Список літератури

1. Подгородецкий А.В. Настройка ПИД-регулятора инерционных объектов горно-металлургического комплекса/ А.В. Подгородецкий, А.И. Швачка // Гірнича електромеханіка та автоматика. 2017 –Вип. 99. – С. 65 – 70.
2. Юревич Е.И. Теория автоматического управления / Е.И. Юревич. – СПб.: БХВ-Петербург, 2016. – 560 с.
3. Dovhopolyi Ya. Development of the program for self-tuning a proportal-integral-differential controller with an additional controlling action / Ya. Dovhopolyi, G. Manko, V. Trishkin, A. Shvachka // Eastern-European Journal of Enterprise Technologies. Information technology. Industry control systems. – 2017. –Vol.6/2(90). – pp. 61-66.
4. Денисенко В. ПИД-регуляторы: вопросы реализации // Современные технологии автоматизации. 2008. №1. С. 86–99.
5. Oliynyk O. Examining the Kalman filter in the field of noise and interference with the non-Gaussian distribution / O. Oliynyk, Y. Taranenko, D. Losikhin, A. Shvachka // Eastern-European Journal of Enterprise Technologies. Information technology. Industry control systems. 4/4 (94) 2018. pp. 36-42.
6. Ротач В. Я. Алгоритмы и программы расчетов настройки ПИ и ПИД- регуляторов по переходным характеристикам системы / В. Я. Ротач, В. Ф. Кузищин, С. В. Петров // Автоматизация в промышленности. – 2012. – № 12. – С. 12–16.
7. Пат. 95197 Україна, МПК (2006.01) G05B 11/36. Пропорційно-інтегрально-диференційний регулятор з додатковою керуючою дією / Блонський С. Д., Петрова Н.С., Шуть О.Ф. (Україна); заявник та патентовласник держ. вищ навч. заклад „Укр. держ. хім.-технол. ун-т”. – № а 2010 07914; заявл. 24.06.2010 ; опубл. 11.07.2011, Бюл. № 13.
8. Пат. 101992 Україна, МПК (2006.01) G05B 11/36. Пропорційно-інтегрально-диференційний регулятор з додатковою керуючою дією / Петрова Н.С., Блонський С. Д. (Україна); заявник та патентовласник держ. вищ навч. заклад „Укр. держ. хім.-технол. ун-т”. – № а 2011 06467; заявл. 23.05.2011; опубл. 27.05.2013, Бюл. № 10.
9. Довгополий Я.О. Аналіз корисних структурних схем ПІД-регуляторів з додатковою керуючою дією / Я.О. Довгополий, О.В. Лещенко, С.Д. Блонський // Вопросы химии и химической технологии. – 2012. – № 3. – С. 191-194.

Рекомендовано до друку: д-ром техн. наук, проф Мещеряковим Л.І.

УДК 519.2(075)

В. П. Козлов, С. Д. Приходченко, кандидаты техн. наук, И. А. Гненный
(Украина, Днепр, Национальный технический университет “Днепровская политехника”)

БАЙЕСОВСКИЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА ДАННЫХ В ГАЗОДОБЫВАЮЩЕЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ

Анотація. *Показано, що байєсовські методи є засобами аналізу даних, які при малих обсягах вибірки дозволяють оцінити параметри статистичної моделі більш повно і точно в порівнянні з класичними статистичними методами.*
Ключові слова: *байєсівський підхід, статистична модель, апріорні параметри, багатовимірний нормальний розподіл.*

Аннотация. *Показано, что байесовские методы являются средствами анализа данных, которые при малых объемах выборки позволяют оценить параметры статистической модели более полно и точно по сравнению с классическими статистическими методами.*
Ключевые слова: *байесовский подход, статистическая модель, априорные параметры, многомерное нормальное распределение.*

Annotation. *It is shown that Bayesian methods are data analysis tools, which for small sample sizes allow us to evaluate parameters of statistical models more fully and more accurately in comparison with classical statistical methods.*
Keywords: *Bayesian approach, statistical model, a priori parameters, multidimensional normal distribution.*

Введение. Байесовские методы являются более прогрессивными средствами анализа данных по сравнению с традиционными статистическими подходами [1]. Рассмотрим это на примере статистической оценки доли перспективных газовых скважин в регионе от общего их количества.

Постановка задачи. Практический интерес представляет знание количества газовых скважин в регионе, пригодных для промышленного использования (с дебитом более 1 тысячи кубометров газа в сутки), по отношению к общему их количеству. На основе байесовского подхода оценить долю перспективных газовых скважин в регионе от общего их количества. Показать, что байесовские методы являются средствами анализа данных, которые при малых объемах выборки позволяют оценить параметры статистической модели более полно и точно по сравнению с классическими статистическими методами.

Модель выборки. Пусть небольшая случайная выборка из 20 скважин в регионе будет проверяться на предмет целесообразности их разработки. Предположим, θ − процент перспективних газовых скважин от общего их количества в регионе. Очевидно, данный параметр может принимать значения от нуля до единицы; y − общее количество скважин в выборке, которые являются перспективными. Таким образом, параметр θ и рассматриваемое выборочное пространство имеют вид: $\theta = [0,1]$; $Y = \{0,1,\ldots,20\}$.

Перед получением выборки число перспективних газовых скважин в ней не известно. Пусть переменная Y обозначает величину, которая должна быть определена. Если значение θ известно, то адекватной моделью выборки для Y должно быть биномиальное распределение вероятностей

$$Y|\theta = \sim\text{binomial}(20, \theta).$$

На график рис. 1, а изображено распределение binomial(20, θ) для θ, равного 0.05, 0.10 и 0.20. Если, например, истинный уровень перспективних скважин составляет 0.05, то вероятность того, что в регионе будет нуль перспективних скважин (Y = 0) − 36%. Если истинный уровень для θ составляет 0,10 или 0.20, то вероятность того, что Y = 0 − 12% и 1% соответственно.

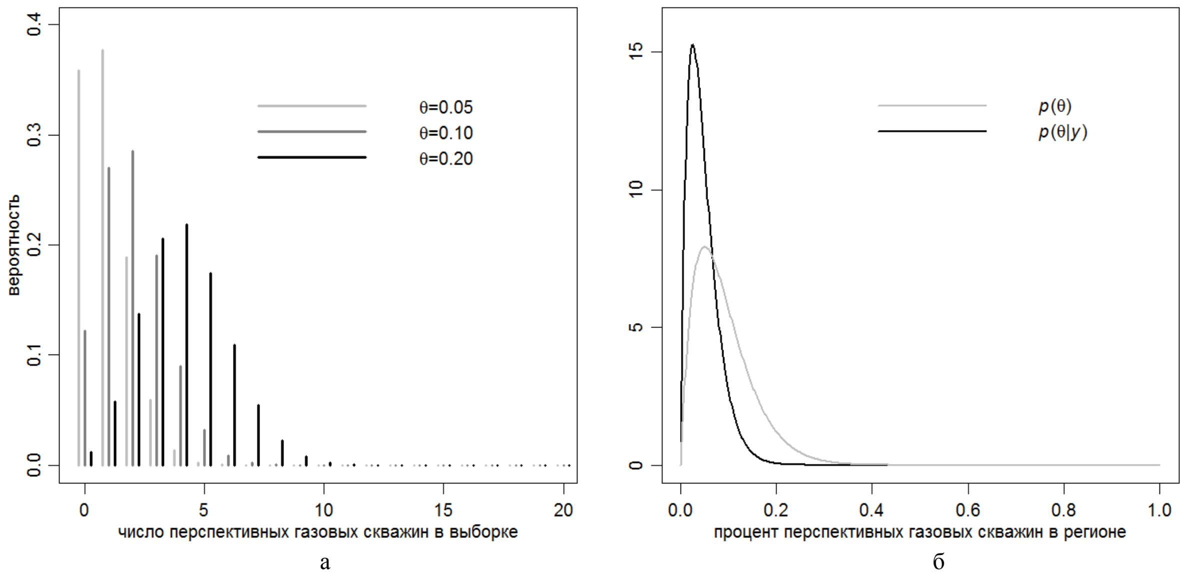

Рис. 1. Модель выборки, априорное и апостериорное распределения вероятностей для рассматриваемого примера. Графики на рис. 1, а представляют binomial(20, θ)-распределения для трех значений θ. Графики на рис. 1, б − априорная (серая линия) и апостериорная (черная линия) плотности θ.

Априорное распределение. Пусть результаты исследований, полученных из различных регионов страны, показывают, что процент перспективних газовых скважин колеблется от 0,05 до 0,20, со средним значением 0.10. Предварительная информация свидетельствует о том, что используется априорное распределение $p(\theta)$, которое дает значительную вероятность для интервала (0.05, 0.20), и что ожидаемая величина θ в соответствии с $p(\theta)$ находится недалеко от 0,10. Однако существует бесконечное количество вероятностных распределений, удовлетворяющих этим условиям, и не известно, как различать их при ограниченном объеме априорной информации. Поэтому мы будем рассматривать априорное распределение $p(\theta)$, которое имеет характеристики, описанные выше, но чья конкретная математическая модель выбирается из соображений удобства вычислений. В частности, мы будем кодировать априорную информацию, используя одно из бета-распределений, которое имеет два параметра a и b. Если θ имеет beta(a, b) распределение, то математическое ожидание θ равно $a/(a + b)$ и наиболее вероятным значением θ будет $(a - 1)/(a - 1 + b - 1)$.

Для нашей задачи, где θ − процент перспективних газовых скважин, мы будем представлять априорную информацию о θ с помощью beta (2, 20)-распределения вероятностей. Тогда запишем

$$\theta\sim\text{beta}(2,20).$$

Это распределение изображено серой линией на рис. 1, б. Ожидаемое значение θ для этого априорного распределения составляет 0,09. Кривая априорного распределения имеет наибольшую высоту при θ = 0,05 и примерно две трети площади под кривой находятся между 0.05 и 0.20. Априорная вероятность того, что процент перспективних газовых скважин менее 0,10, равна 64%, т. е., $E[\theta] = 0.09$; $mode[\theta] = 0.05$; $\Pr(\theta < 0.10) = 0.64$; $\Pr(0.05 < \theta < 0.20) = 0.66$.

Апостериорное распределение. Если $Y|\theta \sim \text{binomial}(n, \theta)$, $\theta \sim \text{beta}(a, b)$ и имеем числовое значение y из Y, то апостериорное распределение − это beta($a + y$, $b + n - y$)-распределение [2]. Предположим, что для нашего исследования наблюдается значение $Y = 0$, т. е. ни одна из скважин выборки не является перспективной. Тогда, апостериорное распределение в этом случае следующее: $\theta|\{Y = 0\} \sim \text{beta}(2{,}40)$. Плотность этого распределения − черная линия на рис. 1, б. Эта плотность − левее априорного распределения и имеет более пикообразный вид. Она находится левее $p(\theta)$, так как наблюдение того, что $Y = 0$ является свидетельством малости значения θ. Она более пикообразная по сравнению с $p(\theta)$, поскольку объединяет информацию из данных и априорного распределения и, таким образом, содержит больше информации, чем только в $p(\theta)$. Пик этой кривой наблюдается при 0,025 и апостериорное математическое ожидание − 0,048. Апостериорная вероятность того, что $\theta < 0.10$ составляет 93%, т. е. $E[\theta|Y = 0] = 0.048$; $mode[\theta|Y = 0] = 0.025$; $\Pr(\theta < 0.10|Y = 0) = 0.93$.

Апостериорное распределение $p(\theta|Y = 0)$ дает нам модель для доли перспективних газовых скважин θ. С практической точки зрения, если мы принимаем beta(2,20)-распределение в качестве разумной меры априорной информации, то мы рассматриваем beta(2,40)-распределение как разумную меру апостериорной информации.

Анализ чувствительности. Предположим, нам предстоит обсудить результаты исследования с группой специалистов газодобывающей отрасли. Обсуждение результатов нашего исследования среди неоднородной группы специалистов должно принести пользу в результате анализа апостериорных убеждений, соответствующих многообразию априорных распределений. Предположим, что мы должны были считать убеждения, представленные beta(a, b)-распределениями для значений (a, b), отличных от (2,20). Как упоминалось выше, если $\theta \sim \text{beta}(a, b)$, тогда при $Y = y$ апостериорным распределением θ будет beta($a + y$, $b + n - y$). Апостериорное матожидание

$$E[\theta|Y = y] = \frac{a+y}{a+b+n} = \frac{n}{a+b+n}\frac{y}{n} + \frac{a+b}{a+b+n}\frac{a}{a+b} = \frac{n}{w+n}\bar{y} + \frac{w}{w+n}\theta_0,$$

где $\theta_0 = a/(a + b)$ есть априорное матожидание θ, а $w = a + b$. Из этой формулы видно, что апостериорное матожидание − взвешенное среднее выборочного среднего $\bar{y}$ и априорного матожидания θ_0. В плане оценки θ, θ_0 представляет априорную оценку истинного значения θ, а w представляет нашу уверенность в этой оценке, выраженную в таких же масштабах, как размер выборки.

Если известны предварительное значение θ_0 и степень доверия w, тогда мы можем аппроксимировать их априорные представления о θ с помощью бета-распределения с параметрами $a = w\theta_0$ и $b = w(1-\theta_0)$. Их приблизительные апостериорные представления тогда сформулированы распределением beta($w\theta_0 + y$, $w(1 - \theta_0) + n - y$). Мы можем вычислить такое апостериорное распределение для широкого круга θ_0 и w значений при выполнении *анализа чувствительности* − исследовании того, как различия в априорной оценке влияют на апостериорную информацию. На рис. 2 рассмотрено влияние θ_0 и w на апостериорное распределение с помощью графиков двух апостериорных величин. Первый график дает контуры апостериорных матожиданий $E[\theta|Y=0]$, а второй − апостериорные вероятности $\Pr(\theta < 0.10|\ Y = 0)$. Расчеты выполнены в среде R.

Сравнение с небайесовскими методами. Стандартная оценка θ является средним выборки $y = y/n$ − доля перспективних газовых скважин в регионе. Для выборки, в которой $y = 0$, оценка равна нулю. Таким образом, с помощью $\bar{y}$ мы можем оценить, что количество перспективних газовых скважин в регионе при $y = 0$ составляет нуль. Если нужно сообщить об этой оценке группе специалистов, мы должны включить оговорку, что эта оценка является субъектом выборочной неопределенности. Один из способов описания выборочной неопределенности оценки − использование доверительного интервала. Популярным 95%-ным доверительным интервалом для доли генеральной совокупности θ является *интервал Вальда*, определяемый как

$$\bar{y} \pm 1.96\sqrt{\bar{y}(1-\bar{y})/n}.$$

Этот интервал имеет *правильное асимптотическое частотное покрытие.* Это означает, что, если n велико, то с вероятностью, приблизительно равной 95%, Y примет значение y такое, что указанный интервал содержит θ. К сожалению, этого нельзя полагать для небольших n. Для n около 20 вероятность того, что интервал содержит θ, составляет лишь около 80% [2]. Несмотря на это, для нашей выборки, в которой $y = 0$, доверительный интервал Вальда вырождается в нуль. Действительно, 99.99% интервал Вальда также вырождается в нуль. Существуют различные альтернативы интервалу Вальда.

Один вид доверительного интервала, который хорошо работает с небайесовскими критериями, это “скорректированный” интервал Вальда [2], который задается системой уравнений

$$\hat{\theta} \pm 1.96\sqrt{\hat{\theta}(1-\hat{\theta})/n}\,;$$
$$\hat{\theta} = \frac{n}{n+4}\bar{y} + \frac{4}{n+4}\frac{1}{2}.$$

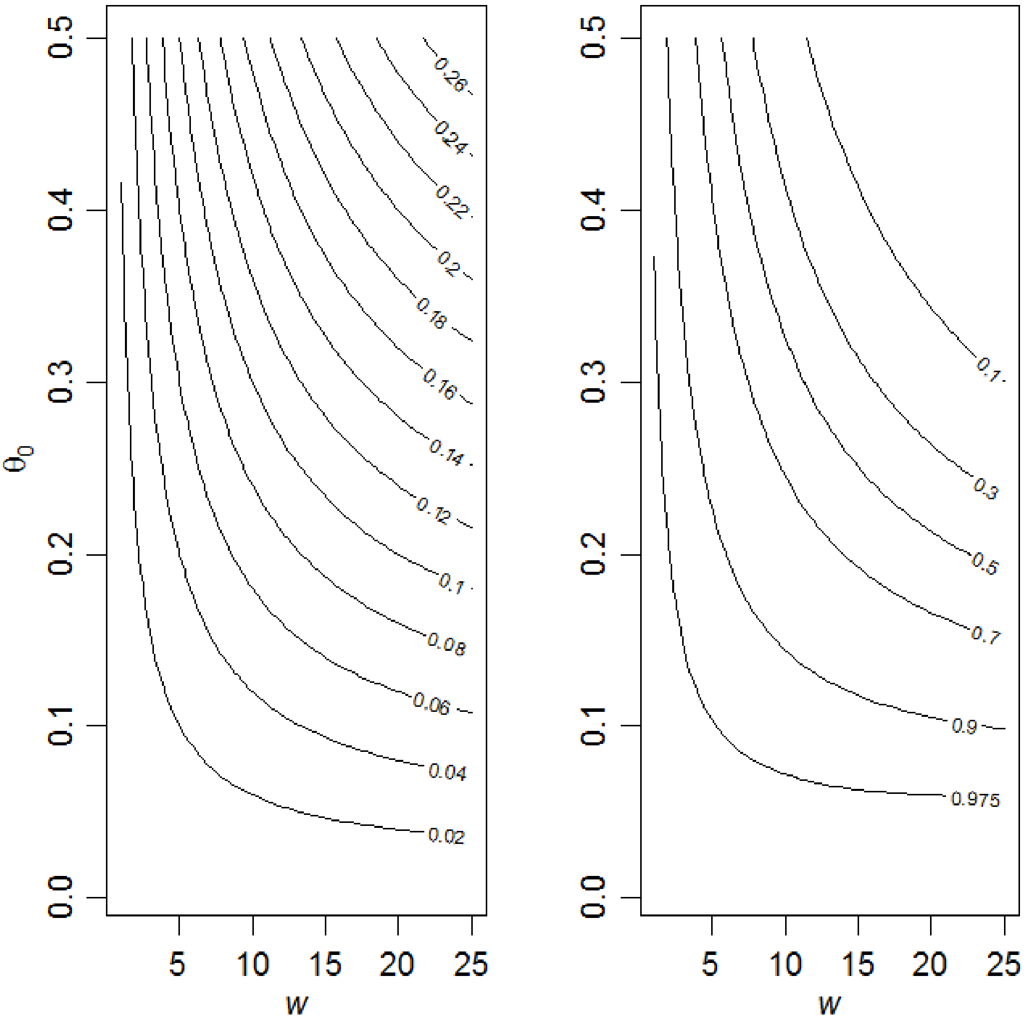

Рис. 2. Апостериорные величины для разных априорных бета-распределений. Левая и правая панели представляют контурные графики E[θ |*Y* = 0] и Pr(θ < 0 .10 | *Y* = 0) соответственно

Значение $\hat{\theta}$ здесь эквивалентно апостериорному среднему для θ при beta (2,2) априорном распределении, которое представляет собой слабую априорную информацию, сосредоточенную около θ = 1/2.

Общая оценка среднего генеральной совокупности. Имея случайную выборку из *n* наблюдений, стандартной оценкой среднего генеральной совокупности θ является выборочное среднее $\bar{y}$. В то время как $\bar{y}$ является в целом надежной оценкой для больших выборок, как мы видели в примере она может быть статистически недостоверной при небольших *n*. В этом случае она служит скорее обобщением выборочных данных, чем как точная оценка θ. Если нас интересует больше получение оценки θ, чем обобщение выборочных данных, мы можем записать

$$\hat{\theta} = \frac{n}{n+w}\bar{y} + \frac{w}{n+w}\theta_0,$$

где θ_0 представляет собой "наилучшее предположение" истинного значение θ, а *w* представляет собой степень уверенности в этом предположении. Если объем выборки большой, то $\bar{y}$ – достоверная оценка θ.

Оценка $\hat{\theta}$ приближается к единице и нулю, соответственно, с возрастанием n. В результате, статистические свойства $\bar{y}$ и $\hat{\theta}$ совершенно одинаковы для больших n. Однако при небольших n изменчивость $\bar{y}$ может быть больше, чем неопределенность θ_0. Эти свойства $\hat{\theta}$ как для больших, так и малых n, свидетельствуют о том, что данная оценка θ является полезной для широкого диапазона значений n. Можно подтвердить это, показав, что при определенных условиях $\hat{\theta}$ превосходит $\bar{y}$ в качестве оценки θ для всех значений n [2]. Как мы увидели, величина $\hat{\theta}$ является байесовской оценкой, использующей определенный класс априорных распределений.

Даже если конкретное априорное распределение $p(\theta)$ не точно отражает нашу априорную информацию, соответствующее апостериорное распределение $p(\theta|y)$ может быть полезным средством обеспечения надежного вывода и оценки для ситуаций, в которых размер выборки является малым.

Выводы. Таким образом, байесовские методы являются средствами анализа данных, которые при малых объемах выборки позволяют оценить параметры статистической модели более полно и точно по сравнению с классическими статистическими методами.

Список литературы

1. Press S. J. Subjective and Objective Bayesian Statistics: Principles, Models, and Applications / S. J. Press. – Second Edition. – New York: John Wiley @ Sons, 2003. – 591 p.
2. Agresti A, Coull BA. Approximate is better than “exact” for interval estimation of binomial proportions / Agresti A, Coull BA // Amer Statist. – New York, 1998. – Vol. 52(2). – P. 119–126.

Рекомендовано до друку д-ром техн. наук, проф. Морозом Б.І.

УДК 378.147

С.С. Худолій, канд. техн. наук
(Україна, м. Дніпро, Національний технічний університет «Дніпровська політехніка»)

ЗАСТОСУВАННЯ СУЧАСНИХ ДИДАКТИЧНИХ СИСТЕМ У ПРОЦЕСІ ПІДГОТОВКИ ФАХІВЦІВ З МЕХАТРОНІКИ ТА РОБОТОТЕХНІКИ

Анотація. *Стаття присвячена аналізу можливостей сучасного дидактичного устаткування для підготовки фахівців з мехатроніки та робототехніки. Розглянуті базові компоненти дидактичних систем на прикладі продукції компанії Festo Didactic (ФРН).*
Ключові слова*: Мехатроніка, Робототехніка, Дидактичні системи, Індустрія 4.0.*

Аннотация. Статья посвящена анализу возможностей современного дидактического оборудования в процессе подготовки специалистов по мехатронике и робототехнике. Рассмотрены базовые компоненты дидактических систем на примере продукции компании Festo Didactic (ФРГ).
Ключевые слова*: Мехатроника, Робототехника, Дидактические системы, Индустрия 4.0.*

Abstract. *The article is devoted to the analysis of the capabilities of modern didactic equipment in the process of training specialists in mechatronics and robotics. The basic components of didactic systems are considered on the example of products of the company Festo Didactic (Germany).*
Keywords: *Mechatronics, Robotics, Didactic systems, Industry 4.0.*

Вступ.

Інженерна освіта є одним з головних рушіїв для економічного розвитку країни. Наразі, все більше інвестицій зосереджено на новому технологічному устаткуванні промисловості, але поряд з цим інвестицій в підготовку нового наукового покоління дуже замало. Конкурентна спроможність компаній можлива лише при умові комплексного підходу до інвестицій у модернізацію виробництва та й у підготовку науково-технічних спеціалістів. Сучасне виробництво має відповідати всім вимогам нового технічного напряму розвитку ІНДУСТРІЯ 4.0 і це вже наявний факт.

Особливо слід звернути увагу на нові напрямки технологічного розвитку: мехатроніка та робототехніка, як ключові особливості сучасного виробництва.

Мехатро́ніка (англ. mechatronics) – галузь науки і техніки, заснована на синергетичному об’єднанні вузлів точної механіки з електронними, електротехнічними і комп’ютерними компонентами, що забезпечують проектування і виробництво якісно нових модулів, систем і машин з інтелектуальним управлінням їх функціональними рухами. Мехатроніка є своєрідною сучасною філософією проектування складних керованих технічних об’єктів [1].