

ТОМЕ НИКОЛОСКИ

ХИПОТЕЗИ ЗА ДИСТРИБУЦИЈАТА НА НЕСРЕКИТЕ

Проблемот на дистрибуцијата на несреќите кај индустриските работници прв пат бил истражуван од Гринвуд (Greenwood) со соработниците Вудс и Јул (Woods, Yule), при крајот на Првата светска војна. Тие сакале да одговорат на две прашања: (1) да ли постои тенденција при еднакви услови на ризик на некои лица да им се случуваат несреќи повеќе отколку на други лица и (2) ако таква тенденција постои, да ли на нејзе вијаат веќе доживеаните несреќи?

Во врска со можните одговори на горните прашања се поставиле неколку хипотези. Секоја хипотеза е заснована на соодветен математички модел. Адекватноста на математичките модели — а со тоа и на придружната хипотеза — се оценува врз основа на неговата способност да ја репродуцира добиената фреквенција на несреќи.

Според првата хипотеза, несреќите се случајно дистрибуирани. Имено, дали на некого ќе му се случи несреќа или не, зависи — како што вели Мајер — од неговата добра или лоша среќа.

До соодветен математички модел за хипотезата за случајна дистрибуција на несреќите ќе дојдеме на следниов начин. Да претпоставиме дека N лица се изложени на ризик во текот на мали временски интервали при што самите интервали се од толку мало траење што веројатноста да се имаат несреќи е занемарлива. Да ја означиме веројатноста на едно лице да му се случи несреќа во овој мал временски период со p , а веројатноста да не му се случи несреќа со q . Тогаш, на крајот на првиот интервал лицата со 0 и 1 несреќа ќе бидат дадени со

$$N(p + q)$$

При претпоставка за случајна дистрибуција на несреќите, мора понатаму да се претпостави дека лицата со 1 несреќа се исто така подложни на повреда како и лицата без несреќи. Но истовремено треба да се каже дека како што се смалува бројот на лицата без повреда

исто така се смалува веројатноста на лицата да им се случи првата несреќа во единица време. На крајот од вториот интервал фреквенцијата на лица со 0, 1, 2 несреќи ќе биде дадена со

$$N(p + q)^2$$

итн. На крајот од T интервали „дистрибуцијата на несреќи ќе биде дадена со развиениот бином

$$N(p + q)^T$$

Но p е многу мало а q блиску до 1 додека за T мора да се претпостави дека е многу ролемо за да се добие некој конечен број на несреќи.

Вакви тврдења можат да се реформулираат во серија на диференцијални формули чии решенија ги даваат термините на Поасоновата дистрибуција:

$$\frac{e^{-m} m^r}{r!} \quad (1)$$

каде што e е основа на природниот систем на логаритмите

m е просечниот број на несреќи

r е бројот на несреќите

До вакво решение прв дошол Боркиевич, Австријанец од словенечко порекло кој што Поасоновата дистрибуција ја нарекол Закон на мали броеви.

Поасонова дистрибуција може да се добие кога ќе се задоволат следните претпоставки:

1. Сите лица да се еднакво подлежни на несреќи.
2. Веројатноста да се има несреќа да не се менува преку целиот период.
3. Надворешните услови да се еднакви.

Карактеристика на Поасоновата дистрибуција е што варијансата m_2 е еднаква на аритметичката средина, па оттука да ли една дистрибуција е Поасонова може да се утврди со инспекција на m и m_2 за таа дистрибуција.

Втора хипотеза е дека работниците се навистина еднакви во поглед на подлежноста на несреќи но откако на едно лице ќе му се случи несреќа веројатноста да му се случи втора несреќа *ipso facto* не е еднаква на веројатноста да му се случи прва несреќа. Имено, само првата несреќа е дистрибуирана случајно. Наредните несреќи се дистрибуирани по некој друг закон на веројатноста. Фактот, имено, што едно лице имало несреќа го прави тоа лице поотпорно или

поподлежно на несреќи. Ваков ред на настаните, велат Гринвуд и Вудс (Greenwood & Woods, 1919) е обичен во човековиот живот. Лице може да се разболи случајно, но откако ќе ја прележи болеста, веројатноста таа болест да му се случи кога првобитните услови — во сите други аспекти — ќе се репродуцираат, ќе се промени, односно тоа ќе постане имуно, или обратно, почувствително на инфекција. Оваа шема на дистрибуција на несреќите очигледно има две варијанти: а) доживеаната несреќа лицето го прави поотпорно на несреќи; б) поподлежно на несреќи. Математичко решение за оваа хипотеза тие нашле во многу компликувана форма, непогодна за сметање. За поедноставна претпоставка дека веројатноста се менува еднаш, по првата несреќа, но не повеќе, тие нашле решение за примено на клучиле дека не постои теориско оправдување за таа хипотеза. Фреквенциите на лица со 1, 2, n несреќи е определена со

$$\frac{N}{s} \left(\frac{N-s}{N} + \frac{s}{N} \right)^n \quad (2)$$

испуштајќи го првиот термин. Групата без несреќи е определена со

$$\frac{N}{s} \left(\frac{N-s}{N} \right)^n + \frac{N(s-1)}{s}$$

Константата s се пресметува од вториот момент со формулата

$$\mu_2 = \frac{n \{N - n + s(n-1)\}}{N^2}$$

Кога е поголемо од 1, s (кое што не треба да се идентификува со стандардното отстапување) означува зголемена подлежност по првата несреќа, а кога е помало од 1, смалена подлежност. Кога, пак, тоа е еднакво на еден формулата (2) е обичен бином. Оваа формула дава втор максимум, по првиот, кој не се појавува. Од формата на формулата гледаме дека овој втор максимум ќе се појави кога $n-1$ е поголемо од интегралниот дел на

$$\frac{(n+1)(N-s)}{N}$$

Тоа води кон заклучок дека ако во дистрибуциите каде што — како во најголем број случаи — ризикот од несреќи е мал, така што групата со 0 несреќи е голема, постои општа тенденција една несреќа да води кон друга од психолошки или други причини. Тоа, по извесно време, ќе даде дистрибуции што имаат два мода, еден во 0 групата и друг подоцна.

Иако оваа хипотеза градуира некои од наодите на Гринвуд (Greenwood & Woods, 1919, Greenwood & Yule, 1920) тие се сомневале во теориската оправданост на оваа хипотеза: „... ние веруваме дека теориската основа на оваа хипотеза не е адекватна“.

Според третата хипотеза, помеѓу членовите на популацијата постои *ab initio* диференцијација во поглед на подлежноста на несреќи. Тоа значи дека подлежноста на несреќи не е константна, туку, низ популацијата варира заради што и веројатноста да се има несреќа за некои лица е поголема отколку за други.

Накратко, според оваа хипотеза, во популацијата постојат повеќе степени на подлежност на несреќи. Секој посебен степен на подлежност резултира во Поасонова дистрибуција. Кога се присутни 2 или повеќе степени на подлежност, резултантната дистрибуција е сума на две или повеќе Поасоновы дистрибуции односно таа е композитна Поасонова дистрибуција којашто може да се определи со интеграција. Тоа раните истражувачи на проблемот на несреќите во индустријата, Гринвуд со соработниците ги довело до едноставна дистрибуција позната како негативна биномна дистрибуција во која што очекуваните фреквенции на лица со 0, 1, 2, и несреќи се дадени со термините на серијата

$$\left(\frac{c}{c+1}\right)^r \left\{ 1 + \frac{r}{c+1} + \frac{r(r+1)}{2!(c+1)^2} + \dots \right\} \quad (3)$$

каде што c и r се константи и можат да се добијат од првиот и од вториот момент на дистрибуцијата, имено

$$M = \frac{r}{c}, \quad \mu_2 = \frac{r(c+1)}{c^2}$$

Еден од најдобрите описи и толкувања на негативната биномна дистрибуција дал професорот Пец (Petz) и неговиот опис и објаснување на оваа дистрибуција ќе бидат накратко прикажани. Негативната биномна дистрибуција, вели Пец, тргнува од претпоставката дека групата којашто ја набљудуваме *не е хомогена* било во поглед на некои својства било во поглед на околните влијанија. Ако претпоставиме дека околните влијанија се константни и еднакви за сите членови на групата, или барем тие за сите членови на групата подеднакво ќе се менуваат, тогаш нехомогеноста може да се однесува само на својствата на членовите на групата. Да претпоставиме, вели понатаму професорот Пец, дека подлежноста на несреќи е нормално дистрибуирана помеѓу луѓето, како на пример висината, интелигенцијата и тд. Според тоа, во една популација би можеле да очекуваме најмногу луѓе со некоја „средна“ подлежност на несреќи, а најмалку луѓе со екстремно мала или екстремно голема подлежност на несреќи. Таа група сега можеме да ја поделиме на мали подгрупи и да речеме: групата a поседува толку мала подлежност на

несреќи што, практично, можеме да сметаме дека не е подложна. Подгрупата *b* има извесна доза на подложност, подгрупата *c* уште поголема... и конечно подгрупата *x* најголема. Ако претпоставиме дека членовите во одделните подгрупи сочинуваат хомогена целина со оглед на подложноста кон несреќи, тогаш е сигурно дека подгрупата *a* мора во просек да има најмалку несреќи, подгрупата *b* повеќе, *c* уште повеќе... а *x* најмногу. Но потполно е разбирливо дека тоа вреди само за просекот на секоја подгрупа и дека помеѓу одделните членови од таа подгрупа постојат разлики, коишто се условени сосем случајно така што и во секоја подгрупа ќе најдеме луѓе со различен број на несреќи. Според тоа, дистрибуцијата на несреќите в секоја подгрупа ќе биде Поасонова дистрибуција со тоа што просекот на секоја подгрупа ќе биде се поголем и поголем како што се оди од подгрупата *a* кон подгрупата *x*. Кривата на дистрибуцијата на несреќите која што се добива на една поголема група луѓе не е ништо друго туку групна крива којашто настанува со суперпозиција на серија на Поасонови криви, чија аритметичка средина е се поголема и поголема и кои што се разликуваат според бројот на лицата во секоја одделна подгрупа (Petz, 1957).

Во истражувањето на проблемот на индустриските несреќи од раните истражувачи (Greenwood, Woods, 1919; Greenwood, Yule, 1920), негативната биномна дистрибуција подобро ги репродуцира добиените фреквенции од Поасоновата и Биасираната дистрибуција.

Способноста на НБД да ги репродуцира добиените фреквенции на несреќи кај групи на работници (што работеле во фабрика на муниција при крајот на Првата светска војна) ги навело истражувачите да претпостават дека постои вродена и стабилна карактеристика на личноста што чини извесни лица да бидат приемчиви на несреќи. Таа особина постанала позната како *склоност кон несреќи*. Така на пример Фармер и Чејмберс — коишто го вовеле овој поим — тврделе дека „склоноста кон несреќи е склоп на личноста што чини лицето да има поголема фреквенција на несреќи“ (Farmer & Chambers, 1929). Поимот *склоност кон несреќи* постанал еден од најконтроверзните поими во психологијата. Ќе укажеме на неколку импликации на склоноста кон несреќи.

Кога би постоела *склоност кон несреќи* како стабилен ентитет — како што се третира од класичарите на ова поле — тогаш не само што дистрибуцијата на несреќите ќе биде градуирана според негативната биномна дистрибуција туку истите лица ќе бидат присутни на исти места во дистрибуцијата во секој период на набљудување од разумно траење. Ова може да се утврди со разгледување на однесувањето на коефициентите корелација кои што на лицата им се случиле во два периода на набљудување. Кога поимот *склоност кон несреќи* би бил одржлив, тие коефициенти би ги имале следните карактеристики: 1) ќе бидат значајни и стабилни; 2) независни од интервалот помеѓу временските периоди во коишто несре-

ките се случуваат; 3) незначајна корелација не ќе се појави дури и тогаш ако периодите се одвоени со многу долги интервали, но под услов другите фактори коишто влијаат на несреќите да се држат константно.

Студиите на Фармер и Чејмберс (Farmer & Chambers, 1929) Фармер, Чејмберс и Кирк (Farmer, Chambers & Kirk, 1933) со индустриски несреќи и студиите на Хакинен (1958) и Кресвел и Фрогат (Cresswell & Froggatt, 1961) со возачи во јавниот сообраќај даваат доволно информација да се даде суд за однесувањето на коефициентите на корелација. Резултатите се резимирани во Табела 1, Табела 2, Табела 3 и Табела 4.

ТАБЕЛА 1

Коефициенти на корелација помеѓу бројот на несреќите што се случиле во различни години (врз основа на Farmer i Chambers, 1929)

	Години	1	2
Група III	2	0,382	
	3	0,338	0,443
Група IV	2	0,390	
	3	0,223	0,360
Група VII	2	0,327	
	3	0,327	0,246

ТАБЕЛА 2

Коефициенти на корелација помеѓу бројот на несреќите што се случиле во различни години (од Farmer, Chambers, Kirk, 1933)

Години	1	2	3	4
2	0,440			
3	0,357	0,187		
4	0,278	0,178	0,195	
5	0,245	0,199	0,136	0,104

ТАБЕЛА 3

Коефициенти на корелација помеѓу несреќите што се случиле во различни години (Häkkinen, 1958)

Години	Коефициент на корелација
6/5	0,370
6/4	0,191
6/3	0,250
6/2	0,242
6/1	0,034

ТАБЕЛА 4

Коефициенти на корелација помеѓу несреќите што се случиле во различни години (Cresswell i Froggatt, 1963)

Години	1951	1952	1953	1954
1952	0,097			
1953	0,111	0,266		
1954	0,148	0,136	0,259	
1955	0,052	0,216	0,138	0,185

Многу од овие коефициенти не се стабилни и всушност се смалуваат како што периодите на набљудување стануваат поодалечени. Наодите засновани на корелациите, затоа, не ја подржуваат хипотезата за склоност.

Кога склоноста кон несреќи би била стабилен ентитет, тогаш ако оние лица со најголем број на несреќи во еден период на набљудување се исклучат во наредниот период, фреквенцијата на несреќи што ќе им се случи на преостанатите лица во наредниот период на посматрање треба да се смали. Во Табела 5 и Табела 6 групи на субјекти со долем број на несреќи, едноставно беа исклучени од пресметувањата.

ТАБЕЛА 5

Влијанието на отстранувањето на лица со најголем број на несреќи во првата година (од Adelstein, 1952)

Просечен број несреќи	I година	II година	III година
За сите лица	0,557	0,355	0,317
По отстранувањето на 10 лица со најголем број на несреќи	0,393	0,361	0,329

ТАБЕЛА 6

Влијанието на отстранувањето на возачи со (1) многу несреќи во првата година, (2) слаба психомоторна координација на наредните несреќи (од Farmer i Chambers, 1939)

Акција	Отстранети возача (%)	Фреквенција на несреќи (%)	Последица (%)
Фреквенција на несреќи за цела група за сите години освен првата		100	
(1) По отстранувањето на возачите со 3 или повеќе несреќи	28	91	9
(2) По отстранувањето на најслабите 25% на тестот	23	93	7
(3) комбинација од (1) и (2)	44	87	13

Резултатите од Табела 5 и Табела 6 значат само тоа што од пресметувањата беа отстранети лица коишто во наредниот период имале помалку несреќи. Тоа пак фрла сомнение на хипотезата за постоење на лица склони кон несреќи.

Кога станува збор за хипотезата за склоност кон несреќи, сметам дека треба да се спомнат уште неколку моменти.

До хипотезата за склоност кон несреќи Гринвуд дошол на начин кој, по мое мислење, треба да се спомне. Имено, врз основа на тоа дека подлежноста на несреќи е континуирано дистрибуирана варијабла почнувајќи од отсуство на подлежност до голем степен на подлежност далеку десно во позитивна насока и дека нејзината крива ќе биде накривена — односно дека ќе има нагласен крај при големи вредности на приемчивост, Гринвуд одбрал посебна крива, позната како Пирсонова тип III крива да ја претставува оваа теориска дистрибуција. Изборот на оваа од соодветно расположливи криви бил арбитражен и од технички причини, имено дека тоа решение можело лесно да се примени во практиката. Ова ставање на акцентот на техничката а не на теориската оправданост е еден од најважните фактори којшто треба да се почитува кога станува збор за статистичката основа за причините на несреќите. Тој факт бил занемарен и покрај тоа што Гринвуд користел отворен речник: „Изборот на биномна (Пирсонов тип III) крива да ја претставува континуирано променливата подлежност низ популацијата бил диктиран од практични причини. Можат да се замислат бескрајно многу накривени криви што ги исполнуваат бараните услови, но објективен доказ што

би фаворизирал една наместо друга крива нема“ (Greenwood, 1920). Ако една теориска дистрибуција се сложува со добиената дистрибуција, како што е случај со негативната биномна дистрибуција — која што објаснува многу дистрибуции на фреквенци на несреќи — тоа не значи дека хипотезата врз која што дистрибуцијата се засновува, во овој случај инхерентаната нееднаква примечивост кон несреќи — е точна во сите прилики. Постојат голем број на хипотези од коишто многу овозможуваат теориски дистрибуции коишто градуираат дистрибуции со голем успех. Кога ја разработувал, Гринвуд претпоставувал еднаков ризик и непроменлива околина, та според тоа, ако некои лица биле повеќе изложени на ризик од другите лица, или ако околината се менувала на нееднаков начин за членовите на групата за време на периодот на посматрањето, тогаш негативна биномна дистрибуција може да се добие тогаш кога несреќите се случајно дистрибуирани. Негативната биномна дистрибуција не е единствено можна дистрибуција на нееднаква подлежност односно композитна Поасонова дистрибуција. Постојат алтернативни хипотези коишто даваат исти дистрибуции. Гринвуд и Вудс соопштиле низа на формули за различни видови на композитни Поасонови дистрибуции, засновани на претпоставката дека нееднаквоста кон несреќи е нормално дистрибуирана. Всушност, негативната биномна дистрибуција не претпоставува обична почетна нееднаква примечивост за несреќи последица на фактор *in propria persona*. Можни се и други композитни дистрибуции засновани на некоја друга претпоставка за дистрибуција на примечивоста за несреќи.

Сето тоа неизбежно водеше кон преоценување на поимот „склоност кон несреќи“. Беа предложени монификации на ој поим. Една модификација на пример се однесуваше на тоа дека склоноста кон несреќи, мерсна преку бројот на несреќите што на едно лице му се случиле, се менува со текот на времето. Имено, уште старите истражувачи на несреќите во индустријата (Humke, 1936) и на сообраќајните несреќи (Farmer & Chambers, 1939) нашле дека најнеискусните лица имале најголем број несреќи. Но, исто така, е најдено дека возраста има независно влијание на фреквенцијата на несреќите (Froggatt, 1962), Според тоа, да се заклучи постоење на склоност кон несреќи само врз основа на фреквенцијата на несреќите е сосема несоодветно. Всушност може да се докаже иека фреквенцијата на несреќите може да биде мошне несигурен показател на склоноста кон несреќи Кресвел и Фрогат (Cresswell & Froggatt, 1963), имено, ја поврзаа склоноста кон несреќи со бројот на несреќите и — како што би се очекувало колку што е поголем бројот на несреќите толку поголема компонентата 'склоност'. Но 90% граници на сигурност на процените покажаа значајно поклопување преку обемот на бројот на несреќите што може да се види од Табела 7.

ТАБЕЛА 7

90% интервал на сигурност за подлежноста на несреќи (од Cresswell i Froggatt, 1963).

Број несреќи	Подлежност на несреќи
0	0,482—2,075
1	0,621—2,358
2	0,766—2,636
3	0,914—2,909
4	1,067—3,178
5	1,222—3,445
6	1,380—3,709
7	1,541—3,979
8	1,703—4,230
9	1,867—4,487

Според тоа не е соодветно да се заклучи, на пример, дека лице со 9 несреќи е повеќе склоно кон несреќи од лице што има 1 несреќа.

Една друга модификација се однесуваше на тоа дека склоноста кон несреќи не е стабилен ентитет туку за секое лице варира од време на време. Оваа хипотеза последниве 20 години го привлекува вниманието на истражувачите и ќе биде прикажана подетално.

При крајот на II светска војна психолозите дошле до сознание дека човековата перформанса — а со тоа и подлежноста на несреќи — варира од време на време, како внатре — во самите лица, така и помеѓу лицата Ghiselli & Brown, 1948). Дејвис (Davis, 1948, пак, се обиде да покаже дека конзистентноста на перформансата на симулирани задачи е поврзана со неуротицизмот. Бидејќи конзистентноста на перформансата е поврзана со вештината да се вози (Lewis, 1956) неуротицизмот и вештината да се вози мора да бидат негативно поврзани. Но затоа што неуротските активности флукутираат возачката способност исто така флукутира. Истовремено Смајли (Smiley, 1955) го прошири овој поим на целата група, истражувајќи две групи на работници. Првата група ја сочинуваа работници со голем број на несреќи во двегодишен период; втората група беше случајна мостра — по големина еднаква на првата — избрана од истата фабрика. Смајли најде дека првата група беше понеуротична од втората. Кресвел и Фрогат (Cresswell i Froggatt, 1963) формулираа, во основа, слична хипотеза со таа на Смајли. Во основа на оваа хипотеза е човекот како битие со променлива ефикасност што подлежи на периоди во коишто човековата перформанса е под стандардот. Во

текот на овие периоди неговата подлежност кон несреќи е зголемена. Периодите се ретки настани и се појавуваат случајно. Веројатноста да се западне во ваков период е еднаква за сите работници. Понатаму, веројатноста да се има несреќа во периодот е — исто така — еднаква за сите работници. Некои несреќи можат да се појават случајно, независно од периодот. Тие теоретизираа дека една ваква хипотеза — којашто дозволува и флукуација во личната компонента и несреќи за коишто не е единствено одговорен работникот — е во поголема согласност со статистичките податоци отколку хипотезата за нееднаква подлежност.

Постојат две варијанти на оваа хипотеза. Според една, работникот подлежи на периоди во коишто неговата перформанса е смалена и несреќа може да му се случи само в опериодот. Се претпоставува дека периодите се ретки настани и дека тие се појавуваат случајно, што значи бројот на периодите во коишто западнал работникот во определено време е независен од бројот на периодите во друго време. Понатаму, сите работници се еднакво подложни на периодите и веројатноста да се случи несреќа во текот на периодот е константна и независна од лицето што е во периодот. Периодот се однесува на сè за што може да се претпостави дека го спречува работникот да биде најдобар на работа.

Главните претпоставки на оваа хипотеза, попрецизно формулирани се:

1. несреќата во текот на периодот е редок настан така што 0, 1, 2 . . . несреќи можат да се случат во текот на кој и да е период, при што придружените веројатности $p(0)$, $p(1)$, $p(2)$ брзо се смалуваат кон 0.

2. периодот е редок настан во иста смисла.

3. сите работници се еднакви во смисла дека ни еден работник не ќе западне во такви периоди повеќе од друг.

4. несреќа може да се случи само во периодот.

Ако средниот број на периоди по работник во текот на периодот на посматрањето го претставиме со параметарот λ а средниот број на несреќи по период со параметарот θ , тогаш може да се покаже дека веројатноста да се нема несреќа преку целиот период на набљудување е

$$P(0) = \exp[\lambda(e^{-\theta} - 1)]$$

Периодот во којшто се случува несреќа се наречува плоден период односно неплоден период ако не се случи несреќа. Нас не интересира веројатноста да се имаат r несреќи (при што r е еднакво или поголемо од 1). r несреќи можат да се случат на r различни начини:

1. во еден плоден период
2. во два плодни периоди
3. во три плодни периоди

·
·
·
·

r во r посебни плодни периоди

што ни овозможува веројатноста на работникот да му се случат r несреќи во текот на периодот да ја дефинираме со

$$P(r) = \sum_{k=1}^r P(r, k)$$

каде што $P(r, k)$ е веројатноста да се имаат r несреќи во k посебни и плодни периоди

Може да се докаже дека

$$P(r, k) = P(0) \frac{\theta^r}{r!} \binom{r}{k} \frac{(\lambda c - \theta)^k}{k!}$$

каде што $\binom{r}{k} / \{(r!)(k!)\}$ е број на начините во кои r несреќи

можат да се случат во k плодни периоди.

Во секој посебен случај таа може да се утврди од таблиците на водечките разлики од нулата.

Од овие формули може да се напише

$$P(r) = P(0) \frac{\theta^r}{r!} \sum_{k=0}^r \left\{ \binom{r}{k} \frac{(\lambda c - \theta)^k}{k!} \right\} \quad (4)$$

Следните, пак, формули ја поврзуваат средината со варијансата

$$\text{средна} = \lambda \theta$$

$$\text{варијанса} = \lambda \theta (1 + \theta).$$

Долгата дистрибуција и Нојмановата тип а дистрибуција Neuman, 1939) се еквивалентни во математички смисол. Но претпоставката број 4 е неоправдано рестриктивна. Имено нереалистично е да се очекува несреќата што му се случила на работникот да коинцидира со периодот. Оттука се бара начин да се смали ова ограничување и соопштен е поопшт, краток модел.

Претпоставките 1—3 како што се спомнати се задржуваат и сега специфично се претпоставува дека несреќа може да се случи

и вон периодот. Такви несреќи кои, за момент ќе ги наречеме случајни, се ретки настани и веројатноста да се случи несреќа е еднаква за сите работници. Понатаму, за случајните несреќи се претпоставува дека се случуваат независно и од периодот и од несреќите во периодот.

Ако со Φ го означиме средниот број на „случајните“ несреќи по работник и ако параметрите λ и θ ги задржат претходните значања, тогаш следните формули ќе ја дадат веројатноста на работникот да му се случат r несреќи во текот на периодот:

$$\begin{aligned}
 P(0) &= \exp[\lambda(e^{-\theta} - 1) - \Phi] \\
 P(1) &= \exp[\lambda(e^{-\theta} - 1) - \Phi] \cdot \left[\frac{\Phi}{1!} + \frac{\theta}{1!} \frac{(\lambda e^{-\theta})}{1!} \right] \\
 P(2) &= \exp[\lambda(e^{-\theta} - 1) - \Phi] \cdot \left[\frac{\Phi^2}{2!} + \frac{\Phi}{1!} \cdot \frac{\theta}{1!} \frac{\lambda e^{-\theta}}{1} + \right. \\
 &\quad \left. + \frac{\theta^2}{2!} \left\{ \frac{(\lambda e^{-\theta})}{1!} + \left[\frac{2}{2} \right] \frac{(\lambda e^{-\theta})^2}{2!} \right\} \right]
 \end{aligned}$$

или воопшто

$$\begin{aligned}
 P(r) &= \exp[\lambda(e^{-\theta} - 1) - \Phi] \cdot \left[\frac{\Phi^r}{r!} + \frac{\Phi^{r-1}}{(r-1)!} \cdot \frac{\theta}{1!} \frac{(\lambda e^{-\theta})}{1!} + \right. \\
 &\quad \left. + \frac{\Phi^{r-2}}{(r-2)!} \cdot \frac{\theta^2}{2!} \left\{ \frac{(\lambda e^{-\theta})}{1!} + \left[\frac{2}{2} \right] \frac{(\lambda e^{-\theta})^2}{2!} \right\} + \dots + \frac{\theta^r}{r!} \left\{ \sum_{k=0}^r \left[\frac{r}{k} \right] \frac{(\lambda e^{-\theta})^k}{k!} \right\} \right]
 \end{aligned}$$

Трите, пак, параметри можат да се проценат од првите три моменти на дистрибуцијата и се дадени со

$$\begin{aligned}
 \mu_1 &= \Phi + \lambda\theta \\
 \mu_2 &= \Phi + \lambda\theta(1 + \theta) \\
 \mu_3 &= \Phi + \lambda\theta(1 + 3\theta + \theta^2)
 \end{aligned}$$

Спомнатите хипотези се тестирани на две групи на работници.

Едната група ја сочинувала 721 работник од металска струка, бравари што работеле на одржување на машини во целата ОЗТ. Оваа група беше набљудувана 4 години, така што со голема веројатност може да се претпостави дека сите работници, менувајќи и вршејќи работни задачи низ целата ОЗТ работеле на еднакви работни задачи, односно дека изложеноста на ризик била еднаква за сите работници.

Добиената и теориски очекуваните фреквенции на лица во r несреќи е дадена во Табела 8.

ТАБЕЛА 8

Добиена и теориски очекувани фреквенции за 721 работници од металска струка

Број на несреќи	Број на лица	Поасон	Негативна биномна	Биасирана	Долга	Кратка
0	570	494,42	568,60	592,73	587,26	574,46
1	95	186,52	90,4	47,00	56,14	84,22
2	23	35,18	33,34	41,39	41,22	28,11
3	15	4,42	14,61	24,21	21,4	17,51
4	9	0,42	6,93	10,58	9,18	9,42
5	5	0,03	3,43	3,69	3,6	4,3
6	3	0	1,74	1,07	1,38	1,79
7	1	0	0,9	0,26	0,52	0,72
χ^2		62,81	5,48	64,96	39,6	3,42
df		1	3	2	3	3
P		>0,05	<0,01	>0,05	>0,05	<0,01

Втората група ја сочинуваа 278 работници од една голема ОЗТ, Сидари, хомогена во поглед на работните задачи. Беше набљудувана 3 години. Добиените и теориски очекуваните фреквенции се дадени во Табела 9.

ТАБЕЛА 9

Добиена и теориски очекувани дистрибуции за 278 сидари

Број на несреќи	Број на лица	Поасон	Негативна биномна	Биасирана	Долга	Кратка
0	216	176,69	213,77	227,09	224,22	217,3
1	34	80,08	35,4	13,82	17,89	32,25
2	12	18,15	14,16	15,41	16,25	10,7
3	7	2,74	6,77	11,36	10,26	7,81
4	3	0,31	3,51	6,23	5,21	4,98
5	3	0,03	1,90	2,71	2,37	2,66
6	1	0	1,05	0,98	1,03	1,27
7	2	0	0,6	0,3	0,45	0,36
χ^2		37,43	0,95	32,58	16,96	0,36
df		1	2	2	2	3
P		>0,05	<0,01	>0,05	>0,05	<0,01

Резултатите од Табела 1 и Табела 2 во целина покажуваат дека добиените фреквенции се сложуваат со фреквенциите што се очекуваат според негативната биномна дистрибуција и според кратката дистрибуција односно со фреквенциите што се очекуваат врз основа на хипотезата за склоност односно привремена склоност кон несреќи. Затоа добиените дистрибуции ќе ги продискутираме во светлината на овие две теориски дистрибуции.

Всушност, со едноставна постапка, предложена од Минц и Блум (Mintz & Blum, 1955) може да се дојде до процена на разликата во подлежност на несреќи. Кога, имено, дадената дистрибуција на несреќи е во согласност со композитната Поасонова (негативно биномна) дистрибуција, тогаш таа е во согласност со претпоставката дека разликата во бројот на несреќите помеѓу лицата делумно е последица на случајни фактори коишто не се предвидливи. При оваа претпоставка, случајните фактори предизвикуваат варијабилност внатре, во самите Поасоновите дистрибуции, додека разликите во подложноста на несреќи се одговорни за разликите помеѓу нивните средини. Затоа добиената варијанса може да се раздели на две составни варијанси и тие да се третираат како едната да ги претставува случајните фактори а другата разликите во подложноста на несреќи. Првата варијанса е еднаква на пондерираниот аритметички просек на варијансите на Поасоновите дистрибуции. Ова произлегува од фактот што при Поасоновата дистрибуција $m_2 = m$. Оттука, во композитните дистрибуции- средината на варијансата е еднаква на средината на средините. Преостанатата варијанса што ги претставува разликите во подлежноста на несреќи може да се пресмета со одземање на средниот број на несреќи по лице од добиената варијанса за дадена дистрибуција на несреќи. Со делење на оваа разлика со варијансата се добива пропорцијата на варијанса што може да се припише на разликата во подлежноста на несреќи. За добиените дистрибуции овие пропорции се: за групата на металски работници 0,58 а за групата на градежни работници 0,63.

Понатаму, несреќите на работа треба да се разгледуваат во смисла на дихотомијата предвидена со кратката дистрибуција.

Според долгата дистрибуција, се смета дека работникот подлежи на периоди и дека несреќа може да му се случи само во периодот. Но, како што видовме, една ваква хипотеза не е реалистична. Кратката дистрибуција беше предложена како поопшто решение во смисла дека несреќи можат да се случат и вон периодот. Несреќите што ќе се случат во периодот се наречуваат „лични“ несреќи а несреќите што ќе се случат вон периодот можат да се наречат „случајни“. Личните и случајните несреќи и математички се независни едни од други што значи дека случајна несреќа може да се случи и во периодот. Статистичките параметри m , просечен број на несреќи по работник, Φ просечен број на „случајни“ несреќи по работник, θ просечен број на несреќи по латентен период, овозможуваат да

се добие корисна теориска информација за релативната важност на секоја категорија на несреќи. Од овие вредности може да се добие пропорцијата на несреќи што може да се припише на „случајни“ фактори, односно на други работници, на влијанието на временските услови и сл. Податоците се дадени во Табела 10.

ТАБЕЛА 10

Дихотомија на средниот број на несреќи

	Среден број на несреќи		
	Вкупно	„Случајни“	Лични
Металски работници	0,38	0,11	0,27
Градежни работници	0,45	0,12	0,33

Вредностите од нашето истражување покажуваат дека оваа компонента објасни 20 односно 27 проценти од сите несреќи. Оваа компонента кај Кресвел и Фрогат (Cresswell i Froggatt, 1963) и кај студиите што ги цитираат тие, објаснува многу поголем број на несреќи што е сосема разбирливо, затоа што Кресвел и Фрогат анализираше несреќи на возачи кај кои што учеството на не-лични фактори (други возачи, пешаци, временски услови) е поголемо отколку кај индустриските работници.

Ако „склоноста кон несреќи“ се сфати не како непроменлива особина туку како особина којашто се менува како што се менуваат возраста, искуството, условите во кои лицето живее, тогаш помеѓу негативната биномна дистрибуција и кратката дистрибуција и не постои некоја голема разлика.

Може ли, конечно, да се даде суд за теориската дистрибуција според којашто несреќите се дистрибуирани? Ќе биде потребно да се извршат уште многу истражувања пред да се даде одговор на ова прашање. Засега можеме само да укажеме на тешкотиите што проблемот на несреќите на работа го прават исклучиво комплексен:

— Најнапред, всушност е мошне тешко да се дефинира поимот „несреќа на работа“. Ако на пример под „несреќа на работа“ се подразбираат мали повреди тогаш во студирањето на несреќите ќе се внесат лица што со несреќите воопшто не се поврзани. Се практикува во студирањето на несреќите да се земаат предвид оние несреќи што се регистрирани од страна ХТЗ. Во службите на ХТЗ, меѓутоа, многу несреќи — од разни причини — остануваат нерегистрирани.

— Во студирањето на несреќите на работа е мошне тешко да се изолира влијанието на некои фактори врз несреќите, односно нивното влијание да се држи константно.

— Не се знае колку треба да трае изложеноста на ризик за да се добие дистрибуција на несреќи што ќе одговара на вистинската дистрибуција на несреќи.

LITERATURA

- Adelstein, M. A. (1952), Accident proneness: A criticism of the concept based upon an analysis of shunters, *Journal of the Royal Society, A*, **115**, 354—410.
- Cresswell, W. L. & Froggatt, P. (1963), *The causation of Bus Driver Accidents. An epidemiological Study*. Oxford University Press, London.
- Davis, D. R. (1948), Increase in strength of a secondary drive as a cause of disorganisation, *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, **1**, 22—28.
- Farmer, & Chambers E. G. (1929), A study of Personal Qualities in Accident Proneness and Proficiency, *Rep. Industr. Fat. Res. Bd.*, № 55, London.
- Farmer, E., Chambers, E. G., Kirk, F. J. (1933), Tests for Accident Proneness, *Rep. Industr. Hlth Res. Bd.*, № 68, London.
- Froggatt, P. (1962), The influence of age upon the accident experience of bus drivers, *Ann. occup. Hyg.*, **5**, 53.
- Ghiselli, E. E. and Brown, C. W. (1949), The prediction of accidents of taxicab drivers, *Journal of Applied Psychology*, **33**, 540.
- Greenwood, M., Woods, H. M. (1919), The incidence of Industrial Accidents upon Individuals with Special Reference to Multiple Accidents. *Rep. Industr. Fat. Res. Bd.*, № 4. London.
- Greenwood, M., Yule, G. U. (1920), An inquiry into the nature of frequency distributions representative of multiple happenings, with particular reference to the occurrence of multiple attacks of disease or repeated accidents, *J. R. Stat. Soc.*, **83**, 255—279.
- Hakkinen, S. (1958), *Traffic Accidents and Driver Characteristics. A Statistical and Psychological Study*. Helsinki: Finland's Institute of Technology, Scientific Researches № 13.
- Humke, H. L. (1936), First month found most dangerous, *Personnel Journal*, **14**, 336—337.
- Lewis, R. E. F. (1956), Consistency and car-driving skill, *British Journal of Industrial Medicine*, **13**, 131—141.
- Maier, N. R. F. (1965), *Industriska psihologija*, Panorama.
- Mintz, A. & Blum, M. L. (1949), a reexamination of the accident proneness concept, *Journal of Applied Psychology*, **33**, 195—211.
- Neyman, J. (1939), On a new class of contagious distributions applicable to entomology and bacteriology, *Ann. Math. Statist.* **10**, 35—57.
- Petz, B. (1957), Statistička analiza nesreća, *Arh. hi. rada*, **8**, 25—38.
- Smiley, J. A. (1955), A clinical study of a group of accident-prone workers, *British Journal of Industrial Medicine*, **12**, 263—278.

HYPOTHESES ON THE ACCIDENTS DISTRIBUTION

Summary

In this article, the pioneer work of Greenwood, Woods, Yule, Farmer, etc. on the distribution of accidents is mentioned. The nature, advantages and disadvantages of several hypotheses they considered, such as Pure Chance, Biased and Unequal Liabilities (negative binomial) distribution are discussed. It is pointed out that the Unequal Liability distribution provided the best fit for majority of Greenwood's data which lead to the introduction of a new concept in psychology, the concept of accident proneness. This concept has been discussed. It has been pointed out that the concept of accident proneness as a permanent and an immutable personality trait is untenable. More realistic models such as Long and Short distribution are reviewed. Basically these models depend on the concept of a human being as a creature of altering efficiency and subject to spells, i.e. periods of time during which his performance on a complex task is likely to be substandard. It is fundamental that during such spells he is more likely to incur an accident.

The hypotheses mentioned were tested on two groups of industrial workers, 721 metal, and 278 construction workers. Only the Negative Binomial and the Short distribution provided a good fit. At the end of the article, an estimate of the personal factor in causing accident (for the Negative Binomial distribution) is provided and also, the mean number of accidents is broken down into the component that accounted for the 'personal' and 'chance' factor in the accident causation for the Short distribution. Some difficulties in studying of the accidents are mentioned.