مجله‌ی بررسی‌های آمار رسمی ایران
سال۲۴، شماره‌ی ۱، بهار و تابستان ۱۳۹۲، صص ۱۰۹-۱۴۴

نظام جدول عمر لوجیتی اصلاح‌شده: اصول، اعتبارسنجی تجربی و کاربرد

سی. جی. ال. موری[†]، بی. دی. فرگوسن[†]، ای. دی. لوپز[‡]، ام. گیلوت[★]، جی. ای. سالومون[†]، و او. احمد[¥]

[†] سازمان بهداشت جهانی
[‡] دانشگاه کوینزلند
[★] دانشگاه ویسکانسین- مدیسون
[¥] دانشگاه غنا

مترجم: طه نوراللهی

مرکز آمار ایران

چکیده: نظام جدول عمر مدل کول- دمنی[۱]، با وجود کاربری پردامنه‌ی آن، تغییرات گسترده در الگوهای مرگ و میر سن- ویژه مشاهده‌شده در جامعه‌های امروزی را در برنمی‌گیرد، به‌ویژه تغییرات در الگوهای مربوط به کشورهای اروپای شرقی و جامعه‌هایی که به ایدز/ اچ. آی. وی مبتلا شده‌اند. اگرچه مدل‌های مرگ و میر رابطه‌ای، مانند نظام لوجیتی براس، می‌توانند این تغییرات را مشخص کنند، این مدل‌ها در توانایی پیشگویی خود زمانی که سطوح مرگ و میر از استانداردها دور می‌شوند اریبی نظام‌مند نشان می‌دهند. ما تعدیلی را در مدل رابطه‌ای دوپارامتری براس پیشنهاد می‌کنیم. در مدل تعدیل‌یافته‌ی دو عامل اصلاحی سن- ویژه‌ی اضافی (γ_x و θ_x) بر اساس سطوح مرگ و

Murray, C.J.L., Ferguson, B.D., Lopez, A.D., Guillot, M., Salomon, J.A. and Ahmad, O. (2003). Modified Logit Life Table System: Principles, Empirical Validation, and Application, *Population Studies*, **57**,165-182.

دریافت: ۱۳۹۲/۲/۹، پذیرش: ۱۳۹۳/۵/۱.

میر میان کودکان و بزرگسالان نسبت به استاندارد گنجانده شده است. آزمون‌های اعتبار پیشگو نشان می‌دهند که انحراف در نرخ‌های پیش‌گویی‌شده توسط نظام پیشنهاد ۳۰ تا ۵۰ درصد کم‌تر از نرخ‌های پیش‌گویی‌شده توسط نظام کول- دمنی و ۱۵ تا ۴۰ درصد کم‌تر از نرخ‌های پیش‌گویی‌شده با استفاده از نظام اصلی براس است. نظام لوجیتی اصلاح‌شده‌ی یک نظام دوپارامتری است که با استفاده از مقدارهای L_5 و L_ε پارامتریده شده است.

واژگان کلیدی: مرگ و میر بزرگسالان؛ نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه؛ فن‌های براس؛ فن‌های براورد کردن غیر مستقیم؛ نظام‌های جدول عمر مدل و مدل‌های رابطه‌ای لوجیتی.

۱- مقدمه

نظام‌های جدول عمرمدل به شکل گسترده‌ای در جمعیت‌شناسی، همه‌گیرشناسی و تحلیل‌های اقتصادی استفاده می‌شوند [۲]،[۳] و [۱۴]. احتمالاً معمول‌ترین دلیل برای استفاده از آن‌ها پی بردن به الگوهای سنی مرگ و میر بزرگسالان که در کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته چندان شناخته شده نیستند از روی سطوح مرگ و میر کودکان است که به مراتب قابل اعتمادتر مستند شده‌اند [۱]. با وجود این، مدارک بسیار زیادی جمع شده است که این نظام‌های جدول عمرمدل به قدر کافی نمایانگر دامنه‌ی تغییرات الگوهای سن- ویژه که به شکل تجربی مشاهده شده‌اند نیستند. یکی از نشانه‌های این ناکافی بودن مدل‌های اصلی برای اهداف براورد کردن کنونی، استفاده‌ی روزمره از تعدیل‌های سطوح خردشده‌ی نظام‌های جدول عمرمدل کول و دمنی و سازمان ملل متحد (UN)[۲] است. خوشبختانه، طی ۳۰ سال گذشته، افزایش عمده‌ای در موجودی داده‌های مشاهده‌شده‌ی تجربی درباره‌ی مرگ و میر سن- ویژه در کشورهایی با نظام آمارهای ثبتی کامل یا بسیار نزدیک به کامل وجود داشته است [۱۰]. این داده‌ها فرصتی را برای بهبود نظام‌های جدول عمرمدل که به شکل گسترده‌ای استفاده می‌شوند از راه بازنگری الگوهای سنی مرگ و میر که در این کشورها مشاهده شده‌اند فراهم می‌آورند.

دراین مقاله، ما بسط یافتن و آزمون یک نظام جدول عمر مدل جدید بر پایه‌ی تعدیل نظام جدول عمر لوجیتی براس [۲] را گزارش می‌دهیم. بخش ۲ به‌طور خلاصه برخی کاربری‌های اصلی جدول‌های عمر مدل و شرایط یک نظام جدول عمر مدل خوب را مرور می‌کند. بخش ۳ به مرور نظام‌های اصلی جدول عمرمدل دو پارامتری با تأکید بر

نظام‌های کول- دمنی، سازمان ملل متحد و براس می‌پردازد. در بخش ۴ ما بنیان منطقی و ریاضی را برای اصلاح نظام جدول عمر لوجیتی براس ارایه می‌دهیم که در بخش ۵ با مروری بر مجموعه داده‌های جدول‌های عمر با کیفیت ادامه می‌یابد که پایه‌های تجربی برای بسط یافتن نظام اصلاح‌شده را فراهم می‌آورد. جزئیات براورد کردن تجربی این نظام به همراه اطلاعات پایه درباره‌ی استواری مدل در بخش ۶ ارایه شده‌اند. بخش ۷ یک ارزیابی تجربی مستقیم از کفایت و توان پیش‌گویی نظام کول- دمنی، نظام لوجیتی براس و نظام لوجیتی اصلاح‌شده را همراه با بحث‌هایی در رابطه با محدودیت‌ها و پیامدهای این کار ارایه می‌دهد.

۲- کاربری‌ها و ویژگی‌های مورد نیاز نظام‌های جدول عمرمدل

درک نقطه‌های ضعف و قوت نظام‌های جدول عمرمدل و نیز شرایط یک نظام بهبودیافته باید با یک بیان روشن از کاربری‌های فراوان آن‌ها آغاز شود. جدول‌های عمرمدل به شکل گسترده برای هدف‌های زیر استفاده می‌شوند: هموارسازی داده‌ها؛ گنجاندن الگوهای مرگ و میر سن- ویژه در فن‌های گوناگون براورد کردن غیر مستقیم از قبیل آن‌هایی که بر پایه‌ی بقای والدین و یا خواهران و برادران متکی هستند؛ و برای پیش‌بینی نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه [۳]، [۱۴] و [۱۵]. یکی از مهم‌ترین کاربردهای جدول‌های عمرمدل برای براورد کردن عادی جمعیت‌شناسی در زمینه‌هایی است که ثبت کامل رویدادهای حیاتی اجرا نمی‌شود. اغلب، یک جدول عمر کامل تنها با اطلاعاتی درباره‌ی مرگ و میر کودکان و یا در رابطه با مرگ و میر اطفال همراه با مقداری تجربه‌ی مرگ و میر بزرگسالان که از روی سرشماری‌ها یا آمارگیری‌ها به دست آمده است براورد می‌شود. کاربرد مهم دیگر در ارزیابی اقتصادی دخالت سلامت در زمانی است که مزایای یک مداخله باید در متن سطوح کلی مرگ و میر مدل‌سازی شود.

جدول‌های عمرمدل به معنای واقعی کلمه مدل نیستند. آن‌ها نظریه‌های علت و معلولی و یا مدل‌های آماری را شکل نمی‌دهند. بلکه به یک جدول عمرمدل می‌توان به‌عنوان یک قضیه‌ی نمایانگر اندیشید. تز اصلی این است که پدیده‌ی پیچیده‌ی مرگ و میر سن- ویژه می‌تواند با دو یا سه پارامتر مانند خانواده‌ای که مدل به آن تعلق دارد و سطح مرگ و میر به خوبی نشان داده شود. توانایی ارایه‌ی یک برنامه‌ی کامل از مرگ و میر بر حسب سن با دو یا سه تکه از اطلاعات، درک الگوهای مرگ و میر را ساده می‌کند

و ثابت شده است که کاربری‌های تحلیلی فراوانی در بسیاری از زمینه‌ها دارد. اندیشیدن به جدول‌های عمرمدل با این شرایط می‌تواند هنگام تنظیم آزمون‌های تجربی مناسب از کفایت یک نظام کمک کند.

پیشنهاد می‌کنیم که نظام جدول عمرمدل، دست کم وجود سه ویژگی اجباری باشد. اولین ویژگی این است که ساده و به آسانی قابل استفاده باشد. در عمل، این به آن معناست که باید حداکثر دو پارامتر برای تعریف یک جدول عمر یکتا مورد نیاز باشد. نظام‌های پیچیده‌تر ممکن است روی معیارهای دوم و سوم که در زیر شرح داده شده‌اند بهتر عمل کنند اما چنین نظام‌هایی در کارهای عملی به شکل گسترده‌ای استفاده نشده‌اند. ما در رسته‌ی نظام‌های دو پارامتری موردهای زیر را قرار می‌دهیم: جدول‌های عمر خانواده‌ی کول- دمنی، مدل‌های سازمان ملل، نظام لوجیتی براس، و نظام لدرمن [۸]. نظام‌های کول- دمنی و سازمان ملل، نظام‌های دو پارامتری دو عامل هستند، که در آن‌ها گزینه‌ی خانواده یک پارامتر و سطح پارامتر دوم است. نظام لوجیتی براس هنگامی که یک استاندارد جهانی تکی استفاده می‌شود دو پارامتر α و β دارد. زمانی که استانداردهای چندگانه استفاده می‌شوند این نظام سه‌پارامتری می‌شود.

دوم این که، هر نظام جدول عمرمدل دوپارامتری نیز باید دامنه‌ی تغییرات واقعی الگوهای مرگ و میر سن- ویژه را که در جامعه‌های حقیقی دیده می‌شوند به شکلی مناسب گیر بیندازد. به‌عبارت دیگر، نظام‌های جدول عمرمدل نباید گستره‌ای را که مرگ و میر بر حسب سن تا آن حد می‌تواند در جامعه‌های گوناگون تغییر یابد کم‌نمایی کنند. برای مثال، اگر فردی به مرگ و میر کودکان نگاه کند که با استفاده از ${}_5q_0$ اندازه‌گیری شده و روی نمودار در مقابل مرگ و میر بزرگسالان ترسیم شده است که با استفاده از ${}_{45}q_{15}$ در جامعه‌هایی با داده‌های آمارهای ثبتی خوب از رویدادهای حیاتی اندازه‌گیری شده‌اند، دامنه‌ای که تنوع الگوی مرگ و میر تا آن حد در نظام جدول عمرمدل گیراندازی شده است مقیاسی از کفایت آن به شمار می‌رود.

سوم این‌که، هرگاه از یک نظام جدول عمرمدل برای انتخاب یک جدول عمر برای نشان دادن مرگ و میر بر حسب سن یک جامعه استفاده می‌شود، باید برازش تنگاتنگی بین نرخ‌های مرگ ومیر پیش‌بینی‌شده و نرخ‌های مرگ و میر واقعی وجود داشته باشد. برازش بین نرخ‌های واقعی و پیش‌بینی‌شده می‌تواند با بسیاری از مقیاس‌ها ارزیابی شود، از جمله ریشه‌ی میانگین توان دوم خطا (RMSE) در نرخ‌های مرگ و میر (یا لگاریتم

نرخ‌های مرگ و میر)، واریانس توضیح داده‌شده و متوسط خطای نسبی در نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه ارزیابی رسمی توان پیش‌گوی نظام جدول عمرمدل باید شرط مطلق در قضاوت کفایت آن باشد.

کاربری‌های دیگری برای نظام‌های جدول عمرمدل وجود دارد و بنا بر این معیارهای دیگری نیز وجود دارند که می‌توانند برای ارزشیابی آن‌ها مطرح شوند. ولی در این مقاله، ما بر روی نظام‌های دوپارامتری متمرکز می‌شویم و رسماً دامنه‌ی تغییرات الگوهای مرگ و میر سن- ویژه‌ای خاص که گیر می‌اندازند و قدرت پیش‌گوی آن‌ها را ارزیابی می‌کنیم.

۳- نظام‌های جدول عمرمدل دوپارامتری

هدف پایه در ایجاد هر جدول عمرمدل، ساخت نظامی است که نرخ‌های مرگ و میر را بر حسب سن و جنسیت ارایه می‌دهد و با تعداد کمی از پارامترها تعریف می‌شود که علاوه بر الگوی سنی مرگ و میر سطح را نیز گیر می‌اندازد. اگر یک مدل خاص به حد کفایت نمایانگر واقعیت باشد، ویژگی‌های جامعه‌ی مورد نظر می‌تواند با پارامترهای آن مدل خلاصه شود و بدین ترتیب مطالعه‌ی تغییرات میان جامعه‌ها و یا درون یک جامعه را در طول زمان آسان کند. اصول بنیادین هر یک از جدول‌های عمرمدل موجود در زیر شرح داده شده است.

۳-۱- سازمان ملل

اولین مجموعه از جدول‌های عمرمدل توسط سازمان ملل در سال۱۹۵۵ منتشر شد [۱۳]. این یک نظام نسبتاً ساده‌ی یک پارامتری بود که درباره‌ی سطوح مرگ و میر نوزادان فهرست شده بود. سپس در سال ۱۹۸۱، سازمان یک مجموعه‌ی اصلاح‌شده از جدول‌های عمر مدل منتشر کرد که شامل کوششی برای ساخت مدل‌های منطقه‌ای با استفاده از داده‌هایی از کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته بود که دارای کفایت لازم برای قرار گرفتن در مجموعه داده‌های تجربی تشخیص داده شده بودند. پنج خانواده از مدل‌ها مشخص شدند، که هر یک دارای مجموعه‌ای از جدول‌های امید به زندگی برای هر جنسیت بودند که دامنه‌ی تغییرات آن از ۳۵ تا ۷۵ سال بود. اگرچه مجموعه‌ی اصلاح‌شده از نظر فنی یک نظام یک پارامتری باقی می‌ماند، می‌توان گفت که انتخاب یک خانواده بُعدی جداگانه را

تشکیل می‌دهد. جدول‌های عمرمدل اصلاح‌شده‌ی سازمان ملل برای کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته اگرچه به شکل آشکاری نسبت به نظام یک پارامتری بهبود یافته است ولی هنوز محدودیت‌های مهمی بر آن حاکم است [۱۱]. تعداد نسبتاً کم جدول‌های عمر تجربی (۷۲) کاربردی بودن این مدل‌ها را برای جامعه‌های دیگر محدود می‌سازد.

۲-۳- کول و دمنی

شاید رایج‌ترین نظام مدل جدول عمرمدل که به شکل وسیعی استفاده شده است جدول‌های عمرمدل منطقه‌ای کول- دمنی باشد [۳]. این جدول‌ها که اولین بار در سال ۱۹۶۶ منتشر شدند، از یک مجموعه‌ی ۳۲۶تایی جدول عمر برای هر دو جنسیت از جامعه‌های واقعی گرفته شده بودند. چهار الگوی سنی عادی مرگ و میر تعیین شدند که تا اندازه‌ی زیادی بر حسب شکل جدول‌های زمانی مرگ و میر خود (مربوط به مکان جغرافیایی جامعه)، و نیز بر پایه‌ی الگوی انحراف‌های خود از معادله‌های رگرسیونی براوردشده‌ی قبلی مشخص شده بودند. این الگوها چنین نامیده می‌شدند: شمال، جنوب، شرق و غرب. مانند جدول‌های عمر اصلاح‌شده‌ی سازمان ملل، نظام کول- دمنی را نیز با دو پارامتر در نظر می‌گیریم که پارامتر دوم آن گزینه‌ی خانواده است. این نظام در سال ۱۹۸۹ اساساً به‌منظور گنجاندن گستره‌ی جدول‌های عمرمدل تا سن ۱۰۰ سالگی و بیش‌تر روزامد شد [۴].

استانداردهای سخت‌گیرانه‌ای که برای درستی در ساخت جدول‌های عمرمدل کول- دمنی تحمیل شده بودند تعداد کشورهای غیر اروپایی ارایه‌شده را محدود ساخت. به این دلیل جدول‌های کول- دمنی ممکن است الگوهای مرگ و میر موجود در دنیای در حال پیشرفت امروزی را پوشش ندهند. در واقع، نمونه‌های مستندسازی‌شده‌ی خوبی از الگوهای مرگ و میر وجود دارند که خارج از دامنه‌ی جدول‌های کول- دمنی قرار می‌گیرند [۵]. این حقیقت که یکی از پارامترهای نظام کول-دمنی (خانواده) گسسته است انعطاف‌پذیری نظام را به‌طور حتم در مقایسه با دیگر نظام‌هایی که در آن‌ها هر دو پارامتر پیوسته‌اند محدود می‌سازد.

۳-۳- لدرمن

نظام جدول‌های عمر مدل لدرمن اولین بار در سال ۱۹۵۹ منتشر شد و سپس در طول ۱۰ سال بعدی اصلاح شد [۹]. این نظام بر پایه‌ی تحلیل عاملی ۱۵۷ جداول تجربی بنا شده است. روش انتخاب نسبت به جدول‌های کول- دمنی از سختگیری کم‌تری برخوردار بود و تجربه‌های بیش‌تری از کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته ارایه می‌داد.

ضعف اساسی نظام لدرمن پیچیدگی نسبی آن است و این ویژگی اساساً مانع کاربری آن در بیش‌تر کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته می‌شود. با این که نظام مزبور با تنوع گسترده‌تر مقدارهای درایه تا حدودی انعطاف‌پذیری ایجاد می‌کند، در عمل بیش‌تر این مقدارها برای بیش‌تر کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته به آسانی براورد نمی‌شوند. دومین محدودیت اساسی، آن است که متغیرهای مستقل استفاده شده در ساخت مدل، تنها با یک مورد استثنا، به پارامترهایی برمی‌گردند که از اطلاعات ترکیبی دو جنسیت گرفته شده‌اند. بنا بر این کاربر ناگزیر به پذیرفتن رابطه‌های بین مرگ و میر زنان و مردان گنجانیده‌شده در مدل است حتی اگر مدارکی بر خلاف آن موجود باشد. برای مثال، براورد کردن یک جدول عمرمدل لدرمن که در آن امید به زندگی مردان بیش‌تر از زنان باشد تقریباً ناممکن است.

۴-۳- براس

یک رهیافت متفاوت برای ساخت نظام‌های جدول عمر اولین بار توسط براس در سال ۱۹۷۱ مطرح شد [۲]. نظام جدول عمر لوجیتی براس به رسته‌ای از مدل‌های مرگ و میر تعلق دارد که مدل‌های رابطه‌ای خوانده می‌شوند. ویژگی این نظام، یک جدول عمر استاندارد و دو پارامتر است که از طریق تبدیل ریاضی، هر جدول عمر را به استاندارد مرتبط می‌سازد. شکل کلی تابع‌های بقا از طریق استاندارد مرگ و میر گیراندازی می‌شود در حالی که پارامترها درگیر انداختن انحرافات از استاندارد کمک می‌کنند.

نظام براس بر پایه‌ی این فرض است که دو الگوی سنی متمایز مرگ و میر می‌توانند با یک رابطه‌ی خطی بین لوجیت‌های احتمالات بقای مربوط به خود به یکدیگر ربط داده شوند. پس برای هر دو تابع بقای مشاهده‌شده، l_x و l_x^s که دومی استاندارد است، پیدا کردن ثابت‌های α و β امکان‌پذیر است، به این صورت که

$$\text{Logit}(l_x) = \alpha + \beta \text{Logit}(l_x^s)$$

که در آن

$$\text{Logit}(l_x) = ۰/۵\ln\left[\frac{۱/۰ - l_x}{l_x}\right]$$

برای همه‌ی سنین x بزرگ‌تر از صفر است. اگر معادله‌ی بالا برای هر جفت از جدول‌های عمر صدق کند، در آن صورت هر جدول عمر می‌تواند از یک تک جدول عمر استاندارد با تغییر مقدار جفت‌های (α, β) استفاده‌شده به دست آید.

در واقعیت، فرضیه‌ی خطی بون تنها تا حدودی با جفت‌هایی از جدول‌های عمر واقعی تأمین می‌شود. به‌نظر می‌رسد زمانی که مرگ و میر مشاهده‌شده‌ی یک جامعه با استانداردها فاصله‌ی زیادی داشته باشد، انحراف از حالت خطی بسیار زیاد است. پس پیچدگی تغییرات در سطوح و الگوهای سنی مرگ و میر توسط نظام لوجیتی به شکل کامل گیراندازی نمی‌شود. این مشاهده دیگران را بر آن داشت تا مدل اصلی براس را با گنجاندن پارامترهای اضافی که خمیدگی‌هایی را در تابع بقا پیوستگی می‌پذیرند تعدیل کنند [۶] و [۱۷]. ولی، کاربری عملی این تعدیل‌ها محدود است، زیرا براورد کردن تجربی پارامترهای اضافی مشکل است و کاربرد مدل‌ها را پیچیده می‌سازد.

از بررسی‌های پیش‌گفته روشن است که دشواری‌های فنی جدی در استفاده از مدل‌های تجربی موجود برای شرح الگوهای مرگ و میر در کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته‌ی امروزی وجود دارد. در پاسخ به این دشواری‌ها ما یک نظام جدید اصلاح‌شده‌ی دو پارامتری از جدول‌های عمرمدل را با تکیه بر نظام لوجیتی پیشنهاد می‌کنیم. نظام اخیر بعد از ارزشیابی دقیق مقایسه‌ای نظام‌های لوجیتی وکول- دمنی انتخاب شد. این ارزشیابی در یکی از بخش‌های بعدی ارایه شده است.

۴- اصلاح نظام لوجیتی براس

می‌توانیم اصل بنیادین رهیافت براس را تعمیم دهیم تا مسلم فرض کنیم که برخی تبدیل‌های تابع بقا به گونه‌ای هستند که همه‌ی تابع‌های بقای تبدیل‌شده، تابع‌های خطی یکدیگرند. به‌صورت رسمی

$$\Gamma(l_x) = \alpha + \beta\Gamma(l_x^s) \qquad (۱)$$

اگر تبدیل قابل مشخص شدن باشد در آن صورت همه‌ی تابع‌های بقا را به آسانی می‌توان از پارامترهای α و β به دست آورد. پیشنهاد اصلی براس این بود که این تبدیل گونه‌ی دیگری از تبدیل لوجیتی است طوری که:

$$\Gamma(l_x) = \circ/\Delta \ln\left(\frac{1-l_x}{l_x}\right) \quad \forall\ x > \circ, (l_\circ = 1/\circ) \qquad (۲)$$

مشکل این جاست که تبدیل لوجیتی، رابطه‌ی میان بسیاری از تابع‌های بقا را کاملاً خطی نمی‌کند. در بسط نظام لوجیتی اصلاح‌شده، ما به دنبال مشخص کردن تبدیلی بودیم که حالت خطی بودن رابطه‌ها میان بسیاری از خم‌های بقا را بدون افزودن بر پیچیدگی پارامترهای اضافی که در بسط‌های قبلی نظام براس مشاهده کردیم بهبود بخشد [۶] و [۱۷].

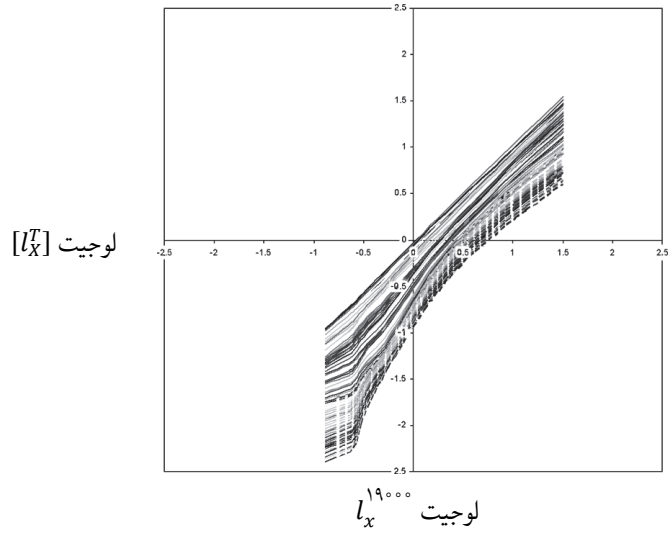
تعدیل‌های ما از تبدیل براس بر پایه‌ی برخی مشاهده‌های تجربی، ساده ولی قانع‌کننده است. مشاهده‌های پایه بیانگر این است که انحرافات از حالت خطی بودن از برخی مقررات خاص پیروی می‌کنند که می‌توانند در ارتباط با میزان تغییرات مرگ و میر بین استانداردها و جدول عمر مشاهده‌شده مدل‌سازی شوند. این جابه‌جایی در ساختار مرگ و میر می‌تواند با ترسیم نموداری یک سری از مقادیر جدول عمر لوجیتی در مقابل مقادیر لوجیتی برگرفته از جدول عمر قبلی و نیز بررسی چگونگی دور شدن خم‌ها از حالت خطی بودن نشان داده شود. این وضعیت در شکل ۱ نشان داده شده است که داده‌هایی را برای مردان آمریکا ارایه می‌دهد. در این شکل، مقدارهای جدول عمر سالانه‌ی لوجیتی از سال ۱۹۰۰ تا ۱۹۹۵ در مقابل مقدارهای لوجیتی سال ۱۹۰۰ که به‌عنوان استاندارد در نظر گرفته شده‌اند ترسیم شده است. بدیهی است که تغییرات مرگ و میر در طی زمان منجر به تغییراتی در الگوی سنی مرگ و میر می‌شوند که در مدل رابطه‌ای لوجیتی به‌طور کامل‌گیر نمی‌افتند. در واقع، اگر تبدیل لوجیتی کاملاً مناسب می‌بود، نمودارهای پیاپی در این شکل در طی زمان خطی باقی می‌ماندند. تعدیل‌های ما از تبدیل براس بر پایه‌ی این مشاهده است که تفاوت بین مقدارهای لوجیتی پیش‌بینی‌شده و مشاهده‌شده از الگویی پیروی می‌کند که همچنان که سطح مرگ و میر جدول عمر مشاهده‌شده از سطح استاندارد منحرف می‌شود قابل پیش‌بینی است. یعنی این که انحرافات از حالت خطی بودن در مدل اصلی براس با تفاوت نسبی بین نرخ مرگ و میر استاندارد و مرگ و میر جدول عمر واقعی براوردشده مرتبط است.

بررسی‌های تجربی تفاوت‌های بین نرخ مرگ و میر سن- ویژه‌ی پیش‌بینی‌شده و مشاهده‌شده که از تبدیل لوجیتی براس با استانداردهای جهانی استفاده می‌کند بیانگر این مطلب است که این خطای نظامند در هر سن هم به سطح مرگ و میر کودکان نسبت به استاندارد و هم به سطح مرگ و میر بزرگسالان میانسال نسبت به استاندارد مربوط می‌شود. بر پایه‌ی این یافته‌ها، تعداد گوناگونی از تبدیل‌های دیگر مورد بررسی قرار گرفتند. سرانجام، بر پایه‌ی آزمون‌های متعدد، تبدیل انتخابی ما چنین است

$$\Gamma(l_x) = \text{Logit}(l_x) + \gamma_x \left[1 - \left[\frac{\text{Logit}(l_{5})}{\text{Logit}(l^s_{5})} \right] \right] + \theta_x \left[1 - \left[\frac{\text{Logit}(l_{60})}{\text{Logit}(l^s_{60})} \right] \right]$$

(۳)

پس تبدیل اصلاح‌شده شامل سه تابع استاندارد l^s_x، θ_x و γ_x است که سن- ویژه و جنسیت- ویژه‌اند اما در جامعه‌های گوناگون ناوردا هستند. بخش‌های بعدی براورد کردن این تابع‌ها را شرح می‌دهند.



شکل ۱- لوجیتی سالانه‌ی مقدارهای l_x (۹۵-۱۹۰۰) در مقابل مقدارهای لوجیتی l_x برای سال ۱۹۰۰ که به‌عنوان استاندارد برای مردان در آمریکا در نظر گرفته نشده است.

۵-مجموعه داده‌های جدول عمر

از دهه‌ی ۱۹۶۰، سازمان بهداشت جهانی (WHO)[۳] به شکل نظامند داده‌های ثبتی حیاتی را درباره‌ی علت مرگ در کشورها جمع‌آوری کرده و از هیچ تلاشی برای کامل کردن این سری‌ها برای گذشته‌ها تا سال ۱۹۵۰ فروگذار نکرده است. برای بیش‌تر کشورها، جدیدترین داده‌ها به دوره‌ی ۲۰۰۰-۱۹۹۸ برمی‌گردد [۱۰]. داده‌های مربوط به بیش‌تر کشورها حاوی تعداد مرگ و میرها بر حسب سن، جنسیت و علت مرگ است که طبق اصلاحیه‌ی طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها رده‌بندی شده‌اند. داده‌ها بر حسب گروه‌های سنی متدوال ۵ ساله جمع‌آوری شده‌اند (صفر، ۱ تا ۴، ۵ تا ۹، ...، ۸۵ و بیش‌تر)، ولی در سال‌های اخیر آخرین گروه سنی تا ۱۰۰ و بیش‌تر گسترش یافته است. برای هر سال براوردهای جمعیت نیمه‌ی سال نیز بر حسب سن و جنسیت توسط کشورهای گزارش کننده ارائه می‌شود. این داده‌ها از لحاظ کامل بودن با استفاده از آزمون‌های جمعیت‌شناسی استاندارد غربال شده‌اند و تنها کشور- سال‌هایی که مرگ و میر مربوط به آن کامل تشخیص داده شده است برای این تحلیل نگهداشته شده‌اند.

این مجموعه داده‌ها با جدول‌های عمر زندگی دو منبع دیگر تکمیل شده است. جدول‌های عمر تاریخی که توسط پرستون، کیفیتز و شوئن گردآوری شده‌اند [۱۲] برای سال‌هایی که در مجموعه‌ی داده‌های مرگ و میر سازمان جهانی بهداشت پوشش داده نشده بودند به مجموعه افزوده شده‌اند. داده‌های مرگ و میر که مبنای این جدول‌های عمر را تشکیل می‌دهند، هر جا که لازم بوده است، از لحاظ کم‌گزارش‌دهی تعدیل شده‌اند.

برای بهبود در پوشش‌دهی کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته در مجموعه‌ی داده‌ها، جدول‌های عمر اصلاح‌شده‌ی کشورها که توسط سازمان ملل [۱۴] برای ایجاد مدل‌های جدول عمر آن‌ها استفاده می‌شوند نیز اضافه شدند. همچنان که اطلاعاتی با کیفیت بهتر برای کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته فراهم می‌آیند، پارامترهای مدل جدول عمر را می‌توان باز براورد کرد. یک منبع بالقوه‌ی مهم نرخ‌های مرگ و میر سن-ویژه برای جامعه‌های تعریف‌شده، در درجه‌ی اول در زیر صحرای آفریقا، شبکه‌ی INDEPTH (شبکه‌ی بین‌المللی برای ارزیابی‌های مدام جمعیت‌شناسی جامعه‌ها و سلامت آن‌ها در کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته) است. اولین نتیجه‌های این همکاری‌ها اخیراً منتشر شده است (IDRC ۲۰۰۲). در حالی که سطوح مرگ و میر بزرگسالان در بسیاری جاها بدون شک

کم گزارش‌دهی می‌شوند، شبکه قول می‌دهد تا هر چه سریع‌تر آگاهی‌های مربوط به مرگ و میر بزرگسالان را در آفریقا بهبود بخشد.

جدول ۱- جدول‌های عمر مورد استفاده در آزمون و بسط نظام جدول عمر لوجیتی اصلاح‌شده

کشور	سال(ها)	تعداد کل
آرژانتین	۱۹۶۶-۷۰، ۱۹۷۷-۷۹، ۱۹۸۲-۹۷	۴۸
استرالیا	۱۹۱۱-۱۹۲۱، ۱۹۵۰-۹۷	۱۰۰
اتریش	۱۹۵۵-۹۹	۹۰
بلاروس	۱۹۸۱-۹۸	۳۶
بلژیک	۱۹۵۴-۹۸	۹۰
بنگلادش	۱۹۷۵	۲
بلغارستان	۱۹۶۴-۹۸	۷۰
کشور کانادا	۱۹۵۰-۹۷، ۱۹۲۱	۹۸
دارفلفل	۱۹۰۹، ۱۹۲۰، ۱۹۳۰، ۱۹۴۰، ۱۹۵۰، ۱۹۵۵-۸۲، ۱۹۸۴-۹۸	۹۶
کلمبیا	۱۹۶۴، ۱۹۶۰	۴
کاستاریکا	۱۹۵۶-۸۳، ۱۹۸۵-۹۸	۸۴
کرواسی	۱۹۸۲-۹۸	۳۴
کوبا	۱۹۷۰-۹۸	۵۸
جمهوری چک	۱۹۳۴، ۱۹۸۲-۹۹	۳۸
دانمارک	۱۹۲۱، ۱۹۳۰، ۱۹۵۲-۹۸	۹۸
السالوادور	۱۹۵۰، ۱۹۷۱	۴
استونی	۱۹۸۱-۹۸	۳۶
فنلاند	۱۹۵۲-۹۸	۹۴
فرانسه	۱۹۰۰-۱۳، ۱۹۲۰-۳۹، ۱۹۴۶-۹۷	۱۷۲
گرجستان	۱۹۸۱-۹۶	۳۰
آلمان	۱۹۶۹-۹۸	۵۸
یونان	۱۹۲۸، ۱۹۵۶-۹۸	۸۸
گواتمالا	۱۹۶۱، ۱۹۶۴	۴
هندوراس	۱۹۶۱، ۱۹۷۴	۴

ادامه‌ی جدول ۱- جدول‌های عمر مورد استفاده در آزمون و بسط نظام جدول عمر لوجیتی اصلاح‌شده

کشور	سال(ها)	تعداد کل
مجارستان	۱۹۵۵-۹۹	۹۰
هندوستان	۱۹۷۱	۲
ایران	۱۹۷۴	۲
ایرلند	۱۹۵۰-۹۸	۹۸
اسرائیل	۱۹۷۵-۹۸	۴۸
ایتالیا	۱۹۰۱، ۱۹۱۰،۱۹۲۱، ۱۹۳۱، ۱۹۵۱-۹۷	۱۰۲
ژاپن	۱۹۵۰-۹۸	۹۸
کره، جمهوری	۱۹۷۳	۲
لتونی	۱۹۸۰-۹۸	۳۸
لیتوانی	۱۹۸۱-۹۸	۳۶
مقدونیه	۱۹۸۲-۹۷	۳۲
موریس	۱۹۹۰-۹۸	۱۸
مکزیک	۱۹۵۸-۵۹، ۱۹۶۹-۷۳، ۱۹۸۱-۸۳، ۱۹۸۵-۹۸	۴۸
هلند	۱۹۵۰-۹۸	۹۸
نیوزیلند	۱۹۰۱، ۱۹۱۱، ۱۹۵۰-۹۸	۱۰۲
نروژ	۱۹۱۰، ۱۹۲۰، ۱۹۵۱-۹۸	۱۰۰
پاناما	۱۹۶۰	۲
پرو	۱۹۷۰	۲
فیلیپین	۱۹۶۴، ۱۹۷۰	۴
لهستان	۱۹۵۹-۹۸	۸۰
پرتغال	۱۹۲۰، ۱۹۳۰، ۱۹۴۰، ۱۹۵۵-۹۸	۹۴
جمهوری مولداوی	۱۹۸۱-۹۸	۳۶
رومانی	۱۹۶۳، ۱۹۶۹-۹۸	۶۰
فدراسیون روسیه	۱۹۸۰-۹۸	۳۸
سنگاپور	۱۹۵۵-۹۸	۸۸
اسلواکی	۱۹۸۲-۹۸	۳۴
اسلوونی	۱۹۸۲-۹۸	۳۴
آفریقای جنوبی	۱۹۴۱، ۱۹۵۱، ۱۹۶۰	۶
اسپانیا	۱۹۳۰، ۱۹۴۰، ۱۹۵۱-۶۹، ۱۹۷۱-۹۸	۹۸
سری لانکا	۱۹۴۶، ۱۹۵۳	۴

ادامه‌ی جدول ۱- جدول‌های عمر مورد استفاده در آزمون و بسط نظام جدول عمر لوجیتی اصلاح‌شده

کشور	سال(ها)	تعداد کل
سوئد	۱۷-۱۹۰۰، ۹۸-۱۹۲۰	۱۹۴
سویس	۹۸-۱۹۵۱	۹۶
تایلند	۱۹۷۰	۲
ترینیداد و توباگو	۹۷-۱۹۹۰	۱۴
تونس	۱۹۶۸	۲
اوکراین است	۹۸-۱۹۸۱	۳۶
پادشاهی متحده	۱۹۰۱، ۱۹۱۱، ۱۹۲۱، ۱۹۳۱، ۹۸-۱۹۵۰	۱۰۶
ایالات متحده آمریکا	۱۶-۱۹۰۰، ۴۱-۱۹۲۰، ۹۸-۱۹۴۵	۱۸۶
یوگسلاوی	۹۷-۱۹۸۲	۳۲

در کنار به کار بردن معیارهای کامل بودن و کفایت جزئیات سن- ویژه و جنسیت- ویژه، معیار غربالگری ما نیز جدول‌های عمر جامعه‌ها برای دوران جنگ و همه‌جاگیری آنفلونزای اسپانیایی در سال‌های ۱۹-۱۹۱۸ را نادیده گرفته است. داده‌های مربوط به سال‌های قبل از ۱۹۰۰ حذف شده‌اند زیرا الگوهای سنی مرگ و میر نامعمول بوده‌اند. جامعه‌های کوچک با اندازه‌ی کلی کم‌تر از یک میلیون نفر (ترکیب دو جنسیت) نیز برای حداقل کردن تأثیر نوسان تصادفی در نرخ‌های مرگ حذف شدند.

مجموعه‌ی به دست آمده از ۱۸۰۲ جدول عمر که برای بسط و آزمون مدل مورد استفاده قرار گرفته بودند جدول ۱ نشان داده شده‌اند. البته بیش‌تر کشورها متعلق به اروپا، آمریکای شمالی و اقیانوسیه هستند، اما در میان ۶۳ کشور مطرح‌شده، تقریباً یک سوم آن‌ها به مناطق در حال توسعه تعلق دارند. برای بیش‌تر کشورهای پیشرفته، مجموعه داده‌های اطلاعات تاریخی تا آغاز قرن بیستم را نیز در بر می‌گیرد.

متأسفانه داده‌های تجربی مربوط به آفریقا و بیش‌تر بخش‌های آسیا که در مجموعه‌ی جدول‌های عمر نهایی مورد استفاده برای بسط مدل گنجانده شده‌اند بسیار کم است. بنا بر این، به‌کارگیری این مدل برای این جامعه‌ها نامطمئن‌تر از جاهای دیگر خواهد بود.

جدول ۲ ویژگی‌های جدول‌های عمر موجود در مجموعه داده‌ها را خلاصه می‌کند. میانگین امید زندگی نسبتاً زیاد است (۶۷/۵ سال برای مردان و ۷۳/۴ سال برای زنان) که بیش‌تر وضعیت کشورهای توسعه‌یافته را نشان می‌دهد، اگرچه دامنه‌ی تغییرات امید به

زندگی (۷۷-۲۷ سال برای مردان و ۸۴-۲۹ سال برای زنان) تجربه‌ی همه‌ی کشورها را در برمی‌گیرد [۱۰]. میانگین یا سطوح مرگ و میر بزرگسالان و کودکان به آن‌چه که در بسیاری از کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته‌ی امروزی مشاهده شده است چندان بی‌شباهت نیست و باز هم دامنه‌ی تغییرات مقدارها سطوح براوردشده در همه‌ی کشورهای کم‌تر توسعه‌یافته را به استثنای چند کشور در آفریقا (نامیبیا، بوتسوانا و زامبیا) که مرگ و میر زنان در اثر HIV به شدت زیاد است به خوبی را در بر می‌گیرد.

جدول ۲- ویژگی‌های جدول‌های عمر فهرست‌شده در جدول ۱

جنس	پارامتر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
مرد	e_0	۶۷٫۴۶	۶٫۱۶	۲۶٫۶۴	۷۷٫۲۹
	${}_5q_0$	۰٫۰۳۹	۰٫۰۴۷	۰٫۰۰۵	۰٫۴۳۹
	${}_{45}q_{15}$	۰٫۲۰۸	۰٫۰۷۶	۰٫۰۸۷	۰٫۷۶۲
	${}_{20}q_{60}$	۰٫۶۳۶	۰٫۰۷۸	۰٫۴۲۲	۰٫۹۰۶
زن	e_0	۷۳٫۳۹	۶٫۸۱	۲۹٫۲۰	۸۴٫۰۰
	${}_5q_0$	۰٫۰۳۳	۰٫۰۴۳	۰٫۰۰۳	۰٫۴۲۷
	${}_{45}q_{15}$	۰٫۱۲۱	۰٫۰۶۶	۰٫۰۴۹	۰٫۶۵۶
	${}_{20}q_{60}$	۰٫۴۷۸	۰٫۰۹۹	۰٫۲۲۲	۰٫۸۳۳

۶- براورد کردن تجربی استاندارد جهانی θ_x و γ_x

۱-۶- براورد کردن θ_x و γ_x

با بازنویسی معادله‌های (۳) و (۱) می‌توانیم پارامترهای سنی- ویژه‌ی θ_x و γ_x و نیز پارامترهای کشور- سال-ویژه‌ی α_{ij} و β_{ij} را بیان کنیم (که i بیانگر کشور و j سال است) به شکلی که براورد کردن مقدارهای پارامتر را با استفاده از رگرسیون کم‌ترین توان‌های دوم عادی (OLS) امکان‌پذیر سازد.

$$\text{Logit}\left(l_x^{ij}\right) = \alpha_{ij} + \beta_{ij}\text{logit}(l_x^s) + \gamma^x\left[1 - \left[\frac{\text{Logit}\left(l_5^{ij}\right)}{\text{Logit}\left(l_5^s\right)}\right]\right]$$

$$+\theta_x\left[1-\left[\frac{\text{Logit}(l_{60}^{ij})}{\text{Logit}(l_{60}^{S})}\right]\right] \quad (۴)$$

دو دانش‌واژه‌ی آخر معادله‌ی (۴) برای کنترل از لحاظ دیفرانسیل مرگ و میر میان جدول عمر استاندارد و یک جدول عمر مشاهده‌شده طراحی شده‌اند. اولین آن‌ها تأثیر تفاوت‌ها را در مرگ و میر کودکان (نسبت به استاندارد) گیر می‌اندازد. در حالی که دومی تفاوت‌ها را در مرگ و میر بزرگسالان تا سن ۶۰ سالگی گیر می‌اندازد. جدول عمر استاندار مورد استفاده یک استاندارد جهانی سن- ویژه است که با گرفتن متوسط همه‌ی جدول‌های عمر سن- ویژه‌ی موجود در مجموعه‌ی داده‌ها محاسبه می‌شود. از آن‌جایی که انحراف معمولی از استاندارد در گروه‌های سنی نه در جهت یکسان و نه دارای بزرگی یکسان است، θ و γ با سن تغییر می‌کنند اما در سراسر کشورها و سال‌ها ثابت‌اند.

ما پارامترهای مدل را با نمونه‌گیری مکرر از زیرمجموعه‌ای از تقریباً ۷۰ درصد کشور- سال‌ها در مجموعه‌ی کامل داده‌های جدول عمر (۱۲۶۱ جدول عمر) که به شکل تصادفی انتخاب شده بودند براورد کرده‌ایم. ۳۰ درصد باقی‌مانده از مشاهدات تجربی برای هدف‌های اعتبارسنجی، به شرح زیر، ذخیره شده است. ما رگرسیون‌های جداگانه‌ای را بر حسب جنسیت به‌منظور براورد همزمان α_{ij} و β_{ij} برای هر جدول عمر کشور- سال و مجموعه‌ی θ_x و γ_x را برای همه‌ی سن‌ها به استثنای ۵ و ۶۰ سال با استفاده از رگرسیون کم‌ترین توان‌های دوم عادی (OLS) اجرا کردیم.

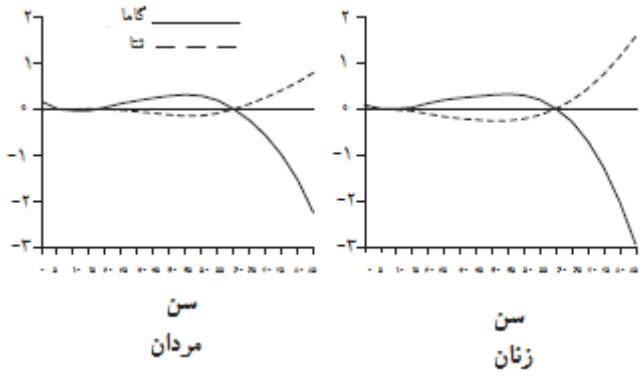
بعد از مقایسه‌ی نتیجه‌های چندین حالت متفاوت پی بردیم که اگر θ_5 و γ_5 و θ_{60} و γ_{60} را در براورد کردن برای هدف‌های شناسایی صفر بگیریم می‌تواند اندکی سودمند واقع شود. θ_x و γ_x که از این راه به دست آمده‌اند در جدول ۳ در کنار مقادیر استاندارد جهانی l_x نشان داده شده‌اند. همان‌طور که شکل ۲ نشان می‌دهد، مقدارها بر حسب سن برای هر دو پارامتر در زنان و مردان از یک الگوی ثابت پیروی می‌کنند.

تأثیر این تبدیل بر روی یک مجموعه از تابع‌های بقا در شکل ۳ نشان داده شده است. در پانل بالایی، انحرافات (مانده) بر حسب سن بین لوجیت‌های l_x مشاهده‌شده و آن‌هایی که از نظام اصلی براس با استفاده از استاندارد جهانی پیش‌بینی شده‌اند برای سه جامعه ترسیم شده‌اند که یک دامنه از تجربیات مرگ و میر را تحت پوشش قرار می‌دهند. انحرافات زیادی در سه جامعه، به ویژه در سنین ۴-۰ و میان بزرگسالان مسن‌تر به

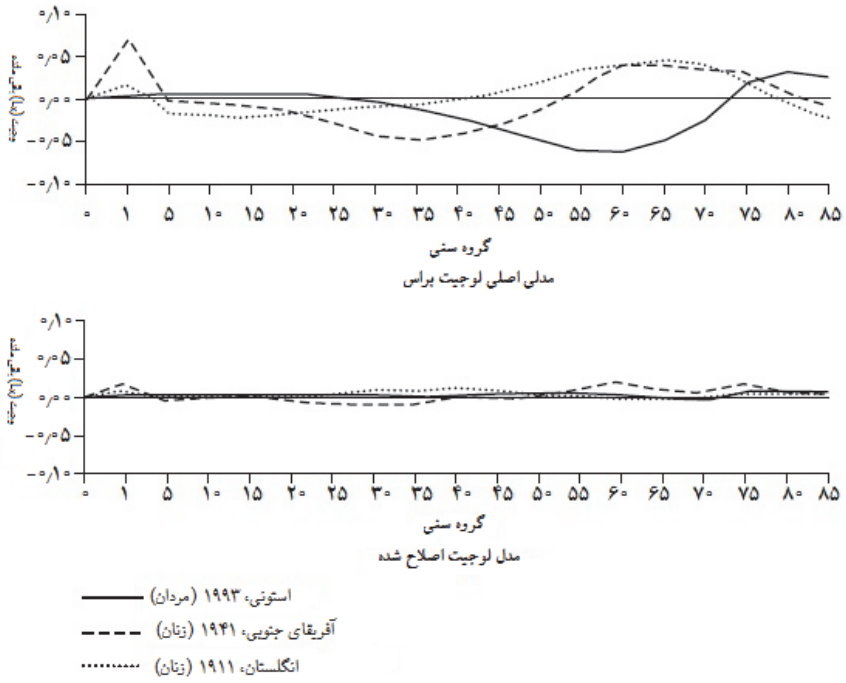
روشنی دیده می‌شوند. در پانل پایینی، انحرافات بر پایه‌ی این تبدیل جدید برای همان سه جامعه نشان داده شده‌اند. بدیهی است که برازش به مراتب بهتر است. از آن‌جا که این تبدیل رابطه‌ی میان تابع‌های بقا از لحاظ سن خطی‌تر می‌سازد، یک برازش دو پارامتری روی استاندارد تبدیل‌شده به مراتب بهتر از تبدیل لوجیتی ساده‌ی اصلی عمل می‌کند.

جدول ۳- مقدارهای پارامترهای مدل θ_x و γ_x و مقدار استاندارد جهانی l_x بر حسب جنسیت

سن	مرد			زن		
	γ_x	θ_x	l_xاستاندارد	γ_x	θ_x	l_xاستاندارد
۰	۰٫۰۰۰۰	۰٫۰۰۰۰	۱۰۰،۰۰۰	۰٫۰۰۰۰	۰٫۰۰۰۰	۱۰۰،۰۰۰
۱	۰٫۱۶۰۷	-۰٫۰۰۹۷	۹۶،۸۷۰	۰٫۰۸۵۵	۰٫۰۷۳۴	۹۷،۴۵۵
۵	۰٫۰۰۰۰	۰٫۰۰۰۰	۹۶،۰۱۰	۰٫۰۰۰۰	۰٫۰۰۰۰	۹۶،۶۵۱
۱۰	-۰٫۰۳۲۵	۰٫۰۰۲۵	۹۵،۶۶۶	-۰٫۰۰۲۶	-۰٫۰۲۲۹	۹۶،۳۷۰
۱۵	-۰٫۰۲۹۷	۰٫۰۰۴۷	۹۵،۳۸۵	۰٫۰۲۹۱	-۰٫۰۴۸۵	۹۶،۱۵۳
۲۰	۰٫۰۴۲۷	۰٫۰۰۱۸	۹۴،۷۸۲	۰٫۱۱۹۹	-۰٫۱۰۹۰	۹۵،۷۹۵
۲۵	۰٫۱۲۶۲	-۰٫۰۲۱۰	۹۳،۹۱۵	۰٫۱۹۳۱	-۰٫۱۷۰۲	۹۵،۳۴۰
۳۰	۰٫۱۸۷۷	-۰٫۰۵۱۸	۹۳،۰۰۷	۰٫۲۳۵۲	-۰٫۲۱۱۷	۹۴،۸۲۴
۳۵	۰٫۲۴۳۰	-۰٫۰۸۸۳	۹۱،۹۴۹	۰٫۲۶۸۶	-۰٫۲۴۰۸	۱۹۷،۹۴
۴۰	۰٫۲۸۹۹	-۰٫۱۲۴۸	۹۰،۵۷۵	۰٫۳۰۰۳	-۰٫۲۶۰۱	۹۳،۳۷۰
۴۵	۰٫۳۱۴۸	-۰٫۱۴۸۲	۸۸،۶۴۵	۰٫۳۲۰۳	-۰٫۲۵۹۴	۹۲،۲۲۰
۵۰	۰٫۲۸۸۸	-۰٫۱۴۰۲	۸۵،۸۳۴	۰٫۲۹۳۵	-۰٫۲۱۸۳	۹۰،۵۶۹
۵۵	۰٫۱۹۱۵	-۰٫۰۹۱۰	۸۱،۷۱۳	۰٫۱۹۶۷	-۰٫۱۳۳۸	۸۸،۱۵۹
۶۰	۰٫۰۰۰۰	۰٫۰۰۰۰	۷۵،۷۹۲	۰٫۰۰۰۰	۰٫۰۰۰۰	۸۴،۶۷۹
۶۵	-۰٫۲۳۰۴	۰٫۱۱۷۰	۶۷،۴۹۳	-۰٫۲۷۹۴	۰٫۱۸۵۹	۷۹،۴۸۱
۷۰	-۰٫۵۵۲۳	۰٫۲۵۷۹	۵۶،۵۴۶	-۰٫۷۰۶۶	۰٫۴۳۷۷	۷۱،۷۶۳
۷۵	-۰٫۹۶۶۹	۰٫۴۱۵۰	۴۲،۹۸۹	-۱٫۲۸۳۵	۰٫۷۵۳۴	۶۰،۳۵۸
۸۰	-۱٫۵۰۱۳	۰٫۵۹۳۶	۲۸،۱۱۷	-۲٫۰۲۹۶	۱٫۱۳۶۰	۴۴،۹۵۸
۸۵	-۲٫۲۱۲۶	۰٫۸۰۵۱	۱۴،۳۶۴	-۲٫۹۵۷۶	۱٫۵۷۷۴	۲۷،۱۲۳



شکل ۲- مقدار پارامترهای مدل θ_x و γ_x بر حسب سن و جنسیت



شکل ۳- انحرافات بین لوجیت‌های مشاهده‌شده و پیش‌بینی‌شده بر حسب سن در کشورهای انتخابی

۲-۶- بسط جدول‌های عمرمدل

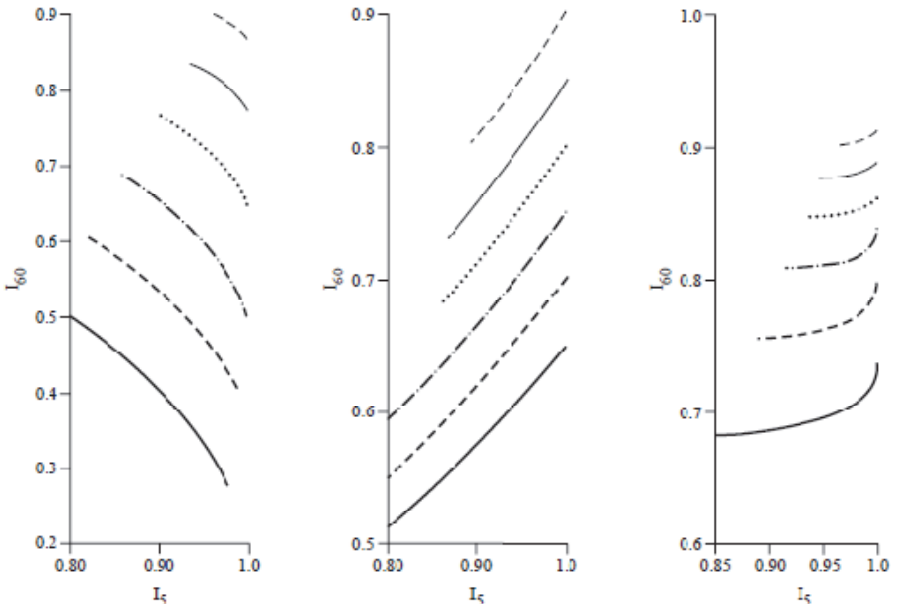
با براورد θ_x و γ_x می‌توانیم به بسط جدول‌های عمرمدل با استفاده از تبدیل اصلاح‌شده بپردازیم. ذکر این مطلب ضروری است که θ_x و γ_x در سراسر کشورها و سال‌ها تغییر نمی‌کنند. به این علت، هر جدول عمر هنوز هم می‌تواند به شکل یکتا با این تبدیل به‌صورت یک تابع خطی استاندارد با استفاده از تنها دو پارامتر تعریف شود. استفاده از تابع‌های جدول عمر l_5 و l_{60} به‌عنوان پارامترهایی برای تعریف یک جدول عمر یکتا به جای α و β مفید است، زیرا مقادیر قبلی به آسانی قابل تفسیرند. هر جفت l_5 و l_{60} یک جدول عمر را به شکل یکتا تعریف می‌کند زیرا نگاشت یک به یکی بین یک جفت از مقادیر α_{ij} و β_{ij} و جفت مقادیر l_5 و l_{60} وجود دارد. می‌توان نشان داد که:

$$\alpha_{ij} = \frac{\text{Logit}\left(l_5^{ij}\right).\text{Logit}\left(l_{60}^{s}\right) - \text{Logit}\left(l_5^{s}\right).\text{Logit}\left(l_{60}^{ij}\right)}{\text{Logit}\left(l_{60}^{s}\right) - \text{Logit}\left(l_5^{s}\right)} \qquad (۵)$$

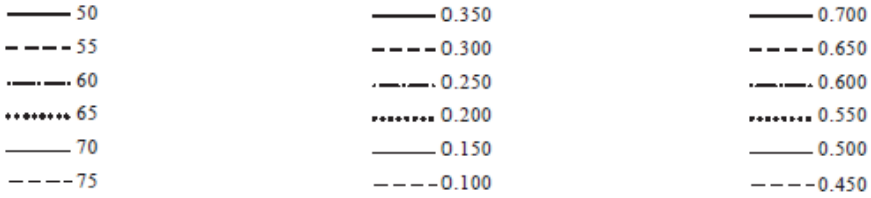
$$\beta_{\text{ij}} = \frac{\text{Logit}\left(l_{60}^{ij}\right) - \text{Logit}\left(l_5^{ij}\right)}{\text{Logit}\left(l_{60}^{s}\right) - \text{Logit}\left(l_5^{s}\right)} \qquad (۶)$$

با نمونه‌گیری نظامند از دامنه‌ی مقادیر l_5 و l_{60} و کنار گذاشتن ترکیب‌هایی که از نظر منطقی ناممکن هستند $\left(l_5 < l_{60}\right)$، یک مجموعه‌ی بزرگ از جدول‌های عمر تولید کرده‌ایم. با استفاده از این مجموعه، مجسم کردن تابع‌های گوناگون جدول عمر مانند ${}_nq_x$ و e_x به‌عنوان پارامترهایی در فضای دو بعدی تعریف‌شده با l_5 و l_{60} امکان‌پذیر است. شکل ۴ الف هم‌شیبی امید به زندگی در بدو تولد را مطابق با مقادیر معین l_5 و l_{60} نشان می‌دهد. هر نقطه روی هم‌شیب با یک سطح ثابت از امید به زندگی به دست آمده از الگوهای سنی متفاوت مرگ و میر مطابقت دارد. همان امید به زندگی با مرگ و میر کم‌تر کودکان و مرگ و میر بیش‌تر بزرگسالان یا مرگ و میر بیش‌تر کودکان و مرگ و میر کم‌تر بزرگسالان امکان‌پذیر است. هم‌شیب بیانگر آن است که همان امید به زندگی می‌تواند با الگوهای سنی که به شکل گسترده تغییر می‌کنند رخ دهد. این مطلب به شکل واضح‌تری در شکل ۵ نمایش داده شده است، که لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه را برای

چهار جدول عمرمدل انتخاب‌شده از هم‌شیب امید به زندگی برابر با ۶۵ سال برای مردان نشان می‌دهد. تغییر اساسی در نرخ‌های مرگ و میر ناهمگنی الگوهای مرگ و میر را نشان می‌دهد که باید توسط هر نظام جدول عمر گیراندازی شود. با توجه به این مطلب، تجزیه و تحلیل‌ها تأیید خواهند کرد که نظام براس و نظام لوجیتی اصلاح‌شده‌ی درجه‌ی به مراتب بالاتری از انعطاف‌پذیری را نسبت به نظام کول- دمنی از خود نشان می‌دهند.



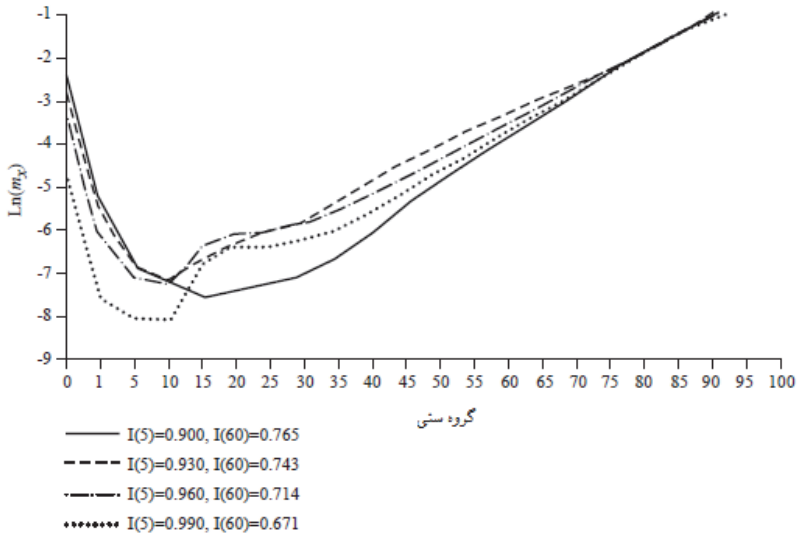
الف) مقدارهای ثابت $e_{\circ}$ ب) مقدارهای ثابت ${}_{45}q_{15}$ ج) مقدارهای ثابت ${}_{20}q_{60}$



شکل ۴- هم‌شیب‌های ${}_{45}q_{15}$ و $l_{\circ}$ و ${}_{20}q_{60}$، مقدارهای انتخابی برای مردان

شکل‌های ۴ ب و ج به ترتیب نشان می‌دهند که چگونه مرگ و میر بزرگسالان ($_{۴۵}q_{۱۵}$) و مرگ و میر میان سالخوردگان ($_{۲۰}q_{۶۰}$) بر اساس دو پارامتر $l_{۵}$ و $l_{۶۰}$ در مجموعه‌ی جدول‌های عمرمدل تغییر می‌کنند. در یک سطح معین‌شده از مرگ و میر کودکان، شیب هم‌شیب‌های پی‌درپی نسبتاً ثابت باقی می‌ماند. از سوی دیگر، شکل ۴ ج بیانگر آن است که تأثیر سطوح رو به کاهش مرگ و میر کودکان بر روی مرگ و میر مسن‌ترها به مراتب کم‌تر آشکار است. سطوح $_{۲۰}q_{۶۰}$ توسط سطوح مرگ و میر بزرگسالان با قوت به مراتب بیش‌تری تعیین می‌شوند. این حقیقت که هم شیب‌ها در شکل ۴ به شکل یکنوا در فضای پارامتری $l_{۵}$ و $l_{۶۰}$ افزایش و یا کاهش می‌یابند بیانگر آن است که گفتن این مطلب به اندازه‌ی کافی درست است که یک ترکیب از $l_{۵}$ و $l_{۶۰}$ هست که با هر دو تابع مرگ و میر جدول عمر مطابقت دارد. این یک رابطه‌ی جبری نیست بلکه یک رابطه‌ی تجربی است که از هم‌شیب‌های یکنوا ناشی می‌شود. یعنی این که ما می‌توانیم یک جدول عمر جور در نظام لوجیتی اصلاح‌شده برای بیش‌تر ترکیب‌های دو تابع جدول عمر بیابیم. اگر دو شاخص جدول عمر مانند $_{۵}q_{۰}$ و $e_{۰}$ معلوم باشند یک جدول عمر یکتا در این نظام در نقطه‌ای که منحنی‌های مختلف یکدیگر را قطع می‌کنند تعریف می‌شود. برای مثال، با نگاهی به شکل ۴ الف، اگر بدانیم $_{۵}q_{۰}$ برابر است با ۱۰۰ در ۱۰۰۰ و امید به زندگی در بدو تولد ۶۰ سال است، جدول عمر یکتا با یک $l_{۵}$ به میزان ۰/۹۰۰ و یک $l_{۶۰}$ به میزان ۰/۶۵۲ تعریف می‌شود.

خط‌های منحنی‌های ساده‌ی واقعی تابعی از استاندارد جهانی تابع بقا و نیز معادله‌ی (۴) هستند، به‌طوری که از لحاظ تحلیلی نمی‌توانند به آسانی تعریف شوند. برای کمک به استفاده‌ی عملی این نظام، ما یک برنامه‌ی ساده‌ی رایانه‌ای Mod Match نوشته‌ایم که یک جدول عمر لوجیتی اصلاح‌شده بر پایه‌ی هر دو تابع جدول عمر به‌عنوان پارامتر را مشخص می‌کند [۷]. با ارایه‌ی مقادیر دو تابع جدول عمر مانند $e_{۰}$ و $_{۵}q_{۰}$، این برنامه به شکل دو سویه در فضای $l_{۵}$ و $l_{۶۰}$ جستجو می‌کند تا ترکیبی از $l_{۵}$ و $l_{۶۰}$ را شناسایی کند که بتواند جدول عمری را تولید کند که با مقادیر ورودی معین با درجه‌ی دقت کافی جور باشد. این برنامه، جورکردن جدول‌های عمرمدل را با تابع‌های انتخاب‌شده‌ی جدول‌های عمر تجربی آسان می‌سازد.



شکل ۵- $\ln(m_x)$ برای چهار جامعه از مردان با $e_0 = 65$ سال

۷- اعتبار پیش‌گوی نظام کول- دمنی، نظام لوجیتی براس و نظام لوجیتی اصلاح‌شده

۷-۱- اعتبار پیش‌گوی نظام کول- دمنی، در برابر نظام لوجیتی اصلاح‌شده

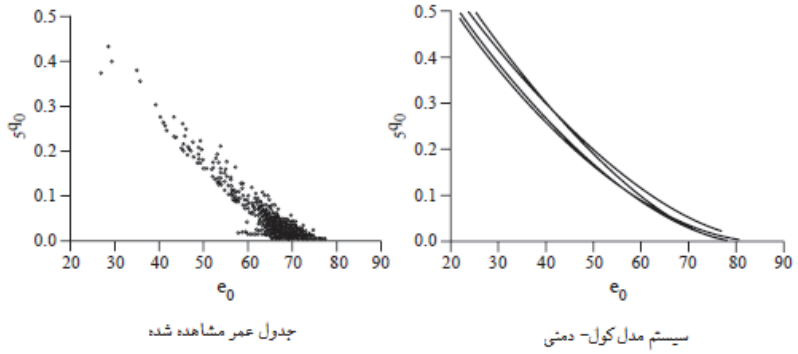
یک کاربری کلیدی از یک نظام جدول عمرمدل، ایجاد یک جدول عمر کامل با اطلاعات فرضی در رابطه با تنها دو شاخص جدول عمر مانند، امید به زندگی و مرگ و میر کودکان و یا، به احتمال بیش‌تر، مرگ و میر بزرگسالان و مرگ و میر کودکان است. یک آزمون بسیار خوب این کاربری پیش‌گوی نظام جدول عمرمدل عبارت است از گرفتن یک جدول عمر تجربی، انتخاب یک جدول عمر با استفاده از دو مجموعه از جدول تجربی و سپس مقایسه‌ی نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه از روی جدول عمرمدل با نرخ‌های مشاهده‌شده. ما دو آزمون از این گونه را اجرا کرده‌ایم: با انتخاب جدول‌های عمرمدل بر پایه‌ی $_5q_0$ و e_0 و بر پایه‌ی $_5q_0$ و $_{15}q_0$.۰۴۵

این نظام‌های جدول عمرمدل، دامنه‌ی تغییرات مشاهده‌شده‌ی تجربه‌ی مرگ و میر را تا چه حد به خوبی گیراندازی می‌کنند؟

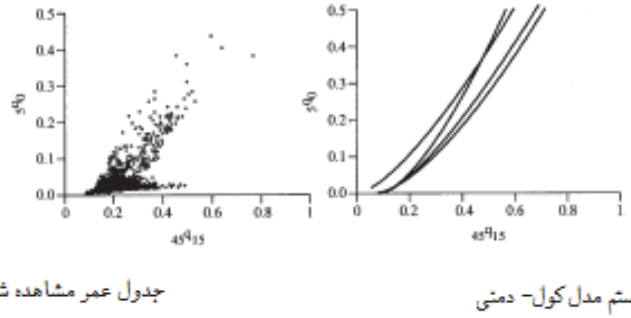
همان‌طور که پیش از این گفته شد، یک معیار مهم برای یک نظام جدول عمرمدل این است که به اندازه‌ی کفایت دامنه‌ی شناخته‌شده‌ی تجربه‌ی مرگ و میر را در کشورها ارایه دهد. شکل‌های ۶ تا ۸ سه نوع مقایسه را انجام می‌دهند. به ترتیب، مقایسه‌ی $_5q_0$ و e_0، مقایسه‌ی $_5q_0$ و $_{45}q_{15}$ و مقایسه‌ی $_{45}q_{15}$ و $_{20}q_{60}$ در هر شکل، نقطه‌های مشاهده‌شده از روی مجموعه‌ی داده‌های بنیادین نشان داده شده و با مقادیر جدول عمرمدل کولی- دمنی مقایسه شده‌اند. روشن است که دامنه‌ی تغییرات تجربه‌ی مرگ و میر گیراندازی‌شده در نظام کول- دمنی بسیار کم‌تر از دامنه‌ی تغیرات مشاهده‌شده در جدول‌های عمر تجربی به ویژه در سطوح متوسط مرگ و میر است.

دامنه‌ی تغییرات محدود الگوهای مرگ و میر گیراندازی‌شده در نظام‌های جدول عمر مدل کول- دمنی می‌توان، تا حدودی، با ظهور نسبتاً اخیر الگوهای مرگ و میر زیاد در بزرگسالان و مرگ و میر کم در کودکان که در حال حاضر در بخش‌هایی از اروپای شرقی و کشورهای تازه استقلال‌یافته مشاهده می‌شود توجیه کرد. نظام کول- دمنی زمانی ایجاد شد که شواهد کمی برای این الگو وجود داشت. ولی، حتی با حذف این کشورها، دامنه‌ی تغییرات گیراندازی‌شده در این نظام بسیار کم‌تر از تغییرات واقعی مشاهده‌شده در سراسر جهان است. در مقایسه، نظام لوجیتی اصلاح‌شده می‌تواند کل دامنه‌ی تغییرات الگوهای مرگ و میر ارایه‌شده در شکل‌های ۶ تا ۸ را همان‌طور که قبلاً در شکل‌های منحنی ساده نمایش داده‌شده گیر بیندازد.

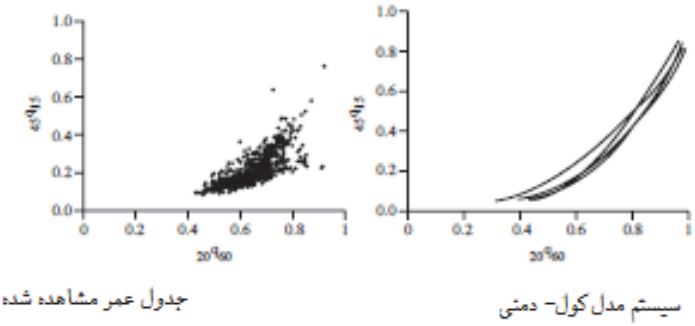
در این معیار، نظام لوجیتی اصلاح‌شده آشکارا بهتر می‌تواند آرایه‌های گوناگون الگوهای مرگ و میر مشاهده‌شده‌ی کنونی را گیراندازی کند.



شکل ۶- مقایسه‌ی الگوهای مشاهده‌شده‌ی $_5q_0$ و e_0 با مقدارهای جدول عمر مدل کول- دمنی برای مردان



شکل ۷- مقایسه‌ی الگوهای مشاهده‌شده‌ی $_{5}q_{0}$ و $_{45}q_{15}$ با مقدارهای جدول عمرمدل کول- دمنی برای مردان



شکل ۸- مقایسه‌ی الگوهای مشاهده‌شده‌ی $_{45}q_{15}$ و $_{20}q_{60}$ با مقدارهای جدول عمرمدل کول- دمنی برای مردان

با استفاده از ۳۰ درصد مجموعه‌ی داده‌های اصلی جدول‌های عمر (۵۴۱ جدول عمر) که برای آزمون اعتبارسنجی نگه داشته شده‌اند، ما نظام کول- دمنی و نظام لوجیتی اصلاح‌شده را برای انتخاب جدول عمرمدل بر پایه‌ی $_{5}q_{0}$ و e_{0} به کار بردیم. مدل کول- دمنی ابتدا جور کردن هر e_{0} بر روی همه‌ی خانواده‌ها و سپس انتخاب خانواده‌ی دارای با نزدیک‌ترین $_{5}q_{0}$ انتخاب‌شده است. جدول عمرمدل از روی نظام لوجیتی اصلاح‌شده با استفاده از الگوریتم جورسازی تکراری که قبلاً شرح داده شد انتخاب شده است. پس از تکرار این شیوه برای هر یک از ۵۴۱ جدول عمر، برازش بین نرخ‌های مرگ و میر مشاهده‌شده و پیش‌گویی‌شده با استفاده از RMSE در لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر

خلاصه شده است زیرا لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر یک مقایسه‌ی معنادارتر بین گروه‌های سنی را ممکن می‌سازد.

جدول ۴- مقایسه‌ی ریشه‌ی میانگین توان دوم خطای ($\ln(m_x)$) در نظام‌های کول- دمنی، براس و لوجیتی اصلاح‌شده با استفاده از ۳۰ درصد مجموعه‌ی کامل جدول‌های عمر

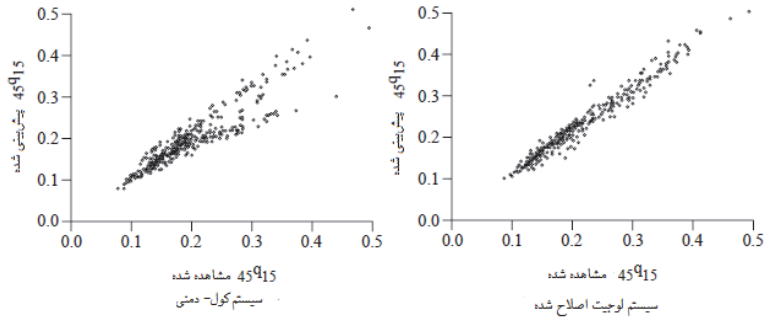
جنس	روش		
	کول- دمنی	لوجیت براس	لوجیت اصلاح‌شده
مردان e_0 و $_5q_0$	۰/۳۴۱۲	۰/۲۵۹۴	۰/۲۰۱۷
زنان e_0 و $_5q_0$	۰/۳۶۲۹	۰/۲۵۴۴	۰/۲۱۴۶
مردان $_{45}q_{15}$ و $_5q_0$	۰/۴۲۸۵	۰/۲۷۴۱	۰/۱۸۹۲
زنان $_{45}q_{15}$ و $_5q_0$	۰/۲۵۶۴	۰/۲۸۲۰	۰/۱۷۲۶

جدول ۴ آماره‌های نیکویی برازش را از روی دو نظام جدول عمرمدل خلاصه می‌سازد. ردیف بالایی نتایج نوع اول آزمون را که در بالا شرح داده شد ارایه می‌دهد که در آن، جدول‌های عمر بر پایه‌ی $_5q_0$ و e_0 انتخاب شده بودند. همان‌طور که جدول ۴ به روشنی نشان می‌دهد، پیش‌گویی‌های نظام لوجیتی اصلاح‌شده برای نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه به مراتب بهتر از پیش‌گویی‌هایی نظام کول- دمنی برای این مجموعه از ۵۴۱ جدول عمر تجربی به ویژه برای مردان است. متوسط ریشه‌های توان دوم خطا (RMSEها) از نظام لوجیتی اصلاح‌شده تقریباً ۶۰ تا ۶۵٪ این مقادیر از روی نظام کول- دمنی است.

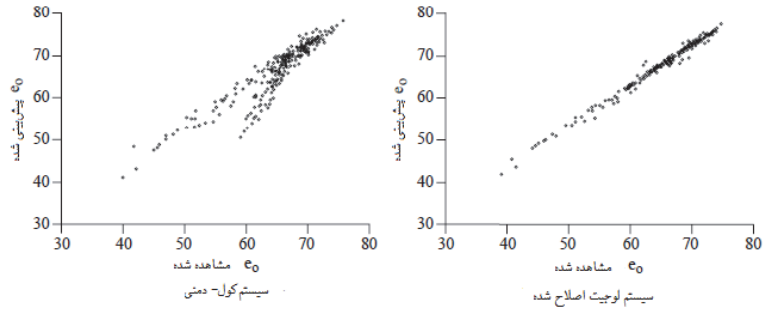
دومین آزمونی که برای ارزیابی توان پیش‌گوی این نظام‌ها به کار بردیم انتخاب جدول‌های عمرمدل بر پایه‌ی $_5q_0$ و $_{45}q_{15}$ بود که وضعیتی است که احتمال رویارویی با آن بیش‌تر است. این آزمون بسیار دشوارتر است زیرا جدول عمرمدل بر پایه‌ی شاخص‌های مرگ و میر انتخاب می‌شود که دامنه‌ی تغییرات سنی کوچک‌تری را نسبت به امید به زندگی در بدو تولد پوشش می‌دهد. برای هر جدول عمر مشاهده‌شده در آزمون زیرمجموعه‌ی ۵۴۱تایی، جدول عمرمدل کول- دمنی با جورسازی روی $_{45}q_{15}$ در همه‌ی خانواده‌ها و سپس گزینش خانواده‌ی دارای نزدیک‌ترین جورشدگی نسبت به $_5q_0$ انتخاب شده است. شیوه‌ی جورسازی ابتدا با جورسازی روی $_5q_0$ و سپس انتخاب خانواده‌ی دارای نزدیک‌ترین جورشدگی روی $_{45}q_{15}$ تکرار شد. با استفاده از این رهیافت، بزرگی RMSE به شکل چشمگیری بیش‌تر از زمانی است که ابتدا روی $_{45}q_{15}$ جورسازی می‌شود. جدول عمر از نظام لوجیتی اصلاح‌شده با جورسازی روی $_5q_0$ و $_{45}q_{15}$ انتخاب شده است.

نرخ‌های پیش‌گویی‌شده‌ی مرگ و میر سن- ویژه با استفاده از RMSE در لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر دوباره ارزیابی شده‌اند. باری دیگر، نظام لوجیتی اصلاح‌شده به وضوح بهتر از نظام کول- دمنی عمل می‌کند، طوری که متوسط RMSE در حدود ۴۵ درصد این میانگین‌ها از نظام کول- دمنی برای مردان و در حدود یک سوم کم‌تر برای زنان است. این تفاضل جنسیتی در عملکرد نسبی دو رهیافت به این حقیقت مربوط می‌شود که واریانس در مرگ و میر بزرگسالان مرد بیش‌تر از این واریانس برای زنان است.

شکل‌های ۹ و ۱۰ عملکرد نسبی دو نظام جدول عمرمدل را در پیشگویی احتمال مرگ بزرگسالان که به شکل واقعی مشاهده شده است ($_{45}q_{15}$) (شکل ۹) و امید زندگی در بدو تولد را (شکل ۱۰) بر پایه‌ی زیر مجموعه‌ی ۵۴۱ جدول عمر نشان می‌دهند. اگر یک نظام بتواند به شکل دقیقی مقدارهای واقعی جدول عمر را پیش‌گویی کند، همه‌ی نقطه‌های نمونه روی یک خط راست قرار خواهند گرفت. همان‌طور که شکل ۹ نشان می‌دهد نظام لوجیتی اصلاح‌شده، در پیش‌گویی احتمال واقعی مرگ بزرگسالان (برای مردان) موفق‌تر از نزدیک‌ترین جورشدگی از روی نظام کول- دمنی است که بر پایه‌ی $_5q_0$ و e_0 انتخاب می‌شوند که قبلاً شرح داده شده است. به ویژه، نظام کول- دمنی برای سطوح واقعی $_{45}q_{15}$ افزون بر ۱۵۰ در ۱۰۰۰، که بیش‌تر دنیای در حال پیشرفت امروزی را در برمی‌گیرد نسبتاً ضعیف عمل می‌کند یک الگوی مشابه از روی شکل ۱۰ آشکار می‌شود.



شکل ۹- $_{45}q_{15}$ مشاهده‌شده در مقابل $_{45}q_{15}$ پیش‌گویی‌شده برای مردان، با استفاده از نظام‌های کول- دمنی و لوجیتی اصلاح‌شده، وانتخاب بر پایه‌ی $_5q_0$ و e_0 (n=۵۴۱)



شکل ۱۰- e_0 مشاهده‌شده در مقابل e_0 پیش‌گویی‌شده برای مردان، با استفاده از نظام‌های کول- دمنی و لوجیتی اصلاح‌شده، وانتخاب بر پایه‌ی $_5q_0$ و $_{45}q_{15}$ (n=۵۴۱)

جدول ۵ الف- نتیجه‌های رگرسیون پارامترهای انتخابی جدول عمر مشاهده‌شده روی آن‌چه که با نظام لوجیتی اصلاح‌شده پیش‌گویی شده است (n=۵۴۱).

	مرد				زن			
	RMSE				RMSE			
$_{45}q_{15}$	۰٫۰۰۰۶	۱٫۰۲۵۸	۰٫۹۹۷۲	۰٫۰۰۱۷	۰٫۰۱۵۵	۰٫۹۸۴۵	۰٫۷۷۴۲	۰٫۰۰۱۶
$_{20}q_{60}$	-۰٫۰۳۶۰	۱٫۰۵۲۰	۰٫۰۶۰۶۹	۰٫۰۴۷۴	۱٫۰۰۴۷	۰٫۷۷۴۷	۰٫۰۴۳۸	۰٫۰۴۳۸
	-۱٫۶۹۰۵	۱٫۰۲۵۸	۰٫۰۹۸۸۲	۰٫۶۱۳۷	-۱٫۱۴۳۶	۰٫۹۸۴۵	۰٫۷۷۴۲	۰٫۷۷۴۲
$_{45}q_{15}$	۰٫۰۰۰۶	۰٫۹۹۷۲	۰٫۹۹۹۵	۰٫۰۰۱۷	۰٫۰۰۰۸	۰٫۹۹۲۷	۰٫۹۹۹۳	۰٫۰۰۱۶
$_{20}q_{60}$	-۰٫۰۳۶۰	۱٫۰۵۲۰	۰٫۰۶۰۶۹	۰٫۰۴۷۴	-۰٫۰۰۰۲	۱٫۰۰۴۷	۰٫۷۷۴۷	۰٫۰۴۳۸

جدول ۵ ب- نتیجه‌های رگرسیون پارامترهای انتخابی جدول عمر مشاهده‌شده روی آن‌چه که با نظام لوجیتی اصلاح‌شده پیش‌گویی شده است، با استفاده از مقدارهای ۲۵امین صدک برای مردان ۶۵ ساله و بیش‌تر مردان (صدک ۲۵ام).

	مرد (۲۵امین صدک)[1]			
	RMSE			
$_{45}q_{15}$	۰٫۰۰۰۶	۰٫۹۹۷۲	۰٫۹۹۹۵	۰٫۰۰۱۷
$_{20}q_{60}$	۰٫۰۱۰۵	۰٫۹۷۹۹	۰٫۶۰۸۶	۰٫۰۴۷۳
	-۰٫۸۲۵۰	۱٫۰۱۲۷	۰٫۹۸۸۵	۰٫۶۰۶۸

[1] مقدارهای ۲۵امین صدک به شرح زیرند:

$$\gamma_{65-85+} = (-0.2466, -0.5744, -0.9952, -1.5372, -2.2597)$$

$$\theta_{65-85+} = (0.1148, 0.2544, 0.4099, 0.5862, 0.7939)$$

این، به روشنی، برازش به مراتب نزدیک‌تری را بین $e_{\circ}$ مشاهده‌شده و پیش‌گویی‌شده برای مردان این نمونه از کشورها در مقایسه با مقادیر به دست آمده از نظام کول- دمنی که بر پایه‌ی ${}_{5}q_{\circ}$ و ${}_{45}q_{15}$ انتخاب شده است بدون در نظر گرفتن سطح واقعی امید به زندگی نشان می‌دهد.

علاوه بر ارزیابی برازش کلی میان نرخ‌های مرگ و میر پیش‌گویی‌شده‌ی سن- ویژه و آن‌چه واقعاً مشاهده می‌شود، آزمون‌هایی را برای هر گونه اریبی نظامند در نرخ‌های مرگ و میر در سنین مختلف انجام دادیم. جدول ۵ الف نتیجه‌های رگرسیون مقادیر پیش‌گویی‌شده و مشاهده‌شده را برای تابع‌های گوناگون جدول عمر خلاصه می‌کند. اگر نظام لوجیتی اصلاح‌شده بتواند به شکلی بی‌نقص تابع جدول عمر مشاهده‌شده را پیش‌گویی کند (برای مثال ${}_{45}q_{15}$ یا ${}_{20}q_{60}$)، ضریب رگرسیون برابر یک خواهد بود و ثابت صفر خواهد شد. همان‌طور که در جدول ۵ به روشنی دیده می‌شود، تقریباً در همه‌ی آزمون‌های اجراشده روی زیر مجموعه‌ی ۵۴۱ جدول عمر، وضعیت چنین است و بیش‌ترین انحراف از یکدستی در سن‌های ۶۰ تا ۸۰ سالگی برای مردان روی می‌دهد. در بررسی دقیق‌تر این اریبی، متوجه شدیم که جایگزینی مقدارهای ۲۵امین صدک برای θ_x و γ_x در همه‌ی سنین ۶۵ ساله و بیش‌تر (به دست آمده از توزیع عدم حتمیت آن‌ها) به کاهش اریبی مقدارهای پیش‌گویی‌شده برای احتمال مرگ در سنین بالاتر منجر می‌شود در حالی که تأثیر اندکی بر روی R^2 کلی برای $e_{\circ}$ دارد. در نتیجه از پنجاهمین صدک توزیع برای مردان در همه‌ی سنین زیر ۶۵ سال و مقدارهای بیست و پنجمین صدک برای θ_x و γ_x در همه‌ی سنین ۶۵ سال و بیش‌تر استفاده کردیم، در حالی که مقدارهای براوردشده برای زنان را تغییر نداده‌ایم. جدول ۵ ب تأثیر این تعدیل‌ها را بر مقایسه‌ی بین تابع‌های مشاهده‌شده و برازانده‌ی جدول عمر برای مردان نشان می‌دهد.

۲-۷- اعتبار پیش‌گویی نظام لوجیتی اصلاح‌شده در مقابل نظام لوجیتی براس

بخش قبلی دقت به مراتب بیش‌تر نظام لوجیتی اصلاح‌شده را نسبت به نظام کول- دمنی نشان داد. علاوه بر این، انعطاف‌پذیری نظام اصلاح‌شده بسیار بیش‌تر از نظام کول- دمنی است. زیرا به یک مجموعه‌ی تعریف‌شده از برنامه‌های زمانی مرگ و میر وابسته نیست. واضح است که این فقدان انعطاف‌پذیری ربطی به نظام اصلی براس ندارد، ولی توانایی

پیش‌گویی آن به نظام مزبور ربط دارد. در مورد نمونه‌ی ۳۰ درصدی جدول‌های عمر، جدول ۴ نشان می‌دهد که نظام لوجیتی اصلاح‌شده، اعتبار پیش‌گو را به اندازه‌ی ۱۵ تا ۴۰ درصد نسبت به متوسط تمامی نظام اصلی لوجیتی براس بهبود می‌بخشد.

محدودیت اصلی نظام لوجیتی براس آن است که هم‌چنان که جامعه‌ای از الگوی استاندارد مرگ و میر دور می‌شود، اعتبار پیش‌گویی نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه به مراتب بدتر می‌شود. در این بخش ما به بررسی این مطلب می‌پردازیم که آیا تعدیل‌های نظام لوجیتی براس برای توجیه استفاده از یک استاندارد جهانی تکی کافی است. برای ارزیابی این مطلب، نمونه‌ی ۳۰ درصدی جدول‌های عمر را از روی مجموعه‌ی داده‌ها به سه رسته، بر پایه‌ی گستره‌ای که سطوح مشاهده‌شده‌ی مرگ و میر بزرگسالان و کودکان بر سطوح استاندارد منطبق می‌شوند تقسیم کردیم. به بیان دقیق‌تر، یک شاخص سن- ویژه را برای ارزیابی انحراف‌ها از رابطه‌ی استاندارد بین مرگ و میر کودکان و بزرگسالان به شرح زیر تعریف کردیم:

$$Z = \sqrt{\frac{\left[1-\frac{\text{Logit}(l_{5}^{ij})}{\text{Logit}(l_{5}^{S})}\right]^{2}+\left[1-\frac{\text{Logit}(l_{60}^{ij})}{\text{Logit}(l_{60}^{S})}\right]^{2}}{2}}. \qquad (۷)$$

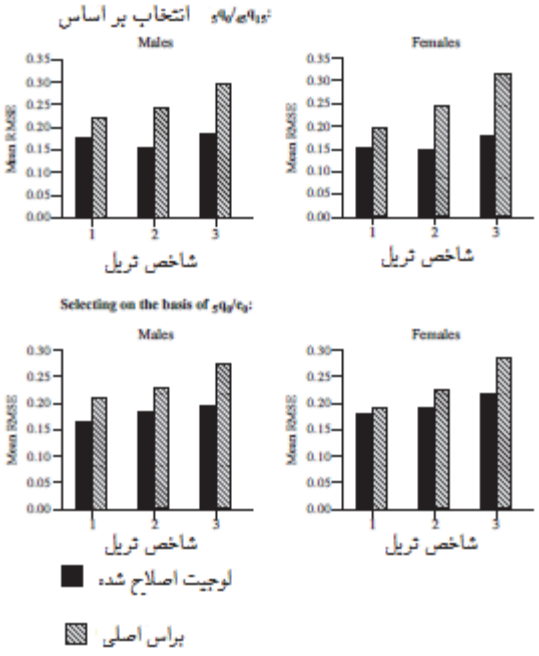
سپس، کل مجموعه‌ی نمونه‌ی ۵۴۱ جدول عمر بر اساس مقادیر z- امتیازی جدول عمر به سه گروه برابر تقسیم شدند. با در نظر گرفتن مردان برای مثال، و با z- امتیازهایی که دامنه‌ی تغییرات آن‌ها از ۰/۰۰ تا ۰/۱۶ است، ترسایل ۱ شامل جدول‌های عمری است که رابطه‌ی مرگ و میر کودک به بزرگسال بیش‌ترین شباهت را با استاندارد دارد و انحراف‌های فزاینده در ترسایل ۲ (با z- امتیازهای ۰/۱۶ تا ۰/۳۰) و ترسایل ۳ (با z- امتیازهای بیش‌تر از ۰/۳۰) گروه‌بندی شده‌اند. سپس، متوسط ریشه‌ی میانگین توان دوم خطای (RMSE) لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه‌ی پیش‌گویی‌شده در طول همه‌ی جدول‌های عمر در هر ترسایل را هم برای نظام لوجیتی براس و هم برای نظام لوجیتی اصلاح‌شده محاسبه کردیم. ما این کار را به وسیله‌ی دو شیوه‌ی جورسازی متمایز انجام دادیم. یکی که در آن نزدیک‌ترین جدول عمر در نظام لوجیتی اصلاح‌شده بر پایه‌ی سطوح

مشاهده شده‌ی ${}_5q_0$ و ${}_{45}q_{15}$ انتخاب شد و دیگری که در آن نزدیک‌ترین جدول عمر با جور کردن ${}_5q_0$ و e_0 مشاهده‌شده انتخاب شد.

نتیجه‌ها در شکل ۱۱ برای مردان و زنان جداگانه خلاصه شده است. کاملاً آشکار است که نظام لوجیتی اصلاح‌شده در پیش‌گویی لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه از نظام براس دقیق‌تر است، به ویژه زمانی که مرگ و میر بزرگسالان و کودکان به میزان چشمگیری با استانداردها فرق دارد. برای مثال، زمانی که جورسازی بر پایه‌ی ${}_5q_0$ و ${}_{45}q_{15}$ انجام می‌شود، نظام لوجیتی اصلاح‌شده به‌طور متوسط در حدود ۲۵ درصد در پیش‌گویی لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر از نظام براس زمانی که انحرافات بسیار کم‌تر کرانگین هستند (ترسایل ۱) دقیق‌تر است، برای جدول‌های عمر ترسایل ۲ در حدود ۳۵ درصد دقیق‌تر است و در حدود ۴۰ درصد برای ترسایل ۳ دقیق‌تر است که دارای انحرافات کرانگین‌تر در سطوح مرگ و میر است. علاوه بر این، ناوردایی نسبی RMSE برای نظام لوجیتی اصلاح‌شده در سه گروه از جدول‌های عمر بیانگر این است که این نظام به مراتب کم‌تر از نظام براس از انتخاب استاندارد تأثیر می‌پذیرد. مقدارهای نسبی RMSE برای زنان با استفاده از شیوه‌ی جورسازی ${}_5q_0$ و ${}_{45}q_{15}$ مشابه بودند هر چند که نسبت به مردان اندکی کرانگین‌تر بودند. برای هر دو جنسیت، ناوردایی نسبی RMSE در سراسر ترسایل‌ها زمان استفاده از نظام لوجیتی اصلاح‌شده برای پیش‌گویی لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر روشن است و فقط RMSE مربوط به ترسایل ۳ کمی بدتر است.

زمانی که نزدیک‌ترین جدول عمر بر پایه‌ی ${}_5q_0$ و e_0 انتخاب شده باشند نیز نظام لوجیتی اصلاح‌شده به شکل چشمگیری بهتر از نظام اصلی براس عمل می‌کند. اگرچه تفاوت نسبی در متوسط RMSE کم‌تر بارز است. به این ترتیب در پیش‌گویی لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر برای جدول‌های عمر برای ترسایل ۳، نظام لوجیتی اصلاح‌شده در حدود ۲۵ درصد دقیق‌تر از نظام اصلی براس است در مقایسه با ۴۰ درصد در زمانی که بر پایه‌ی ${}_5q_0$ و ${}_{45}q_{15}$ انتخاب صورت گرفته باشد. روی هم رفته، نظام جدید در پیش‌گویی لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر برای جدول‌های عمر که به میزان چشمگیری از استاندارد منحرف می‌شوند (ترسایل ۳) ۲۵ تا ۴۵ درصد دقیق‌تر است. علاوه بر این، با توجه به این که بیش‌تر ورودی‌های معمول در نظام‌های جدول عمر مدل، مقدارهای براورد شده‌ی ${}_5q_0$ و ${}_{45}q_{15}$ خواهد بود تا ${}_5q_0$ و e_0، دقت به مراتب بیش‌تر نظام لوجیتی اصلاح‌شده بر این

پایه در پیش‌گویی لگاریتم نرخ‌های مرگ و میر که به شکل چشمگیری با استاندارد تفاوت دارد به‌طور یقین مقایسه‌ای به‌جاست. باید به خاطر داشت که تفاوت نسبی در نرخ‌های واقعی مرگ و میر، به‌دلیل ویژگی‌های تبدیل لگاریتم، از این هم بیش‌تر خواهد بود.



شکل ۱۱- متوسط ریشه‌ی میانگین توان دوم خطا بر حسب ترسایل شاخص برای نظام‌های اصلی براس و لوجیتی اصلاح‌شده، بر حسب جنسیت

۸- بحث

در این مقاله نشان داده‌ایم که نظام جدول عمر لوجیتی اصلاح‌شده که با استفاده از یک استاندارد جهانی تکی تهیه شده باشند می‌تواند نمایانگر دامنه‌ی تغییرات کامل الگوهای مرگ و میر باشد که در تمامی جدول‌های عمر با کیفیت عالی موجود در سطح بین‌المللی دیده می‌شود. پیش‌گویی‌های نظام پیشنهادی برای نرخ‌های مرگ و میر سن- ویژه از نظام‌های براس اصلی و کول- دمنی بهتر است و بر پایه‌ی دو تابع جدول عمر اندیس‌گذاری شده است که درک آن‌ها نسبتاً آسان است. در حالی که نظام لوجیتی اصلاح‌شده به شکلی که در این‌جا مطرح شده است روی l_5 و l_{60} اندیس‌گذاری شده‌اند،

برای کاربرد عملی می‌توان به‌طور تقریبی یک جدول عمر یکتا را با هر کدام از دو تابع جدول عمر مانند امید به زندگی در بدو تولد و مرگ و میر کودکان تعیین کرد.

محدودیت اصلی این نظام جدول عمر مدل و نیز محدودیت آزمون‌های اعتبار پیش‌گو این است که نمونه‌ی جدول‌های عمر با کیفیت بالا در جهت جامعه‌های با امید به زندگی بین ۶۰ تا ۷۳ سال (برای مردان) و سنین ۶۶ تا ۸۰ سال (برای زنان) به شدت موزون شده است. افزودن جدول‌های عمر اخیر و با کیفیت بالا برای جامعه‌هایی با مرگ و میر زیاد ممکن است مقادیر دیگری از θ_x و γ_x را مطرح کند که خطای پیش‌گویی را به حداقل برساند. چنین تحلیل‌هایی می‌توانند به آسانی انجام شوند اگر جدول‌های عمر تازه‌ای با کیفیت بالا در دسترس قرار بگیرند. ولی، بر پایه‌ی مجموعه‌ی موجود از جدول‌های عمر در مجموعه داده‌های تجربی ما، به نظر می‌رسد که نتیجه‌ها نسبت به انتخاب حتی زیر مجموعه‌های کوچک جدول‌های عمر نسبتاً استوار باشند. ما θ_x و γ_x را برای نمونه‌های تصادفی فراوانی از ۱۰۰ جدول عمر که از پایگاه داده‌های جامع انتخاب شده بودند باز- براورد کردیم و متوجه شدیم که براوردهای پارامتری به شکل چشمگیری نسبت به مجموعه‌ی جدول‌های عمر که بر پایه‌ی آن‌ها براورد شده‌اند فاقد حساسیت‌اند. این مطلب دیدگاه ما را تقویت می‌کند که افزودن جدول‌های عمر جدید به شکل اساسی براوردهای θ_x و γ_x را تغییر نخواهد داد.

عدم حتمیت در رابطه با چگونگی عملکرد نظام مدل برای جامعه‌هایی با سطح بالای HIV باقی می‌ماند کاملاً امکان‌پذیر است که در کشورهایی با HIV بالا، الگوی سنی مرگ و میر پیش‌بینی‌شده از روی یک نمونه توسط مدل دقیق نباشد، اگرچه این امکان به علت فقدان جدول‌های عمر دارای کیفیت بالا برای این کشورها نمی‌تواند مورد آزمون قرار گیرد. به‌عنوان یک آزمون بسیار محدود، براوردهایی از مرگ و میر سن- ویژه بر پایه‌ی انتخاب یک جدول عمر مدل در غیاب HIV را با نرخ‌های مرگ و میر HIV که با تجربه‌ی پسینی اضافه شده بودند [۱۰] برای زیمبابوه، آفریقای جنوبی و تانزیانیا با جدول عمر مدل که با استفاده از مقادیر l_5 و l_{60} انتخاب شده بود که تأثیر HIV را بازتاب می‌داد مقایسه کردیم. امید به زندگی در بدو تولد که پیش‌گویی شده بود در محدوده‌ی ۰/۵ سال تفاوت با مقدار براوردشده با این شیوه‌ی دو مرحله‌ای قرار می‌گرفت و حتی هماهنگی آن با سطوح مرگ و میر بزرگسالان نزدیک‌تر بود.

کاربری نظام‌های کول- دمنی و سازمان ملل در براوردهای جمعیت‌شناسی چنان گسترده است که اغلب بحث‌های چرخشی در رابطه با سطوح و الگوهای مرگ و میر بزرگسالان در می‌گیرد. یک مجموعه از تحلیل‌گرها اغلب نتایج تحلیل‌های دیگر جمعیت‌شناسی را که بر روی این نظام‌های جدول عمر مدل پایه‌گذاری کرده‌اند مورد استفاده قرار می‌دهند بدون این که درک کنند که این نظام‌ها تغییرات الگوی مرگ و میر سن- ویژه را که در دنیای واقعی دیده می‌شود به طور قابل ملاحظه‌ای کم براورد می‌کنند. استفاده از مدل‌ها در مجموعه داده‌های بین‌المللی موجود چنان عمیق جا گرفته است که اجرای آزمون‌های تجربی صادقانه‌ی مدل‌ها را دشوار می‌سازد. ما سعی کردیم تا مطمئن شویم که جدول عمر مشاهده‌شده که در این تحلیل مورد استفاده قرار گرفته‌اند با استفاده از نظام‌های جدول عمر مدل تعدیل نشده باشند و نظام اصلاح‌شده منحصراً بر پایه‌ی داده‌های مشاهده‌شده باشد.

یک پیامد این تحلیل آن است که، به ویژه برای زیر صحرای آفریقا، عدم حتمیت درباره‌ی سطوح مرگ و میر بزرگسالان به مراتب بیش از آن است که در براوردهای موجود جمعیت‌شناسی امروزی به آن اشاره می‌شود، مانند جدول‌های عمر بخش جمعیت سازمان ملل [۱۶]. اغلب سطوح مرگ و میر بزرگسالان با انتخاب یک جدول عمر بر پایه‌ی مرگ و میر براوردشده‌ی کودکان و گزینش اختیاری یک خانواده‌ی جدول عمرمدل (اغلب غرب به‌صورت غیابی) براورد می‌شود. این گرایشی به سوی نگاشت یک به یک مرگ و میر کودکان نسبت به مرگ و میر بزرگسالان قبل از شیوع HIV مجر شده در واقع، حتی سوابق ثبتی تجربی کشورهای خارج از آفریقا حاکی از آن است که تغییرات در سطوح مرگ و میر بزرگسالان نسبت به مرگ و میر کودکان می‌تواند به مراتب بیش از آن باشد که در جدول‌های عمر مدل کول- دمنی و مدل سازمان ملل گیراندازی می‌شود. امیدواریم که آسانی نظام جدول عمرمدل ساده‌ای با استفاده از ویژگی‌های به آسانی قابل تشخیص تجربه‌ی مرگ و میر جمعیت و یک استاندارد تکی جهانی پارامتریده شده است بتواند استفاده‌ی گسترده از نظام لوجیتی اصلاح‌شده را آسان کند.

یک نکته‌ی کلیدی در کاربرد این نظام جدید جدول‌های عمر مدل، آمادگی براورد قابل اعتماد از مرگ و میر کودکان و بزرگسالان خواهد بود که برای مشخص کردن یک جدول عمر کاملاً صریح مورد نیاز است. ده‌ها سال علاقه‌ی جمعیت‌شناسی به اندازه‌گیری مرگ و میر کودکان به براوردهای نسبتاً قابل اعتمادی در این زمینه برای تقریباً همه‌ی کشورها

منجر شده است [۱۰]، در حالی که از ارزیابی مرگ و میر بزرگسالان تا حد زیادی غفلت شده است. براوردهای بقا از سنین ۱۵ تا ۵۰ یا ۶۵ سالگی می‌تواند از روی داده‌های آمارگیری یا سرشماری درباره‌ی بقای خواهر و برادر، یتیمی یا مرگ و میرهای اخیر که در خانوار روی داده است تهیه شود، اما نیاز به تعدیل اساسی از لحاظ کم شماری مرگ و میر دارد. افزایش بسیار زیاد داده‌ها در رابطه با مرگ و میر بزرگسالان مورد نیاز فوری است، همان‌طور که تحقیق در روش‌هایی که به شکلی قابل اعتماد می‌توانند داده‌ها را برای کم گزارش‌دهی نظامند تصحیح کنند ضروری است. سازمان بهداشت جهانی، از طریق برنامه‌ی آمارگیری‌های بهداشت جهانی در صف مقدم تلاش‌های پژوهشی بین‌المللی برای رسیدگی به این بحث‌ها قرار دارد.

توضیحات

1. Coale–Demeny
2. United Nations
3. World Health Organization

مرجع‌ها

[1] Ahmad, O.B., Lopez, A.D. and Inoue, M. (2000). The decline in child mortality: a reappraisal, *Bulletin of the World Health Organization*, **78**, 1175–1191.

[2] Brass, W. (1971).On the scale of mortality, in W. Brass (ed.), *Biological Aspects of Demography*. London: Taylor &Francis.

[3] Coale, A. and Demeny, P. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton University Press, Princeton, NJ.

[4] Coale, A. and Guo, G. (1989). Revised regional model life tables at very low levels of mortality, *Population Index*, **55**, 613–643.

[5] Demeny, P. and Shorter, F.(1968). *Estimating Turkish Mortality, Fertility and Age Structure*. Statistics Institute, Istanbul University.

[6] Ewbank, D., Gomez de Leon, J. and Stoto, M. (1983). A reducable four-parameter life table system, *Population Studies*, **37**, 105–127.

[7] Ferguson, B.D. (2002). Mod Match: an algorithm for matching a modified logit system life table to selected life table functions [v1.1], World Health Organization, Geneva.
Available: http://www3.who.int/whosis/life

[8] International Development Research Centre (2002). *Population and Health in Developing Countries. Volume 1: Population, Health and Survival at INDEPTH Sites*. Ottawa: IDRC.

[9] Ledermann, S. (1969). *Nouvelles tables-type de mortalité: travaux et document*. Paris: Institut National d'Etudes Demographiques.

[10] Lopez, A.D., Ahmad, O.B., Guillot, M., Ferguson, B.D., Salomon, J.A., Murray, C.J.L. and Hill, K. (2002). *World Mortality in 2000: Life Tables for 191 Countries*. Geneva: World Health Organization.

[11] Menken, J. (1977). Current status of demographic models, Population *Bulletin of the United Nations*, **9**, 22–34.

[12] Preston, S. H., Keyfitz, N. and Schoen, R. (1972). *Causes of Death: Life Tables for National Populations*. Academic Press, New York.

[13] United Nations (1955). *Age and Sex Patterns of Mortality: Model Life Tables for Under-developed Countries*. United Nations (Sales No. 1955.XIII.9), New York.

[14] United Nations (1981). *Model Life Tables for Developing Countries*. United Nations (Sales No.E.81.XIII.7), New York.

[15] United Nations (1983). *Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation*. United Nations (Sales No. E.83.XIII.2), New York.

[16] United Nations (2001). The 2000 Demographic Assessment. United Nations, New York.

[17] Zaba, B. (1979). The four-parameter logit life table system, *Population Studies*, **33**, 79–100.

طه نورالهی
فوق لیسانس جمعیت‌شناسی
تهران، خیابان دکتر فاطمی، نبش خیابان رهی معیری، مرکز آمار ایران.
رایانشانی: makannoor@yahoo.com