

## ОЦЕНКА ЧАСТОТЫ ЯДЕРНЫХ АВАРИЙ Суврат Раджу

Байесовские методы используются для сравнения предсказаний вероятностной оценки риска – теоретический инструмент, используемый в ядерной индустрии для предсказания частоты ядерных аварий – с эмпирическими данными. Существующие записи об авариях вместе с некоторыми упрощающими предположениями, относящимися к их распределению вероятности, достаточны для отклонения правильности анализов в промышленности на очень высоком уровне уверенности. Показано, что этот вывод надежен в отношении к любым обоснованным предполагаемым вариациям стандартов безопасности со временем и по регионам. Дебаты по ядерной ответственности показывают, что промышленность независимо пришла к такому же выводу. Обращая особое внимание на ситуацию в Индии, статья показывает, что существующий опыт эксплуатации не предоставляет достаточных данных для формулировки любых надежных заявлений о безопасности будущих реакторов. В конце вкратце обсуждаются политические последствия результатов статьи.

Суврат Раджу работает в Международном центре теоретических наук, Институт фундаментальных исследований Тата, Кампус Индийского научного института, Бангалор, Индия.

Почтовый адрес для корреспонденций: Suvrat Raju, TIFR Centre Building, Indian Institute of Science Campus, Bengaluru, 560012, India.

Адрес электронной почты: suvrat.raju@gmail.com

Статья получена 15 мая 2015 года и принята к публикации 24 июля 2015 года.

### ВВЕДЕНИЕ

Данная статья мотивирована последними публичными обсуждениями безопасности ядерных реакторов в Индии. Хотя подобные обсуждения давно проводятся во всем мире, указанные обсуждения получили в Индии довольно видное общественное значение из-за утверждения индийско-американского ядерного соглашения. Существенно то, что обсуждения не ограничивались техническим сообществом, но отличались активным участием народных движений и групп гражданского общества. Данная работа пытается разобрать некоторые заявления, сделанные в ходе этих обсуждений влиятельными представителями индийских ядерных кругов и международными ядерными поставщиками. Конечно, хотя индийские обсуждения обеспечили мотивацию, а также привязали некоторые из наших выводов к Индии, центральный вывод о конфликте между результатами вероятностной оценки риска и эмпирических данных справедлив и в более широком смысле.

В этой статье рассматривается и анализируется схема "вероятностной оценки риска" (PRA), которая используется в ядерной промышленности для расчета ожидаемой частоты ядерных аварий. Эта схема часто выдает ожидаемые частоты, которые слишком малы.

Хотя вероятно, что представителям промышленности и политических кругов в частном порядке была известна ненадежность этих чисел, они, тем не менее, довольно часто использовались в политических дебатах. Так, например, предыдущий председатель Индийской комиссии по атомной энергии заявил, что вероятность ядерной аварии в Индии равна "десяти в степени минус бесконечность"<sup>1</sup>.

Аналогичные заявления можно найти и в научной литературе. Например, в обзоре реакторов ВВЭР-1000, установленных в южноиндийском городе Куданкулам, официальные лица из Индийской корпорации атомной энергии (NPCIL) указывали, что частота повреждений активной зоны (CDF) у этих реакторов (частота, с которой, как ожидается, на реакторе будут происходить аварии, в которых повреждается активная зона) равна лишь  $10^{-7}$  на реактор за год<sup>2</sup>.

Две другие многонациональные компании, которые стоят в очереди на строительство реакторов в Индии – французская компания "Арева", чьи Европейские реакторы под давлением (EPR) были выбраны для станции в Джайтапуре (штат Махараштра) и американская компания "Вестингауз", чьи реакторы AP1000 были выбраны для станции в Митхи Вирди (штат Гуджарат) – также приводили похожие значения. Например, компания "Арева" заявляла, что для реакторов EDR частота повреждений активной зоны равна  $7,08 \cdot 10^{-7}$  на реактор за год<sup>3</sup>. Компания "Вестингауз" оценивала частоту повреждений активной зоны реактора AP1000 как  $5,09 \cdot 10^{-7}$



вариациям  $n_{obs}$ , и, конечно, предположениям, которые приводят к моделированию ядерных аварий, и вариации стандартов безопасности в зависимости от времени и регионов.

Но пункт, подчеркиваемый в данной статье, таков:  $\varepsilon$  исключительно мало, и этот факт надежно не зависит практически от любых вариаций приведенных выше соображений. Расчеты, представленные в этой статье – это расчеты  $\varepsilon$  при различных предположениях, и во всех расчетах получено, что  $\varepsilon$  пренебрежимо мало.

Важно отметить, что в данной статье не ставилась задача расчета точной частоты аварий с применением эмпирических данных. В этом направлении были сделаны некоторые усилия<sup>9,10</sup>, но основная трудность здесь состоит в том, что эмпирические данные слишком ограничены, чтобы позволить провести надежный расчет этой частоты. Важность направленности на  $\varepsilon$  заключается в том, что эти промежуточные неопределенности не влияют на надежную природу уравнения (1).

Во-вторых, отметим, что для расчета  $\varepsilon$  необходимо использовать байесовский анализ. Хотя чисто частотный подход может продемонстрировать, что эмпирически наблюдаемая частота аварий не согласуется с частотой, предсказанной в вероятностной оценке риска, это само по себе не может показать уровень уверенности, с которым можно отвергнуть правильность вероятностной оценки риска. Фактически вопрос оценки уровня уверенности в рамках частотного подхода вообще не может быть поставлен. Уровень уверенности задается величиной  $1 - \varepsilon$ , и ее расчет требует байесовских методов.

### КРАТКИЙ ОБЗОР ВЕРОЯТНОСТНОЙ ОЦЕНКИ РИСКА

Систематическое применение вероятностной оценки риска в ядерной индустрии началось с отчета Расмуссена 1975 года<sup>11</sup>. Этот отчет был выполнен по заказу Ядерной регулятивной комиссии (NRC) США и подвергся критике сразу же после его публикации. В 1977 году Ядерная регулятивная комиссия США организовала обсуждение отчета Расмуссена в комитет Льюиса и вслед за этим критическим рассмотрением отчета в 1978 году сделала заявление, указывающее, что "Комиссия не рассматривает как надежные численные оценки общего риска аварий реакторов в Исследовании безопасности реактора"<sup>12</sup>.

Несмотря на эти ранние возражения, в течение нескольких последних десятилетий схема вероятностной оценки риска стала влиятельной в распространении применения количественных вероятностных методов в вопросах ядерной безопасности. Более того, как указывалось выше, применение этих методов не ограничивается качественным анализом безопасности, дополненным количественными вероятностными методами, но скорее действительные численные результаты, полученные в вероятностных оценках риска, используются как регуляторами, так и в политических дебатах.

Базовая идея, используемая в таких исследованиях, описывается просто: перечисляются возможные деревья отказов, которые могут привести к аварии. Для каждого индивидуального компонента реактора можно оценить частоту отказов. Для серьезной аварии необходимо, чтобы одновременно отказала определенная комбинация этих компонентов. Промышленность рекламирует философию "глубокой обороны", которая сокращает общую возможность аварии, встраивая резервирование в систему. Приведенные выше низкие величины получаются из того факта, что перед тем, как будет повреждена активная зона, должны будут одновременно отказать несколько систем.

Например, в отчете Келлера и Модарреса 1966 года<sup>13</sup>, с одной из наиболее ранних подобных оценок, компания "Дженерал Электрик" "показала", что у ее реакторов "вероятность катастрофического отказа составляет один шанс на миллион лет, поскольку каждая из его основных подсистем будет отказывать только один раз в сто лет" (*так в оригинале*). В отчете Расмуссена, появившемся на десятилетие позже, была принята попытка уточнить и формализовать эту методологию.

Теоретическая проблема с такими оценками очевидна. Рассмотрим ядерный комплекс "Фукусима" с его 13 резервными дизель-генераторами<sup>14</sup>. Присваивая вероятность отказа каждого генератора за год, равную 0,1, и предполагая, что все они независимы, можно прийти к наивному заключению, что вероятность того, что 12 генераторов откажут в любом заданном году, будет равна  $13 \times 10^{-12} \times 0.9 \sim 10^{-11}$ . Однако, цунами сделало то же самое, сделало точно то же самое, одновременно выведя из строя все генераторы, кроме одного. Суть состоит в том, что как только очевидные деревья отказов будут исключены и исправлены, основной вклад в вероятности аварий будет возникать из-за маловероятных последовательностей событий, которые вместе приведут к аварии.

Эта проблема возникает в любой достаточно сложной системе. Однако, ядерный реактор является также открытой системой, которая взаимодействует с внешним окружением. Это делает практически невозможным предусмотреть все разновидности маловероятных путей к аварии. Более того, понимание частоты экстремальных иницирующих эффектов, таких, как цунами или землетрясения, само по себе является довольно

грубым. Эти интервалы ошибок превосходят кажущиеся точными предсказания, получающиеся при подробном моделировании реактора.

Однако, наша цель состоит в изучении того, как предсказания вероятностной модели риска соотносятся с существующими эмпирическими данными, а не в попытках погружения в эти теоретические аргументы, которые достаточно подробно описаны в другой литературе<sup>15</sup>.

Для того, чтобы помочь в сравнении, подытожены различные заявления в отношении Индии, сделанные тремя многонациональными компаниями. Как отмечалось выше, компания "Арева" оценила, что с учетом внутренних и внешних опасностей частота повреждений активной зоны для реакторов EDR равна  $7,08 \cdot 10^{-7}$  на реактор за год. Частота крупных выбросов для реакторов EDR оценивается в 11% от частоты повреждений активной зоны, или  $7,69 \cdot 10^{-8}$  на реактор за год<sup>3,16</sup>.

Аналогично, компания "Вестингауз" оценила частоту повреждений активной зоны для реакторов AP1000 в  $5,09 \cdot 10^{-7}$  на реактор за год. Частота крупных выбросов для этого реактора оценивается в  $5,94 \cdot 10^{-8}$  на реактор за год<sup>4</sup>. Эта оценка включает аварии из-за "внешних опасностей", включая "внешние наводнения, ураганные ветры, сейсмические и транспортные аварии". Фактически компания "Вестингауз" пришла к выводу, что "консервативные ограничительные оценки показывают, что риск повреждения активной зоны от перечисленных выше случаев меньше, чем риск повреждения активной зоны от событий во время эксплуатации и выключения"<sup>4</sup>.

Хотя Индийская корпорация атомной энергии (NPCIL) заявила, что частота повреждений активной зоны реакторов ВВЭР в Куданкуламе равна  $10^{-7}$  на реактор за год, подробностей вероятностной оценки риска, которая привела к этому выводу, обнаружить не удалось. Поэтому эта величина принимается, как она есть, а частота крупных выбросов оценивается в  $10^{-8}$  на реактор за год, согласно общей оценке, что частота крупных выбросов "обычно примерно в десять раз меньше, чем частота повреждений активной зоны"<sup>17</sup>. Все эти заявления подытожены в таблице 1.

Таблица 1. Предсказания вероятностных оценок риска (в событиях на реактор за год).

Реактор (изготовитель)	Частота повреждений активной зоны	Частота крупных выбросов
EPR (Арева)	$7,08 \cdot 10^{-7}$	$7,69 \cdot 10^{-8}$
AP1000 (Вестингауз)	$5,09 \cdot 10^{-7}$	$5,94 \cdot 10^{-8}$
ВВЭР (Росатом)	$10^{-7}$	$10^{-8}$

## ОБЗОР ЭМПИРИЧЕСКОГО ОПЫТА

В этом разделе рассматриваются исторические записи об ядерных авариях. Промышленность в целом, согласно последним данным, приведенным Международным агентством по атомной энергии (МАГАТЭ)<sup>18</sup>, на конец 2012 года набрала 15 247 реакторо-лет эксплуатационного опыта. За это время произошло несколько аварий с разрушением активной зоны.

Удивительно, что МАГАТЭ не поддерживает исчерпывающих исторических записей по авариям с повреждением активной зоны. Кочрэн и МакКинзи составили очень полезный перечень из 25 таких событий по различным источникам<sup>19</sup>. В настоящем анализе рассматриваются только аварии, происшедшие на коммерческих реакторах, что исключает аварии на экспериментальных установках, таких, как "Энрико Ферми, Блок 1" (1966 год) или Люсенс (1969 год). Хотя такое перечисление несколько субъективно, но консервативный подход, рассматривающий только аварии, включающие значительное расплавление топлива, привел к перечню в таблице 2. В каждом случае предоставлены ссылки на более подробные описания этих аварий.

Таблица 2. Перечень аварий с повреждением активной зоны на коммерческих реакторах.

Реактор	Страна	Год	Примечание
Сен-Лоран А-1	Франция	1969	Расплавление 50 кг топлива <sup>20</sup> .
Три Майл Айленд Блок 2	США	1977	Серьезная авария; выброс радиации <sup>21</sup> .
Сен-Лоран А-2	Франция	1980	Расплавление одного топливного канала <sup>19,22</sup> .
Чернобыль Блок 4	Украина	1986	Серьезная авария; крупный выброс радиации <sup>22</sup> .
Грайфсвальд Блок 5	Германия	1989	Частичное расплавление активной зоны вскоре после пуска <sup>19,24-26</sup> .
Фукусима Даичи Блок 1,2,3	Япония	2011	Серьезная авария; крупный выброс радиации <sup>27</sup> .

В таблице 2 перечислены аварии на  $n_{cd-obs} = 8$  реакторах. Из этих 8 аварий  $n_{lr-obs} = 5$  аварий привело к выбросу больших количеств радиоактивных продуктов в окружающую среду. Этот перечень включает аварии в Три Майл Айленд, Чернобыле и 3 в Фукусиме. С доступными результатами вероятностных оценок риска как для частоты повреждений активной зоны, так и для частоты крупных выбросов, их можно будет сравнить с историческими записями по отдельности.

Причиной для отдельного учета трех аварий в Фукусиме в приведенном выше перечне является расчет частоты аварий за год эксплуатации, поскольку все три реактора вносили отдельные вклады в появляющийся в знаменателе "суммарный опыт эксплуатации".

Однако, для демонстрации устойчивой природы выводов данной статьи был также проведен параллельный анализ, в котором аварии в Фукусиме считались за одну. В таком *неправильном* расчете число аварий с повреждением активной зоны  $n_{cd-low} = 6$  и число аварий с крупными выбросами радиоактивности  $n_{lr-low} = 3$ .

### УПРОЩЕННЫЙ БАЙЕСОВСКИЙ АНАЛИЗ ЭМПИРИЧЕСКИХ ЧАСТОТ И ВЕРОЯТНОСТНЫХ ОЦЕНОК РИСКА

Таблица 2 приводит к следующим наблюдаемым частотам аварий с повреждением активной зоны и с крупными выбросами (на один реактор за год):

$$v_{cd-obs} = \frac{n_{cd-obs}}{T_{obs}} \approx \frac{1}{1906} \approx 5.2 \times 10^{-4}$$

$$v_{lr-obs} = \frac{n_{lr-obs}}{T_{obs}} \approx \frac{1}{3049} \approx 3.3 \times 10^{-4}$$

Аналогично, для учета аварий в Фукусиме как одиночной аварии:

$$v_{cd-low} = \frac{n_{cd-low}}{T_{obs}} \approx \frac{1}{2541} \approx 3.9 \times 10^{-4}$$

$$v_{lr-low} = \frac{n_{lr-low}}{T_{obs}} \approx \frac{1}{5082} \approx 2.0 \times 10^{-4}$$

Очевидно, что эти эмпирически наблюдаемые частоты намного больше, чем предсказания вероятностных оценок риска изготовителями. Тем не менее, можно задать более детальный вопрос: принимая наблюдаемую частоту аварий, какова вероятность того, что результаты вероятностных оценок риска будут близки к "истинным частотам" аварий, или меньше их. Байесовские методы идеально приспособлены к ответам на такой вопрос.

Для того, чтобы ответить на поставленный выше вопрос, необходимо сделать несколько упрощающих предположений о распределении вероятности ядерных аварий. В качестве первого приближения можно принять, что ядерные аварии являются независимыми событиями, и что в каждом малом временном интервале  $dt$  у каждого реактора есть небольшая и постоянная вероятность

$$dp = \lambda dt$$

потерпеть аварию. Применение этого приближения *не означает*, что в этом случае частоты не будут изменяться со временем. Напротив, как будет показано позже, результаты будут очень *устойчивыми* по отношению почти ко всем обоснованно предполагаемым изменениям в стандартах безопасности со временем и по регионам.

Поэтому, учитывая устойчивость центральных результатов, здесь сначала представляется упрощенная модель, поскольку она поддается простому анализу и уже охватывает центральные пункты данной статьи. Для полноты в следующем разделе представлен более сложный анализ.

Предположим, что  $m$  реакторов функционируют одновременно и наблюдаются в течение времени  $T_1 = Ndt$ . Вероятность того, что  $n$  из них потерпят аварию, равна

$$\begin{aligned}
p_\lambda(n) &= \binom{m}{n} (1 - \lambda dt)^{N(m-n)} \left(1 - (1 - \lambda dt)^N\right)^n \\
&= \binom{m}{n} \left(1 - \frac{\lambda T_1}{N}\right)^{N(m-n)} \left(1 - \left(1 - \frac{\lambda T_1}{N}\right)^N\right)^n \\
&\xrightarrow{N \rightarrow \infty} \frac{\Gamma(m+1)}{\Gamma(m-n+1)\Gamma(n+1)} e^{-\lambda T_1 m \left(1 - \frac{n}{m}\right)} \left(1 - e^{-\lambda T_1}\right)^n
\end{aligned}$$

где последняя строка представляет непрерывный предел для  $N \rightarrow \infty$  с конечным  $T_1$  и  $\Gamma(n+1) = n!$  – стандартная гамма-функция. Рассматривая случай, где  $\lambda T_1 \ll 1$ , который означает, что вероятность того, что любой индивидуальный реактор потерпит аварию, мала, и  $n \ll m$ , что означает, что только малая часть всех реакторов потерпит аварию, полный набранный опыт эксплуатации становится (в непрерывном пределе) равным  $T = mT_1$ , и распределение упрощается до

$$p_\lambda(n) = \frac{1}{\Gamma(n+1)} (\lambda T)^n e^{-\lambda T}$$

Это просто распределение Пуассона, которое обычно используется для моделирования аварий и других редких событий в различных сценариях.

Теперь можно решить следующую байесовскую проблему: начать с априорного предположения того, что  $\lambda$  распределено равномерно:

$$P(\lambda) = \frac{\theta(\lambda) - \theta(\lambda - \lambda^c)}{\lambda^c}$$

где  $\lambda^c$  – несущественное обрезание на высоких частотах, делающее распределение нормируемым. С учетом приведенной выше наблюдаемой частоты событий, каким может быть апостериорное распределение вероятности для  $\lambda$ ?

Или, проще говоря, начиная без априорного смещения величины  $\lambda$  и учитывая, что существует некоторое число  $n_{obs}$  аварий, эмпирические данные могут быть использованы для формирования оценки  $\lambda$ . Фактически теорема Байеса позволяет реальный расчет вероятности того, что истинная частота аварий будет иметь значение между  $\lambda$  и  $\lambda + d\lambda$ , по формуле

$$P(\lambda | n_{obs}) = \frac{P(n_{obs} | \lambda) P(\lambda)}{P(n_{obs})}$$

Эта формула уточняет интуитивное ощущение того, что эмпирические указания предоставляют некоторую информацию об истинном значении  $\lambda$ . С правой стороны  $P(n_{obs} | \lambda) = p_\lambda(n_{obs})$ , которое дается распределением Пуассона в уравнении (4).  $P(\lambda)$  – это априорное распределение вероятности в уравнении (5).  $P(n_{obs})$ , которое является не зависящей от  $\lambda$  константой, определяется выражением

$$\int_0^\infty P(\lambda | n_{obs}) d\lambda = 1$$

После фиксации этой константы апостериорное распределение для  $\lambda$  задается формулой

$$P(\lambda | n_{obs}) = \frac{1}{\Gamma(n_{obs} + 1)} T_{obs} (\lambda T_{obs})^{n_{obs}} e^{-\lambda T_{obs}}$$

где членами порядка  $O(\lambda^c T_{obs})$  пренебрегается, поскольку  $\lambda^c$  достаточно велико. График этой функции показан на рисунке 1 для значений  $n_{obs}$ , которые соответствуют частотам больших выбросов и частотам повреждения активной зоны.

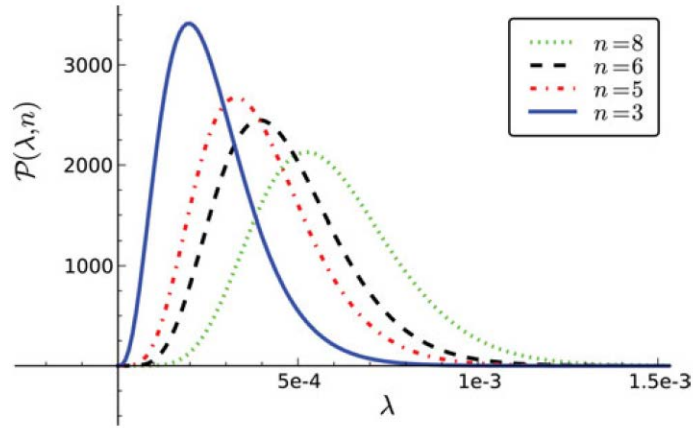


Рисунок 1. Апостериорное распределение вероятности для параметра  $\lambda$ .

Теперь важно отметить несколько тонкий пункт. Поскольку наблюдаемое число событий невелико,  $n_{obs} \sim O(1)$ , ширина кривых распределений на рисунке 1 довольно велика. Это указывает на трудность с использованием частотного подхода к оценке истинной частоты аварий с использованием эмпирических данных. Однако, как подчеркивалось ранее, если вместо этого сместить интерес оценки к параметру  $\varepsilon$  в уравнении (1), то тогда байесовские методы позволяют сделать надежное заявление.

Для того, чтобы оценить  $\varepsilon$ , уравнение (6) используется для расчета вероятности того, что  $\lambda$  меньше, чем любое заданное  $\lambda_0$ . Эта функция задается как

$$C(\lambda_0, n_{obs}) = \int_0^{\lambda_0} P(\lambda | n_{obs}) d\lambda = 1 - \frac{\Gamma(1 + n_{obs}, T_{obs} \lambda_0)}{\Gamma(1 + n_{obs})}$$

где  $\Gamma(k, z)$  – неполная гамма-функция. Функция  $C(\lambda_0, n)$  показана на рисунке 2 для всех соответствующих значений  $n$ .

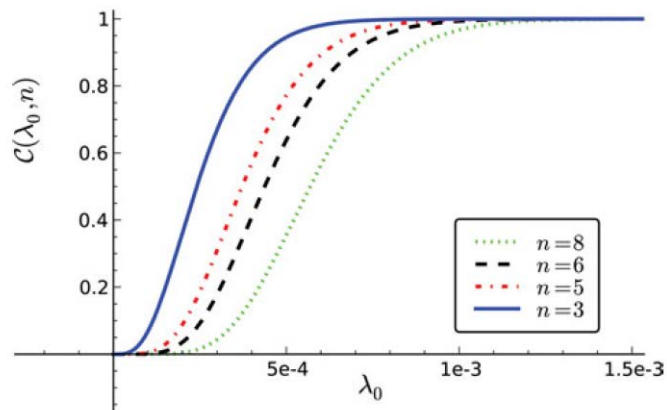


Рисунок 2. Вероятность для гипотезы  $\lambda < \lambda_0$ .

Поскольку вероятность того, что истинная частота меньше, чем различные результаты вероятностных оценок риска, слишком мала, ее нельзя рассмотреть на графике. Однако, численные значения могут быть получены из следующего разложения в ряд:

$$\Gamma(k, z) = \Gamma(k) - \frac{z^k}{k} + \frac{z^{k+1}}{k+1} + O(k+2)$$

и они приведены в таблице 3. Фраза "Вероятностная оценка ... справедлива" является сокращенным обозначением для гипотезы о том, что истинная частота аварий меньше или равна частоте, предсказанной вероятностной оценкой риска. Следовательно, в таблице перечислены значения  $C(\lambda_0, n_{obs})$  из уравнения (7) с  $\lambda_0$ , равной предсказанной вероятностной оценкой риска, и  $n_{obs}$ , равным наблюдаемому количеству аварий, которые изменяются в зависимости от того, считались ли аварии в Фукусиме отдельно, или вместе. Отметим, что значения вероятностей в таблице точно соответствуют параметру  $\varepsilon$  в уравнении (1).

Таблица 3. Сравнение вероятностной оценки риска с байесовскими оценками из исторических наблюдений (упрощенная модель).

Реактор	Вероятностная оценка частоты повреждений активной зоны правильна		Вероятностная оценка частоты крупных выбросов правильна	
	Фукусима отдельно	Фукусима вместе	Фукусима отдельно	Фукусима вместе
Куданкулам	$1 \times 10^{-31}$	$4 \times 10^{-24}$	$2 \times 10^{-26}$	$2 \times 10^{-17}$
EPR	$5 \times 10^{-24}$	$3 \times 10^{-18}$	$4 \times 10^{-21}$	$8 \times 10^{-14}$
AP1000	$3 \times 10^{-25}$	$3 \times 10^{-19}$	$8 \times 10^{-22}$	$3 \times 10^{-14}$

Можно немедленно увидеть, что с учетом эмпирических данных вероятность того, что выводы промышленности на базе вероятностных оценок риска правильны, астрономически мала. Как указывалось во введении, из этого следует, что с почти полной определенностью можно сделать вывод, что истинная частота аварий намного больше, чем значения, рекламируемые изготовителями.

Однако, значения в таблице 3 не должны использоваться как точные численные границы значимости вероятностных оценок риска. Приведенные здесь точные значения  $\varepsilon$  страдают от нескольких неопределенностей, которые уже упоминались ранее. Как показано в следующем разделе при рассмотрении более сложной модели, численные значения этих вероятностей изменяются, но остается надежное заявление о том, что они всегда остаются экстремально малыми.

Иначе говоря, результаты из таблицы 3, могут быть сформулированы с помощью следующего непосредственного заключения: исторические данные по ядерным авариям предоставляют подавляющее доказательство того, что методология вероятностных оценок риска весьма сомнительна. Вывод таков, что наблюдаемая частота аварий противоречит заявлениям промышленности о том, что вероятность аварий пренебрежимо мала.

### НАДЕЖНОСТЬ УПРОЩЕННОЙ МОДЕЛИ

В этом разделе в анализе моделируются возможные улучшения в стандартах безопасности со временем и вариации в частотах аварий по регионам. Этот анализ показывает, что приведенные основные результаты упрощенной байесовской модели весьма устойчивы к любым обоснованно предполагаемым вариациям такого рода.

#### Моделирование улучшения безопасности со временем

Для моделирования возможных улучшений безопасности со временем предположения, принятые в уравнении (3), могут быть расширены и вероятности аварии смогут меняться со временем. Сначала обсуждается общая схема моделирования этой возможности. Затем представляется конкретная модель.



### Схема для временных изменений безопасности

Вероятность того, что авария произойдет между временем  $t$  и  $t + dt$  задается как

$$dp(t) = \lambda_{\{\alpha\}}(t) dt$$

где нижний индекс  $\{\alpha\}$  обозначает набор параметров, контролирующих изменение  $\lambda$  со временем.

Теперь рассмотрим временной интервал длиной  $T$ , который разделен на  $N$  равных частей согласно  $0 < t_1 < t_2 \dots t_{N-1} < T$  с  $t_{i+1} - t_i = dt$ . Отметим, что сейчас для указания распределения аварий недостаточно одного числа; вместо этого требуется функция  $N(i)$ , которая указывает, что авария произошла в интервале времени  $[t_i, t_{i+1}]$ . Она определяется как

$$N(i) = \begin{cases} 1, & \text{если авария произошла в интервале } [t_i, t_{i+1}] \\ 0, & \text{в противном случае} \end{cases}$$

Очевидно, что вероятность любого такого распределения аварий задается выражением:

$$p(\{N_i\} | \{\alpha\}) = Y_{\{\alpha\}} \prod_{N_i=1} \lambda_{\{\alpha\}}(t_i) dt \prod_{N_i=0} (1 - \lambda_{\{\alpha\}}(t_i))$$

где  $Y_{\{\alpha\}}$  – нормирующий множитель, который будет обсуждаться ниже. Отметим, что эта вероятность является инфинитезимальной для любого заданного распределения  $N(i)$ , и это неудивительно, поскольку в непрерывном пределе потребуется *интеграл по траекториям* по всем возможным распределениям аварий. Тем не менее, как будет показано ниже, для цели построения распределения апостериорной вероятности эта константа не будет важной.

В непрерывном пределе, если  $n$  аварий наблюдаются в моменты времени  $t_{i1} \dots t_{in}$ , то тогда:

$$p(\{N_i\} | \{\alpha\}) \propto \prod_j \lambda_{\{\alpha\}}(t_{i_j}) e^{-\int_0^T \lambda(t) dt}$$

Используем теорему Байеса

$$P(\{\alpha\} | \{N_i\}) = \frac{P(\{N_i\} | \{\alpha\}) P(\{\alpha\})}{P(\{N_i\})}$$

Вследствие этого неизвестные нормировочные множители сокращаются и *апостериорное распределение вероятности* параметров при наблюдении определенного набора аварий дается выражением:

$$p(\{\alpha\} | \{N_i\}) = N \left[ \prod_j \lambda_{\{\alpha\}}(t_{i_j}) \right] e^{-\int_0^T \lambda(t) dt} P(\{\alpha\})$$

где  $P(\{\alpha\})$  – *априорная вероятность распределения* параметров, а нормировочный множитель  $N$  теперь является просто конечным числом, которое определяется выражением:

$$\int p(\{\alpha\} | \{N_i\}) d\{\alpha\} = 1$$

### Конкретная модель

В этом разделе возвращаемся к конкретной модели, которая показывает, как можно использовать построенную выше схему. Во-первых, предположим, что  $\lambda$  изменяется со временем как:

$$\lambda(t) = \lambda_i e^{-\gamma t} \quad (9)$$

Здесь  $t$  – это суммарный опыт эксплуатации, накопленный в промышленности. Для  $\gamma > 0$  эта модель предполагает, что частота аварий начинается с  $\lambda_i$  и экспоненциально уменьшается со временем по накоплению дополнительного опыта промышленностью.

Данная модель экспоненциального улучшения стандартов безопасности представляет собой весьма благоприятное для промышленности, но, как будет показано, оно окажется недостаточным для того, чтобы повлиять на центральные положения данной статьи. Конечно, эти результаты легко могут быть обобщены на различные вариации частоты аварий.

Далее предположим плоское априорное распределение в форме уравнения (5) как для  $\lambda_i$ , так и для  $\gamma$ .

$$P(\lambda_i) = \frac{\theta(\lambda_i) - \theta(\lambda_i - \lambda_i^c)}{\lambda_i^c}$$

$$P(\gamma) = \frac{\theta(\gamma) - \theta(\gamma - \gamma^c)}{\gamma^c} \quad (10)$$

где  $\lambda_i^c$  и  $\gamma^c$  являются порогами обрезания. Как рассматривалось ранее, обрезание по  $\lambda_i$  значения не имеет, но в этой экспоненциальной модели обрезание по  $\gamma$  требует особого внимания. Априорное предположение, что распределение по  $\gamma$  является плоским в очень широком диапазоне  $\gamma$ , приводит к появлению "утяжеленного хвоста" в апостериорном распределении, который представляет сценарий, в котором частоты аварий были очень большими в прошлом, но недавно они быстро улучшились. Поэтому здесь необходим специальный численный выбор обрезания.

Важно обратить внимание на две тонкости. Во-первых, хотя очевидно, что порог  $\gamma^c$  физически важен и изменяет численные значения вероятностей, он не строго требуется для сходимости. Во-вторых, хотя плоские априорные распределения в уравнении (10) отражают игнорирование этих параметров, это с необходимостью включает выбор базиса. Отметим, например, что предположение плоского априорного распределения для начальной частоты  $\lambda_i$  отличается от предположения плоского априорного распределения для текущей частоты  $\lambda(T)$ .

Теперь рассмотрим случай, в котором  $n$  аварий наблюдалось во времена  $t_1, t_n$  за полное время эксплуатации  $T$ . Определим  $\tau = \sum_i t_i$ . Тогда из приведенного выше анализа станет ясно, что апостериорное распределение вероятности для  $\lambda_i, \gamma$  равно

$$P(\lambda_i, \gamma | \{N_i\}) = N \lambda_i^n e^{-\gamma \tau - \frac{\lambda_i}{\gamma} (1 - e^{-\gamma T})} \quad (11)$$

Частные распределения вероятностей для  $\lambda_i$  и  $\gamma$  могут быть определены интегрированием по другой переменной. В частности, распределение для  $\gamma$  может быть получено простым интегрированием по  $\lambda_i$  и оно дается выражением

$$P(\gamma | \{N_i\}) = \int_0^\infty d\lambda_i P(\lambda_i, \gamma | \{N_i\}) = N e^{-\gamma \tau} \Gamma(n+1) \left( \frac{\gamma}{1 - e^{-\gamma T}} \right)^{n+1}$$

С другой стороны, записать распределение по  $\lambda_i$  в терминах элементарных функций не представляется возможным. Однако, представление в виде двойных бесконечных рядов может быть получено разложением экспоненциальных функций, как это показано ниже.

$$\begin{aligned}
P(\lambda_i | \{N_i\}) &= \int_0^{\gamma^c} d\gamma P(\lambda_i, \gamma | \{N_i\}) \\
&= N \int_0^{\gamma^c} d\gamma \sum_{m,q=0}^{\infty} \left( \frac{(-1)^q e^{-\frac{\lambda_i}{\alpha}} \lambda_i^{m+n} \alpha^{q-m} (mT + \tau)^q}{\Gamma(m+1)\Gamma(q+1)} \right) \\
&= N \sum_{m,q=0}^{\infty} \frac{(-1)^q \lambda_i^{n+q+1} (mT + \tau)^q \Gamma\left(m-q-1, \frac{\lambda_i}{\gamma^c}\right)}{\Gamma(m+1)\Gamma(q+1)}
\end{aligned}$$

При интегрировании этих распределений значение нормирующего множителя  $N$  получается из

$$\begin{aligned}
1 &= \int P(\gamma | \{N_i\}) d\gamma = \int P(\lambda_i | \{N_i\}) d\lambda_i \\
&= N \sum_{q=0}^{\infty} \frac{\Gamma(n+q+1)(qT + \tau)^{-n-2} (\Gamma(n+2) - \Gamma(n+2, \gamma^c(qT + \tau)))}{\Gamma(q+1)}
\end{aligned}$$

что определяет выражение для  $N$  как величину, обратную сумме бесконечного ряда.

Другой интересной величиной является апостериорное распределение вероятности для "текущей частоты аварий"  $\lambda_T = \lambda_i e^{-\gamma T}$ . Изменения в переменных в уравнении (11) могут быть сделаны после включения множителя якобиана, чтобы получить

$$P(\lambda_T, \gamma | \{N_i\}) = N \lambda_T^n e^{-\gamma T - \frac{\lambda_i}{\gamma}(1-e^{-\gamma T}) + \gamma(n+1)T}$$

Как обычно, вероятность того, что  $\lambda_i$  меньше, чем заданное значение  $\lambda_0$ , или вероятность того, что  $\gamma$  меньше, чем заданное значение  $\gamma_0$ , получается интегрированием приведенных выше вероятностей распределений.

$$\begin{aligned}
C_\gamma(\gamma_0, \{N_i\}) &= \int_0^{\gamma_0} P(\gamma | \{N_i\}) d\gamma \\
C_i(\lambda_0, \{N_i\}) &= \int_0^{\lambda_0} P(\lambda_i | \{N_i\}) d\lambda_i \\
C_T(\lambda_T^0, \{N_i\}) &= \int_0^{\lambda_T^0} d\lambda_T \int_0^{\gamma^c} d\gamma P(\lambda_T, \gamma | \{N_i\})
\end{aligned}$$

Хотя можно записать эти выражения в форме бесконечных рядов элементарных функций, эти формы являются слишком сложными для практического использования. Можно, конечно рассчитать эти выражения численно в любой заданной точке, как это сделано ниже.

Сейчас обсуждение переходит к численным значениям этих выражений в эмпирически значимых точках. Поскольку приведенные выше выражения зависят от конкретных дат, в которые происходят аварии, требуется дополнительная информация: эксплуатационный опыт в реактор-годах, накопленный промышленностью к моменту аварий, список которых приведен в таблице 2. Используя информацию из литературы<sup>18</sup>, эти значения можно будет оценить для тех лет, в которые произошли аварии, просто добавляя количество действующих реакторов согласно этой информации. Эти оценки более, чем достаточны для наших целей и они приведены в таблице 4.

Таблица 4. Опыт эксплуатации (в реактор-годах), накопленный промышленностью к моменту каждой аварии.

Авария	Год	Накопленный опыт
Сен-Лоран А-1	1969	391
Три Майл Айленд Блок 2	1977	1406
Сен-Лоран А-2	1980	2048
Чернобыль Блок 4	1984	3150
Грайфсвальд Блок 5	1989	5061
Фукусима Даичи Блок 1,2,3	2011	14572

Окончательно, для получения численных значений, порог обрезания для скорости улучшения был положен равным:

$$\gamma^c = \frac{\ln(50)}{T_{obs}}$$

что указывает на априорное предположение о том, что стандарты безопасности в промышленности улучшились по крайней мере в 50 раз по сравнению с ранними коммерческими ядерными реакторами. Конечно, могут быть рассмотрены другие варианты обрезания, и, как отмечалось ранее, может быть даже возможно полностью исключить порог обрезания.

С этими численными значениями можно построить графики различных функций распределений вероятности, приведенных выше. Апостериорные распределения вероятности для  $\lambda_T$  и  $\gamma$  построены на рисунке 3. Отметим, что максимум распределения вероятности для  $n = 5$  расположен справа от максимума распределения для  $n = 6$ . Так произошло потому, что случай с  $n = 5$  представляет анализ для аварий с большими выбросами, где аварии в Фукусиме учитываются отдельно. Это приводит к недооценке больших значений  $\gamma$ , поскольку при таком учете 3 из 5 аварий произошли в более поздние моменты времени. Из-за такой недооценки быстрых последних улучшений безопасности этот конкретный случай проявляет недооценку низких значений  $\lambda_T$  и поэтому максимум распределения с  $n = 6$  располагается справа от случая с  $n = 5$ , даже несмотря на то, что наблюдаемое количество аварий в этом случае больше. В конце концов, этот анализ заинтересован в вероятности гипотезы, в которой истинная частота аварий меньше, или равна величине, предсказанной вероятностной оценкой риска. Аналог таблицы 3 (таблица 5 - прим. перев.) был получен с использованием этих значений. Ниже соответствующие значения  $S(\lambda^0 | \{N_i\})$  были показаны в тех же самых точках, что и в таблице 3. Это является вероятностью того, что истинная текущая частота аварий меньше, чем значения, определяемые по вероятностным оценкам риска, рассматриваемым ниже. Эта вероятность также представлена на графиках на рисунке 4.

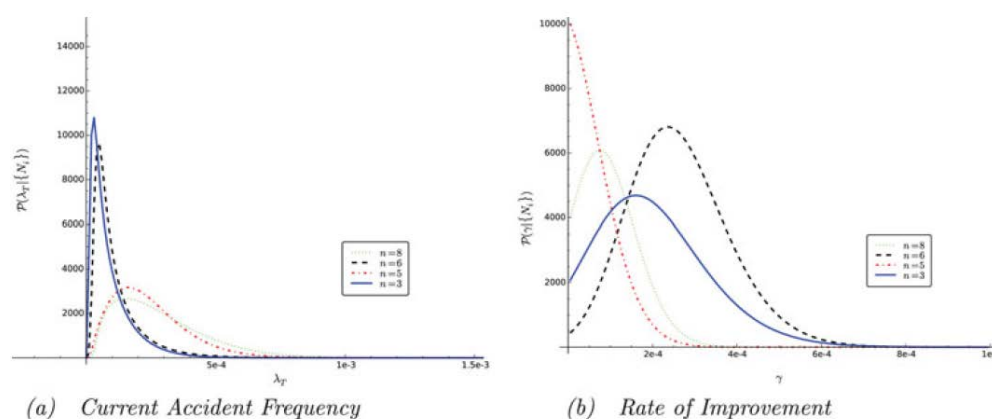


Рисунок 3. Апостериорные распределения вероятности для двух параметров модели. Слева – текущая частота аварий, справа – скорость улучшения.

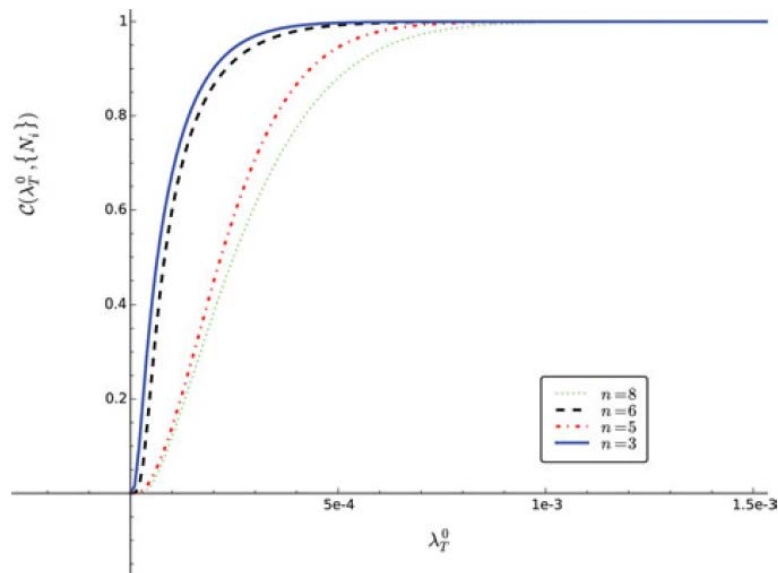


Рисунок 4. Вероятность для гипотезы  $\lambda_T < \lambda_T^0$ .

Таблица 5. Сравнение вероятностной оценки риска с байесовскими оценками из исторических наблюдений после допущения экспоненциального роста стандартов безопасности.

Реактор	Вероятностная оценка частоты повреждений активной зоны правильна		Вероятностная оценка частоты крупных выбросов правильна	
	Фукусима отдельно	Фукусима вместе	Фукусима отдельно	Фукусима вместе
Куданкулам	$7 \times 10^{-24}$	$2 \times 10^{-17}$	$3 \times 10^{-22}$	$5 \times 10^{-14}$
EPR	$3 \times 10^{-16}$	$1 \times 10^{-11}$	$5 \times 10^{-17}$	$2 \times 10^{-10}$
AP1000	$1 \times 10^{-17}$	$1 \times 10^{-12}$	$1 \times 10^{-17}$	$6 \times 10^{-11}$

Иногда полагают, что поскольку стандарты безопасности улучшаются со временем, результаты вероятностных оценок риска могут оказаться справедливыми для новейших реакторов, даже если они не будут согласовываться с эмпирическими данными для старых реакторов. Приведенные выше расчеты исключают эту возможность и подтверждают вывод о том, что результаты вероятностных оценок риска не могут быть согласованы с эмпирическими данными.

### Региональные вариации

Очевидно, что безопасность ядерных реакторов может быть различной в разных регионах. Однако, так же как и в анализе возможных улучшений безопасности со временем, можно показать, что никакая обоснованная вариация безопасности по регионам не может добавить никакой уверенности к результатам расчетов вероятностной оценки риска.

В случае региональных вариаций было бы нецелесообразно действовать по схеме с уравнением (9), поскольку нет причины ожидать, что безопасность будет монотонно изменяться вдоль любой пространственной параметризации ядерных реакторов.

Однако, центральный пункт состоит в том, что для любой конкретной страны или региона опыт эксплуатации в остальном мире предоставляет обоснованную априорную оценку частоты аварий в том регионе. Если есть основания полагать, исходя из записей о меньших авариях, или из некоторой другой информации, что безопасность в этом регионе лучше, или хуже, чем в других частях мира, то этот фактор может быть учтен в априорном распределении. Априорное распределение затем может быть откорректировано с учетом эмпирических данных из самого региона для того, чтобы получить окончательное апостериорное распределение для частоты аварий.

Теперь в обсуждении более точно описывается, как эта процедура может быть реализована. Рассмотрим

конкретную область  $R$ , которая может быть страной или группой стран. В этом регионе предполагается, что вероятность аварии в интервале времени  $[t, t + dt]$  дается уравнением (3):

$$dp = \lambda_R dt$$

В этом подразделе дополнительные вариации частот аварий с временем не рассматриваются, чтобы избежать усложнения анализа. В дополнение, вероятность аварии в интервале длительностью  $dt$  в дополнении региона (остальном мире)  $R^-$  задается выражением:

$$dp = \tilde{\lambda}_R dt$$

Теперь, предполагая плоское априорное распределение для  $\lambda_{R^-}$ , строится апостериорное распределение вероятности для этого параметра. Предполагая, что за время эксплуатации  $T_{R^-}$  в остальном мире наблюдалось  $n_{R^-}$  аварий, и используя представленные ранее методы, можно получить, что апостериорное распределение вероятности для  $\lambda_{R^-}$  дается выражением:

$$P(\tilde{\lambda}_R | \tilde{n}_R) = \frac{1}{\Gamma(\tilde{n}_R + 1)} \tilde{T}_R (\tilde{\lambda}_R \tilde{T}_R)^{\tilde{n}_R} e^{-\tilde{\lambda}_R \tilde{T}_R}$$

В предположении, что априорное распределение для  $\lambda_R$  то же самое, что и апостериорное распределение для  $\lambda_{R^-}$ , за исключением константы пропорциональности к между ними; здесь множитель  $\kappa$  определяет наше априорное представление о том, что ядерная безопасность в регионе  $R$  лучше, или хуже, чем в других частях света.

Оценку  $\kappa$  можно получить, например, используя записи по менее серьезным авариям (не обязательно с повреждением активной зоны или крупным выбросом), которые происходили в регионе  $R$  и в остальной части мира  $R^-$ .

$$\kappa = \frac{I_R}{\tilde{I}_R}$$

где  $I_R$  и  $I_{R^-}$  – количества аварий, записанных в регионах  $R$  и  $R^-$  соответственно. Конечно, необходимо ввести точный критерий для подсчета указанных выше аварий, и один из примеров приводится ниже. Поскольку менее серьезные аварии происходят чаще, для получения оценки  $\kappa$  частотный анализ оказывается достаточным.

После фиксации  $\kappa$  по этому методу, либо по какому-либо другому, априорное распределение для  $\lambda_R$  задается выражением:

$$P(\lambda_R) = \frac{1}{\kappa} P(\tilde{\lambda}_R | \tilde{n}_R) \Big|_{\tilde{\lambda}_R = \frac{\lambda_R}{\kappa}} = \frac{1}{\kappa^{\tilde{n}_R + 1} \Gamma(\tilde{n}_R + 1)} \tilde{T}_R (\lambda_R \tilde{T}_R)^{\tilde{n}_R} e^{-\frac{\lambda_R}{\kappa} \tilde{T}_R} \quad (12)$$

Теперь, обозначив количество аварий, наблюдавшихся в пределах области  $R$  за полное время эксплуатации  $T_R$ , через  $n_R$ , можно будет определить апостериорное распределение вероятности для  $\lambda_R$ , используя аналогичные методы и априорное распределение вероятности из (12). Это приведет к следующему выражению:

$$P(\lambda_R | n_R) = \frac{T_R + \frac{\tilde{T}_R}{\kappa}}{\Gamma(n_R + \tilde{n}_R + 1)} \left( \left( T_R + \frac{\tilde{T}_R}{\kappa} \right) \lambda_R \right)^{n_R + \tilde{n}_R} e^{-\lambda_R \left( T_R + \frac{\tilde{T}_R}{\kappa} \right)}$$

Вероятность гипотезы  $\lambda_R < \lambda_0$  определяется выражением:

$$C_R(\lambda_0, n_R) = \frac{\Gamma\left(1 + n_R + \tilde{n}_R, \left(T_R + \frac{\tilde{T}_R}{\kappa}\right) \lambda_0\right)}{\Gamma(1 + n_R + \tilde{n}_R)}$$

В конечном счете, модель приводит к простому результату. Правило таково, что для учета вариаций безопасности в регионах, нужно просто считать все аварии  $n_R + n_{\tilde{R}}$  происшедшими в период времени  $T_R + T_{\tilde{R}}/\kappa$ . В ситуации  $\kappa = 1$  мы снова приходим к результатам простой модели, поскольку  $T_R + T_{\tilde{R}}$  просто становится общим временем эксплуатации  $T_{\text{obs}}$ .

Учитывая разложение неполной гамма-функции, показанное в уравнении (8), для малых значений  $\lambda_0(T_R + T_{\tilde{R}}/\kappa)$  приведенное выше выражение хорошо аппроксимируется формулой:

$$C_R = \frac{\left(\lambda_0 \left(T_R + \frac{\tilde{T}_R}{\kappa}\right)\right)^{n_R + \tilde{n}_R + 1}}{\Gamma(n_R + \tilde{n}_R + 2)}$$

Если  $\lambda_0$  приравнивается одному из значений из таблицы 1, то приведенное выше выражение обязательно будет равняться исключительно малому числу.

В качестве примера рассматриваемого региона берется Франция. На конец 2012 года Франция накопила  $T_R = 1874$  реактор-года опыта эксплуатации без единого события крупного выброса<sup>18</sup>. За тот же самый период в остальном мире накопилось  $T_{\tilde{R}} = T_{\text{obs}} - T_R = 13\,373$  реактор-года эксплуатационного опыта. Кроме того,  $\kappa$  принимается равным 0,5, что предполагает априорное представление о том, французские реакторы в среднем вдвое безопаснее всех остальных (эта величина выбрана только для иллюстрации примера, и не предполагает, что так происходит на самом деле).

Принимая эти параметры, и учитывая, что в остальном мире произошло пять событий крупных выбросов, и используя приведенную выше вероятностную оценку риска для французского реактора EPR, было получено следующее значение для  $C_R$ :

$$C_R(7.69 \times 10^{-8}, 5) = 1.6 \times 10^{-19}$$

Поэтому, учитывая имеющийся эмпирический опыт в остальном мире, даже в предположении, что французские реакторы существенно безопаснее, вероятность того, что истинная частота аварий реактора EPR действительно такова, как предсказывают вероятностные оценки риска, абсурдно мала.

Очевидно, что модели данного раздела могут быть расширены далее, для того, чтобы учесть более подробные вариации. Однако, анализ, проведенный в этом разделе, показывают, что серьезные расхождения между результатами вероятностных оценок риска и эмпирическими данными не могут быть разрешены любым подобным способом.

### Об индийском опыте

В этом разделе обсуждается индийский опыт эксплуатации. Корректная процедура для анализа данного случая могла бы состоять в использовании опыта остального мира в качестве априорного распределения, так, как это делалось в предыдущем разделе. Само собой разумеется, с любым обоснованным выбором  $\kappa$ , как определено здесь, можно сделать вывод, что для Индии  $\varepsilon \ll 1$ . Однако в данном коротком подразделе для того, чтобы получить элементарный статистический вывод, был принят отдельный подход. Даже если предположить, что существующая история ядерных аварий не имеет абсолютно никакого отношения к индийской ситуации, индийский опыт эксплуатации  $T_{\text{ind}} = 394$  реактор-года слишком мал для того, чтобы обеспечить любую статистическую уверенность в безопасности индийской ядерной программы<sup>28</sup>.

Значимость этого наблюдения имеет отношение к общим заявлениям представителей индийского ядерного сообщества о том, что индийские реакторы безопасны, потому что в Индии за этот период времени

не наблюдалось крупных аварий. Цель данного раздела заключается в том, чтобы указать, что такие заявления статистически порочны. Хотя обсуждение и формулируется в контексте Индии, следует отметить, что в нескольких других странах также накоплен опыт эксплуатации сравнимого уровня. Так, например, на конец 2012 года в Бельгии был накоплен опыт в 254 реактор-года, в Китае – в 141 реактор-год, в Канаде – в 634 реактор-года, и в Республике Корея – в 404 реактор-года. Хотя ни в одной из этих стран не происходило крупной аварии, выводы данного раздела применимы к любой из этих стран: их эксплуатационный опыт недостаточен для того, чтобы предположить, что уровни безопасности в этих странах существенно отличаются от среднемировых.

В математическом смысле задача данного раздела несколько отличается от задач остальной части статьи. Здесь задача состоит не в оценке переменной  $\varepsilon$  (из уравнения (1)) и доказательства того, что ее значение является очень малым, но скорее в том, чтобы показать, что даже если отказаться от обоснованных априорных предположений, сделанных при обсуждении региональных вариаций, не будет никакой причины предполагать, что для этих стран  $\varepsilon \sim 1$ . Как отмечалось выше, приведенные ниже численные значения специфичны для Индии, но аналогичные результаты будут получены для других стран с использованием тех же самых вычислений.

В эксплуатационной истории Индии не было крупных аварий, но наблюдались нескольких мелких аварий. Начиная с плоского априорного распределения для средней частоты аварий на индийских реакторах, обозначаемой как  $\lambda_{ind}$  для того, чтобы отличить ее от глобальной частоты, апостериорное распределение для  $\lambda_{ind}$  будет задано выражением:

$$Q_{ind}(\lambda_{ind}) = T_{ind} e^{-\lambda_{ind} T_{ind}}$$

Отметим, что этот результат может быть получен в пределах  $n_{obs} \rightarrow 0$  и  $\lambda_{obs} \rightarrow \lambda_{ind}$  в уравнении (6). Эта кривая приведена на рисунке 5.

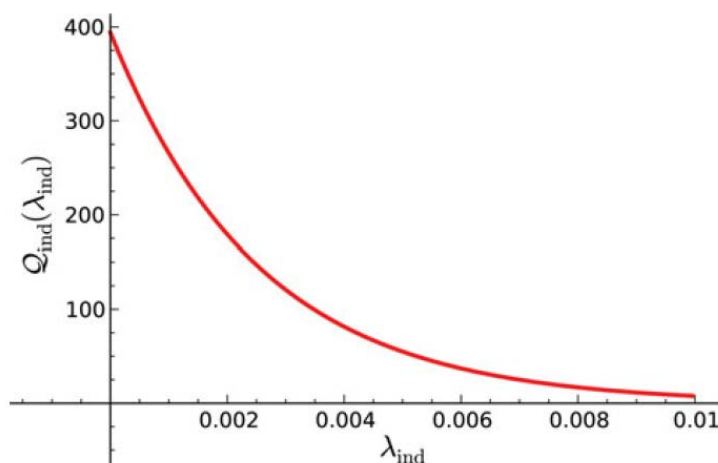


Рисунок 5. Апостериорное распределение вероятности для  $\lambda_{ind}$  (по горизонтальной оси).

Эта кривая падает довольно плавно, так что текущий опыт эксплуатации в Индии не может многого сообщить о вероятности аварий в Индии, в особенности, если истинная частота лежит около  $\lambda_{cd-obs}$  из уравнения (2).

Для того, чтобы разъяснить это, полезно посмотреть на вероятность гипотезы  $\lambda_{ind} < \lambda_0$ . Эта вероятность задается функцией

$$C_{ind}(\lambda_0) = \int_0^{\lambda_0} Q_{ind}(\lambda) d\lambda = 1 - e^{-T_{ind} \lambda_0}$$

Эта кривая показана на рисунке 6.



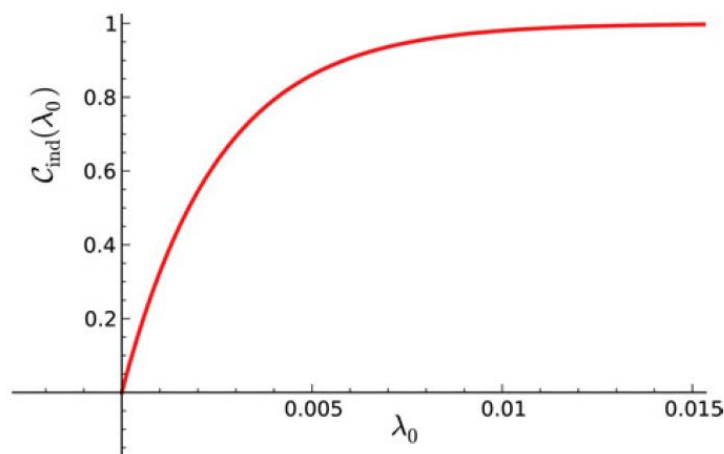


Рисунок 6. Вероятность гипотезы  $\lambda_{ind} < \lambda_0$  (по горизонтальной оси).

Некоторые соответственные численные значения таковы:

$$C_{ind}(2.67 \times 10^{-4}) \approx 0.10$$

$$C_{ind}(1.00 \times 10^{-3}) \approx 0.33$$

На словах это означает, что можно заявлять, что истинная частота аварий меньше, чем один раз за 3700 реакторо-лет, с уверенностью только в 10%. Только с уверенностью около 33% можно заявлять, что истинная частота аварий в Индии меньше, чем один раз за тысячу реакторо-лет.

Эти результаты очень легко понять интуитивно. Они просто отражают тот факт, что даже если ожидаемая частота аварий в Индии составляет одну на несколько тысяч реакторо-лет, то все еще имеются большие шансы на то, что можно пройти 394 реакторо-лет без единой аварии. И, наоборот, отсутствие аварии за этот период времени не особенно информативно.

Заявления, подобные тому, которое было сделано Индийским ядерным обществом в представлении на конференции в 2012 году: "Достигнув безопасной и надежной эксплуатации в течение 360 реакторо-лет ... Индийская ядерная программа продемонстрировала высокий уровень развития. История безопасной эксплуатации атомных электростанций безупречна."<sup>29</sup>, довольно обычны. Такие заявления воспринимаются на самом высоком правительственном уровне. В 2011 году премьер-министр заявил, что "История безопасной эксплуатации наших атомных электростанций за прошедшие 335 реакторо-лет работы была безупречной."<sup>30</sup> Анализ, представленный в данной статье, показывает, что было бы неправильно делать такие благодушные выводы. Эксплуатационный опыт Индии слишком ограничен для того, чтобы предоставлять статистически надежные долговременные оценки эффективности или иных практиках безопасности в ядерном секторе.

Между прочим, можно указать, что в ядерной промышленности довольно часто проявляется статистическая ошибка экстраполяции от ограниченного опыта к довольно сильным заявлениям о безопасности. Например, в отчете Расмуссена также указывалось, что "Существенно, что примерно за 200 реакторо-лет коммерческой эксплуатации реакторов рассматриваемого в отчете типа не было аварий с расплавлением топлива."<sup>11</sup> Однако, этот опыт не имеет абсолютно никакого значения для вывода, сделанного в отчете, в котором частота повреждения активной зоны реакторов составляла один раз в 20 000 лет.

## ОБСУЖДЕНИЯ ЯДЕРНОЙ ОТВЕТСТВЕННОСТИ

Очевидно, что результаты вероятностных оценок риска несостоятельны в свете эмпирических данных. В этом разделе, используя обсуждения ядерной ответственности, представляется доказательство того, что действия промышленности (в отличие от ее публичных заявлений) предполагают, что она также независимо пришла к данному выводу.

Вскоре после ядерной сделки многонациональные ядерные поставщики лоббировали правительство для принятия закона, который избавил бы их от ответственности в случае аварии. Под этим давлением правительство в 2010 году приняло закон, который почти идентичен приложению к поддерживаемой США междуна-

родной конвенции по данному вопросу, называемой "Конвенция по дополнительной компенсации"<sup>31,32</sup>. Однако, в результате различных пертурбаций законодательного процесса ядерные поставщики в основном защищены, но не полностью освобождены от ответственности по индийским законам. Хотя пострадавшие не могут подавать иски поставщику, закон позволяет Индийской корпорации атомной энергии (NPCIL), которая несет первичную ответственность за компенсацию пострадавшим, получать некоторую часть этой компенсации от поставщика в случае аварии, вызванной нестандартным оборудованием. Отказ поставщиков принимать даже такую частичную ответственность представляет серьезное препятствие для контрактов на новые реакторы (смотрите, например, недавнее заявление главного исполнительного директора компании "Дженерал Электрик")<sup>33</sup>.

Важно, что хотя одним из главных рекламируемых преимуществ индийско-американской ядерной сделки было то, что Индия сможет приобретать водо-водяные реакторы у новых поставщиков, тупиковый вопрос ответственности полностью закрывал такую возможность. Первый новый контракт на реакторы после подписания ядерной сделки был подписан в 2014 году с российской государственной компанией "Росатом". Однако, это относилось только к расширению ядерного комплекса "Куданкулам", которое предусматривалось межгосударственным соглашением еще до ядерной сделки. Переговоры с поставщиками с рынков, которые были начаты после ядерной сделки, в том числе и с компаниями из Франции и Соединенных Штатов, до сих пор не привели ни к одному новому контракту из-за конфликта по ответственности.

Тем не менее, это непосредственно приводит к следующему вопросу: если вероятность ядерной аварии действительно так мала, как заявляет промышленность, почему тогда изготовители ядерных реакторов не хотят принимать на себя ответственность за аварию?

Одной из причин, выставляемых поставщиками, является то, что принуждение их принять ответственность приведет к росту цен на энергию<sup>34</sup>.

Для того, чтобы проверить достоверность этого заявления, рассмотрим ожидаемую стоимость страховки для поставщиков в том случае, когда результаты вероятностных оценок риска принимаются по номинальной стоимости как промышленностью, так и экспертами-статистиками страхового общества<sup>35</sup>.

Индийский закон об ответственности ограничивает полную доступную компенсацию для пострадавших в рупиевом эквиваленте трехсот миллионов "Специальных прав заимствования (SDR)"<sup>36</sup>. Это включает компенсацию от оператора, а также от центрального правительства, и пострадавшие не будут иметь права на любую дополнительную компенсацию. Здесь рассматривается наихудший сценарий для поставщика. Так происходит тогда, когда он становится ответственным за всю сумму.

Хотя обменный курс рупии к специальным правам заимствования колеблется, максимальная ответственность примерно равна  $l_{cap} = 2,5 \times 10^{10}$  рупий.

Если принять, например, заявленную частоту аварий с повреждением активной зоны на реакторах в Куданкуламе, которая обозначается как  $\mu_{kk} = 10^{-7}$  реакторо-лет, то простая оценка по порядку величины стоимости страховки для этой суммы будет равна:

$$i_p = \mu_{kk} \times l_{cap} = 2500 \text{ рупий}$$

Реактор мощностью 100 МВт, работающий с коэффициентом использования 80%, каждый год должен производить  $E = 0,8 \times 10^6 \times 365 \times 24 \text{ кВтч} = 7 \times 10^9 \text{ кВтч}$  электроэнергии. Таким образом, такая стоимость страховки должна будет привести к росту стоимости электроэнергии, равному

$$\delta p = \frac{i_p}{E} = 3,6 \times 10^{-7} \text{ рупий/кВтч}$$

Это абсурдно малое число указывает на то, что с заявлением промышленности о том, что ответственность приведет к повышению цены, что-то неладно.

На деле, для того, чтобы придать смысл противодействию промышленности, потребуются два множителя порядка  $10^3$  и  $10^4$  соответственно, которых не хватает в приведенных выше вычислениях. Первый множитель отражает то, что ядерные аварии могут привести к ущербу, в тысячу раз превышающему верхнюю границу доступной компенсации. Например, некоторые оценки экономического ущерба от аварии в Фукусиме достигают величины  $l_{real} = 200$  миллиардов долларов, или  $12 \times 10^{12}$  рупий<sup>37</sup>.

В принципе, будущее индийское правительство может проигнорировать ограничение доступной компенсации и настаивать на возмещении больших сумм поставщиком. Даже это не приведет с запретительным

расходам на страховку, если реакторы действительно будут такими безопасными, как об этом заявляют изготовители. Другой существенный пропущенный множитель вытекает из полученного выше нашего результата: аварии, влияющие на население, вероятно будут происходить с частотой, близкой к  $\nu_{lr-obs}$ . Расширение этой простой линейной модели с такими реалистичными оценками ущерба и риска приводят к следующим расходам на страховку в расчете на единицу произведенной энергии:

$$\delta P_{true} = \frac{\nu_{lr-obs} \times I_{real}}{E} = 0.56 \text{ рупий/кВтч}$$

Теперь это составляет существенную часть (примерно 10%) от стоимости электроэнергии. Однако здесь коррекции к данной линейной модели для страхового взноса становятся существенными. Например, поскольку общая заключенная сумма  $I_{real}$  очень велика, а ожидаемая частота  $\nu_{lr-obs}$  не является пренебрежимо малой, финансовые учреждения очевидно не захотят гарантировать этот риск без дополнительных стимулов в форме существенно большей стоимости страховки. Это помогает объяснить, почему поставщики настаивают на законодательном освобождении от ответственности, а не просто организации соответствующего финансового покрытия.

Что действительно показали дебаты по ответственности, так это то, что ядерная промышленность, как в частном, так и в государственном секторе, сама принимала к сведению эмпирические частоты аварий, и не желала серьезно считаться с предсказаниями вероятностных оценок риска, когда ее экономические интересы находились под угрозой.

## ВЫВОДЫ

В данной статье с помощью некоторых простых расчетов по байесовскому методу, был достигнут следующий вывод: исторические записи противоречат предсказаниям вероятностной оценки риска, и предполагают значительно более высокую частоту ядерных аварий. Противоречия между этими предсказаниями и данными могут получить количественную форму в терминах вероятности гипотез о том, что истинные частоты аварий являются столь же малыми, как предсказанные. Такая вероятность может быть приведена к количественной форме в различных моделях; было обнаружено, что она исключительно мала, независимо от модели, и независимо от изменения наших подробных предположений. В частности, было показано, как, даже в моделях, в которых стандарты безопасности экспоненциально улучшаются по мере накопления опыта эксплуатации, или там, где реакторы в заданной области предполагаются существенно более безопасными, чем реакторы в других местах, указанные выше выводы сохраняются с очень высокими уровнями достоверности.

В-вторых, в подробном анализе индийского случая (строго говоря, подмножества исследований частот аварий во всем мире) было показано, что имеющийся опыт эксплуатации ядерных реакторов в Индии далек от достаточного для формулирования строгих выводов по будущей безопасности реакторов. Аналогичные выводы справедливы для других стран с аналогичными уровнями опыта эксплуатации, таких, как Канада, Китай, Бельгия и Корея.

Из этого с очевидностью следует, что методология и практика вероятностных оценок риска должны быть существенно пересмотрены.

Фактически, как мы показали в обсуждении ответственности за аварии, очевидно, что ядерная промышленность уже признала, что результаты вероятностных оценок риска ненадежны. Тем не менее в техническом сообществе применение вероятностных оценок риска иногда оправдывается как использование полезного средства для анализа безопасности. Например, в другом месте объяснялось, что хотя вероятностная оценка риска "не считается представляющей истинные риски", она остается полезной в качестве "платформы для технического обмена по вопросам безопасности между регуляторами и промышленностью"<sup>9</sup>. В действительности, отчет Расмуссена начинался с объяснения того, что "задачей исследования была реалистичная оценка рисков", которые могли быть "вовлечены в реальные аварии"<sup>11</sup>.

Помимо теоретических проблем, упомянутых во введении, представляется вероятным, что ядерная промышленность получает выгоду от лицемерного предположения, что она на деле может точно предсказать частоту аварий. Хотя осведомленные лица считают, то это не так, очевидно, что подробные компьютерные расчеты, которые поддерживают предположительно научные расчеты низкой частоты аварий с точностью до нескольких знаков после запятой, полезны в публичных обсуждениях. Хотя есть и другие критики расхождения между расчетами вероятностных оценок риска и эмпирическими данными, настоящее исследование важно в том, что оно подчеркивает исключительно высокий уровень достоверности, с которым можно отвергнуть

результаты вероятностных оценок риска.

В самом деле, это вряд ли является единственной ситуацией, в которой ядерная промышленность пытается использовать авторитет науки для того, чтобы отмахиваться от опасений, связанных с безопасностью. Например, в попытке освободиться от истории Чернобыля, Всемирная ядерная ассоциация заявила в январе 2011 года, что "в свете лучшего понимания *физики и химии* материалов в активной зоне реактора ... стало очевидным, что даже серьезное расплавление активной зоны, сопровождающееся нарушением удержания на деле не приведет к серьезной радиологической катастрофе в любой западной конструкции реактора (курсив автора)"<sup>38</sup>. После первоначальной попытки защитить это заявление через несколько дней после аварии в Фукусиме, утверждая, что "очевидно, что не было крупного выброса из реакторов", а только из "бассейнов для топлива"<sup>39</sup>, ассоциация неохотно согласилась, что ее заявление, казалось бы основанное на выводах материаловедения, "неприменимо ко всем" западным конструкциям реакторов<sup>40</sup>.

Интересно отметить, что аналогичная динамика наблюдается и в других отраслях промышленности. Например, в авиационной промышленности (которая вдохновила на применение вероятностных оценок риска для ядерных реакторов), в части своего процесса сертификации нового самолета "Боинг-787 Дримлайнер", компания "Боинг" оценила, что ее литиево-ионные аккумуляторные батареи могут выпускать дым "только после каждых 10 миллионов летных часов". Фактически такое событие произошло дважды за 52 000 летных часов, что привело к остановке полетов всего парка для инспекции<sup>41</sup>.

Для того, чтобы исследовать возможные последствия таких выводов, полезно возвратиться к индийскому случаю, где правительство планирует большое расширение ядерной программы.

Оно объявило о планах начать строительство восьми тяжеловодных реакторов мощностью 5600 МВт в период "12-го плана" (2012 – 2017 годы) и завершить работу по отдельной установленной мощности в 2800 МВт. Кроме того, оно также планирует импортировать восемь реакторов с общей мощностью 10500 МВт<sup>42</sup>.

На каждой реакторной площадке действуют активные местные протестные движения, которые поднимают вопросы по земле и средствам существования, а также и вопросы ядерной безопасности.

Поэтому настоятельно необходимо провести объективное обсуждение ядерной безопасности, не ограничиваясь техническим сообществом, но и привлекая более широкие слои общества. Представленные в данной статье результаты показывают, что такие обсуждения должны начинаться с признания того факта, что амбициозные заявления по ядерной безопасности, сделанные на базе вероятностной оценки риска, решительно опровергаются эмпирическими данными.

## БЛАГОДАРНОСТИ

Данная статья основана на подробном обмене письмами с г-ном Налиниш Нагаич из Индийской корпорации атомной энергии (NPCIL). Я благодарен М.В. Рамана за комментарии к рукописи этой статьи.

## ПРИМЕЧАНИЯ И ССЫЛКИ

1. Press Trust of India, "AEC Chief puts Odds of N-Plant Accidents at 1-in-infinity," *The Hindu*, 10 November 2011. <http://www.thehindu.com/news/national/aec-chief-puts-odds-of-nplant-accidents-at-1inifinity/article2615375.ece>.
2. S. Agrawal, A. Chauhan, and A. Mishra, "The VVERs at Kudankulam," *Nuclear Engineering and Design*, 236(7), 2006: 812-835. <http://dx.doi.org/10.1016/j.nucengdes.2005.09.030>.
3. Areva and Electricite de France, *Pre Construction Safety Report of the UK EPR*, ch. 15.7: PSA Discussion and Conclusions. U.K. Health and Safety Executive, 2012: 14. [http://www.epr-reactor.co.uk/ssmod/liblocal/docs/PCSR/Chapter%2015%20-%20Probabilistic %20Safety%20Analysis/Sub-Chapter%2015.7%20-%20PSA%20Discussion%20and%20Conclusions.pdf](http://www.epr-reactor.co.uk/ssmod/liblocal/docs/PCSR/Chapter%2015%20-%20Probabilistic%20Safety%20Analysis/Sub-Chapter%2015.7%20-%20PSA%20Discussion%20and%20Conclusions.pdf).
4. Westinghouse, *Pre Construction Safety Report of the AP 1000*. UK Health and Safety Executive, 2009. <https://www.ukap1000application.com/PDFDocs/Safety/UKP-GW-GL-732%20Rev%201.pdf>.
5. Nuclear Regulatory Commission, "New Light-Water Reactors Sub-arena: Goals." <http://www.nrc.gov/about-nrc/regulatory/risk-informed/rpp/reactor-safety-new.html>.
6. Dennis Bley, Mary Drouin, Tom King, Jeffrey LaChance, John Lehner, Bruce Mrowca, and Vinod Mubayi, *Feasibility Study for a Risk-Informed and Performance-Based Regulatory Structure for Future Plant Licensing*. U.S. Nuclear Regulatory Commission, December 2007. <http://pbadupws.nrc.gov/docs/ML0804/ML080440215.pdf>.
7. Working Group on Risk Assessment, *Probabilistic Risk Criteria and Safety Goals*. Nuclear Energy Agency (OECD), 17 December 2009. <https://www.oecd-neo.org/nsd/docs/2009/csni-r2009-16.pdf>.
8. Atomic Energy Regulatory Board, *Consenting Process for Nuclear Power Plants and Research Reactors*, 2007. <http://www.aerb.gov.in/AERBPortal/pages/English/t/publications/CODES GUIDES/SG-G-1.pdf>.

9. D. Sornette, T. Maillart, and W Kroger, "Exploring the Limits of Safety Analysis in Complex Technological Systems," *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 6, (2013): 59-66.
10. M. Ha-Duong and V. Journe, "Calculating Nuclear Accident Probabilities from Empirical Frequencies," *Environment Systems and Decisions*, 34(2), 2014: 249-258.
11. Norman Rasmussen et al., *Reactor Safety Study: an Assessment of Accident Risk in U.S. Commercial Nuclear Power Plants*. Nuclear Regulatory Commission, 1975. <http://www.osti.gov/scitech/servlets/purl/7134131>.
12. Kenneth Kok, ed., *Nuclear Engineering Handbook*. CRC Press, 2009.
13. W Keller and M. Modarres, "A Historical Overview of Probabilistic Risk Assessment Development and its use in the Nuclear Power Industry: A Tribute to the Late Professor Norman Carl Rasmussen," *Reliability Engineering & System Safety*, 89, (2005): 271-285. <http://dx.doi.org/10.1016/j.res.2004.08.022>.
14. World Nuclear News, "Earthquake not a Factor in Fukushima Accident," 2 December 2011. [http://www.world-nuclear-news.org/RS\\_Earthquake\\_not\\_a\\_factor\\_in\\_Fukushima\\_accident\\_0212111.html](http://www.world-nuclear-news.org/RS_Earthquake_not_a_factor_in_Fukushima_accident_0212111.html).
15. Francois Diaz Maurin, "*The Viability and Desirability of Alternative Energy Sources: Exploring the Controversy over Nuclear Power*" Universitat Autònoma de Barcelona, 2013. PhD dissertation. <https://www.educacion.gob.es/teseo/imprimirFicheroTesis.do? fichero=44006>.
16. Areva and Electricite de France, *Pre Construction Safety Report of the UK EPR*, ch. 15.4: Level 2 PSA. 222. U.K. Health and Safety Executive, 2012. <http://www.epr-reactor.co.uk/ssmod/liblocal/docs/PCSR/Chapter%2015%20-%20Probabilistic%20Safety%20Analysis/Sub-Chapter%2015.4%20-%20Level%202%20PSA.pdf>.
17. World Nuclear Association, "Advanced Nuclear Power Reactors," April 2014. <http://www.world-nuclear.org/info/Nuclear-Fuel-Cycle/Power-Reactors/Advanced-Nuclear-Power-Reactors/>.
18. International Atomic Energy Agency, *Nuclear Power Reactors in the World*, 2013. [http://www-pub.iaea.org/MTCD/Publications/PDF/rds2-33\\_web.pdf](http://www-pub.iaea.org/MTCD/Publications/PDF/rds2-33_web.pdf).
19. Thomas B. Cochran and Matthew G. McKinzie, "Global Implications of the Fukushima Disaster for Nuclear Power," in *World Federation of Scientists International Seminar on Planetary Emergencies*, August 2011. [http://docs.nrdc.org/nuclear/files/nuc\\_11102801a.pdf](http://docs.nrdc.org/nuclear/files/nuc_11102801a.pdf).
20. H.W. Bertini and Staff of the Nuclear safety Information Center, *Descriptions of Selected Accidents that Have Occurred at Nuclear Reactor Facilities*. Oak Ridge National Laboratory, 1980. p. 35. <http://www.nucleartourist.com/references/Descriptions%20of%20Selected%20Nuclear%20Reactor%20Accidents.pdf>.
21. John G Kemeny et al., *The Need for Change, the Legacy of TMI: Report of the Presidents Commission on the Accident at Three Mile Island*. US Government Printing Office, 1979. <http://www.threemileisland.org/downloads/188.pdf>.
22. International Atomic Energy Agency, *International Nuclear and Radiological Event Scale*, 2008. [http://www-pub.iaea.org/MTCD/publications/PDF/INES2009\\_web.pdf](http://www-pub.iaea.org/MTCD/publications/PDF/INES2009_web.pdf).
23. International Nuclear Safety Advisory Group, *The Chernobyl Accident: Updating of INSAG-1*. No. 75 in Safety Series, International Atomic Energy Agency, 1992. [http://www-pub.iaea.org/MTCD/publications/PDF/Pub913e\\_web.pdf](http://www-pub.iaea.org/MTCD/publications/PDF/Pub913e_web.pdf).
24. World Nuclear Association, *Safety of Nuclear Power Reactors*, April 2014. <http://www.world-nuclear.org/info/Safety-and-Security/Safety-of-Plants / Safety - of- Nuclear-Power-Reactors/>.
25. World Nuclear Association, *Decommissioning Nuclear Facilities*, March 2014. see Table "Reactors closed following damage in an accident or serious incident" <http://www.world-nuclear.org/info/nuclear-fuel-cycle/nuclear-wastes/decommissioning-nuclear-facilities/>.
26. WISE Amsterdam and WISE Stockholm, "Near Core Meltdown Covered up in GDR" World Information Service on Energy, 9 February 1990. <http://www.wiseinternational.org/node/133>.
27. Kiyoshi Kurokawa et al., *Fukushima Nuclear Accident Independent Investigation Commission*. National Diet of Japan, 2012. [https://www.nirs.org/fukushima/naaic\\_report.pdf](https://www.nirs.org/fukushima/naaic_report.pdf).
28. Nuclear Power Corporation of India Limited. "Safety Performance" <http://wwwnpcil.nic.in/main/aboutus.aspx>.
29. Indian Nuclear Society. "Safety in Design, Construction and Operation of Nuclear Power Plants" <http://indiannuclearsociety.in/conference/>.
30. Manmohan Singh, "Remarks by the Prime Minister on the Occasion of the Conferment of the Department of Atomic Energy's Lifetime Achievement Awards 2009" 29 March 2011. <http://pib.nic.in/newsite/PrintRelease.aspx?relid=71343>.
31. Suvrat Raju and M. V. Ramana, "The Other Side of Nuclear Liability" *Economic and Political Weekly*, vol. XLV, 17 April 2010. <http://www.princeton.edu/ramana/NuclearLiability-Vol45-No16-17April2010.pdf>.
32. Suvrat Raju and M. V. Ramana, "Strange Love" OPEN Magazine, May 2011. [http://www.openthemaga-](http://www.openthemaga-21)

- zine.com/article/nation/strange-love.
33. Sunil Jagtiani and N. C. Bipindra, "GE Won't Build India Nuclear Plants on Liability Risk, Says Immelt" *Mint*, 21 September 2015. <http://www.livemint.com/Industry/5RVZfc57Fg4UwKtiT1wSJI/GE-wont-build-India-nuclear-plants-on-liability-risk-says.html>.
  34. Express News Service, "More Liabilities Will Push up Kudankulam Cost: Russia," *Indian Express*, 15 October 2012. <http://archive.indianexpress.com/news/more-liabilities-will-push-up-kudankulam-cost-russia/1016840/>.
  35. M. V. Ramana and Suvrat Raju, "Nuclear Safety Before Vendor Interests" *Hindu*, 30 October 2012. <http://www.thehindu.com/opinion/op-ed/nuclear-safety-before-vendor-interests/article4044438.ece>.
  36. Ministry of Law and Justice, "The Civil Liability for Nuclear Damage Act 2010" *The Gazette of India* (extraordinary), 22 September 2010. <http://www.prsindia.org/uploads/media/Nuclear%20Rules/The%20Civil%20Liability%20for%20Nuclear%20Damage%20Act.pdf>.
  37. JCER Economic Research Department, "Impact to Last Decade or More if Existing Nuclear Plants Shut Down" Tech. Rep., Japan Center for Economic Research, 25 April 2011. [http://www.jcer.or.jp/eng/research/pdf/pe\(iwata20110425\)e.pdf](http://www.jcer.or.jp/eng/research/pdf/pe(iwata20110425)e.pdf).
  38. World Nuclear Association. "Safety of Nuclear Power Reactors," [online]. January 2011. <https://web.archive.org/web/20110220001120/http://www.world-nuclear.org/info/inf06.html>. Archived at the Internet Archive "Wayback Machine."
  39. World Nuclear Association. "Safety of Nuclear Power Reactors," [online]. March 2011 [accessed 12 October 2015]. Available from: <https://web.archive.org/web/20110407010308/http://www.world-nuclear.org/info/inf06.html>. Archived at the Internet Archive "Wayback Machine."
  40. World Nuclear Association. "Safety of Nuclear Power Reactors," [online]. June 2011. <https://web.archive.org/web/20110622094525/http://www.world-nuclear.org/info/inf06.html>. Archived at the Internet Archive "Wayback Machine."
  41. Office of Aviation Safety, *Interim Factual Report on case DCA13IA037 involving a Japan Airlines 787-8*. National Transportation Safety Board, 7 March 2013. [http://www.nts.gov/investigations/2013/boeing\\_787/interim\\_report\\_B787\\_3-7-13.pdf](http://www.nts.gov/investigations/2013/boeing_787/interim_report_B787_3-7-13.pdf).
  42. V. Narayanasamy, "Setting up of Nuclear Plants in Eleventh/Twelfth Plans: Answer to Unstarred Question no. 316 in the Rajya Sabha," 15 March 2012. <http://dae.nic.in/writereaddata/rsus316.pdf>.