Разработка методики определения надежности сотрудников промышленных предприятий

Беленький С.Л.
Кафедра автоматизированных систем управления
РГУ Нефти и Газа им. Губкина
Россия
asd102030@mail.ru

Степин Ю.П.
Кафедра автоматизированных систем управления
РГУ Нефти и Газа им. Губкина
Россия
stepin@gubkin.ru

Аннотация

Работа посвящена разработке модели прогнозирования кадровой ситуации на предприятии, позволяющей предвидеть развитие характеристики надежности собственного персонала в зависимости от изменения профессиональной компетентности и соответствия конъюнктуре рынка. Отправной точкой служат, дополненные собственными соображениями, принципы теории надежности и последние разработки в области интервальной вероятности. Методика позволяет принимать математически обоснованные управленческие кадровые решения.

Введение

Планирование рабочей силы должно представлять собой систематический и интегрированный процесс, который имеет своим результатом четкие директивы для организаций, позволяющий им иметь в своем штате достаточное количество надежных сотрудников, обладающих всеми необходимыми навыками, чтобы успешно реагировать на настоящие и будущие тенденции конъюнктуры. Исследование производится на основе современных достижений теории вероятностей.

1 Постановка проблемы

Задачу планирования рабочей силы можно интерпретировать как процесс принятия управленческих решений в условиях неопределенности. Допустим, что переменный вектор случайных состояний промышленного предприятия в плане персонала представляет собой состояние надежности сотрудников на различных отрезках кривой их профессионального опыта. Изобретение универсального и всеобъемлющего теоретического понятия не является темой настоящей работы и, поэтому, под надежностью мы принимаем безошибочность выполнения должностных обязанностей. Например, коллектив авторов МАТИ им. Циолковского в работе [3] (с. 192 . - персонал) рекомендует именно это. Такой подход позволит нам отразить вероятностный характер объекта исследования и выяснить возможности прогнозирования характеристик кадровой политики. В начальном периоде работы сотрудника обработать полученные показатели надежности наиболее трудно, как раз из-за его короткой временной протяженности. Проще говоря, человек не успевает совершить много однотипных ошибок в течении одного - двух дней, а принятие далеко идущих кадровых решений после такого короткого испытательного срока было бы неосмотрительным. С другой стороны, чем быстрее станет видно, что сотрудник не соответствует занимаемой должности, тем скорее можно сделать соответствующие организационные выводы и тем самым избежать ещё больше потерь: ущерба репутации компании, срыва контрактных обязательств и дестабилизации внутрифирменного климата. Таким образом, становится ясно, что эффективное планирование кадров во всех отраслях промышленности невозможно без разработки адекватной модели случайных изменений в профессиональной пригодности персонала. Остановимся подробнее на обозначенной переменной. В течении каждого последующего периода работы сотрудник может улучшить свои знания о предмете выполняемой работы. Следуя дискретной концепции, введём вектор параметров $\boldsymbol{\theta}$, характеризующий безошибочность, компетентность при выполнении работы. Этот вектор может объединить в себе накопленные знания, способности гибко реагировать и уместно их применять, быстроту исполнения задания. Более подробная детализация слишком усложнит моделирование на этом этапе. Описанная динамика развития имеет своим противником противоположную тенденцию. Вспомним, например, сферу технического обслуживания и ремонта. С течением времени виды неполадок, причины их вызывающие, их симптомы могут существенно и не всегда предсказуемо изменяться. Износ оборудования и несчастные случаи на производстве, подверженные лишь сезонным колебаниям, могут быть неожиданно прерваны политической, климатической или техногенной катастрофой, имеющей длительные, а может быть и глобальные последствия (пример - авария на ЧАЭС в 1986 году). В такой обстановке большинство накопленных знаний окажутся бесполезными или даже вредными из-за слишком стереотипного мышления. Суммируя, можно сказать, что долгое время работы не означает автоматического повышения надёжности сотрудника. Перенося размышления в плоскость статистики, вопрос о понимании степени надёжности сотрудника можно свести к принятию решения о том, какой тип распределения вероятности ошибочных действий следует закрепить за ним. Присвоение распределения, или классификация работников по их предполагаемой надёжности есть весьма ответственный процесс, который должен быть тщательно обоснован и корректно проведён.

2 Моделирование надежности сотрудника

Обозначим $p(\boldsymbol{\theta})$, как предполагаемую (априорную) плотность распределения случайных величин, выше упомянутого, вектора параметров состояния предприятия $\boldsymbol{\theta}$. Допустим, что вектор параметров $\boldsymbol{\theta}$ характеризует безошибочность, компетентность при выполнении работы. Конечно, в принципе, этот вектор может объединить в себе накопленные знания, способности гибко реагировать и уместно их применять, быстроту исполнения задания. Более подробная детализация, типа "работает на этом станке 12 часов, обрабатывает 5 часов изделие Ш и 3 часа изделие Н (накопленные знания), сделал 34 изделия Ш вчера на 15 мин быстрее (быстрота), сегодня начал изготовлять изделия У и все сделал без брака (гибкость) .... " слишком усложнит моделирование на этом этапе.

Величина $p(\boldsymbol{\theta}|y)$ - это апостериорная плотность при условии априорной $p(\boldsymbol{\theta})$ и наблюдаемых данных y. Метод максимума функции правдоподобия, используемый в статистическом оценивании параметров распределения, и байесовский подход достаточно близки. Таким образом, при использовании байесовского подхода, кроме распределения вероятностей рассматриваемой случайной величины Y , предполагается некоторое априорное распределение параметров $\boldsymbol{\theta}$ функции распределения величины Y. Затем, используя статистические данные, априорное распределение параметров $\boldsymbol{\theta}$ модифицируется путем умножения на функцию правдоподобия. Результатом модификации является апостериорное распределение параметров $\boldsymbol{\theta}$.

Другими словами, параметры распределения случайной величины сами являются случайными величинами с некоторым распределением, т.е. мы имеем неопределенность второго порядка: случайные параметры случайной величины или распределение параметров распределения.

Наиболее важным и одновременно сложным является вопрос выбора априорного распределения параметров. Одним из факторов здесь является то, что, если статистические данные информативны, то даже плохое априорное распределение не повлияет существенно на апостериорное. Другим важным фактором является сложность вычислений особенно, если расчеты апостериорного распределения производятся последовательно по мере поступления статистической информации.

Поэтому на выбор априорного распределения влияет его принадлежность к так называемому классу согласованных распределений, т.е. таких распределений, что априорное и апостериорное являются одним и тем же распределением, но с разными параметрами. К таким распределениям относятся: гамма-распределение, если функция правдоподобия является пуассоновской; бета-распределение, если функция правдоподобия является биномиальной; распределение Дирихле, если функция правдоподобия является полиномиальной.

С другой стороны, до появления каких-либо статистических данных или наблюдений, о параметрах зачастую ничего не известно. Таким образом, если отбросить требование простоты вычислений, то предпочтительное априорное распределение должно минимально влиять на вывод, т.е. на апостериорное распределение, а также учитывать отсутствие априорной информации о параметрах. Такие априорные распределения называются неинформативными.

Постулат Байеса-Лапласа говорит от том, что, когда заранее ничего не известно о параметре θ, то априорное распределение следует принимать равномерным, т.е. все возможные исходы случайной величины θ имеют равные вероятности. Основной проблемой использования равномерного распределения в качестве неинформативного априорного распределения является то, что равномерное распределение не инвариантно по отношению к функциям параметра.

Если мы ничего не знаем о параметре θ, то мы также ничего не знаем и, например, о функции $1/\theta$. Однако, если θ имеет равномерное распределение, то $1/\theta$ уже не имеет равномерного распределения, хотя согласно постулату Байеса-Лапласа $1/\theta$ должно иметь равномерное распределение. Другой проблемой равномерного распределения является его невозможность использования, если множество значений параметра бесконечно. Следует также отметить существенную зависимость равномерного распределения от множества исходов.

Питер Уолли (Walley) [6] привел следующий пример, иллюстрирующий эту зависимость. Пусть в мешке имеются шары красного и каких-то других цветов. При этом не известно, сколько шаров красного цвета и сколько всех шаров в мешке. Какова вероятность того, что первый вытащенный из мешка шар будет красным? Предполагая равномерное распределение, получаем вероятность 1/2. Пусть теперь в мешке имеются шары красного цвета, зеленого цвета и каких-то других цветов. Тогда вероятность красного шара равна 1/3. Ситуация во втором случае принципиально не изменилась, так как зеленые шары можно отнести к шарам другого цвета применительно к первой ситуации. Однако мы получили совершенно разные вероятности появления при вытаскивании красного шара.

Применимо к надежности персонала, это значит важно не только знать вероятность ошибочных действий, но и оценить вероятность их категории, не только в плане величины возможных последствий, но и природы происхождения.

Авторы полагают, что рассуждения Уолли имеют свой смысл, но нуждаются в существенном дополнении. Необходимо ввести в модель четыре дополнительных параметра:

n_k	–	Предполагаемое число всех возможных категорий
$P(n_k)$	–	Вероятность конкретного значения этого числа
a_k	–	Предполагаемое число присутствующих категорий
$P(a_k)$	–	Вероятность конкретного значения этого числа.

Наметим сферу их участия в модели. Если предполагаемое число всех возможных категорий ошибочных действий персонала и, связанное с ним, предполагаемое число присутствующих категорий ошибочных действий персонала будет расти, то в какой то момент, оно может стать таким большим, что вероятность получить "красный шар" устремится к нулю. Для предвидения такой ситуации мы должны владеть информацией о двух вероятностях $P(n_k)$ и $P(a_k)$.

В литературе существует достаточно большое количество подходов для выбора того или иного неинформативного априорного распределения, имеющих свои достоинства и недостатки. Авторы предлагают применить следующий подход, существенно отличающийся от большинства традиционных. Суть этого подхода заключается в следующем. Определим не одно априорное распределение, а целый класс $\mathbf{M}$ распределений p , для которого можно найти нижнюю и верхнюю вероятности события A как

$$\underline{P}(A) = sup\{P_p(A) : p \in \mathbf{M}\}, \quad \overline{P}(A) = inf\{P_p(A) : p \in \mathbf{M}\}.$$

Если множество $\mathbf{M}$ является выпуклым и замкнутым (выпуклость множества распределений здесь определяется тем, что для любых двух распределений $P, Q \in \mathbf{M}$ и $\lambda \in (0, 1)$ выполняется условие $\lambda P + (1 - \lambda)Q \in \mathbf{M}$), то оно полностью определяется через нижние и верхние функции распределения.

Следует отметить, что класс $\mathbf{M}$ следует рассматривать не как класс подходящих априорных распределений, а как подходящий класс априорных распределений. Это значит, что каждое отдельное распределение из класса не является подходящим априорным распределением, так как ни одно отдельное распределение не может удовлетворительно моделировать отсутствие информации. Но весь класс, в целом определяемый через верхнее и нижнее распределение, является подходящей моделью отсутствия информации.

Когда априорной информации почти нет, $\underline{P}(A)$ для этого класса должно быть близко к 0, а $\overline{P}(A)$ близко к 1. Это означает, что априори событие A может иметь любую вероятность. К наиболее известным таким классам априорных распределений следует отнести обобщенную модель Дирихле Уолли (Walley) [6] и модель ограниченной производной Уолли [5].

Рассмотрим стандартную полиномиальную модель. Пусть $U = \{u_1, ..., u_m\}$ - множество возможных исходов и имеется совокупность N наблюдений, независимо выбранных из U с одинаковыми вероятностями каждого исхода $Pr\{u_j\} = \theta_j$ для всех $j = 1, ..., m$, где $\theta_j \geq 0$ и $\sum\limits_{j=1}^{m} \theta_j = 1$. Вероятности $\theta_1, ..., \theta_m$ могут иметь различные распределения. Однако одним из наиболее перспективных в плане решения задач нашего исследования является распределение Дирихле.

Априорное распределение Дирихле $(s, \mathbf{t})$ для случайного вектора вероятностей $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, ..., \theta_m)$, где $\mathbf{t} = (t_1, ..., t_m)$, имеет функцию плотности вероятности предложенную Де Гроотом (De Groot)[4]

$$p(\boldsymbol{\theta}) = \Gamma(s) \left(\prod_{j=1}^{m} \Gamma(st_j) \right)^{-1} \cdot \prod_{j=1}^{m} \theta_j^{st_j - 1}.$$

Здесь параметр $t_i \in (0, 1)$ является средним значением (математическим ожиданием) вероятности θ_i; параметр $s > 0$ определяет влияние априорного распределения на апостериорные вероятности; вектор $\mathbf{t}$ принадлежит внутренней области единичного симплекса размерности m, который в дальнейшем будем обозначать $S(1, m)$; $\Gamma(\cdot)$ – гамма-функция, удовлетворяющая условиям $\Gamma(x + 1) = x\Gamma(x)$ и $\Gamma(1) = 1$.

Необходимо отметить, что переменными распределения Дирихле являются вероятности $\theta_1, ..., \theta_m$, удовлетворяющие условию $\sum\limits_{j=1}^{m} \theta_j = 1$, т.е. $\boldsymbol{\theta} \in S(1, m)$. Это означает, что не только сами события считаются случайными, но и их вероятности.

Это очень важное свойство, так как, используя обобщенную модель Дирихле, нет необходимости выбирать какое-либо определенное априорное распределение для $\boldsymbol{\theta}$. В противоположность этому, объективный байесовский подход предложенный Бернард (Bernard) и Смит (Smith) [4] требует для моделирования полного отсутствия сведений или статистики о вероятностях $\boldsymbol{\theta}$ использования одного определенного априорного распределения. Таким образом, обобщенная модель Дирихле может рассматриваться как подходящий класс априорных распределений, а не как класс подходящих априорных распределений. Другим важным свойством обобщенной модели Дирихле является ее инвариантность по отношению к множеству возможных исходов, т.е. статистический вывод не зависит от размера и содержания пространства элементарных событий. Это связано с тем, что в отличие от объективного байесовского анализа, обобщенная модель Дирихле не предусматривает определения какого-либо конкретного априорного распределения, значения которого зависят от количества возможных исходов (например, при использовании равномерного распределения). Более того, статистический вывод не зависит от того, насколько полученные статистические данные точны, т.е. наблюдения могут быть интервальными, вложенными, перекрывающимися или вообще отсутствующими для некоторых возможных исходов.

Заключение

Целью проведенной работы явилось исследование методических основ формирования модели управления персоналом и разработка практических рекомендаций по ее оценке и выбору. В соответствии с поставленной целью, в работе предложена методика моделирования целесообразности сотрудничества с отдельным работником: разработан метод прогнозирования развития уровня профессионализма определяющего надежность работника предприятия.

Список литературы

[1] Барзилович Е.Ю., Беляев Ю.К., Каштанов В.А. и др. *Вопросы математической теории надежности* / Под ред. Б.В. Гнеденко. - М.:Радио и связь 1983. - 376 с

[2] Кузнецов В.П. *Интервальные статистические модели.* - М.: Радио и связь., 1991 - 352 с.

[3] Александровская Л.Н, Аронов И.З., Елизаров А.И. и др. *Статистические методы анализа безопасности сложных технических систем* /Под ред. В.П. Соколова. - М.:Логос., 2001 -232 с.

[4] Bernard, J.M. and Smith, A.F.M. *Bayesian theory.* Chichester: Wiley, 1993.

[5] De Groot M.H. *Optimal Statistical Decisions.* Wiley, 2004.

[6] Walley P. *Statistical Reasoning with Imprecise Probabilities.* Chapman and Hall, 1991.

[7] Walley P. *A bounded derivative model for prior ignorance about a real-valued parameter.* Scandinavian Journal of Statistics, 1997, 24, pp. 463-483.

[8] Weichselberger K. and Augustin T., *On the symbiosis of two concepts of conditional interval probability,* In: J.M. Bernard, T. Seidenfeld and M. Zaffalon (eds.), ISIPTA 03, Proceedings of the Third International Symposium on Imprecise Probabilities and their Applications (Lugano), Carleton Scientific, Waterloo, 2003, 608-629.