Глава 7.

Точечное оценивание параметров распределений случайных величин

7.1. Основные понятия, определения и критерии точечного оценивания

Пусть наблюдается СВ X с функцией распределения $F(x)$ и плотностью распределения $f(x)$.

Случайная выборка измерения представлена вектором $X^n=(X_1, \ldots, X_n)$ с реализацией $x^n=(x_1, \ldots, x_n)$.

Будем предполагать, что законы распределения элементов выборки X_i совпадают с законом распределения наблюдаемой случайной величины, а закон распределения случайного вектора $X^n=(X_1, \dots, X_n)$ может быть найден по формулам теории вероятностей.

- *Параметром* распределения случайной величины назовем ее числовую характеристику (математическое ожидание, дисперсию, момент и т.п.) либо неизвестную константу, которая явно содержится в выражении функции распределения.

Параметр распределения будем обозначать a, имея в виду, что в общем случае это векторная величина с компонентами $a_1, \dots, a_r$.

- Введем случайную величину $\tilde{\theta} = g(X^n)$ с реализацией

$\tilde{\theta}_i = g(x^n)$, где g – борелевская функция.

Эту функцию назовем *статистикой*. В общем случае статистика $\tilde{\theta}$ - векторная случайная величина с компонентами $\tilde{\theta}_i$ = $g_i(X^n)$ и их реализацией $\tilde{\vartheta}$ =$g_i(x^n)$.

Статистику $\tilde{\theta}$, реализация которой $\tilde{\vartheta}$ принимается в качестве приближенного экспериментального значения параметра a, будем называть точечной оценкой этого параметра.

Ясно, что не всякая зависимость $g_i(X^n)$ может давать удовлетворительную оценку неизвестного параметра a; чтобы быть подходящей, $g_i(X^n)$ должна обладать определенными свойствами. Именно, в соответствии с принципом оптимальности добиваются, чтобы оценка

$$\tilde{\theta} = g(X^n)$$

удовлетворяла следующим критериям точечного оценивания:

состоятельность, несмещенность, эффективность, достаточность и робастность.

Если все эти свойства обеспечить не удается, то ограничиваются удовлетворением хотя бы какой-то их части.

Состоятельность оценки – это сходимость ее по вероятности к оцениваемому параметру при $n \to \infty$.

- В случае состоятельной оценки вероятность сколь-нибудь существенного отличия $\tilde{\theta}$ от a мала при достаточно большом объеме выборки измерений X. Поскольку сходимость по вероятности следует из сходимости почти наверное и в среднем квадратическом, то сходимости последнего вида также следует считать признаком состоятельности оценки $\tilde{\theta}$. В этом случае говорят о сильной состоятельности.

- *Несмещенность* оценки – это свойство вида: M($\tilde{\theta}$)=a.

Несмещенность гарантирует совпадение центра рассеяния возможных реализаций с оцениваемым параметром a.

Если это свойство не выполняется, т.е. M($\tilde{\theta}$) - a = b(a) $\neq$ 0, то оценку называют *смещенной*, при этом величину b(a) называют *систематической ошибкой* (смещением) оценки $\tilde{\theta}$.

- Очевидно, что $b(a)$ зависит от n . Если $b(a)$ $\to$ 0 при $n \to \infty$, то оценку $\tilde{\theta}$ называют асимптотически несмещенной. Не следует абсолютизировать это свойство. Во-первых, несмещенной оценки может не быть; во-вторых, требование несмещенности может прийти в противоречие с требованием минимума рассеяния $\tilde{\theta}$ относительно a.

- Оценку $\tilde{\theta}$ называют *эффективной*, если ей соответствует минимальное значение ошибки.

В классе несмещенных оценок этот критерий означает минимальность дисперсии $D(\tilde{\theta})$.

Оценку $\tilde{\theta}$ называют *асимптотически эффективной*, если свойство минимальности относительно $\tilde{\theta}$ достигается в пределе $n \to \infty$.

- Оценку $\tilde{\theta}$ называют *достаточной*, если она содержит в себе столько же информации о параметре a, сколько её в выборке

$X^n=(X_1, \ldots, X_n)$.

Оценку $\tilde{\theta}$ называют *робастной*, если она в каком-то смысле слабо зависит от изменения выборки $X^n=(X_1, \ldots, X_n)$.

Введенные признаки оптимизации оценок относятся к фиксированному состоянию параметра a.

- Если эти признаки имеют место для всякого a из области его возможных реализаций, то говорят о *равномерной* состоятельности, несмещенности, эффективности, достаточности и робастности оценки $\tilde{\theta}$.

Оценки параметров распределений, удовлетворяющих хотя бы одному из перечисленных критериев оптимальности, могут строиться по разному.

Основная *задача* теории точечного оценивания состоит в разработке *методов* построения оценок, обладающих всеми или какими-то из перечисленных оптимальных свойств.

7.2. Точечные оценки математического ожидания и дисперсии

Пусть имеется случайная величина X с математическим ожиданием m и дисперсией D; оба параметра неизвестны.

- Над величиной *X* произведено *n* независимых опытов, давших результаты $X_1, \ldots, X_n$. Требуется найти состоятельные и несмещенные оценки для параметров *m* и *D*.

В качестве оценки для математического ожидания естественно предложить среднее арифметическое наблюденных значений *m**:

$$\widetilde{m} = m^* = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n} \qquad (1)$$

- Нетрудно убедиться, что эта оценка является состоятельной: согласно закону больших чисел, при увеличении *n* величина $\tilde{m}$ сходится по вероятности к m. Оценка $\tilde{m}$ является также и несмещенной, так как

$$M[\tilde{m}] = \frac{\sum_{i=1}^{n} m}{n} = m \quad . \qquad (2)$$

Дисперсия этой оценки равна:

$$D[\tilde{m}] = \frac{1}{n} D \quad . \qquad (3)$$

- Эффективность или неэффективность оценки зависит от вида закона распределения величины X. Можно доказать, что если величина X распределена по нормальному закону, дисперсия будет минимально возможной, т. е. оценка $\tilde{m}$ является эффективной. Для других законов распределения это может быть и не так.

- Перейдем к оценке дисперсии *D*. На первый взгляд наиболее естественной оценкой представляется статистическая дисперсия:

$$D^* = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \tilde{m})^2}{n} \quad , \qquad (4)$$

где

$$\tilde{m} = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n} \qquad (5)$$

- Проверим, является ли эта оценка состоятельной. Выразим ее через второй начальный момент

$$D^* = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i^2}{n} - \widetilde{m}^2 \qquad (6)$$

Первый член в правой части есть среднее арифметическое *n* наблюденных значений случайной величины X_i^2; он сходится по вероятности к $M[X^2]=\alpha_2[X]$.

- Второй член сходится по вероятности к m^2; вся величина сходится по вероятности к величине

$$\alpha_2[X] - m^2 = D. \tag{7}$$

Это означает, что оценка D^* состоятельна.

Проверим, является ли оценка D^* также и несмещенной. Подставим в формулу (6) вместо $\tilde{m}$ его выражение (5) и произведем указанные действия:

- $D^* = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i^2}{n} - \left(\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}\right)^2 = \frac{n-1}{n^2}\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - 2\,\frac{\sum_{i<j} X_i X_j}{n^2}$

(7)

Найдем математическое ожидание величины (7):

$$M[D^*] = \frac{n-1}{n}\sum_{i=1}^{n} M\left[X_i^2\right] - \frac{2}{n^2}\sum_{i<j} M[X_i X_j] \qquad (8)$$

Так как дисперсия *D** не зависит от того, в какой точке выбрано начало координат, выберем его в точке *m*.

$$M\left[X_i^2\right] = D \qquad \sum_{i=1}^{n} M\left[X_i^2\right] = nD \qquad (9)$$

- $$M[X_i X_j] = K_{ij} = 0 \qquad (10)$$

Последнее равенство следует из того, что опыты независимы. Подставляя (9) и (10) в (8), получим:

$$M[D^*] = \frac{n-1}{n} D \qquad (11)$$

Отсюда видно, что величина *D** не является несмещенной оценкой для *D*: ее математическое ожидание не равно *D*, а несколько меньше.

- Пользуясь оценкой D^* вместо дисперсии D, мы будем совершать некоторую систематическую ошибку в меньшую сторону. Чтобы ликвидировать это смещение, достаточно ввести поправку, умножив величину D^* на $\frac{n-1}{n}$. Получим:

$$\frac{n-1}{n} D^* = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \widetilde{m})^2}{n} \frac{n}{n-1} =$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \widetilde{m})^2}{n-1}$$

- Такую «исправленную» статистическую дисперсию мы и выберем в качестве оценки для *D*:

$$\widetilde{D} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \widetilde{m})^2}{n-1} \qquad (12)$$

Так как множитель $\frac{n}{n-1}$ стремится к единице при $n \to \infty$, а оценка D^* состоятельна, то оценка $\widetilde{D}$ также будет состоятельной.

- На практике часто вместо формулы (12) бывает удобнее применять другую, равносильную ей, в которой статистическая дисперсия выражена через второй начальный момент:

$$\widetilde{D} = S^2 = \left[\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i^2}{n} - \widetilde{m}^2\right]\frac{n}{n-1} \qquad (13)$$

- При больших значениях *n*, естественно, обе оценки - смещенная *D** и несмещенная $\widetilde{D}$ - будут различаться очень мало и введение поправочного множителя теряет смысл.

Таким образом, мы пришли к следующим правилам обработки ограниченного по объему статистического материала.

- Если даны значения $x_1, x_2, \ldots x_n$, принятые в n независимых опытах случайной величиной X с неизвестными математическим ожиданием m и дисперсией D, то для определения этих параметров следует пользоваться приближенными значениями (оценками):

$$\widetilde{m} = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

$$\widetilde{D} = S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \widetilde{m})^2}{n-1}$$

- или

$$\widetilde{D} = S^2 = \left[\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}{n} - \widetilde{m}^2\right]\frac{n}{n-1}$$

7.3. Методы получения оценок параметров распределения

Часто на практике на основании анализа физического механизма, порождающего случайную величину X, можно сделать вывод о законе распределения этой случайной величины. Однако параметры этого распределения неизвестны, и их необходимо оценить по результатам эксперимента, обычно представленных в виде конечной выборки x_1, x_2,…x_n. Для решения такой задачи чаще всего применяются два метода: метод моментов и метод максимального правдоподобия.

7.3.1. Метод моментов

- Метод моментов состоит в приравнивании теоретических моментов соответствующим эмпирическим моментам того же порядка.

Эмпирические начальные моменты *k*-го порядка определяются формулами:

$$\alpha_k^* = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i)^k,$$

а соответствующие им теоретические начальные моменты *k*-го порядка – формулами:

$$\alpha_k = \sum_{i=1}^{n} (x_i)^k \, p(x, a)$$

для дискретных случайных величин,

$$\alpha_k = \int_{-\infty}^{\infty} x^k \, f(x, a) dx$$

для непрерывных случайных величин,

- где a – оцениваемый параметр распределения.

Для получения оценок параметров распределения, содержащего два неизвестных параметра a_1 и a_2, составляется система из двух уравнений

$$\begin{cases} \alpha_1(\hat{a}_1, \hat{a}_2) = \alpha_1^*(\hat{a}_1, \hat{a}_2) \\ \mu_2(\hat{a}_1, \hat{a}_2) = \mu_2^*(\hat{a}_1, \hat{a}_2) \end{cases}$$

где μ_2 и μ_2^* – теоретический и эмпирический центральные моменты второго порядка.

- Решением системы уравнений являются оценки $\hat{a}_1$ и $\hat{a}_2$ неизвестных параметров распределения a_1 и a_2.

Приравняв теоретический эмпирический начальные моменты первого порядка, получаем, что оценкой математического ожидания случайной величины *X*, имеющей произвольное распределение, будет выборочное среднее, т. е.

$$M[X] = m^* = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i.$$

- Затем, приравняв теоретический и эмпирический центральные моменты второго порядка, получим, что оценка дисперсии случайной величины *X*, имеющей произвольное распределение, определяется формулой

$$D[X] = D^* = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - m^*).$$

Подобным образом можно найти оценки теоретических моментов любого порядка.

Метод моментов отличается простотой и не требует сложных вычислений, но полученные этим методом оценки часто являются неэффективными.

7.3.2. Метод максимума правдоподобия

Метод максимального правдоподобия точечной оценки неизвестных параметров распределения сводится к отысканию максимума функции одного или нескольких оцениваемых параметров.

Пусть X– непрерывная случайная величина, которая в результате n испытаний приняла значения x_1, x_2, … x_n.

- Для получения оценки неизвестного параметра a необходимо найти такое значение $\hat{a}$, при котором вероятность реализации полученной выборки была бы максимальной. Так как x_1, x_2, … x_n представляют собой взаимно независимые величины с одинаковой плотностью вероятности *f(x)*, то функцией правдоподобия_называют функцию аргумента a:

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; a) = f(x_1; a) \cdot f(x_2; a) \dots f(x_n; a).$$

- Оценкой максимального правдоподобия параметра a называется такое значение $\hat{a}$, при котором функция правдоподобия достигает максимума, т. е. является решением уравнения

$$\left.\frac{dL(a)}{da}\right|_{a=\hat{a}} = 0,$$

которое явно зависит от результатов испытаний x_1, x_2, … x_n .

- Поскольку функции $L(a)$ и $lnL(a)$ достигают максимума при одних и тех же значениях $\hat{a} = u(x_1, x_2, \dots, x_n)$, то часто для упрощения расчетов используют логарифмическую функцию правдоподобия и ищут корень соответствующего уравнения

$$\left.\frac{dlnL(a)}{da}\right|_{a=\hat{a}} = 0,$$

которое называется уравнением правдоподобия.

- Если необходимо оценить несколько параметров $a_1, a_2, \ldots, a_k$ распределения $f(x; a_1, a_2, \ldots, a_k)$, то функция правдоподобия будет зависеть от этих параметров. Для нахождения оценок $\hat{a}_1, \hat{a}_2, \ldots, \hat{a}_k$ параметров распределения необходимо решить систему *k* уравнений правдоподобия

$$\frac{d}{da} lnL(a_1, a_2, \ldots, a_k)\Big|_{a_i = \hat{a}_i} = 0, i = 1,2, \ldots, k.$$

Метод максимального правдоподобия дает состоятельные и асимптотически эффективные оценки. Однако получаемые методом максимального правдоподобия оценки бывают смещенными, и, кроме того, для нахождения оценок часто приходится решать достаточно сложные системы уравнений.