فصلنامه جمعیت | سال بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۵ | شماره ۹۵ و ۹۶ | ۱۴۶-۱۲۵

تحلیل بقای مرگ و میر کودکان زیر پنج سال و عوامل موثر بر آن در ایران

صدیقه امیدوار شلمانی[۱]
علیرضا ساجدی[۲]
محمد باقر عباسی[۳]

چکیده

یکی از شاخص‌های اصلی به منظور ارزیابی بهبود مسیر در جهت اهداف بقای کودکان و سیاست‌گذاری‌ها در زمینه‌ی بهداشت و رفاه کودکان، مرگ و میر کودکان است. این مطالعه به تحلیل بقای کودکان زیر پنج سال و تعیین عوامل موثر بر آن بر پایه‌ی داده‌های ثبتی پایگاه اطلاعات جمعیت سازمان ثبت احوال کشور می‌پردازد. سه نوع مدل ناپارامتری، نیمه‌پارامتری و تمام پارامتری در نظر گرفته شده است. بر پایه نتایج به دست آمده، جنس، چند قلو بودن، محل ولادت (شهری/روستایی)، سن مادر در زمان ولادت، فاصله بین ازدواج تا ولادت فرزند و سن پدر و مادر در زمان ازدواج از عوامل تاثیر گذار بر بقای کودکان زیر پنج سال بوده است. تحلیل پارامتری زمان بقای کودکان نشان می‌دهد که مدل لگ نرمال نسبت به سایر مدل‌ها برای داده‌های مورد بررسی، بهترین برازش را دارا است.

واژگان کلیدی: آزمون لگ-رنک، تحلیل بقا، مرگ و میر کودکان زیر پنج سال، مخاطرات متناسب کاکس.

---

[۱] دانشجوی دکتری آمار، دانشگاه علامه طباطبایی تهران
[۲] دانشجوی دکتری آمار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران
[۳] مدیر کل دفتر آمار و اطلاعات جمعیتی و مهاجرت سازمان ثبت احوال کشور

مقدمه

در سال ۲۰۰۰، در اجلاس هزاره سازمان ملل، رهبران جهانی متعهد به مشارکت برای دست‌یابی به ۸ هدف "اهداف توسعه هزاره" (MDG) تا سال ۲۰۱۵ شدند. یکی از اهداف خرد توسعه هزاره، کاهش دو سومی نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج سال در طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵ بوده که به هدف خرد چهارم MDG معروف است. مرگ و میر کودکان زیر پنج سال عبارت است از تعداد مرگ‌و میرهای کودکان زیر پنج سال (به ازای هر هزار تولد زنده) که قبل از تولد پنج سالگی خود از دنیا می‌روند.

در طول ۲۵ سال هدف MDG، ۶۲ کشور از ۱۹۵ کشور به هدف خُرد چهارم دست یافته‌اند که در بین این کشورها، ۲۴ کشور جزء کشورهای کم درآمد و یا درآمد متوسط رو به پایین بودند (سطوح و روندها در مرگ و میر کودکان، گزارش ۲۰۱۵).

طبق گزارش سازمان بهداشت جهانی، پیشرفت قابل توجه در بهبود بقای کودکان منجر به کاهش ۵۳ درصدی نرخ جهانی مرگ و میر کودکان زیر پنج سال شده است، به قسمی که نرخ جهانی مرگ و میر کودکان از ۹۱ مرگ به ازای هر ۱۰۰۰ تولد زنده در سال ۱۹۹۰ به ۴۳ مرگ در سال ۲۰۱۵ رسیده است. با این وجود، پیشرفت‌های صورت گرفته در سطح جهان و در بسیاری از مناطق، به ویژه در قفقاز و آسیای مرکزی، اقیانوسیه، جنوب آسیا و جنوب صحرای آفریقا، کافی نبوده است و بدون شک نیازمند توجه بیشتر، به خصوص در جنوب آسیا و جنوب صحرای آفریقا است. در کشورهای جنوب صحرای آفریقا، از هر ۱۲ کودک، یک کودک قبل از تولد پنج سالگی‌اش از دنیا می‌رود - که [این مقدار] به مراتب بالاتر از نسبت متوسط ۱ کودک به ازای هر ۱۴۷ کودک در کشورهای با درآمد بالا است. آسیای جنوبی، که در آن حدودا ۱ کودک به ازای هر ۱۹ کودک قبل از پنج سالگی از دنیا می‌رود، دومین رتبه را در کشورهای با بالاترین نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج سال دارد (سطوح و روندها در مرگ و میر کودکان، گزارش ۲۰۱۵).

پس از پایان دوران اهداف توسعه هزاره در سال ۲۰۱۵، تجدید تعهد رهبران جهانی در جریان آغاز جهانی " پیمان بقای کودکان"، مبنی بر پایان یافتن مرگ و میر قابل پیشگیری نوزادان تازه متولد شده و کودکان زیر پنج سال تا سال ۲۰۳۰، بر پایه برنامه توسعه پایدار[۲](SDG)، روحی تازه به خود گرفت. بر طبق برآوردهای ارائه شده توسط گروه بین سازمانی سازمان ملل متحدد در زمینه

[۱] Millennium Development Goals
[۲] Sustainable Development Goals

برآورد مرگ و میر کودکان (UN IGME)[۱]، چالش رسیدن به هدف SDG در مورد نرخ مرگ و میر نوزادی به میزان ۱۲ و یا کمتر از ۱۲ مرگ و میر به ازای هر ۱۰۰۰ تولد زنده و نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج سال برابر ۲۵ و یا کمتر به ازای هر ۱۰۰۰ تولد زنده نیازمند آن است که به ترتیب ۶۳ و ۷۹ کشور به کاهش نرخ مرگ و میر کودکان خود سرعت بخشند (سطوح و روندها در مرگ و میر کودکان، گزارش ۲۰۱۵).

در ایران نیز نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج سال همانند سایر کشورها کاهش معنی‌داری داشته است. میزان مرگ و میر کودکان از ۵۴/۴ به ازای هر ۱۰۰۰ تولد زنده در سال ۱۹۹۱ به ۱۵/۵ در سال ۲۰۱۵ به ازای هر هزار تولد زنده رسیده است (وکیلی و همکاران، ۲۰۱۵). اگرچه این کاهش چشم‌گیر است اما در مقایسه با کشورهای توسعه یافته از قبیل امریکا که نرخ مرگ و میر آن برابر ۶/۵ به ازای هر هزار تولد زنده در سال ۲۰۱۵ است به مراتب خیلی زیاد است. واکسیناسیون، تغذیه مناسب، تغذیه با شیر مادر بلافاصله پس از تولد، کاهش آلودگی هوا، آب آشامیدنی و غذای سالم، از عوامل تاثیر گذار بر کاهش مرگ ومیر کودکان زیر پنج سال در ایران بوده است (وکیلی و همکاران، ۲۰۱۵).

مطالعات متعددی در زمینه مرگ و میر کودکان زیر پنج سال و عوامل موثر بر آن در ایران و سراسر دنیا انجام شده است. به عنوان مثال، فرهی و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از پرسشنامه‌های جمع آوری شده در مورد علت فوت با استفاده از گواهی فوت‌های موجود در خانه‌های بهداشت روستاهای شهرستان اهواز در سال ۱۳۸۸، نشان دادند که مهمترین علل فوت به ترتیب رشد کند جنین (۳۰/۴ درصد)، مشکلات تنفسی(۱۸/۶ درصد) و مشکلات قلبی (۱۰/۸ درصد) بوده است. یافته‌ها ارتباط معناداری میان تحصیلات پدر و بعد خانوار با مرگ و میر کودکان را نشان دادند، اما ارتباط معناداری بین تحصیلات مادر، تعداد ایده‌آل فرزندان، متوسط درآمد و ترجیح جنسی پسر با مرگ و میر کودکان وجود نداشت.

محسنی و پاکزاد (۲۰۱۲) به بررسی اثر عوامل اجتماعی، اقتصادی و جمعیت شناختی بر مرگ و میر کودکان زیر پنج سال شهرستان گتوند در استان خوزستان پرداختند. در این بررسی بر روی مراجعه‌کنندگان به مراکز بهداشتی درمانی شهری و روستایی شهرستان گتوند در استان خوزستان نشان داده شد که وضعیت شغلی بهتر والدین و افزایش تعداد دفعات مراقبت‌های مادر در زمان بارداری سبب کاهش مرگ و میر کودکان زیر پنج سال می‌شود و سن کمتر از ۱۸ سال و بیشتر

[۱] United Nations Inter-agency Group for Child Mortality Estimation

از ۳۵ سال در هنگام بارداری و ترجیح جنسی فرزند پسر سبب افزایش مرگ و میر کودکان می‌گردد.

بر پایه بررسی‌های صورت گرفته توسط امیری و همکاران (۲۰۱۳) در سراسر ایران، نشان داده شده که مرگ و میر کودکان یک تا ۵۹ ماهه در تمام مناطق به طور یکسان توزیع نشده‌است و تحت تاثیر تفاوت در دستیابی به مراقبت‌های اولیه، سطح تغذیه و تحصیلات زنان است. رستمی و همکاران (۲۰۱۵) یک مدل سری‌های زمانی اتورگسیو آمیخته با میانگین متحرک را برای مدل بندی مرگ ومیر کودکان زیر پنج سال برای سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ در استان کرمانشاه در نظر گرفتند.

برپایه منابع متعدد داخلی و خارجی، عوامل دیگری مانند جنس، قومیت، نژاد، مکان ولادت، شهری یا روستایی بودن محل ولادت، مرتبه ولادت، فاصله بین موالید، تراکم خانوار، وضعیت بهداشت، سن مادر در هنگام ازدواج، امیدزندگی در بدو تولد، متوسط درامد ماهانه خانوار، میزان درصد پوشش آب آشامیدنی، تغذیه دوران نوزادی، وزن نوزاد در هنگام تولد، پایگاه اقتصادی و اجتماعی بر مرگ و میر کودکان تاثیر گذار است . برای آشنایی بیشتر با مقالاتی که به مرگ و میر کودکان پرداخته اند، به محسنی و پاکزاد (۲۰۱۲) رجوع شود.

در تمامی روش‌های در نظر گرفته شده روش‌های متداول آماری نظیر کای‌اسکویر، آنوا، ضریب همبستگی پیرسون و آزمون تی مستقل استفاده شده است. اخیرا افضل و عالم (۲۰۱۳) و گتاچیو و بکل (۲۰۱۶) به تحلیل بقای مرگ و میر کودکان زیر پنج سال و عوامل موثر بر آن پرداختند. با این حال این روش تحلیل در ایران انجام نشده است. هدف از این مقاله، بررسی زمان بقای کودکان زیر پنج سال و شناسایی عوامل موثر بر مرگ و میر کودکان، با توجه به متغیرهای موجود در رکورد اطلاعات ثبتی آن در ایران است.

زمان‌های بقا داده‌هایی هستند که مدت زمان تا وقوع یک واقعه‌ی خاص مانند مرگ، عود یا پیشرفت بیماری معلوم را اندازه‌گیری می‌کنند. این زمان‌ها؛ متغیرها تصادفی هستند و مانند هر متغیر تصادفی دیگر توزیعی را به خود اختصاص می‌دهند. به طور معمول سه راه کار اساسی در تحلیل داده‌های بقا وجود دارد که عبارت است از روش‌های ناپارامتری، نیمه‌پارامتری و پارامتری. مدل ناپارامتری هیچ فرض توزیعی خاصی را بروی داده‌های بقا در نظر نمی‌گیرد؛ مدل نیمه پارامتریک هیچ فرض خاصی بروی توزیع زمان شکست ندارد اما در عوض فرض می‌کند که مخاطرات متناسب همسان هستند و مدل پارامتری فرض می‌کند که زمان‌های شکست از خانواده خاصی از توزیع‌ها تبعیت می‌کند. در شرایطی که ما مطمئن هستیم مدل انتخابی برای زمان بقا صحیح است ترجیح

می‌دهیم که از مدل‌های پارامتری استفاده کنیم. به عنوان یک مدل نیمه پارامتری که به طور گسترده در علوم مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرد می‌توان مدل مخاطرات متناسب کاکس را نام برد که فرضیات کمتری نسبت به روش‌های پارامتری دارند. یکی از شرایط بسیار مهم و اساسی در به کارگیری مدل مخاطرات متناسب کاکس فرض متناسب بودن تابع مخاطره است . این بدین معنی است که تابع مخاطره برای یک نفر در زمان مشخص t نسبت به تابع مخاطره فرد دیگر در همان زمان، مقدار ثابتی داشته باشد.

در صورت برقراری این فرض، تفسیر مدل به دست آمده با استفاده از روش نیمه پارامتری ساده‌تر از مدل پارامتری خواهد بود؛ اما چنانچه پیش فرض‌های مدل پارامتری برقرار باشند تجزیه و تحلیل قوی‌تری را نسبت به روش‌های نیمه پارامتری مدل مخاطرات متناسب کاکس به دست می‌دهد.

روش‌های مورد بررسی ثبتی در این مقاله، روش کاپلان مایر، روش مخاطرات متناسب کاکس و مدل زمان شکست شتابیده است. در این مطالعه، از داده‌های پایگاه اطلاعات جمعیت سازمان ثبت احوال کشور برای تحلیل مرگ ومیر کودکان زیر پنج سال استفاده شده است. اهمیت این مطالعه در آن است که اولا مرگ و میر کودکان با در نظر گرفتن عوامل جمعیتی مورد بررسی قرار گرفته است. دوما از روش‌های ناپارامتری(کاپلان مایر)، نیمه پارامتری (مدل مخاطرات متناسب کاکس) و پارامتری (مدل زمان شکست شتابیده) در تحلیل بقای این داده‌ها استفاده شده است.

داده‌ها و روش‌شناسی

داده‌های در نظر گرفته شده در این بررسی، وضعیت نوزادانی است که ولادت آنها در سال ۱۳۹۰ در پایگاه اطلاعات جمعیتی سازمان ثبت احوال کشور به ثبت رسیده است. از آنجا که هدف، بررسی وضعیت بقای کودکان زیر پنج سال است، با در نظر گرفتن نوزادان به دنیا آمده در این سال، وضعیت بقای این کودکان از زمان تولد تا زمان مرگ و یا سانسور آنها در طول ۶۰ ماه (تا پایان سال ۱۳۹۵) در نظر گرفته شده است. کودکانی که در طول این دوره از دنیا رفته اند موارد غیر سانسور و کودکانی که در این دوره زنده بوده اند به عنوان موارد سانسور در نظر گرفته شده‌اند. همچنین ۹متغیر توضیحی در این بررسی در نظر گرفته شده است که مشخصات این متغیرها در جدول (۱) ارائه شدهاند:

جدول (۱): متغیرهای توضیحی و زیر گروه‌های آن

شماره ردیف	متغیر	توصیف
۱	ماه ولادت	۱= فروردین؛ ۲= اردیبهشت؛ ۳= خرداد؛ ۴=تیر؛ ۵=مرداد؛ ۶= شهریور؛ ۷=مهر؛ ۸=آبان؛ ۹=آذر؛ ۱۰ =دی؛ ۱۱=بهمن؛ ۱۲=اسفند
۲	جنس	۰=پسر، ۱= دختر
۳	چند قلو بودن	۰= یک قلو ؛ ۱= چند قلو
۴	محل ولادت	۰=شهری، ۱=روستایی
۵	فاصله بین ازدواج تا ولادت	۰=کمتر از ۵ سال؛ ۱= ۱۰-۵ سال ؛ ۲= ۱۵-۱۰ سال ؛ ۳= بیشتر از ۱۵ سال
۶	سن مادر در زمان ولادت	۰=کمتر از ۱۸ سال، ۱= ۳۵-۱۸ سال، ۲= بیشتر از ۳۵ سال
۷	سن پدر در زمان ولادت	۰=کمتر از ۲۰ سال؛ ۱= ۴۰-۲۰ سال؛ ۲=بیشتر از ۴۰ سال
۸	سن مادر در زمان ازدواج	۰=کمتر از ۱۸ سال، ۱= ۳۵-۱۸ سال، ۲= بیشتر از ۳۵ سال
۹	سن پدر در زمان ازدواج	۰=کمتر از ۲۰ سال؛ ۱= ۴۰-۲۰ سال؛ ۲=بیشتر از ۴۰ سال

روش‌های تحلیل داده‌ها

تحلیل بقا: یکی از شاخه‌های آمار که کاربرد زیادی در بسیاری از علوم به خصوص در علوم پزشکی، مهندسی، فیزیک، بیولوژی، اقتصاد، جمعیت‌شناسی و علوم اجتماعی دارد، تحلیل بقا[۱] است. تحلیل بقا مجموعه‌ای از روش‌های آماری برای مطالعه انواع توزیع‌های بقا و تحلیل داده‌هایی است که فاصله زمانی بین دو پیشامد معین را اندازه‌گیری می‌کند. منظور از زمان در این تعریف می‌تواند ماه، هفته و یا شروع یک مطالعه تا زمان رخداد یک پیشامد باشد. منظور از پیشامد می‌تواند مرگ، بروز یک بیماری و یا عود بیماری باشد. زمان بقا زمان بین ورود به یک مطالعه و رویداد یک پیشامد خاص است. به عنوان مثال: فاصله زمانی تولد تا مرگ (طول عمر)، فاصله زمانی از شروع بیماری تا مرگ ناشی از آن و فاصله زمانی از شروع درمان تا بهبود بیماری. در ابتدا این تحلیل بیشتر برای مطالعه مرگ ومیر مورد استفاده قرار می‌گرفت و این نام‌گذاری نیز به دلیل اهداف اولیه بوده است ولی تحلیل بقا در اکثر مطالعات علمی که شامل بررسی مدت زمان تا وقوع یک پیشامد باشد نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد (آتشگر و همکاران، ۱۳۹۴).

[۱] Survival analysis

ویژگی اصلی داده‌های بقا در مقایسه با داده‌های آماری این است که اولا توزیع داده‌ها به ندرت نرمال است و ثانیا داده‌ها اغلب سانسور شده هستند. منظور از داده‌های سانسور شده این است که ممکن است فرد و یا شی وارد مطالعه شده باشد اما قبل از وقوع پیشامد مورد نظر، به دلایل مختلف از مطالعه خارج شده باشد و یا این‌که در دوره محدود مطالعه، پیشامد مورد نظر برای او رخ نداده باشد. در این صورت زمان بقای واقعی برای شخص و یا شی مورد نظر بیشتر از زمان ثبت شده خواهد بود که به آن سانسور از راست[۱] می‌گویند. در چنین مواردی، تکنیک‌های آماری استاندارد نمی‌تواند در مورد این گونه داده‌ها به کار رود، بنابراین نیازمند به روش‌های تحلیل بقا درمورد چنین رویدادهایی هستیم.

از مهمترین اهداف تحلیل بقا، شناسایی تابع بقا[۲] و تابع مخاطره[۳] و برآورد پارامترهای آنها است. تابع بقا، احتمال زمان بقا را نشان می‌دهد. فرض کنید T متغیر تصادفی‌ای باشد که زمان بقای فرد و یا شی در جامعه را نشان می‌دهد و t مقدار تحقق یافته T باشد. تابع توزیع تجمعی T به صورت $\mathrm{F}(t) = p(T < t)$ نشان داده می‌شود. تابع بقا رابا $\mathrm{S}(t)$ نشان می‌دهیم و برابر است با

$$\mathrm{S}(t) = \Pr(T \geq t) = ۱ - F(t) = ۱ - \int_{۰}^{t} f(u)du$$

که در آن، $\mathrm{F}(t)$ تابع چگالی احتمال یک توزیع معین است. در این مطالعه تابع بقا عبارت است از احتمال آنکه مدت زمان زنده ماندن نوزاد برابر t یا بیشتر آن است.

تابع مخاطره، تابعی است که نشان‌دهنده نرخ مرگ لحظه‌ای برای شخصی است که تا زمان t زنده مانده است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\lambda(t) = \lim_{\delta \to ۰+} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta | T \geq t)}{\delta}$$

که درآن $\lambda(t)$ تابع مخاطره، T زمان بقا و δ تغییرات لحظه‌ای است. رابطه زیر بین $\mathrm{S}(t)$ و $\lambda(t)$ برقرار است

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad \text{و} \quad S(t) = e^{-\int_{۰}^{t} \lambda(u)du}$$

---

[۱] Right censoring
[۲] Survival function
[۳] Hazard function

در برآورد تابع بقا و تابع مخاطره سه نوع روش ناپارامتری، نیمه پارامتری و تمام پارامتری در نظر گرفته می‌شود که در ادامه به بررسی آنها می‌پردازیم.

روش ناپارامتری

برآورد کاپلان مایر:[۱] برآورد کاپلان مایر تابع بقا، یک روش ناپارامتری در برآورد $S(t)$ برای داده‌های سانسور شده از راست و یا بدون سانسور است که توسط کاپلان و مایر در سال ۱۹۵۸ معرفی شده است. این روش به هیچ فرض پارامتری خاصی نیاز ندارد و تنها فرضیاتی که در این روش در نظر گرفته می‌شود این است که احتمالات برای پیشامد مورد علاقه فقط باید به زمان پس از رویداد اولیه، بدون اثر متغیرهای توضیحی، بستگی داشته باشد و مواردی که در زمان‌های مختلف وارد مساله می‌شوند، چه موارد سانسور و چه غیر سانسور شده، باید به طور یکسان مورد تحلیل قرار گیرند. فرض $t_{(۱)} < t_{(۲)} < \cdots < t_{(n)}$ زمان‌های بقای n مشاهده مستقل باشد و زمان‌های شکست مجزای مرتب شده آنها به صورت $t_{(m)}$، ....، $t_{(۱)}$ باشد که در آن $m < n$ ، زیرا ممکن است بیش از یک مشاهده با زمان‌های بقای مشاهده شده یکسان وجود داشته باشد و برخی از مشاهدات ممکن است از راست سانسور شده باشند، یعنی وضعیت بقای یک مشاهده ممکن است در زمان تحلیل معلوم نباشد. اگر n_j تعداد مشاهداتی باشد که تا زمان $t_{(j)}$ زنده اند و $d_{(j)}$ تعداد مشاهداتی باشند که در زمان $t_{(j)}$ از بین رفته‌اند، در آن صورت برآورد کاپلان مایر احتمال بقا در زمان t برابراست با

$$\widehat{S(t)} = \prod_{t(j)\le t} \frac{n_j - d_j}{n_j}$$

در مرحله بعدی تمرکز برروی روش‌های نیمه پارامتری تحلیل بقا است.

روش نیمه پارامتری

مدل مخاطرات متناسب کاکس:[۲] مدل مخاطرات متناسب کاکس به عنوان یک روش نیمه پارامتری رایج در تحلیل بقا است که توسط کاکس (۱۹۷۲) معرفی شده است. این مدل می‌تواند در ارزیابی اثر متغیرهای توضیحی مختلف بر زمان های بقای افراد و یا اشیا مورد استفاده قرار گیرد. مدل مخاطرات متناسب کاکس به شکل زیر نشان داده می‌شود:

---

[۱] Kaplan Meier
[۲] Cox Proportional Hazard Model

$$h(t|\beta) = h_{\cdot}(t)\exp\left(x_{1}\beta_{1} + \cdots + x_{p}\beta_{p}\right) = h_{\cdot}(t)\exp(x^{T}\beta).$$

که در آن $\boldsymbol{x} = (x_{1}, \ldots, x_{p})$ بردار متغیرهای توضیحی و $\boldsymbol{\beta} = (\beta_{1}, \ldots, \beta_{p})$ بردار ضرایب رگرسیونی است. بخش رگرسیون خطی نمایی شده مدل، اثر متغیرهای توضیحی را بر نسبت مخاطره دو یا چند گروه در جامعه نشان می‌دهد (گتاچیو و بکل، ۲۰۱۶). مدل کاکس به عنوان تابعی از t می‌تواند هر فرمی به خود بگیرد، که در آن $h_{\cdot}(t)$($h_{\cdot}(t) > 0$) بخش ناپارامتری مدل و $\boldsymbol{x}^{T}\boldsymbol{\beta}$ بخش پارامتری مدل است . بنابراین تابع مخاطره کاکس یک مدل نیمه پارامتری است.

با توجه به عبارت بالا، دو نکته اساسی را می‌توان نتیجه گرفت:

اگر بردار متغیرهای توضیحی برابر صفر باشد، در آن صورت

$$h\left(t|\beta, x = 0\right) = h_{\cdot}(t).$$

بنابراین $h_{\cdot}(t)$ تابع مخاطره پایه[1] نامیده می‌شود و به اصطلاح تابع مخاطره برای زمانی است که متغیرهای توضیحی در مدل حضور ندارند.

به ازای دو مجموعه از متغیرهای توضیحی $x_{\cdot}$ و x_{1}

$$\frac{h(t|\beta, \boldsymbol{x}_{1})}{h(t|\beta, \boldsymbol{x}_{\cdot})} = \frac{h_{\cdot}(t)\exp(\boldsymbol{x}_{1}^{T}\boldsymbol{\beta})}{h_{\cdot}(t)\exp(\boldsymbol{x}_{\cdot}^{T}\boldsymbol{\beta})} = \exp\left((\boldsymbol{x}_{1} - \boldsymbol{x}_{\cdot})\boldsymbol{\beta}\right),$$

که تابعی ثابت نسبت به زمان است. این بدان معنی است که در مدل مخاطرات متناسب کاکس اثر یک متغیر توضیحی در طول زمان، تغییر نمی‌کند. بنابراین فرض اساسی در مدل مخاطرات متناسب کاکس این است که متغیرهای توضیحی در فرض نسبیت صدق کنند. اگر این فرض برقرار نباشد در آن صورت مدل مخاطرات متناسب کاکس نامعتبر است و نیاز به مدل‌هایی از قبیل مدل کاکس طبقه بندی شده[2] و یا مدل کاکس توسعه یافته[3] داریم. یک روش دیگر در مواردی که فرض

[1] Baseline hazard
[2] Stratified Cox model
[3] Extended Cox model

مخاطره نسبتی برقرار نباشد، مدل‌های پارامتری توابع بقا است. یکی از این مدل‌ها، مدل‌های زمان شکست شتابیده[1]است که در بخش بعد به آن می‌پردازیم.

روش تمام پارامتری

مدل زمان شکست شتابیده: مدل زمان شکست شتابیده، یک مدل پارامتری در تحلیل بقا به شمار می‌رود که جایگزین مناسبی برای مدل مخاطرات متناسب کاکس، به خصوص در مواردی که فرض مخاطره نسبتی برقرار نباشد، است. ویژگی این مدل نسبت به روش کاپلان مایر و روش مخاطرات متناسب کاکس این است که در این روش، تمامی بخش‌های مدل، تابع مخاطره و اثر تمام متغیرها، مشخص است. قدرت این روش این است که برآوردها آسان‌تر و منحنی بقای برآورد شده هموارتر است و این امکان وجود دارد که تحلیل‌های پیچیده‌تری با مدل‌های پارامتری انجام دهیم. در یک مدل زمان شکست شتابیده، فرض می‌کنیم که زمان برای فرد i-اُم برابر یک مقدار ثابت در زمان t_j است. به عبارتی داریم:

$$S(t_i) = S\big(\psi(x_i, x_j)t_j\big)$$

که $\psi(x_i, x_j)$ یک عامل شتابنده برای فرد i-ام نسبت به فرد j-ام است.

در این مقاله چهار مدل پارامتری نمایی، وایبل، لگ لجستیک و لگ نرمال را در بررسی احتمال بقای کودکان زیر پنج سال در نظر می‌گیریم و بر اساس معیار اطلاع آکاییک (AIC) مدل مناسبی که بهتر از سایر مدل‌ها به این داده‌ها برازش می‌شود را انتخاب می‌کنیم.

نتایج و بحث

آمار توصیفی

بر اساس تعداد ولادت‌های ثبت شده در پایگاه اطلاعات جمعیتی سازمان ثبت احوال کشور در سال ۱۳۹۰، تعداد ۱۳۱۷۸۳۳ مورد با اطلاعات کامل از متغیرهای کمکی وجود دارد که در آن ۶۴۱۲۱۶ مورد پسر (۴۸/۷ درصد) و ۶۷۶۶۱۷ مورد دختر(۵۱/۳ درصد) بوده‌اند. از این تعداد، ۱۲۸۰۲۵۱ مورد یک قلو (۹۷/۱ درصد) و ۳۷۵۸۲ مورد چند قلو (۲/۹ درصد) بوده‌اند. ۱۰۴۷۲۱۴

[1] Accelerated failure time

مورد از ولادت‌ها (۷۹/۵ درصد) در ناحیه شهری و ۲۰/۵ درصد از ولادت‌ها (۲۷۰۶۱۹ مورد) در ناحیه روستایی به ثبت رسیده است.

در مورد سن مادر در زمان ولادت فرزند، بر اساس اطلاعات موجود، ۲۴۳۷۰ مورد (۱/۸ درصد) دارای سن کمتر از ۱۸ سال و ۱۱۳۵۵۶۱ مورد (۸۶/۲ درصد) بین ۱۸-۳۵ سال و ۱۵۷۹۰۲ مورد (۱۲ درصد) بیشتر از ۳۵ سال هستند.

در مورد سن پدر در زمان ولادت فرزند، ۴۰۹۵ مورد (۳ درصد) کمتر از ۲۰ سال، و ۱۱۶۴۲۳۴ مورد (۸۸/۳ درصد) بین ۲۰-۴۰ سال و ۱۴۹۵۰۴ مورد بیشتر از ۴۰ سال (۱۱/۳ درصد) است.

در مورد سن مادر در زمان ازدواج، ۳۱۴۴۹۳ مورد (۲۳/۹ درصد) کمتر از ۱۸ سال، ۹۹۱۵۵۹ مورد (۷۵/۲ درصد) بین ۱۸-۳۵ سال و ۱۱۷۸۱ مورد (۰/۹ درصد) بیشتر از ۳۵ سال است. در مورد سن پدر در زمان ازدواج، ۸۱۶۵۳ مورد (۶/۲ درصد) کمتر از ۲۰ سال، ۱۲۱۴۵۳۲ مورد (۹۲/۲ درصد) بین ۲۰-۴۰ سال و ۲۱۶۴۸ مورد (۱/۶ درصد) بیشتر از ۴۰ سال است.

درمورد فاصله سن ازدواج تا ولادت فرزند، ۵۷۸۵۹۷ مورد (۴۳/۹ درصد) کمتر از ۵ سال، ۴۰۱۱۹۲ مورد (۳۰/۴ درصد) بین ۵-۱۰ سال، ۲۲۲۰۵۷ مورد (۱۶/۹ درصد) بین ۱۰-۱۵ سال و ۱۱۵۹۸۷ مورد (۸/۸ درصد) بالای ۱۵ سال است. نتایج آمار توصیفی در جدول ۲ خلاصه شده است:

جدول(۲): فراوانی و درصد فراوانی متغیرهای توضیحی به تفکیک گروه‌ها

متغیر		تعداد	درصد فراوانی
جنس	پسر	۶۴۱۲۱۶	۴۹
	دختر	۶۷۶۶۱۷	۵۱
چند قلو	یک قلو	۱۲۸۰۲۵۱	۹۷
	چند قلو	۳۷۵۸۲	۳
ناحیه ولادت	شهری	۱۰۴۷۲۱۴	۷۹
	روستایی	۲۷۰۶۱۹	۲۱
فاصله بین ازدواج تا ولادت	کمتر از ۵ سال	۵۷۸۵۹۷	۴۳/۹
	بین ۵-۱۰ سال	۴۰۱۱۹۲	۳۰/۴
	بین ۱۰-۱۵ سال	۲۲۲۰۵۷	۱۶/۹
	بیشتر از ۱۵ سال	۱۱۵۹۸۷	۸/۸
سن مادر در زمان ولادت	کمتر از ۱۸ سال	۲۴۳۷۰	۱/۸
	بین ۱۸-۳۵ سال	۱۱۳۵۵۶۱	۵۶/۲
	بیشتر از ۳۵ سال	۱۵۷۹۰۲	۱۲
سن پدر در زمان ولادت	کمتر از ۲۰ سال	۴۰۹۵	۰/۴
	بین ۲۰-۴۰ سال	۱۱۶۴۲۳۴	۸۸/۳
	بیشتر از ۴۰ سال	۱۴۹۵۰۴	۱۱/۳
سن مادر در زمان ازدواج	کمتر از ۱۸ سال	۳۱۴۴۹۳	۲۳/۹
	بین ۱۸-۳۵ سال	۹۹۱۵۵۹	۷۵/۲
	بیشتر از ۳۵ سال	۱۱۷۸۱	۰/۹
سن پدر در زمان ازدواج	کمتر از ۲۰ سال	۸۱۶۵۳	۶/۲
	بین ۲۰-۴۰ سال	۱۲۱۴۵۳۲	۹۲/۲
	بیشتر از ۴۰ سال	۲۱۶۴۸	۱/۶

آمار تحلیلی

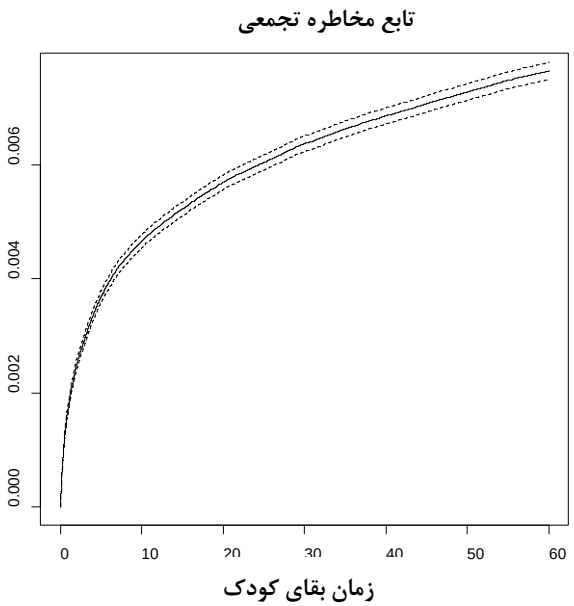
قبل از شروع هر تحلیلی بر روی زمان بقای کودکان، ابتدا اثر هر یک از متغیرهای توضیحی را به صورت جداگانه مورد بررسی قرار می‌دهیم. این فرایند در تحلیل داده‌های طول عمر، با استفاده از آزمون لگ- رنک[۱] انجام می‌شود. نتایج آزمون فوق در جدول۳ خلاصه شده است.

[۱] Log rank

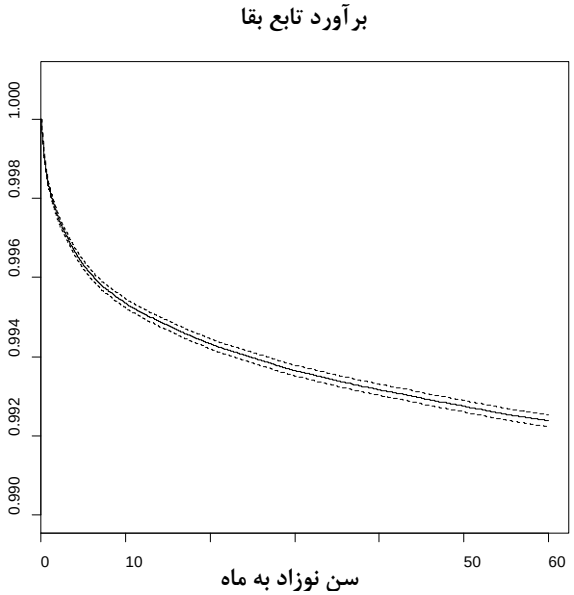
جدول(۳): آزمون لگ رنک برای برابری زمان بقای گروه‌های مختلف متغیرهای توضیحی برای مرگ و میر کودکان زیر پنج سال

متغیرها	مقدار آماره کای دو	درجه آزادی	سطح معنی داری (Pr>chi-square)
ماه ولادت	۲۵/۸	۱۱	۰/۰۰۶۸
جنس	۳۷/۵	۱	۰/۰۰۰
چندقلو بودن	۴۲۸	۱	۰/۰۰۰
ناحیه ولادت	۱۲۲	۱	۰/۰۰۰
فاصله بین ازدواج تا ولادت	۸۴/۹	۳	۰/۰۰۰
سن مادر در زمان ولادت	۶۱/۵	۲	۰/۰۰۰
سن پدر در زمان ولادت	۱۰/۹	۲	۰/۰۰۴۲۸
سن مادر در زمان ازدواج	۶۱/۸	۲	۰/۰۰۰
سن پدر در زمان ازدواج	۱۱۰	۲	۰/۰۰۰

بر طبق جدول فوق تمامی متغیرها تفاوت معنی‌داری بر زمان بقای کودکان دارند. نمودار کاپلان مایر و تابع مخاطره تجمعی داده‌ها در شکل زیر نشان داده شده است. با توجه به نمودار کاپلان مایر، دیده می‌شود که احتمال بقای کودکان (فاصله بین ولادت تا مرگ کودک) تابعی کاهشی از زمان است. این بدان معنا است که احتمال مرگ کودکان در ماه‌های ابتدایی پس از ولادت، زیاد و سپس هر چه سن نوزاد به سنین ۶۰ ماهگی نزدیک می‌شود، احتمال مرگ آنها کاهش می‌یابد. نمودار برآورد تابع مخاطره تجمعی و کاپلان مایر در شکل ۱ و ۲ ارائه شده است.



شکل (۱): تابع مخاطره تجمعی مرگ و میر کودکان زیر پنج سال در ایران



شکل (۲): برآورد کاپلان مایر تابع بقا مرگ و میر کودکان زیر پنج سال در ایران

با توجه به نمودار تابع مخاطره تجمعی، دیده می‌شود که نرخ مرگ لحظه‌ای در زمان‌های نزدیک به صفر با شیب تندتر و هر چه زمان افزایش می‌یابد، شیب منحنی ملایم‌تر می‌شود، یعنی در سنین پایین‌تر شانس زنده ماندن نوزاد کمتر و با افزایش سن، شانس اینکه در معرض خطر مرگ قرار گیرد، کاهش می‌یابد.

برای تحلیل مدل مخاطرات متناسب کاکس، اولین گام، تعیین مدل مناسب است، یعنی انتخاب متغیرهایی که بایستی وارد مدل شوند. آزمون فرض برای مدل مخاطرات متناسب کاکس این است که آیا یک مدل اثر دارد یا خیر یعنی $\beta = ۰$ در مقابل $\beta \neq ۰$.

خروجی تحلیل مدل مخاطرات متناسب کاکس برای هر یک از متغیرها در جدول ۴ خلاصه شده است:

جدول (۴): نتایج مدل مخاطرات متناسب کاکس بر اساس متغیرهای توضیحی

متغیر	β	Exp(β)	s.e.(β)	z	sig	فاصله اطمینان ۹۵ درصد
ماه ولادت	-۰/۰۰۲۳۸	۰/۹۹۷	۰/۰۰۲۹۴	-۰/۸۱	۰/۴۱۹	(۹۹۱, ۱/۰۰۳)
جنس	۰/۱۲۴۱۹	۱/۱۳۲۲	۰/۰۲۰۰۴	۶/۲۰	۰/۰۰۰	(۱/۰۸۸, ۱/۱۷۷)
چند قلو بودن	۰/۸۴۱۶	۲/۳۲۰۰	۰/۰۴۱۲	۲۰/۴۰	۰/۰۰۰	(۲/۱۳۹, ۲/۵۱۵)
ناحیه ولادت	۰/۲۴۳۴	۱/۲۷۵	۰۰/۰۲۳۱	۱۰/۵۱	۰/۰۰۰	(۱/۲۱۹, ۱/۳۳۴)
فاصله بین ازدواج تا ولادت	۰/۰۳۱۱	۱/۰۳۱۵	۰/۰۱۲۶	۲/۴۶	۰/۰۱۴	(۱/۰۰۶, ۱/۰۵۷)
سن مادر در زمان ولادت	۰/۱۴۴	۱/۱۵۴۹	۰/۰۳۴۰۹	۴/۲۲۵	۰/۰۰۰	(۱/۰۸۰, ۱/۲۳۴)
سن پدر در زمان ولادت	-۰/۰۱۸۰۲	۰/۹۸۲۱	۰/۰۳۷۳	-۰/۴۸	۰/۶۳۰	(۰/۹۱۲, ۱/۰۵۶)
سن مادر در زمان ازدواج	-۰/۱۳۱	۰/۸۷۶	۰/۰۲۴۱	-۵/۴۵	۰/۰۰۰	(۰/۸۳۶, ۰/۹۱۹)
سن پدر در زمان ازدواج	-۰/۲۲۶	۰/۷۹۷	۰/۰۳۵۷	-۶/۳۲	۰/۰۰۰	(۰/۷۳۴, ۰/۸۵۵)

با توجه به جدول فوق، مشاهده می‌شود که ماه ولادت و سن پدر در زمان ولادت در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار نیست، یعنی بر زمان بقای فرزند تاثیری ندارد . اما متغیرهایی که در سطح ۰/۰۵ معنی‌دارند عبارت است از جنس، چند قلو بودن، ناحیه ولادت، فاصله بین ازدواج تا ولادت، سن مادر در زمان ولادت و سن پدر و مادر در زمان ازدواج. با حذف متغیرهایی که معنی دار نیستند، نتایج برآورد تابع مخاطره بر اساس مدل مخاطرات متناسب کاکس در جدول ۵ ارائه شده است:

جدول (۵): نتایج مدل مخاطرات متناسب کاکس بر اساس متغیرهای توضیحی

متغیر	β	Exp(β)	s.e.(β)	z	sig	فاصله اطمینان ۹۵ درصد
جنس	۰/۱۲۴۲	۱/۱۳۲۲	۰/۰۲۰۰۴	۶/۲۰	۰/۰۰۰	(۱/۰۸۸, ۱/۱۷۷)
چند قلو بودن	۰/۸۴۱۴	۲/۳۲۰۰	۰/۰۴۱۲	۲۰/۴۰	۰/۰۰۰	(۲/۱۳۹, ۲/۵۱۵)
ناحیه ولادت	۰/۲۴۳۶	۱/۲۷۵	۰۰/۰۲۳۲	۱۰/۵۱	۰/۰۰۰	(۱/۲۱۹, ۱/۳۳۵)
فاصله بین ازدواج تا ولادت	۰/۰۲۹۵	۱/۰۲۹۹	۰/۰۱۲۱	۲/۴۴	۰/۰۱۵	(۱/۰۰۵, ۱/۰۵۴)
سن مادر در زمان ولادت	۰/۱۳۸	۱/۱۴۸	۰/۰۳۲۱	۴/۳۲	۰/۰۰۰	(۱/۰۷۸, ۱/۲۲۳)
سن مادر در زمان ازدواج	-۰/۱۳۰	۰/۸۷۷	۰/۰۲۴۱	-۵/۴۲	۰/۰۰۰	(۰/۸۳۷, ۰/۹۲۱)
سن پدر در زمان ازدواج	-۰/۲۳۰	۰/۷۹۳	۰/۰۳۴۳	-۶/۷۳	۰/۰۰۰	(۰/۷۴۲, ۰/۸۴۹)
آزمون نسبت درستنمایی = ۶۲۶,۷ با درجه آزادی ۷ و p=0 آزمون والد = ۷۲۳,۵ با ۷ درجه آزادی و p=0 آزمون (لگ رنک) نشانه =۷۴۸,۴ با ۷ درجه آزادی و p=0						

با توجه به جدول ۵، تمامی متغیرها اثر معنی‌داری قابل توجهی بر زمان بقای کودکان زیر پنج سال دارند. پس از این‌که مدل نهایی برای متغیرهای توضیحی معنی‌دار ایجاد شد، لازم است تا فرض مخاطره نسبتی مورد بررسی قرار گیرد. فرض مخاطره نسبتی روشی برای بررسی این است که آیا نسبت مخاطره در طول زمان تغییر می‌کند یا خیر.

سه روش معمول برای شناسایی فرض مخاطره نسبتی عبارت‌اند از: روش گرافیکی، اضافه کردن متغیر زمان پیوسته به مدل کاکس و بررسی فرض این‌که آیا ضریب متغیر زمان پیوسته جدید

برابر صفر است یا خیر و روش باقیمانده شونفیلد[۱](کلینبام و کلین، ۲۰۱۰). در این مقاله ما از روش باقیمانده شونفیلد استفاده می‌کنیم. اگر فرض مخاطره نسبتی برقرار باشد، باقیمانده شونفیلد برای متغیر مربوطه به زمان بقا بستگی نخواهد داشت. نتایج بررسی فرض مخاطره نسبتی بر پایه روش شونفیلد برای متغیرهای توضیحی در جدول ۶ ارائه شده است:

جدول (۶): ٠نتایج بررسی فرض مخاطره نسبتی بر اساس باقیمانده شونفیلد

متغیر	ρ	آماره کای دو	سطح معنی داری
جنس	-۰/۰۳۵	۱۲/۵۱۳	۰/۰۰۰۴۰۴
چند قلو بودن	-۰/۱۳۶	۱۸۸/۳۰۸	۰/۰۰۰
ناحیه ولادت	۰/۰۱۵۲۸	۲/۳۶۴	۰/۱۲۴۲۰۲
فاصله بین ازدواج تا ولادت	۰/۰۱۷۶۲	۳/۱۴۲	۰/۰۷۶۲۸۰
سن مادر در زمان ولادت	-۰/۰۱۷	۳/۱۲۱	۰/۰۷۷۳۱۲
سن مادر در زمان ازدواج	-۰/۰۰۵	۰/۲۸۶	۰/۵۹۲۹۸۱
سن پدر در زمان ازدواج	-۰/۰۱۷۲	۳/۳۱۴	۰/۰۶۸۷۰۰

بر اساس نتایج جدول ۶، دو متغیر که در شرط مخاطره نسبتی صدق نمی‌کنند عبارت‌اند از: جنسیت و چند قلو بودن که در آن مقدار سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ است. وقتی که فرض مخاطره نسبتی برقرار نباشد، روش‌های متعددی برای پرداختن به متغیرهایی که در شرط مخاطره نسبتی صدق نمی‌کنند وجود دارد که عبارت است از مدل کاکس توسعه یافته و مدل کاکس طبقه بندی‌شده. ما در این مقاله به مدل کاکس طبقه بندی شده می‌پردازیم. مدل کاکس طبقه بندی شده تعمیمی از مخاطرات نسبتی کاکس است، به قسمی که متغیرهای توضیحی که در فرض مخاطرات نسبتی صدق می‌کنند وارد مدل می‌شوند، در حالی که متغیرهای توضیحی که طبقه بندی شده‌اند در مدل حضور ندارند. ایده اصلی مدل کاکس طبقه بندی شده این است که توابع مخاطره پایه متعددی به طبقات مختلف برازش داده می‌شود. در واقع درستنمایی برای هر طبقه محاسبه و سپس درستنمایی کل برابر است با حاصل‌ضرب درستنمایی‌ها. دو نوع مدل کاکس طبقه بندی شده وجود دارد: مدلی که در آن هیچ اثر متقابلی وجود ندارد یعنی ضرایب متغیرها برای هر زیر طبقه یکسان است و مدل کاکس طبقه بندی شده با اثرات متقابل. ما در

[۱] shoenfeld

این مقاله مدل کاکس طبقه بندی شده بدون اثرات متقابل را در نظر می‌گیریم. نتایج مدل کاکس طبقه بندی شده بدون اثرات متقابل در جدول ۷ خلاصه شده است:

جدول (۷): نتایج مدل کاکس طبقه بندی شده بدون اثرات متقابل

متغیر	β	Exp(β)	s.e (β)	z	sig
ناحیه ولادت	۰/۲۴۳	۱/۲۷۵	۰/۰۲۳۲	۱۰/۵۱	۰/۰۰۰
فاصله بین ازدواج تا ولادت	۰/۰۲۹	۱/۰۲۹	۰/۰۱۲۱	۲/۴۴	۰/۰۱۵
سن مادر در زمان ولادت	۰/۱۳۸	۱/۱۴۸	۰/۰۳۲۱	۴/۳۲	۰/۰۰۰
سن مادر در زمان ازدواج	-۰/۱۳۰	۰/۸۷۷	۰/۰۲۴۱	-۵/۴۲	۰/۰۰۰
سن پدر در زمان ازدواج	-۰/۲۳۱	۰/۷۹۳۷	۰/۰۳۴۳	-۶/۷۳	۰/۰۰۰
آزمون نسبت درستنمایی =۲۶۷ با ۵ درجه آزادی و p=0 , N=1317833و تعداد رویدادها =۱۰۰۳۸					

با توجه به نتایج جدول ۷، سایر متغیرها به جز دو متغیر جنس و چند قلو بودن وارد مدل شده اند. در واقع مدل بر روی جنس و چند قلو بودن طبقه بندی شده‌اند. با انجام مقایسه‌ای بین مدل مخاطرات متناسب کاکس و مدل کاکس طبقه بندی‌شده و با استفاده از معیار اطلاع آکائیک(AIC)، ملاحظه می‌شود که مدل کاکس طبقه بندی شده مدلی است که به مقدار قابل ملاحظه‌ای عبارت $-2\log L$ که در آن L تابع درستنمایی است را مینیمم می‌کند و یا به عبارتی کمترین مقدار AIC را دارا است. بنابراین بر اساس این معیار، استفاده از مدل کاکس طبقه‌بندی شده بدون اثر متقابل نتایج بهتری را برای تحلیل داده‌های بقا مرگ و میر کودکان زیر پنج سال ارائه می‌دهد.

مدل رگرسیون	-۲ log L	AIC
مدل رمخاطرات متناسب کاکس	۲۸۲۱۹۷/۶	۲۸۲۲۱۱/۶
مدل کاکس طبقه بندی شده	۲۶۳۶۶۲	۲۶۳۶۷۳۰/۷

در ادامه به تحلیل پارامتری مرگ و میر کودکان می‌پردازیم. چهار توزیع وایبل، نمایی، لگ لجستیگ و لگ نرمال را در نظر می‌گیریم.

در جدول۸، نتایج مدل زمان شکست شتابیده برای داده‌های مرگ و میر کودکان بر اساس چهار توزیع نمایی، وایبل، لگ لجستیک و لگ نرمال ارائه شده است. بر اساس معیار AIC، کمترین مقدار AIC مربوط به توزیع لگ نرمال است که این مطلب نشان دهنده آن است که توزیع لگ نرمال، برازنده بهتری نسبت به سایر مدل‌ها برای این داده‌ها است. همچنین با توجه به سطح معنی‌داری، تمام متغیرها به جز سن پدر در زمان ولادت، در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. به عنوان مثال برای بررسی اثر سن مادر در زمان ازدواج بر میزان بقای کودکان، با توجه به نتایج به دست امده می‌توان گفت: به ازای افزایش یک ماه به سن کودکان، میزان بقای کودکانی که سن مادران آنها در زمان ازدواج بیشتر از ۱۸ سال است، $\exp(۰/۳۶۵) = ۱/۴۴$ برابر کودکانی است که سن مادران آنها در زمان ازدواج کمتر از ۱۸ سال باشند.

جدول (۸): نتایج مدل زمان شکست شتابیده برای داده‌های مرگ و میر کودکان زیر پنج سال در ایران

متغیر	نمایی		وایبل		لگ نرمال		لگ لجستیک	
	مقدار	سطح معنی داری	مقدار	سطح معنی داری	مقدار	سطح معنی داری	مقدار	سطح معنی داری
مقدار ثابت	۸/۷۶۵	۰/۰۰۰	۱۶,۳۲۸	۰/۰۰۰	۲۲/۱۴۲	۰/۰۰۰	۱۶/۲۸۸	۰/۰۰۰
ماه ولادت	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	۰/۰۴	۰/۰۰۷۲	۰/۰۳	۰/۰۰۶۲	۰/۰۴
جنس	۰/۱۲۴	۰/۰۴۱	-۰/۳۲۵	۰/۰۰۰	-۰/۳۵۹	۰/۰۰۰	-۰/۳۲۶	۰/۰۰۰
چند قلو بودن	-۰/۸۴۴	۰/۰۰۰	-۲/۲۰۴	۰/۰۰۰	-۲/۵۶۵	۰/۰۰۰	-۲/۲۲۰	۰/۰۰۰
محل ولادت	-۰/۲۴۴	۰/۰۰۰	-۰/۶۳۹	۰۰/۰۰۰	-۰/۶۶۷	۰/۰۰۰	-۰/۶۴۱	۰/۰۰۰
فاصله بین ازدواج تا ولادت	-۰/۰۳۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۸۲	۰,۰۰۱۲	-۰/۰۸۳	۰,۰۰۱۶	-۰/۰۸۲	۰/۰۰۱
سن مادر در زمان ولادت	-۰/۱۴۴	۰/۰۰۰	-۰/۳۷۷	۰	-۰/۴۱۰	۰/۰۰۰	-۰/۳۷۸	۰/۰۰۰
سن پدر در زمان ولادت	۰/۰۱۸	۰/۰۶	-۰/۰۴۸	۰/۰۶	۰/۰۳۹	۰,۰۶	۰/۰۴۷۸	۰/۰۶
سن مادر در زمان ازدواج	۰/۱۳۲	۰/۰۰۰	۰/۳۴۶	۰/۰۰۰	۰/۳۶۵	۰/۰۰۰	۰/۳۴۷	۰/۰۰۰
سن پدر در زمان ازدواج	۰/۲۲۵	۰/۰۰۰	۰/۵۸۹	۰/۰۰۰	۰/۶۰۸	۰/۰۰۰	۰/۵۹۰	۰/۰۰۰
مقیاس	۱		۲/۶۲		۷/۶۴		۲/۶۱	
Log (scale)			۰/۹۶۲		۲/۰۳۳۳		۰/۹۵۹	
Log (model)	-۹۹۶۶۶/۵		-۹۳۰۷۳/۶		-۹۲۸۰۸۹		-۹۳۰۶۸/۹	
Log (intercept)	-۹۹۹۸۲/۵		-۹۳۳۸۸/۴		-۹۳۱۴۵/۷		-۹۳۳۸۴/۷	
کای دو با ۹ درجه آزادی	۶۳۱/۸۵		۶۲۹/۵۲		۶۷۳/۵۲		۶۳۱/۶۷	
AIC	۱۹۹۳۵۲/۹		۱۸۶۱۶۹/۲		۱۸۵۶۳۹/۹		۱۸۶۱۵۹/۸	

نتیجه‌گیری

در این مقاله به برآورد تابع بقای مرگ و میر کودکان زیر پنج سال و بررسی عوامل موثر بر آن پرداختیم. داده‌های استفاده شده در این مقاله، کودکانی بودند که در سال ۱۳۹۰ اطلاعات مربوط به ولادت آنها در پایگاه اطلاعات جمعیت سازمان ثبت احوال کشور به

ثبت رسیده است. در تحلیل داده‌های فوق، از سه مدل ناپارامتری، نیمه پارامتری و تمام پارامتری استفاده شد. بر اساس مدل نیمه پارامتری عوامل تاثیر گذار بر بقای کودکان عبارت اند از جنس، ناحیه ولادت، فاصله بین ازدواج تا ولادت، سن مادر در زمان ولادت و سن پدر و مادر در زمان ازدواج. نتایج به دست آمده در این مقاله با نتایج مقالات قبلی سازگار است. تحلیل پارامتری احتمال بقای کودکان زیر پنج سال نشان می‌دهد که مدل لگ نرمال برازنده بهتری به این داده‌ها نسبت به مدل‌های دیگر است.

منابع

[۱] آتشگر، کریم، مولانا، سید هادی، بیگلریان، اکبر، و شیخ علیان، آیه. " تحلیل بقای بیماران مبتلا به سرطان پستان با استفاده از مدل رگرسیون کاکس". نشریه جراحی ایران(۱۳۹۵)، ۲۴، (۱)، ۷۶-۶۲.

[۲] فرهی فریده, کرمی خدابخش, حسین زاده حسین, و چراغی ماریا. "بررسی ارتباط بین عوامل اقتصادی اجتماعی موثر بر مرگ و میر کودکان زیر پنج سال روستایی شهرستان اهواز در سال ۱۳۸۸." ۱-۱۱.

[۳] محسنی, رضا و علی, پاکزاد. (۲۰۱۲). اثر عوامل اجتماعی، اقتصادی و جمعیت‌شناختی بر مرگ و میر کودکان زیر پنج سال شهرستان گتوند-خوزستان (۱۳۸۹). *مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی گرگان*, ۱۴ (۳), ۱۲۸-۱۲۱

[4] AFZAL, Arfan Raheen, and Sabrina ALAM. "Analysis and Comparison of Under Five Child Mortality between Rural and Urban Area in Bangladesh." J App Quant Methods 8 (2013): 1-10.

[5] Amiri, Masoud, Hamid Reza Lornejad, Sayyed Hamed Barakati, Mohammad Esmaeil Motlagh, Roya Kelishadi, and Parinaz Poursafa. "Mortality inequality in 1-59 months children across Iranian provinces: referring system and determinants of death based on hospital records." International journal of preventive medicine 4, no. 3 (2013): 265

[6] Getachew, Y., and S. Bekele. "Survival Analysis of Under-Five Mortality of Children and its Associated Risk Factors in Ethiopia." J Biosens Bioelectron 7, no 213 (2016): 2.

[7] Kleinbaum, David G., and Mitchel Klein. Survival analysis. Vol. 3. New York: Springer, 2010.
[8] Rostami, Mehran, Abdollah Jalilian, Behrooz Hamzeh, and Zahra Laghaei. "Modeling and forecasting of the under-five mortality rate in Kermanshah province in Iran: a time series analysis." Epidemiology and health 37 (2015).
[9] Vakili, Rahim, Zahra Emami Moghadam, Gholamreza Khademi, Saba Vakili, and Masumeh Saeidi. "Child mortality at different world regions: A comparison review." International Journal of Pediatrics 3, no. 4.2 (2015): 809-816.