲۷۵۶۴۸۲ (۱۳۷۴)	۳۴۸۸۱ (۱۳۳۸)
زن	۳۴۵۳۹۵۳	۶۴۰۰۰	۳۳۱۰۸۲ (۱۳۷۴)	۲۱۶۳۱ (۱۳۵۰)
روستایی	۱۰۸۵۸۵۹۸ (٪۵۴,۸۷)	۲۰۱۰۰۰	۲۱۳۷۰۷۱ (۱۳۷۳)	۵۴۹۳۱ (۱۳۵۷)
مرد	۵۵۶۲۹۰۷	۱۰۳۰۰۰	۹۷۸۵۵۸ (۱۳۷۲)	۴۰۹۲۸ (۱۳۵۷)
زن	۴۹۵۶۹۷۳	۹۱۸۰۰	۱۱۹۲۲۵۶ (۱۳۷۴)	۱۴۰۰۳ (۱۳۵۷)

جدول شماره ۲- تعداد و طول دوره‌هایی که میزان (نرخ) فوتی‌ها در کشور با هم متفاوت بوده است

شماره	دوره	طول دوره	میانگین تعداد فوتی
۱	۱۳۷۲-۱۳۳۸	۳۵	۱۷۰۰۰۰
۲	۱۳۷۶-۱۳۷۳	۴	۱۹۰۰۰۰۰
۳	۱۳۹۱-۱۳۷۷	۱۵	۴۱۰۰۰۰

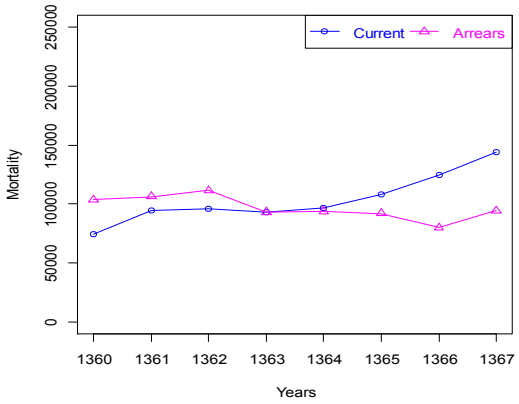


نمودار شماره ۱- روند تعداد فوتی‌ها در کل کشور از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۱

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-06-29]

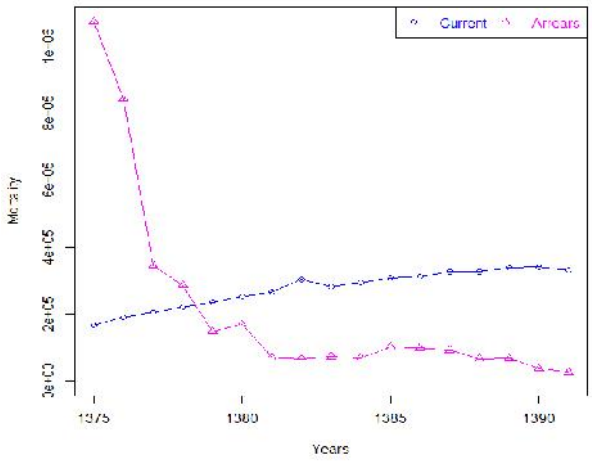
بحث

نتایج مطالعه داده‌های ثبت شده مرگ‌ومیر کشور طی سال‌های ۹۱-۱۳۳۸ نشان می‌دهد که دو نقطه تغییر در روند مرگ‌ومیر کشور طی این دوره ۵۴ ساله در سطح معنی‌داری ۵ درصد شناسایی می‌شود. نخستین نقطه تغییر در سال ۱۳۷۲ شناسایی شد. دومین نقطه تغییر در سال ۱۳۷۶ اتفاق افتاده است. بنابراین روند تغییرات مرگ‌ومیر کشور را می‌توان به سه دوره تقسیم کرد: یکی از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۲ و دومی از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۶ و سومین دوره از سال ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۱ (جدول شماره ۲). به دلیل این که در سال‌های۷۶-۱۳۷۳ طرح ثبت ضربتی فوت‌های معوقه در کشور اجرا شده است، افزایش شدیدی در ثبت فوتی‌های کشور به‌ویژه در سال‌های ۷۴-۱۳۷۳ مشاهده می‌شود، البته باید توجه داشت که در سال‌های ۱۳۷۳، ۱۳۷۴، ۱۳۷۵، ۱۳۷۶، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ طرح ضربتی ثبت فوتی‌های در کشور توسط سازمان ثبت احوال کشور به مرحله اجرا درآمده است. به همین دلیل مشاهده می‌شود در سال‌های ۷۴-۱۳۷۳ تعداد فوتی‌های کشور متجاوز از ۲ میلیون نفر ثبت شده است که نشان می‌دهد ثبت فوتی‌های کشور توسط اداره‌های ثبت احوال در شهرستان‌ها پیش از سال ۱۳۷۳ پوشش بالایی نداشت (نمودار شماره ۲). داده‌های ثبت شده در سازمان ثبت احوال کشور به دو صورت جاری و معوقه می‌باشد که این به دلیل عدم ثبت تعدادی از فوت شدگان در هر سال است. این تعداد از فوت‌شدگان در سال‌های بعد به صورت فوتی‌های معوقه در سالنامه‌های ثبت احوال کشور، ثبت می‌شوند.



نمودار شماره ۲- روند ثبت داده‌های فوتی جاری و معوقه از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۷

از طرف دیگر طرح ضربتی ثبت فوتی‌ها در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ نیز اجرا شده است، اما مانند طرح ضربتی در دهه ۷۰ باعث تغییر در روند ثبت فوتی‌های کشور نشده است که دلیل آن را می‌توان به اجرای رسمی طرح پوشش ثبت وقایع حیاتی در کل کشور از سال ۱۳۸۱، با تهیه و ارسال دستورالعمل اجرایی پوشش ثبت به موقع وقایع حیاتی به تمامی استان‌ها، برنامه‌ریزی و اجرای هماهنگی‌های لازم و مستمر با ارگان‌هایی که مکلف به همکاری با ثبت احوال در جمع‌آوری و ثبت به موقع رویدادهای حیاتی شده‌اند، جستجو نمود. از جمله این سازمان‌ها، می‌توان وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی، مراکز بهداشتی، پزشکی قانونی، شهرداری‌ها، بخشداری‌ها، نیروی انتظامی و شوراهای اسلامی روستا را نام برد. با بررسی آمار وارقام وفات‌های ثبت شده و درصدهای فوت، می‌توان به تلاش نتیجه‌بخش ادارات ثبت احوال کشور در این زمینه پی برد. بررسی وضعیت ثبت رویداد وفات در کشور نشان می‌دهد نسبت وفات ثبت شده جاری به کل (که از تقسیم تعداد وفات ثبت شده جاری به کل وفات ثبت شده در یک سال ضرب‌در ۱۰۰ به‌دست می‌آید) از ۳۷/۳ درصد در سال ۱۳۷۷ به ۹۰/۲ درصد در سال ۱۳۹۱ رسیده است که رشد مثبت و سریع ثبت وقایع فوت را در طی سال‌های اخیر نشان می‌دهد (نمودار شماره ۳).



نمودار شماره ۳- روند ثبت داده های فوتی جاری و معوقه از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۱

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-06-29]

نتیجه‌گیری

بنابراین در این مطالعه به دلیل بهبود ثبت فوتی‌های کل کشور در طول زمان و عدم وجود داده‌های دقیق‌تر، نتایج حاصل از تحلیل نقطه تغییر برای داده‌های ثبتی را به عنوان برآوردی از روند فوتی‌های واقع شده در هر سال می‌توان در نظر گرفت.

منابع

1. Khosravi A. Taylor R, Nagavi M, Lopez AD. Mortality in the Islamic Republic of Iran.1964-2004. Bull world Health Organ 2007; 85: 607-14.
2. Nahaptan V, Iranian vital statistics rates. Tehran, publisher Tehran university, 1976: 129-30.
3. Mahriyar A. population, development and fertility health. Tehran, Bushra publisher, 3th 2000: 20-1.
4. Chen J, Gupta AK. Parametric statistical change point analysis.Boston 2012: Birkhauser.
5. Page ES. A test for a change in a Parameter occurring at an unknown point.Biometrika 1954; 42: 523-7.
6. Hinkley DV. Inference about the change-point in a sequence of random variables. Biometrika 1975; 57: 1-17.
7. Taylor wayne. Change point analyzer 2.0 software package, 2000, Taylor Enterprises, Libertyville, Illinois. Web:http://www.variation.com/cpa.
8. Rafrery AE, AkmanVE. Baysian analysis of a poisson process with a change point. Biometrika 1986; 73: 85-9.
9. Jarrett RG, Anote the intervals between coal mining disasters. Biometrika 1979; 66: 191-3
10. Amani, A.Kazemnejad, R.Habibi. Change Point Detection in Trend of Mortality Data. Canadian Journal on computing in Mathematic. 2013; 4.
11. Billingsley P. Probability & measure. New York, Willey 1995, 593-5.
12. Chen, Jiahua, A.K.Gupta and Jianmin Pan. Information criterion and change point problem for regular models. Sankhya: The indian Journal of Statistics 2006;252-282

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-06-29]

Iranian Journal of Epidemiology 2015; 11(1): 13-19.

Original Article

Change point Detection in Mortality Trend in IRAN

Baghestani A[1], Teymourpour A[2], Bashiri Y[3]

1- 1-Associate professor, Department of Biostatistics, faculty of paramedical, Shahid beheshti university of Medicine, Tehran, Iran
2- Ms student in Biostatistics, Department of Biostatistics, faculty of paramedical, Shahid beheshti university of Medicine, Tehran, Iran
3- Ms student in Biostatistics, Department of Biostatistics, faculty of paramedical, Shahid beheshti university of Medicine,Tehran, Iran
Corresponding author: Teymourpour A., Bahman.amir.tey@gmail.com

Background & Objectives: In the analysis of mortality trend in the Iran that is basically a sequences of observations sorted by time, there is a point where the statistical properties of the mortality trend change so that the first k_0 observations have a distribution of F_0 and other $n-k_0$ observations have a distribution of F_1. The point k_0 is unknown and called the change point. The aim of this paper was to detect the location of the change point and estimate it in the real mortality data of the country.

Methods: In this study, X_t indicated the number of mortality in time t (year) and because of the numeric nature of the variable, we considered the Poisson model for the variable X_t.
We assumed in early years ($t<k_0$), X_t had a Poisson distribution with a mean of λ_0 and for later years ($t>k_0$), X_t had a Poisson distribution with a mean of λ_1 .In theory, we used the MIC method, a modification of the SIC method. For detecting more than one change point, we used the binary segmentation process in the mortality trend.

Results: The results showed that the change point occurred in 1993 and 1997.

Conclusion: The finding of this study showed three periods with different rates in the mortality trend of Iran.

Keywords: Change Point, MIC, SIC, Mortality

[Downloaded from journals.tums.ac.ir on 2024-06-29]