



دانشگاه صنعتی شاهرود

دانشکده علوم ریاضی
گروه آمار

پایان نامه

برای دریافت درجه کارشناسی ارشد در رشته
آمار، گرایش ریاضی

عنوان

توزیع بتای تعمیم یافته وایبل

استاد راهنما

دکتر احمد نزاکتی

استاد مشاور

دکتر محمد آرشی

دانشجو

سحر جلالی

بهمن ۱۳۹۲

به نام آن که جان را فکرت آموخت

پروردگارا...!

نه می توانم مویشان را که در راه عزت من سفید شد، سیاه کنم و نه برای دست های
پینه بسته شان که شمره تلاش برای افتخار من است، مرهمی دارم. پس توفیقم ده که
هر سحر گزاشان باشم و ثانیه های عمرم را در عصبای دست بودنشان بگذارم.

اگر تنها ترین تنها شوم، باز خدا هست

او جانشین همه نداشتن هست...



دانشگاه علمی کاربردی

مدیریت تحصیلات تکمیلی

فرم شماره

باسمه تعالی

شماره:

تاریخ:

و برایش:

فرم صورت جلسه دفاع از پایان نامه تحصیلی دوره کارشناسی ارشد

با تأییدات خداوند متعال و با استعانت از حضرت ولی عصر (عج) نتیجه ارزیابی جلسه دفاع از پایان نامه کارشناسی ارشد خانم سحر جلالی رشته آمار گرایش آمار ریاضی تحت عنوان توزیع بنای تعمیم یافته وایبل که در تاریخ ۹۲/۱۱/۳۰ با حضور هیأت محترم داوران در دانشگاه صنعتی شاهرود برگزار گردید به شرح ذیل اعلام می گردد:

قبول (با درجه : بسیار امتیاز ۱۸/۵) دفاع مجدد مردود

۱- عالی (۲۰ - ۱۹)

۲- بسیار خوب (۱۸/۹۹ - ۱۸)

۳- خوب (۱۶ - ۱۷/۹۹)

۴- قابل قبول (۱۴ - ۱۵/۹۹)

۵- نمره کمتر از ۱۴ غیر قابل قبول

عضو هیأت داوران	نام و نام خانوادگی	مرتبه علمی	امضاء
۱- استاد راهنما	دکتر احمد نزاکتی	دانشیار	
۲- استاد مشاور	دکتر محمد آرشی	دانشیار	
۳- نماینده شورای تحصیلات تکمیلی	دکتر داود شاهسونی	استادیار	
۴- استاد ممتحن	دکتر حسین باغبینی	استادیار	
۵- استاد ممتحن	دکتر محمد رضا ربیعی	استادیار	

رئیس دانشکده: دکتر احمد زیره

امضاء

تقدیم بہ خانوادہ عزیزم

بمسر مہربانم

و خواہر زادہ عزیزم، صبا کو چولو

سپاس‌گزاری

سپاس خداوندگار حکیم را که با لطف بی‌کران خود، آدمی را زیور عقل آراست. در آغاز وظیفه خود می‌دانم از زحمات بی‌دریغ استاد راهنمای خود، جناب آقای دکتر احمد نزاقتی، صمیمانه تشکر و قدردانی کنم که قطعاً بدون راهنمایی‌های ارزنده ایشان، این مجموعه به انجام نمی‌رسید. از جناب آقای دکتر محمد آرشی که زحمت مطالعه و مشاوره این رساله را تقبل فرمودند و در آماده سازی این رساله، به نحو احسن اینجانب را مورد راهنمایی قرار دادند، کمال امتنان را دارم. در پایان، بوسه می‌زنم بر دستان خداوندگاران مهر و مهربانی، پدر و مادر عزیزم و بعد از خدا، ستایش می‌کنم وجود مقدس‌شان را و تشکر می‌کنم از برادر و خواهران عزیزم و همین‌طور همسر بزرگوارم به پاس عاطفه سرشار و گرمای امیدبخش وجودشان، که در این سردترین روزگاران، بهترین پشتیبان من بودند.

سحر جلالی
بهمن ۱۳۹۲

تعمیر نامه

اینجانب سحر جلالی دانشجوی کارشناسی ارشد رشته آمار دانشکده علوم ریاضی دانشگاه شاهرود، نویسنده پایان نامه با عنوان توزیع بتای تعمیم یافته وایبل، تحت راهنمایی دکتر احمد نزاکتی متعهد می شوم:

- تحقیقات در این پایان نامه توسط اینجانب انجام شده است و از صحت و اصالت برخوردار است.
- در استفاده از نتایج پژوهش های دیگر پژوهشگران، به مرجع مورد استفاده استناد شده است.
- مطالب این پایان نامه، تا کنون توسط خود، یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ جا ارایه نشده است.
- حقوق معنوی این اثر، به دانشگاه شاهرود متعلق دارد، و مقالات مستخرج با نام “ دانشگاه شاهرود “ یا “ Shahrood University “ به چاپ خواهد رسید.
- حقوق معنوی تمام افرادی که در به دست آوردن نتایج اصلی پایان نامه تاثیرگذار بوده اند، در مقالات مستخرج از پایان نامه رعایت می گردد.
- در تمام مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که از موجود زنده (یا بافت های آنها) استفاده شده است، ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده است.
- در تمام مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که به حوزه اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته (یا استفاده) شده است، اصل رازداری و اصول اخلاق انسانی رعایت شده است.

سحر جلالی
بهار ۱۳۹۲

مالکیت نتایج و حق نشر

- تمام حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج، کتاب، برنامه های رایانه ای، نرم افزارها و تجهیزات ساخته شده) متعلق به دانشگاه شاهرود می باشد. این مطلب باید به نحو مقتضی، در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود.
- استفاده از اطلاعات و نتایج موجود در این پایان نامه بدون ذکر منبع مجاز نمی باشد.

چکیده

برای مدل‌بندی نرخ شکست‌های سهمی شکل یا سهمی وارونه، برخی از نسخه‌های توزیع وایبل، مانند توزیع تعمیم وایبل تعدیل‌یافته و توزیع بتا وایبل تعمیم‌یافته را معرفی می‌کنیم و با توجه به این دو توزیع، توزیع شش پارامتری جدید بتا وایبل تعدیل‌یافته تعمیم‌یافته را ارائه می‌دهیم. اهمیت این توزیع‌ها، در مدل‌بندی نرخ شکست‌های غیریکنوا، به‌خوبی نرخ شکست‌های یکنوا است که در تحلیل بقا و قابلیت اطمینان بسیار رایج است. این توزیع‌ها هم‌چنین، برخی از توزیع‌های شناخته‌شده را به‌عنوان زیرمدل‌های خود دربر دارند. پس از معرفی توزیع بتا وایبل تعدیل‌یافته تعمیم‌یافته، در ادامه، تابع توزیع و تابع چگالی آن‌را به‌صورت مجموع وزنی توزیع تعمیم وایبل تعدیل‌یافته بیان می‌کنیم. گشتاور مرتبه k ام را به‌صورت مجموع نامتناهی به دو فرم متفاوت محاسبه کرده و معادلات غیرخطی را برای برآورد درستمایی ماکسیم نتیجه می‌گیریم. درنهایت، با بررسی این توزیع جدید روی یک مجموعه داده واقعی، برتری این توزیع را نسبت به زیرمدل‌هایش نشان می‌دهیم.

کلمات کلیدی: نرخ شکست سهمی شکل، تابع W لامبرت، توزیع تعمیم وایبل تعدیل‌یافته، توزیع بتا وایبل تعمیم‌یافته، توزیع بتا وایبل تعدیل‌یافته تعمیم‌یافته

پیش‌گفتار یکی از اهداف مهم در بررسی‌های آماری، تعیین مدل براساس شکل نرخ شکست داده‌ها می‌باشد. با توجه به این‌که توزیع وایبل دارای نرخ شکست یکنوا است، برای داده‌های با چنین نرخ شکستی، در اکثر موارد از توزیع وایبل استفاده می‌شود. از آنجایی‌که در تحلیل بقا و قابلیت اطمینان، نرخ شکست‌های غیریکنوا متداول هستند، از جمله، مرگ و میر نوزادان و سیستم‌های مکانیکی و الکتریکی پیچیده، توزیع وایبل مناسب نمی‌باشد. از این‌رو، به معرفی توزیع‌هایی با نرخ شکست غیریکنوا می‌پردازیم. هدف ما در این پایان‌نامه، معرفی توزیعی به نام بتا وایبل تعمیم‌یافته با نرخ شکست غیریکنوا است. در راستای مطالب بیان‌شده، پایان‌نامه را به صورت زیر تنظیم نموده‌ایم:

- در فصل اول، تعاریف و قضایای مورد نیاز در این پایان‌نامه را مطرح می‌کنیم.
 - در فصل دوم، توزیع چهار پارامتری تعمیم وایبل تعدیل‌یافته را معرفی کرده و به بیان زیرمدل‌ها و محاسبه گشتاورها و آماره ترتیبی پرداخته‌ایم.
 - در فصل سوم، پس از معرفی توزیع بتا وایبل تعمیم‌یافته و زیرمدل‌هایش، گشتاورهای آن را به دست آورده و با استفاده از شبیه‌سازی به مطالعه مدل پرداخته‌ایم و در نهایت با دو مثال کاربردی، برتری این توزیع را نسبت به زیرمدل‌هایش نشان می‌دهیم.
 - در فصل چهارم، با توجه به فصل‌های دوم و سوم، توزیع شش پارامتری جدیدی را با نام توزیع بتا وایبل تعدیل‌یافته تعمیم‌یافته معرفی می‌کنیم. در ادامه به بیان زیرمدل‌های آن می‌پردازیم و ویژگی‌های توزیع را بیان می‌کنیم. سپس به مطالعه شبیه‌سازی پرداخته و به مقایسه این توزیع و زیرمدل‌هایش با استفاده از یک مثال کاربردی می‌پردازیم.
 - پیوست این پایان‌نامه نیز شامل ماتریس اطلاع فشر توزیع بتا وایبل تعمیم‌یافته، معرفی الگوریتم ژنتیک و کدهای نوشته‌شده در محیط R است.
- لازم به ذکر است که برای سادگی عنوان توزیع بتای تعمیم‌یافته وایبل، به صورت بتا وایبل تعمیم‌یافته در طول پایان‌نامه، تغییر یافته است.

فهرست علائم اختصاری

BGMW	بتا و ایبل تعدیل یافته تعمیم یافته
GMW	تعمیم و ایبل تعدیل یافته
BGW	بتا و ایبل تعمیم یافته
MW	و ایبل تعدیل یافته
GW	و ایبل تعمیم یافته
BGE	بتا نمایی تعمیم یافته
GR	ریلی تعمیم یافته
GE	نمایی تعمیم یافته
IFR	نرخ شکست صعودی
DFR	نرخ شکست نزولی
MBT	شکل سهمی تعدیل یافته
BT	سهمی شکل
UBT	وارونه سهمی شکل
TTT-plot	نمودار زمان کل آزمون

فهرست توزیع‌ها

نام خانواده پارامتری توزیع‌ها	تابع چگالی	فضای پارامتر
تعمیم وایبل تعدیل یافته	$f(t) = \alpha \lambda^\beta t^{\beta-1} (\beta + \gamma t) \exp\{\gamma t - (\lambda t)^\beta \exp(\gamma t)\} \times [1 - \exp\{-(\lambda t)^\beta \exp(\gamma t)\}]^{\alpha-1}, \quad t > 0$	$\lambda > 0, \beta \geq 0,$ $\gamma > 0, \alpha > 0$
وایبل	$f(t) = \beta \lambda^\beta t^{\beta-1} \exp\{-(\lambda t)^\beta\}, \quad t > 0$	$\lambda > 0, \beta \geq 0$
مقادیر فرین	$f(t) = \gamma \exp\{\gamma t - \exp(\gamma t)\}, \quad t > 0$	$\gamma > 0$
وایبل تعمیم یافته	$f(t) = \alpha \beta \lambda^\beta t^{\beta-1} \exp\{-(\lambda t)^\beta\} \times [1 - \exp\{-(\lambda t)^\beta\}]^{\alpha-1}, \quad t > 0$	$\lambda > 0, \beta \geq 0, \alpha > 0$
وایبل تعدیل یافته	$f(t) = \lambda^\beta t^{\beta-1} (\beta + \gamma t) \exp\{\gamma t - (\lambda t)^\beta \exp(\gamma t)\}$	$\lambda > 0, \beta \geq 0, \gamma > 0$
بتا وایبل تعمیم یافته	$f(t) = \frac{\alpha \beta \lambda^\beta t^{\beta-1}}{B(a, b)} (1 - e^{-(\lambda t)^\beta})^{a\alpha-1} \times \left\{1 - (1 - e^{-(\lambda t)^\beta})^\alpha\right\}^{b-1} e^{-(\lambda t)^\beta}, \quad t > 0$	$a > 0, b > 0,$ $\lambda > 0, \beta \geq 0, \alpha > 0$
نمایی	$f(t) = \lambda e^{-(\lambda t)}, \quad t > 0$	$\lambda > 0$
ریلی	$f(t) = \gamma \lambda^\gamma t e^{-(\lambda t)^\gamma}, \quad t > 0$	$\lambda > 0$
نمایی تعمیم یافته	$f(t) = \alpha \lambda e^{-(\lambda t)} (1 - e^{-(\lambda t)})^{\alpha-1}, \quad t > 0$	$\lambda > 0, \alpha > 0$
ریلی تعمیم یافته	$f(t) = \gamma \alpha \lambda^\gamma t e^{-(\lambda t)^\gamma} (1 - e^{-(\lambda t)^\gamma})^{\alpha-1}, \quad t > 0$	$\lambda > 0, \alpha > 0$
بتا نمایی تعمیم یافته	$f(t) = \frac{\alpha \lambda}{B(a, b)} (1 - e^{-(\lambda t)})^{a\alpha-1} \times \left\{1 - (1 - e^{-(\lambda t)})^\alpha\right\}^{b-1} e^{-(\lambda t)}, \quad t > 0$	$a > 0, b > 0,$ $\lambda > 0, \alpha > 0$
بتا وایبل	$f(t) = \frac{\beta \lambda^\beta t^{\beta-1}}{B(a, b)} (1 - e^{-(\lambda t)^\beta})^{a-1} e^{-b(\lambda t)^\beta}, \quad t > 0$	$a > 0, b > 0,$ $\lambda > 0, \beta \geq 0$
بتا نمایی	$f(t) = \frac{\lambda}{B(a, b)} (1 - e^{-(\lambda t)})^{a-1} e^{-b(\lambda t)}, \quad t > 0$	$a > 0, b > 0, \lambda > 0$

فهرست مطالب

ژ	فهرست تصاویر
۱	۱ تعاریف مقدماتی
۱	۱.۱ مقدمه
۳	۲.۱ نرخ شکست و اشکال مختلف آن
۵	۱.۲.۱ تعیین شکل تابع نرخ شکست با استفاده از قضیه گلاسر
۷	۲.۲.۱ تعیین شکل تابع نرخ شکست با استفاده از نمودار زمان کل آزمون
۹	۳.۱ چند تابع و روابط ریاضی خاص
۱۲	۴.۱ برخی تعاریف و مفاهیم آماری
۱۷	۲ توزیع تعمیم وایبل تعدیل یافته
۱۷	۱.۲ مقدمه
۱۷	۲.۲ توزیع تعمیم وایبل تعدیل یافته
۱۹	۳.۲ توزیع های خاص
۲۰	۴.۲ فرمول های کلی برای گشتاورها
۲۷	۵.۲ تابع چگالی آماره های ترتیبی
۳۱	۳ توزیع بتا وایبل تعمیم یافته
۳۱	۱.۳ مقدمه
۳۲	۲.۳ توزیع بتا وایبل تعمیم یافته
۳۶	۳.۳ برخی از نتایج برای تابع توزیع تجمعی و تابع چگالی
۴۰	۴.۳ گشتاورهای توزیع بتا وایبل تعمیم یافته
۴۴	۵.۳ برآورد و استنباط
۴۷	۶.۳ مطالعه شبیه سازی
۴۹	۷.۳ کاربرد مدل در دو مثال واقعی
۴۹	۱.۷.۳ مجموعه داده اول

۵۳	مجموعه داده دوم	۲۰۷۰۳
۵۷	توزیع بتا وایبل تعدیل یافته تعمیم یافته	۴
۵۷	مقدمه	۱۰۴
۵۷	معرفی توزیع بتا وایبل تعدیل یافته تعمیم یافته	۲۰۴
۶۰	صورت‌های دیگر نمایش تابع توزیع و تابع چگالی	۳۰۴
۶۴	گشتاورهای توزیع بتای تعمیم یافته تعدیل یافته وایبل	۴۰۴
۶۷	برآورد درست‌نمایی ماکسیمم	۵۰۴
۶۹	مطالعه شبیه‌سازی	۶۰۴
۷۲	کاربرد مدل در مثال واقعی	۷۰۴
۷۷		آ
۷۷	ماتریس اطلاع فیشر توزیع <i>BGW</i>	۱۰آ
۸۰	الگوریتم ژنتیک	۲۰آ
۸۰	ساختار کلی الگوریتم ژنتیک	۱۰۲آ
۸۲	مراحل اجرای الگوریتم ژنتیک	۲۰۲آ
۸۳	مزایای الگوریتم ژنتیک	۳۰۲آ
۸۵	ب کدهای برنامه‌نویسی	
۹۳	مراجع	
۹۷	واژه‌نامه فارسی به انگلیسی	
۹۸	واژه‌نامه انگلیسی به فارسی	

فهرست تصاویر

۹ نمودار تبدیل زمان کل آزمون مقیاس شده	۱۰۱
۳۴ نمودار تابع چگالی BGW با پارامترهای ثابت الف: $\lambda = 1/5, \alpha = 1, \beta = 1$ و ب: $\lambda = 0/5$	۱۰۳
۳۵ نمودار تابع نرخ شکست BGW به ازای برخی مقادیر پارامتری	۲۰۳
۳۶ زیرمدل‌های توزیع BGW	۳۰۳
۴۸ نمودار مقایسه تابع توزیع تجمعی تجربی و دقیق توزیع BGW با $n = 1000$	۴۰۳
 نمودار تابع چگالی BGW برای داده‌های شبیه‌سازی شده به ازای مقادیر پارامتری؛ الف: $\alpha = 1, \lambda = 1, b = 0/5, a = 8$	۵۰۳
۴۸ ب: $\beta = 1, \alpha = 4/5, \lambda = 0/5, a = 0/5, b = 0/5$	
۵۱ نمودار زمان کل آزمون مربوط به مجموعه داده‌های زمان از کار افتادن موتور شارژکننده توربین	۶۰۳
 نمودار بافت‌نگار و چگالی برآوردشده توزیع‌های BGW, BGE, BW, GW, BE و GE برای	۷۰۳
۵۱ مجموعه داده‌های شارژکننده توربین	
۵۳ نمودار زمان کل آزمون مربوط به زمان از کار افتادگی اجزا مربوط به داده‌های آرزت	۸۰۳
 نمودار بافت‌نگار و چگالی برآوردشده توزیع‌های BGW, BGE, BW, GW برای مجموعه	۹۰۳
۵۴ داده‌های آرزت	
 نمودار تابع چگالی $BGMW$ با ثابت گرفتن الف: $\lambda = 1/5, \beta = 1, \gamma = 0/5, \alpha = 1$ ؛ ب:	۱۰۴
۵۹ $\lambda = 0/5$	
 نمودار تابع نرخ شکست $BGMW$ با ثابت گرفتن الف: $a = 0/5, b = 0/5, \gamma = 0/001$ ؛	۲۰۴
۶۰ ب: $\beta = 0/6$ و $\lambda = 0/25$	
۷۱ نمودار مقایسه تابع توزیع تجمعی تجربی و دقیق توزیع $BGMW$ به ازای $n = 1000$	۳۰۴
 نمودار بافت‌نگار و تابع چگالی $BGMW$ برای داده‌های شبیه‌سازی شده با مقادیر پارامتری الف: $a = 1/5, b =$	۴۰۴
۷۱ ب: $\alpha = 0/5, \gamma = 0/5, \beta = 1/5, \lambda = 0/5, \beta = 0/2, \gamma = 2, \alpha = 0/5, a = 3/5, b = 0/5, \lambda = 0/5$	
 نمودار بافت‌نگار و چگالی برآورد شده به ازای توزیع‌های $BGMW, BGW, GMW, BGE$ و	۵۰۴
۷۴ برای داده‌های آرزت	
 نمودار بافت‌نگار و چگالی برآورد شده به ازای توزیع‌های $BGMW, GE, GW, MW, BW$ و	۶۰۴
۷۵ برای داده‌های آرزت	

فصل ۱

تعاریف مقدماتی

۱.۱ مقدمه

در سیستم‌های مکانیکی و الکتریکی پیچیده، نرخ شکست^۱ اغلب به صورت غیر یکنوا (سهمی شکل^۲ یا سهمی واونه^۳، تک مدی^۴) نمایش داده می‌شود. توزیع‌هایی با چنین نرخ شکستی، توجه قابل ملاحظه‌ای در مهندسی قابلیت اطمینان به خود جلب کرده‌اند. برای آگاهی بیشتر لای و خی (۲۰۰۶) را ببینید. توزیع وایبل با زیرمدل‌های نمایی و ریلی، در سال ۱۹۵۱ توسط وایبل^۵، برای مدل‌بندی داده‌های طول عمر و بلایای طبیعی با نرخ شکست یکنوا معرفی شد. به دلیل چولگی مثبت و منفی تابع چگالی این توزیع، آن را به عنوان مدل اصلی مورد بررسی، برای داده‌های با نرخ شکست یکنوا، در این پایان‌نامه، در نظر می‌گیریم. با این وجود، این توزیع برآزش مناسبی را برای داده‌های با نرخ شکست غیر یکنوا که در قابلیت اطمینان و تحلیل بقا بسیار متداول است، فراهم نمی‌کند.

نمودار نرخ شکست سهمی شکل دارای سه قسمت است. در قسمت اول، نرخ شکست کاهش می‌یابد، بخش میانی نسبتاً هموار است و چگالی منطبق بر آن دارای یک پاد مد مثبت است و در بخش آخر نرخ شکست افزایش می‌یابد. به عنوان مثالی شهودی از این رفتار می‌توان فرایند مرگ و میر نوزادان را نام برد که در مرحله اول مرگ و میر نوزادان به علت نقص ارثی بالاست که به سرعت کاهش می‌یابد، مرحله میانی که ثابت است و مرگ بر اثر یک ضربه ناگهانی مثل تصادف رخ می‌دهد (مرحله شکست تصادفی)، و مرحله نهایی که مرگ حاصل از انباشتگی اثرات منفی طبیعی است (مرحله فرسودگی) و مجدد افزایش می‌یابد. نقطه مقابل نرخ شکست سهمی شکل، نرخ شکست تک مدی یا سهمی وارونه است که در ابتدا صعودی است، در بخش میانی ثابت می‌ماند و مجدداً کاهش می‌یابد. برای مثال می‌توان

^۱ Failure rate

^۲ Bathtub

^۳ Upside-down bathtub

^۴ Unimodal

^۵ Weibull

مواردی از بیماری را که مرگ و میر پس از یک دوره محدود به اوج خود می‌رسد و سپس به تدریج کاهش می‌یابد را بیان کرد.

به دلیل ناتوانی توزیع وایبل در مدل‌بندی داده‌های با چنین نرخ شکست‌هایی، از برخی از نسخه‌های تعمیم‌یافته توزیع وایبل برای این منظور استفاده شده است. در سال ۱۹۹۵ خی و لای مدل وایبل جمع‌ی^۶ را با افزودن دو تابع بقا (تابع قابلیت اطمینان) وایبل به دست آوردند. آن‌ها نشان دادند که نرخ شکست مدل مورد نظر به صورت مجموع دو نرخ شکست وایبل قابل بیان می‌باشد. این مدل برای تابع نرخ شکست‌های سهمی شکل کاربرد زیادی دارد. خی و همکاران^۷ (۲۰۰۲) تعمیمی از توزیع وایبل، با عنوان توسیع وایبل تعدیل‌یافته^۸، به منظور مدل‌بندی سیستم‌ها با نرخ شکست سهمی شکل را مورد مطالعه قرار دادند. در سال ۲۰۰۳ ژیانگ^۹ و همکارانش ویژگی طول عمر^{۱۰} مدل‌های با نرخ شکست تک مدی را مورد مطالعه قرار دادند. بوکار^{۱۱} و همکاران (۲۰۰۴) ثابت کردند که قابلیت اطمینان یک سیستم دلخواه را به خوبی می‌توان توسط آمیخته‌ای متناهی از توزیع‌های وایبل^{۱۲} با وزن‌های مثبت، تقریب زد. فام و لای^{۱۳} (۲۰۰۷) مقاله‌ای در زمینه وایبل تعدیل‌یافته یا تعمیم‌یافته، ارائه کردند. در همان سال بینگتون^{۱۴} و همکارانش توزیع جدیدی را تحت عنوان توزیع وایبل انعطاف پذیر^{۱۵} که در مدل‌بندی نرخ شکست صعودی^{۱۶} (*IFR*) و متوسط نرخ شکست صعودی^{۱۷} (*IFRA*) و نرخ شکست سهمی تعدیل‌یافته^{۱۸} (*MBT*)، کاملاً انعطاف پذیر است، مطرح کردند. برخی دیگر از مشتقات توزیع وایبل عبارت است از وایبل تعمیم‌یافته یا نمایی شده^{۱۹} (مودهولکار^{۲۰} و همکاران، ۱۹۹۳ و ۱۹۹۶)، توزیع وایبل تعدیل‌یافته^{۲۱} (لای و همکاران، ۲۰۰۳) و تعمیم وایبل تعدیل‌یافته^{۲۲} (کاراسکو^{۲۳} و همکاران، ۲۰۰۸)، که در فصل‌های بعدی به بیان آن‌ها خواهیم پرداخت.

در این فصل، برخی تعاریف و مفاهیم اولیه که در طول این پایان‌نامه مورد استفاده قرار می‌گیرند را بیان

^۶Additive Weibull model

^۷Xie

^۸Modified Weibull extention

^۹Jiang

^{۱۰}Ageing

^{۱۱}Bucar

^{۱۲}Finite Weibull mixture

^{۱۳}Pham and Lai

^{۱۴}Bebbington

^{۱۵}Flexible Weibull distribution

^{۱۶}Increasing failure rate

^{۱۷}Increasing failure rate average

^{۱۸}Modified bathtub

^{۱۹}Generalized or exponentiated Weibull distribution

^{۲۰}Mudholkar

^{۲۱}Modified Weibull distribution

^{۲۲}Generalized modified Weibull distribution

^{۲۳}Carrasco

کرده و برخی از قضایای مورد نیاز را نیز مطرح خواهیم کرد.

۲.۱ نرخ شکست و اشکال مختلف آن

تعریف ۱.۲.۱. قابلیت اطمینان^{۲۴}

فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع توزیع $F(\cdot)$ است. قابلیت اطمینان X را با $R(\cdot)$ نشان داده و عبارت است از احتمال آن که X بتواند در طول عمر تعیین شده اش، تحت شرایط محیطی از قبل مشخص شده، اهداف تعیین شده از ساخت خود را تامین نماید و در زمان t به صورت زیر محاسبه می شود:

$$R(t) = 1 - F(t).$$

از آنجایی که قطعات مختلف یک کالا، در زمان های مختلف و به صورت ظاهراً تصادفی خراب می شوند، قابلیت اطمینان کمیته احتمالی است. با پیچیده تر شدن محصولات (سیستم) احتمال خرابی آن ها نیز افزایش می یابد. چگونگی قرار دادن قطعات در محصول بر قابلیت اطمینان کل سیستم تاثیر می گذارد. قطعات را می توان به صورت سری، موازی یا ترکیبی از این دو در سیستم قرار داد. قابلیت اطمینان برای سیستم های مختلف به صورت زیر محاسبه می شوند:

• سیستم سری:

وقتی قطعات به صورت سری چیده می شوند، قابلیت اطمینان کل سیستم به صورت حاصل ضرب قابلیت اطمینان تک تک قطعات است. اگر قابلیت اطمینان سیستم i را، مثلاً برای $i = (1, 2, 3)$ ، با R_i نشان داده و قابلیت اطمینان ترکیب آن ها را با R_s ، آنگاه،

$$R_s = (R_1)(R_2)(R_3).$$

در این حالت با اضافه کردن قطعات بیشتر قابلیت اطمینان کل سیستم کاهش می یابد و همیشه کوچکتر از کمترین قابلیت اطمینان قطعات می باشد. قابل ذکر است در حالت سری از کار افتادن یک قطعه باعث از کار افتادن کل سیستم می شود.

• سیستم موازی:

در حالتی که قطعات به صورت موازی چیده می شوند، وقتی قطعه ای خراب شد، سیستم با استفاده از قطعه دیگری که به صورت موازی با قطعه خراب چیده شده، به کار خود ادامه می دهد. در این صورت قابلیت اطمینان سیستم به صورت زیر محاسبه می شود

$$R_s = 1 - (1 - R_1)(1 - R_2).$$

با افزایش تعداد قطعات موازی، قابلیت اطمینان کل سیستم افزایش می یابد. قابلیت اطمینان سیستمی که قطعات آن به صورت موازی چیده شده اند، از ماکسیمم قابلیت اطمینان تک تک

^{۲۴}Reliability

قطعات بیشتر است. قطعات در بیشتر سیستم‌های پیچیده به صورت ترکیب سری و موازی قرار می‌گیرند.

تعریف ۲.۲.۱. نرخ شکست

فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع توزیع $F(\cdot)$ است. نرخ شکست متغیر تصادفی X را با $h(\cdot)$ نشان داده و عبارت است از احتمال خرابی محصول X در فاصله زمانی یا یک دوره مشخص، و در زمان t به صورت زیر محاسبه می‌شود

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)},$$

که $f(t)$ بیانگر تابع چگالی احتمال و $R(t)$ بیانگر تابع قابلیت اطمینان می‌باشد.

تعریف ۳.۲.۱. شکل تابع نرخ شکست

فرض کنید تابع نرخ شکست $h(t)$ ، یک تابع حقیقی مقدار مشتق‌پذیر به صورت $h(t) : R^+ \rightarrow R^+$ با مشتق اول به صورت $h'(t) = \frac{dh(t)}{dt}$ باشد. آنگاه $h(t)$:

۱. اکیدا صعودی است و با IFR نشان داده می‌شود، اگر به ازای تمام t ها، $h'(t) > 0$.
۲. اکیدا نزولی است و با DFR نشان داده می‌شود، اگر به ازای تمام t ها، $h'(t) < 0$.
۳. سهمی شکل است و با BT نشان داده می‌شود، اگر برای $t \in (0, t_0)$ ، $h'(t) < 0$ ، $h'(t_0) = 0$ و برای $t > t_0$ ، $h'(t) > 0$.
۴. به شکل سهمی وارونه است و با UBT نشان داده می‌شود، اگر برای $t \in (0, t_0)$ ، $h'(t) > 0$ ، $h'(t_0) = 0$ و برای $t > t_0$ ، $h'(t) < 0$.
۵. شکل سهمی تعدیل‌یافته است و با MBT نشان داده می‌شود، اگر $h(t)$ ابتدا صعودی و سپس سهمی شکل باشد.

۶. نوسانی غلتکی شکل^{۲۵} است، اگر n نقطه تغییر^{۲۶} متوالی $0 < t_1 < t_2 < \dots < t_n < \infty$ داشته باشیم به طوری که در هر بازه $[t_{j-1}, t_j]$ ، برای $1 \leq j \leq n+1$ ، $t_0 = 0$ ، $t_{n+1} = \infty$ ، $h(t)$ اکیدا یکنوا باشد و یکنوایی مخالف در دو بازه مجاور داشته باشد. جهت بررسی بیشتر اساس فیزیکی تابع نرخ شکست غلتکی شکل، به ونگ^{۲۷} (۱۹۸۸، ۱۹۸۹، ۱۹۹۱) مراجعه شود.

نکته ۴.۲.۱. منظور از نقطه تغییر در تعریف؟؟، نقطه‌ای است که مشتق تابع نرخ شکست $h(t)$ تغییر علامت می‌دهد.

نکته ۵.۲.۱. برخی از افراد در تعریف تابع نرخ شکست BT و UBT ، تابع نرخ شکست $h(t)$ را در بازه میانی برابر با یک مقدار ثابت بیان می‌کنند.

^{۲۵}Roller-coster shaped

^{۲۶}Change point

^{۲۷}Wong

۱.۲.۱ تعیین شکل تابع نرخ شکست با استفاده از قضیه گلاسر

بسیاری از توابع نرخ شکست به دلیل وجود انتگرال در مخرج آن، شکل پیچیده‌ای دارند. در نتیجه تعیین شکل تابع نرخ شکست، به طور مستقیم، امکان‌پذیر نمی‌باشد. از این رو گلاسر^{۲۸} در سال ۱۹۸۰ روشی برای تعیین شکل تابع نرخ شکست بیان کرد. وی در این روش از تابع چگالی به جای نرخ شکست استفاده کرد که به صورت قضیه‌ای در ادامه بیان می‌شود.

ابتدا، فرض کنید که تابع چگالی زمان شکست روی بازه $(0, \infty)$ مثبت باشد، یعنی، به ازای $t > 0$ ، $f(t) > 0$ و $\int_0^{\infty} f(t) dt = 1$. همچنین فرض کنید $f(t)$ روی بازه $(0, \infty)$ پیوسته و دو بار مشتق‌پذیر

باشد. تابع $g(t)$ یعنی معکوس نرخ شکست، به صورت زیر است

$$g(t) = \frac{1}{h(t)} = \frac{R(t)}{f(t)}. \quad (1.1)$$

بنابراین $g(t)$ روی بازه $(0, \infty)$ مثبت و دو بار مشتق‌پذیر است. در حقیقت، داریم

$$g'(t) = g(t)\eta(t) - 1, \quad (2.1)$$

که در آن

$$\eta(t) = -\frac{f'(t)}{f(t)}. \quad (3.1)$$

صورت دیگر نمایش $g'(t)$ در اثبات قضیه مفید خواهد بود. بنابراین با توجه به (۳.۱) و (۲.۱)، داریم

$$\begin{aligned} g'(t) &= \int_t^{\infty} \frac{f(y)}{f(t)} \eta(t) dy - 1 \\ &= \int_t^{\infty} \frac{f(y)}{f(t)} [\eta(t) - \eta(y)] dy \\ &\quad + \int_t^{\infty} \frac{f(y)}{f(t)} \eta(y) dy - 1, \end{aligned}$$

هم‌چنین

$$\int_t^{\infty} \frac{f(y)}{f(t)} \eta(y) dy = - \int_t^{\infty} f'(y) \frac{dy}{f(t)}$$

و

$$\begin{aligned} \int_t^{\infty} f'(y) dy &= \int_0^{\infty} f'(w+t) dw = (d/dt) \int_0^{\infty} f(w+t) dw \\ &= \frac{d}{dt} \int_t^{\infty} f(y) dy \\ &= -f(t). \end{aligned}$$

در نتیجه،

$$g'(t) = \int_t^{\infty} \frac{f(y)}{f(t)} [\eta(t) - \eta(y)] dy. \quad (4.1)$$

حال با توجه به موارد اشاره‌شده در بالا، قضیه‌ای که پیش‌تر به آن اشاره شد را بیان می‌داریم.

^{۲۸}Glaser

قضیه ۶.۲.۱. الف) اگر به ازای همه $t > 0$ ، $\eta'(t) > 0$ باشد، آنگاه تابع نرخ شکست صعودی (IFR) است.

ب) اگر به ازای همه $t > 0$ ، $\eta'(t) < 0$ باشد، آنگاه تابع نرخ شکست نزولی (DFR) است.

پ) فرض می‌کنیم $t_0 > 0$ وجود دارد به طوری که

$$\forall t \in (0, t_0) \quad \eta'(t) < 0, \quad \eta'(t_0) = 0, \quad \forall t > t_0 \quad \eta'(t) > 0. \quad (5.1)$$

۱) اگر $y_0 > 0$ وجود داشته باشد به طوری که $g'(y_0) = 0$ ، آنگاه BT شکل است.

۲) اگر $y_0 > 0$ وجود نداشته باشد به طوری که $g'(y_0) = 0$ ، آنگاه IFR است.

ت) فرض می‌کنیم $t_0 > 0$ وجود دارد به طوری که

$$\forall t \in (0, t_0) \quad \eta'(t) > 0, \quad \eta'(t_0) = 0, \quad \forall t > t_0 \quad \eta'(t) < 0. \quad (6.1)$$

۱) اگر $y_0 > 0$ وجود داشته باشد به طوری که $g'(y_0) = 0$ ، آنگاه UBT شکل است.

۲) اگر $y_0 > 0$ وجود نداشته باشد به طوری که $g'(y_0) = 0$ ، آنگاه DFR است.

برهان. الف) با فرض $\eta'(t) > 0$ به ازای $t > 0$ و با توجه به رابطه (؟؟)، نتیجه می‌شود به ازای تمام $t > 0$ داریم $g'(t) < 0$. پس با توجه به رابطه (؟؟)، تابع نرخ شکست صعودی (IFR) است.

ب) با فرض‌های موجود و با توجه به رابطه (؟؟) و (؟؟) نزولی بودن تابع $h(t)$ نتیجه می‌شود.

پ) فرض می‌کنیم t_0 نقطه تغییر باشد.

۱) چنین ادعا می‌کنیم که $g''(y_0) < 0$. طبق فرض داریم $g'(y_0) = 0$. با توجه به (؟؟)

$$g''(t) = g'(t)\eta(t) + \eta'(t)g(t).$$

بنابراین $g''(y_0) = g(y_0)\eta'(y_0)$. در نتیجه از آنجا که $g(t)$ روی بازه $(0, \infty)$ مثبت

می‌باشد، آنگاه با توجه به فرض قضیه

$$\eta'(y_0) < 0 \quad \text{اگر و تنها اگر} \quad g''(y_0) < 0$$

و

$$\eta'(y_0) < 0 \quad \text{اگر و تنها اگر} \quad y_0 < t_0.$$

فرض می‌کنیم $y_0 \geq t_0$. آنگاه با در نظر گرفتن رابطه (؟؟) و (؟؟) واضح است که به ازای

همه $t \geq t_0$ ، $g'(t) < 0$. بنابراین با فرض $g'(y_0) = 0$ تناقض دارد. از این رو $y_0 < t_0$ و

$g''(y_0) < 0$. با توجه به فرضیات واضح است که روی بازه $(0, \infty)$ ، تنها یک ریشه برای

$g'(y) = 0$ به نام $y = y_0$ داریم که g در این نقطه دارای ماکسیمم می‌باشد. در نتیجه $h(t)$

سهمی شکل در $t_0 = y_0$ می‌باشد.