



۱۴۲۱۱۱



دانشگاه شهید بهشتی

دانشکده علوم ریاضی

گروه آمار

پایان نامه کارشناسی ارشد آمار بیمه

چگالی زمان ورشکستگی در مدل ریسک

کلاسیک

توسط

مریم مقدمی

استاد راهنما

دکتر عبدالرحیم شهلایی

استاد مشاور

دکتر محمد ذکایی

۱۳۸۸

۱۳۸۹/۷/۲۲

دفتر اطلاعات و ثبت اسناد  
کتابخانه مرکزی

۱۴۲۸۱۳

در آغاز لازم می‌دانم

به پاس تعبیر عظیم و انسانی شان از کلمه ایثار و از خود گذشتگی،  
به پاس عاطفه سرشار و گرمای امیدبخش وجودشان که در این سردترین روزگاران بهترین  
پشتیبان است،

به پاس قلب‌های بزرگشان که فریادرس است،

و به پاس محبت‌های بی‌دریغشان که هرگز فروکش نمی‌کند،

از پدر و مادر گرامی ام کمال تشکر و قدردانی را بنمایم.

همچنین از زحمات اساتید محترم و دانشجویان صمیمی و مهربان دانشگاه شهید بهشتی و به  
خصوص استاد ارجمند جناب آقای دکتر شهلایی که با راهنمایی‌های بی‌دریغ خود راهگشای  
من در پیمودن این راه بودند و جناب آقای دکتر ذکایی که افتخار مشاوره ایشان در فراز و  
نشیب این راه نیروبخش قدمهای اراده‌ام بود، کمال تشکر و سپاس را دارم.

هرچیزی در این دنیا پایان یافتنی است؛ با تمام وجودم این پایان نامه را  
به کسی تقدیم می‌کنم که عشقم نسبت به اون هیچوقت پایان یافتنی  
نیست.

## پیش‌گفتار

اهمیت منحصر به فرد بیمه در آن است که برخلاف بسیاری از تدابیر و برنامه‌هایی که برای شرایط به سامان تنظیم شده‌اند، ظرفیت خود را برای رویارویی با خطرهای و شرایط نابسامان که موجب تهدید فعالیت‌های جاری اقتصادی و اجتماعی هستند سامان‌دهی می‌نماید. بیمه یک مکانیسم انتقال مخاطره است که از طریق آن بار مخاطره زیان‌های اقتصادی ناشی از وقوع خسارت از یک شخص یا بنگاه اقتصادی به دیگران منتقل شده و در سطح گسترده‌تر پیش‌بینی شده‌ای قرار می‌گیرد. از این رو مسائل مربوط به ورشکستگی برای ادامه حیات یک شرکت بیمه بسیار مهم است و در تصمیم‌گیری‌های مدیریت یک شرکت بیمه نقش بسیار مهمی ایفا می‌کند.

نظریه مخاطره و نظریه‌های مرتبط با آن، بخصوص ورشکستگی نقش مهمی را در ریاضیات بیمه بازی می‌کنند. تاکنون کتاب‌ها و مقالات بسیاری در این زمینه نوشته و پژوهش‌های بسیاری هم در این مورد انجام شده است.

در این ارتباط می‌توان به مقاله‌ای از دیکسون و واترز (۲۰۰۲) اشاره نمود که مبادرت به بدست آوردن تابع چگالی زمان ورشکستگی و سه گشتاور اول آن به صورت تقریبی نمودند. تا سال ۲۰۰۲ تمامی سعی‌ها مبتنی بر افزایش دقت تقریب‌های ارائه شده بود. در سال ۲۰۰۳ احتمال زمان ورشکستگی با ادعاهای نمایی توسط ویلموت به طور دقیق محاسبه شد. اکثر مقاله‌های ارائه شده در سال‌های اخیر، از دستاوردهای گریر-شیو (۱۹۹۸) استفاده کرده‌اند که مبتنی بر تبدیل لاپلاس تابع چگالی زمان ورشکستگی و استفاده از معادله تابع تاوان تخفیف یافته است. از تحقیقات سال‌های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵ می‌توان به بررسی زمان خروج از حالت ورشکستگی شرکت بیمه و همچنین مطالعات

بسیاری که درباره احتمال زمان ورشکستگی در مدل مخاطره پواسون مرکب با ادعاهایی از توزیع‌های مختلف انجام شده است، اشاره کرد. در این پایان‌نامه که برپایه مقاله‌ای از دیکسون و ویلموت (۲۰۰۵) نگاشته شده است، سعی بر این است که تابع چگالی زمان ورشکستگی در مدل مخاطره کلاسیک را به صورت صریح بدست آوریم. بدیهی است که از موارد بدست آمده می‌توان در تحلیل‌های آماری یا بیمه‌ای مشابه بهره برد. مخصوصاً که موضوع ورشکستگی شرکت‌های بیمه بسیار مورد توجه بوده و شرکت‌های بیمه تمامی سعی خود را مبتنی بر هرچه دور کردن زمان ورشکستگی می‌کنند که این شامل منظور کردن نتایج بدست آمده از تحلیل ورشکستگی در تمامی بیمه‌نامه‌ها و نیز محاسبه حق بیمه می‌شود.

در اینجا خلاصه‌ای از آنچه که در این پایان‌نامه مطرح می‌گردد بیان می‌شود تا خواننده با روند نگارش این پایان‌نامه آشنا شود.

در ابتدای این پایان‌نامه به بررسی چند مبحث در آمار و بیمه پرداخته شده است که هرکدام با توجه به نیازهای پایان‌نامه آورده شده است. بدین ترتیب در فصل اول سعی شده است که هرچه خلاصه‌تر به این موارد پرداخته شود و در جای لازم خواننده علاقه‌مند برای اطلاعات بیشتر به منابع مختلف ارجاع داده شود. در فصل دوم به چگونگی بدست آوردن تابع چگالی زمان ورشکستگی با استفاده از معادله تابع تاوان تخفیف یافته گربر-شیو پرداخته و در فصل سوم بطور مستقیم از معکوس تبدیل لاپلاس تابع چگالی زمان ورشکستگی، تابع چگالی زمان ورشکستگی را بدست می‌آوریم. در فصل چهارم از نتایج بدست آمده از فصل‌های دوم و سوم استفاده کرده و تابع چگالی زمان ورشکستگی را درحالتی که توزیع ادعاها ارلانگ آمیخته است، محاسبه می‌کنیم.

امید است که نتایج بدست آمده در این پایان‌نامه بتواند راه‌گشای خواننده گرامی در مسائل بیمه‌ای باشد.

## نمادها

$\psi(u, t)$ .....	احتمال ورشکستگی زمان منتهای .....
$F^{n*}$ .....	پیچش $n$ - تایی .....
$F(x)$ .....	تابع توزیع متغیر تصادفی $x$ .....
$\tilde{f}$ .....	تبدیل لاپلاس .....
$N(t)$ .....	تعداد ادعاها تا زمان $t$ .....
$E(n, x)$ .....	توزیع ارلانگ .....
$F_{\downarrow}$ .....	توزیع تعادلی .....
$w(u, t)$ .....	تابع چگالی ورشکستگی زمان منتهای .....
$\sigma(\beta)$ .....	سیگما میدان بورل .....
$U(t)$ .....	فرایند مازاد .....
$S(t)$ .....	فرایند مخاطره جمعی .....
$(\Omega, F, P)$ .....	فضای احتمال پایه .....
$\mathbb{R}$ .....	مجموعه اعداد حقیقی .....
$m_{\downarrow}$ .....	میانگین ادعاهای فردی .....

## چکیده

یکی از راههای بدست آوردن احتمال زمان ورشکستگی، دانستن تابع چگالی زمان ورشکستگی است. در این پایان نامه، سعی بر این است که بتوانیم تابع چگالی زمان ورشکستگی در مدل مخاطره کلاسیک را با استفاده از معکوس تبدیل لاپلاس مربوطه بدست آورده و به کمک آن احتمال زمان ورشکستگی را در حالتی را که توزیع ادعاها ارلانگ آمیخته است محاسبه نماییم و در پایان نشان می‌دهیم احتمال ورشکستگی زمان متناهی برای این حالت چگونه بدست می‌آید.

### واژه‌های کلیدی:

زمان ورشکستگی، تبدیل لاپلاس، توزیع هندسی مرکب، توزیع ارلانگ آمیخته، ورشکستگی زمان متناهی، تابع تاوان تخفیف یافته گربر-شیو، قضیه تابع ضمنی لاگرانژ.



## فهرست مندرجات

- ۱ تعریف‌ها و مفاهیم اولیه..... ۱
- ۱.۱ معرفی برخی توزیع‌های مورد نیاز..... ۱
- ۲.۱ مفاهیم بیمه‌ای..... ۸
- ۲ تبدیل لاپلاس تابع چگالی زمان ورشکستگی..... ۱۷
- ۱.۲ تبدیل لاپلاس..... ۱۸
- ۲.۲ تبدیل لاپلاس تابع چگالی زمان ورشکستگی..... ۲۲
- ۳ تابع چگالی زمان ورشکستگی..... ۳۹
- ۴ تابع چگالی زمان ورشکستگی برای ادعاهایی با توزیع ارلانگ آمیخته..... ۵۱
- ۱.۴ تبدیل لاپلاس توزیع ارلانگ آمیخته..... ۵۲
- ۲.۴ تابع چگالی زمان ورشکستگی برای توزیع ارلانگ آمیخته..... ۵۳
- ۳.۴ محاسبه احتمال ورشکستگی..... ۶۸
- ۴.۴ مثال عددی..... ۷۰

۷۳.....	پیوست ۱.....
۷۷.....	پیوست ۲.....
۸۴.....	واژه‌نامه.....
۸۷.....	نام‌نامه.....
۸۸.....	مراجع.....

## فهرست شکل‌ها

- ۱.۱.۱- تابع چگالی توزیع ارلانگ..... ۴
- ۲.۱.۱- تابع توزیع تجمعی ارلانگ..... ۵
- ۱.۲.۱- درآمد حاصل از فرایند مازاد..... ۱۰
- ۲.۲.۱- مازاد قبل از ورشکستگی و کسری در ورشکستگی..... ۱۴
- ۳.۲.۱- نمودار معادله لوندبرگ..... ۱۶

## فهرست جدول‌ها

- جدول ۱.۱.۱ - برخی روابط مربوط به توزیع ارلانگ ..... ۶
- جدول ۱.۱.۲ - تبدیلات لاپلاس توابع متداول و معکوس آنها ..... ۲۱
- جدول ۱.۴ -  $\psi(x)$  ..... ۷۱
- جدول ۲.۴ -  $\psi(x; \lambda)$  ..... ۷۱

# فصل ۱

## تعریف‌ها و مفاهیم اولیه

برای بدست آوردن تابع چگالی زمان ورشکستگی، به برخی از مفاهیم آمار و بیمه نیاز داریم که در این فصل سعی بر آن شده است که به طور خلاصه به آنها پرداخته و خواننده برای اطلاعات بیشتر به منابع مختلف ارجاع داده شود.

### ۱.۱ معرفی برخی توزیع‌های مورد نیاز

تعریف ۱.۱.۱:  $P$  یک اندازه احتمال گسسته بر  $\mathbb{R}$  است اگر و تنها اگر دنباله‌های  $\{t_n\}$  و  $\{p_n\}$  از اعداد حقیقی چنان موجود باشند که برای هر  $n$ ،  $p_n \geq 0$ ،

$$\sum_{n=1}^{\infty} p_n = 1 \text{ و بتوان تابع توزیع نظیر } P \text{ را به صورت}$$

$$F(x) = \sum_n p_n I_{[t_n, \infty)}$$

نمایش داد که در آن

$$I_{[t_n, \infty)}(x) = \begin{cases} 1 & x \in [t_n, \infty) \\ 0 & x \notin [t_n, \infty) \end{cases}$$

تابع توزیع یک اندازه احتمال گسسته تنها در جهش‌ها افزایش می‌یابد. جهش‌ها در نقاط  $t_n$  با اندازه جهش  $p_n$  هستند. باید توجه داشت که تعداد جهش‌ها حداکثر شماراست و از این جهت با دنباله‌ای از جهش‌ها مانند  $\{t_n\}$  سروکار داریم.

واضح است که تابع توزیع نظیر  $P$  به صورت پله‌ای است همچنین اگر شکل یک تابع توزیع، پله‌ای باشد آنگاه توزیع یا اندازه احتمال نظیر آن گسسته است. مثلاً توزیع پواسون، توزیع برنولی و توزیع دو جمله‌ای گسسته‌اند و نمودار توزیع آنها پله‌ای است.

تعریف ۲.۱.۱: یک اندازه احتمال  $P$  بر  $\mathbb{R}$  را پیوسته مطلق گوئیم هرگاه  $P$  دارای چگالی باشد. یعنی یک تابع اندازه‌پذیر و نامنفی  $f$  بر  $\mathbb{R}$  چنان موجود باشد که:

$$P((-\infty, x]) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

پس می‌توان گفت اندازه احتمال  $P$  بر  $\mathbb{R}$  پیوسته مطلق است اگر و تنها اگر یک تابع اندازه‌پذیر و نامنفی  $f$  چنان موجود باشد که  $\int_R f(t) dt = 1$ . وقتی که  $P$  چگالی دارد، مقادیر اندازه احتمال  $P$  کاملاً توسط چگالی  $f$  تعیین می‌شود.

تعریف ۳.۱.۱: توزیع آمیخته شامل هر دو نوع توزیع است. می‌توان گفت توزیع آمیخته توزیع پیوسته است اما حداقل در یک نقطه و حداکثر در تعداد شمارش‌پذیری از نقاط دارای جرم احتمال است. بنابراین در توزیع آمیخته حداقل یک جهش داریم.

تعریف ۴.۱.۱: تابع توزیع تعادلی از  $F(y)$  که با  $F_1(y)$  نشان داده می‌شود، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$F_1(y) = 1 - \bar{F}_1(y) = \int_0^y \{\bar{F}(x)/E(Y)\} dx, y \geq 0$$

همچنین تبدیل لاپلاس مربوط به آن نیز با  $\tilde{f}_1$  نشان داده می‌شود.

واز آنجاییکه  $\bar{F}(y) = 1 - F(y)$  و  $E(Y) = \int_0^{\infty} \bar{F}(y) dy$ ، لذا داریم:

$$\int_0^{\infty} \{\bar{F}(y)/E(Y)\} dy = 1.$$

بنابراین  $f_1(y) = \frac{\bar{F}(y)}{E(Y)}$  یک تابع چگالی است (حتی اگر  $F(y)$  مطلقاً پیوسته نباشد).

تعریف ۵.۱.۱: توزیع ارلانگ یک توزیع پیوسته است که به ازای همه مقادیر حقیقی مثبت بزرگتر از صفر تعریف می‌شود و با دو پارامتر مشخص می‌شود. پارامتر شکل  $\alpha$  که یک عدد صحیح مثبت و پارامتر نرخ  $\beta$  که یک عدد حقیقی مثبت است. این توزیع گاهی با معکوس پارامتر نرخ معرفی می‌شود که به این پارامتر،  $\theta$  (پارامتر

مقیاس) گفته می‌شود.  $(\theta = \frac{1}{\beta} > 0)$ .

زمانی که پارامتر شکل  $\alpha$  برابر با ۱ باشد این توزیع به توزیع نمایی تبدیل می‌شود. توزیع ارلانگ حالت خاصی از توزیع گاما می‌باشد در صورتیکه پارامتر  $\alpha$  یک عدد صحیح باشد. در توزیع گاما این پارامتر به عدد صحیح محدود نمی‌شود.

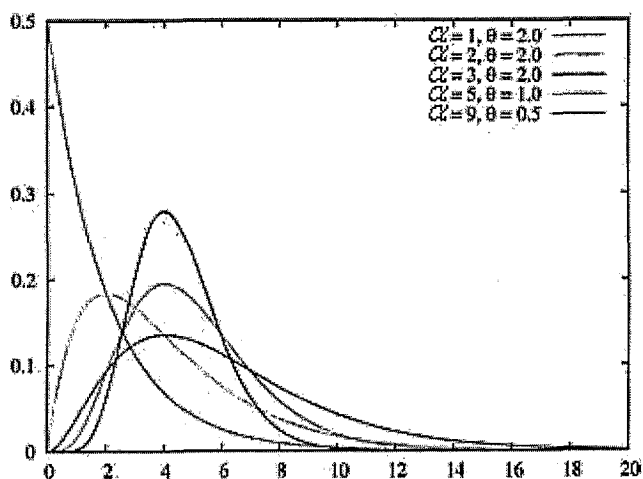
تابع چگالی احتمال توزیع ارلانگ به فرم زیر می‌باشد:

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}}{(\alpha-1)!} \quad \forall x, \beta \geq 0$$

زمانی که پارامتر مکان  $\theta$  را داریم، تابع چگالی احتمال به فرم زیر می‌باشد:

$$f(x; \alpha, \theta) = \frac{x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\theta}}}{\theta^\alpha (\alpha-1)!} \quad \forall x, \theta \geq 0$$

در شکل ۱.۱.۱ نمودار تابع چگالی توزیع ارلانگ به ازای مقادیر مختلف پارامترهای  $\alpha$  و  $\theta$  نمایش داده شده است.



شکل ۱.۱.۱ تابع چگالی توزیع ارلانگ



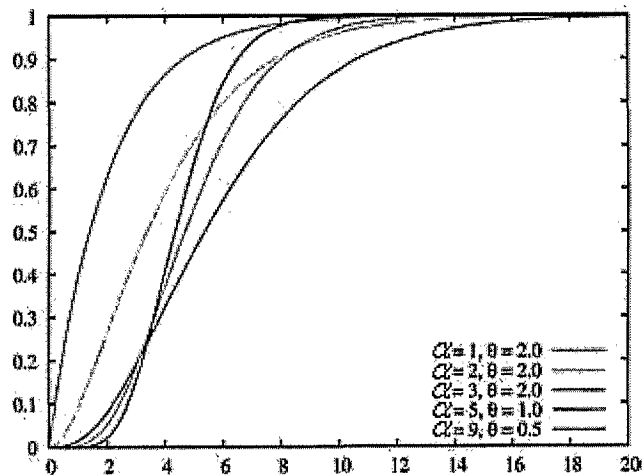
به علت وجود تابع فاکتوریل در منحنی توزیع ارلانگ تنها زمانی که پارامتر  $\alpha$  یک عدد صحیح مثبت است تعریف می‌شود.

این توزیع گاهی به فرم توزیع  $\alpha$ -ارلانگ نیز خوانده می‌شود. (برای مثال توزیع ارلانگ ۲، توزیع ارلانگ با پارامتر شکل  $\alpha = 2$  است).

تابع توزیع تجمعی توزیع ارلانگ به فرم زیر است:

$$F(x; \alpha, \beta) = 1 - \sum_{n=0}^{\alpha-1} \frac{e^{-\beta x} (\beta x)^n}{n!}$$

در شکل ۲.۱.۱ نمودار تابع توزیع تجمعی ارلانگ به ازای مقادیر مختلف پارامترهای  $\alpha$  و  $\theta$  نمایش داده شده است.



شکل ۲.۱.۱ تابع توزیع تجمعی ارلانگ

در جدول ۱.۱.۱، بعضی مشخصات توزیع ارلانگ آورده شده است.

جدول ۱.۱.۱ برخی روابط مربوط به توزیع ارلانگ

$\alpha > 0 \in Z$ (پارامتر شکل) $\beta > 0$ (پارامتر نرخ) $\theta = \frac{1}{\beta} > 0$ (پارامتر مکان)	پارامترها
$x \in [0; \infty)$	تکیه گاه
$\frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x}}{(\alpha-1)!}$	تابع چگالی احتمال
$1 - \sum_{n=0}^{\alpha-1} e^{-\beta x} (\beta x)^n / n!$	تابع توزیع تجمعی
$\alpha / \beta$	میانگین
فرم صریح بسته‌ای وجود ندارد	میانه
$(\alpha-1) / \beta \quad \forall \alpha \geq 1$	مد
$\alpha / \beta^x$	واریانس
$\frac{2}{\sqrt{\alpha}}$	چولگی
$(1-t/\beta)^{-\alpha} \quad \forall t < \beta$	تابع مولد گشتاور
$(1-it/\beta)^{-\alpha}$	تابع مشخصه

تعریف ۶.۱.۱: فرض کنید که  $N$  متغیر تصادفی شمارشی با تابع احتمال  $\{X_n, n=1, 2, \dots\}$  باشد. همچنین فرض کنید  $n=0, 1, 2, \dots$  برای  $q_n = \Pr(N=n)$  دنباله ای از متغیرهای تصادفی مثبت، مستقل (همچنین مستقل از  $N$ ) و هم توزیع با تابع توزیع  $P$  باشد. اینک توزیع مجموع تصادفی

$$S = X_1 + X_2 + \dots + X_N$$

را توزیع مرکب می‌نامیم که در آن، اگر  $N=0$ ، آنگاه  $S=0$ .

تابع توزیع  $S$  به صورت زیر بدست می‌آید:

$$F_S(x) = \Pr(S \leq x) = \Pr(X_1 + X_2 + \dots + X_N \leq x)$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{n=0}^{\infty} F^{*n}(x) \Pr(N=n) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} F^{*n}(x) q_n, \quad x \geq 0 \end{aligned}$$

معمولاً نام توزیع مرکب را از نام توزیع  $N$  می‌گیرند. در اینجا یادآوری می‌کنیم که  $F^{*n}(x)$  تابع توزیع مجموع  $n$  متغیر تصادفی مستقل و هم توزیع با تابع توزیع  $F$  است؛ به عبارتی پیش از  $n$  ام  $F(x)$  با خودش را نمایش می‌دهد. اکنون حالتی را در نظر بگیرید که  $N$  دارای توزیع هندسی با پارامتر  $\rho \in (0, 1)$  باشد، بدین ترتیب  $S$  دارای توزیع هندسی مرکب خواهد بود.

مثال: توزیع نامنفی  $F(x)$ ، توزیع هندسی مرکب نامیده می‌شود هرگاه:

$$F(x) = \sum_{n=0}^{\infty} (1-\rho)\rho^n H^{*n}(x), \quad x \geq 0$$

که در آن  $0 < \rho < 1$  یک مقدار ثابت،  $H$  تابع توزیع یک متغیر تصادفی نامنفی و

$$H^{**}(x) = \begin{cases} 1 & x \geq 0 \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

## ۲.۱ مفاهیم بیمه‌ای

نظریهٔ مخاطره و نظریه‌های مرتبط با آن، بخصوص ورشکستگی، نقش مهمی را در ریاضیات بیمه بازی می‌کنند. نظریه ورشکستگی در کشورهای اسکانندیناوی توسط لوندبرگ (۱۹۲۶) و کرامر (۱۹۳۰) و در کشور ایتالیا توسط دفینتی (۱۹۳۹) مورد بسط و گسترش قرار گرفت. این توسعه به‌طور دقیق توسط دبورديه در سال ۱۹۵۲ شرح داده شد. تا کنون کتاب‌ها و مقالات زیادی در این زمینه نوشته و پژوهش‌های بسیاری هم در این باره انجام شده است.

در این قسمت سعی بر این است که مفاهیم بیمه‌ای مورد نیاز در این پایان نامه برای بدست آوردن تابع چگالی زمان ورشکستگی و متعاقباً پیدا کردن احتمال ورشکستگی که در فصل‌های بعد به آن می‌پردازیم به طور خلاصه توضیح داده شود. تحت پوشش یک نوع بیمه خاص در یک شرکت بیمه، قراردادهایی در قالب یک داشتنان بسته می‌شوند. شرکت بیمه بابت هر کدام، حق بیمه‌ای را مطالبه کرده و تضمین می‌نماید که در صورت وقوع خسارت به مورد بیمه شده، هزینه ناشی از آن را جبران نماید؛ به هر کدام از این خسارت‌ها، اصطلاحاً ادعای فردی گفته و با  $X_i$  نمایش داده می‌شوند. اندیس  $i$  نشان دهنده  $i$  امین ادعا در طول دوره مورد مطالعه است.

### ۱.۲.۱ مدل مخاطرهٔ جمعی

یک داشتنان را گردایه‌ای از ادعاها در نظر می‌گیریم که تعداد آنها تصادفی است.

$$\begin{cases} S = X_1 + \dots + X_N & X_i : \text{ادعای } i\text{ام} \\ N = 0 \Rightarrow S = 0 \end{cases}$$