

Матем. выражение Н. д. п. в этом случае имеет вид

$$\Delta S_0 = 0, \quad (2)$$

где  $\Delta$  — символ полной вариации (в отличие от принципа Гамильтона — Остроградского, здесь варьируются не только координаты и скорости, но и время перемещения системы из одной конфигурации в другую).

Н. д. п. в форме (2) справедлив только для консервативных и притом *голономных систем*. Н. д. п. в форме (1) является более общим и, в частности, может быть распространён на неконсервативные системы. Н. д. п. пользуются для составления ур-ний движения механич. систем и для исследования общих свойств этих движений. При соответствующем обобщении понятий Н. д. п. находит приложения в механике непрерывной среды, в электродинамике, квантовой механике и др.

Лит. см. при статьях *Вариационные принципы механики, Действие и Динамика*.  
С. М. Тарг.

**НАИМЕНЬШЕГО ПРИНУЖДЕНИЯ ПРИНЦИП** — см. Гаусса принцип.

**НАИМЕНЬШЕЙ КРИВИЗНЫ ПРИНЦИП** — см. Герца принцип.

**НАИМЕНЬШИХ КВАДРАТОВ МЕТОД** — метод оценивания неизвестных параметров теоретич. моделей по косвенным измерениям при параметрич. анализе данных (см. *Анализ данных*). Н. к. м. был предложен К. Гауссом (С. Gauß, 1809) для задач геодезии и астрономии в след. формулировке. Пусть существует модель явления, в к-рой  $x$  — вектор аргументов,  $a$  — вектор неизвестных параметров. Для определения параметров  $a$  проводятся косвенные измерения, т. е. измеряются не сами параметры  $a$ , а ф-ции этих параметров  $f(x|a)$ , вычисляемые согласно модели. Благодаря ошибкам измерения  $\epsilon_n$  результаты измерения  $Y_n$  равны

$$Y_n = f(x_n|a) + \epsilon_n.$$

Относительно  $\epsilon_n$  предполагается, что они являются чисто случайными величинами, т. е. при многократном проведении измерений их ср. значения равны нулю,  $M(\epsilon_n) = 0$ ,  $M(Y_n) = f(x_n|a)$ , а также что они некоррелированы и их дисперсии равны  $\sigma_n^2$ ,  $M(\epsilon_n \epsilon_m) = \sigma_n^2 \delta_{nm}$ . Согласно Гауссу, в качестве оценки  $a$  (оценки Н. к. м.) следует взять величину  $\hat{a}$ , минимизирующую выражение

$$\Phi = \sum_{n=1}^N \left( \frac{Y_n - f(x_n|a)}{\sigma_n} \right)^2.$$

При этом подразумевается, что число измерений  $N \geq I$ , где  $I$  — число неизвестных параметров  $a_i$ .

Обобщением метода на случай коррелиров. ошибок измерения,  $M(\epsilon_n \epsilon_m) = \Sigma_{nm}$ , является поиск величины  $\hat{a}$  из условия минимума квадратичной формы

$$\Phi = \sum_{n,m} (Y_n - f(x_n|a)) \Sigma_{nm}^{-1} (Y_m - f(x_m|a)). \quad (1)$$

Н. к. м. используют при обработке результатов наблюдений, в разл. задачах *регрессионного анализа* и т. д. Напр., в физике элементарных частиц его применяют для оценки импульса частицы по измерениям координат точек её траектории в магн. поле и оценки параметров плотности распределения  $p(x|a)$  случайной величины  $x$  по числу событий  $Y_n$  в ячейках *гистограммы*.

**Оптимальность оценки Н. к. м.** Использование метода обусловлено оптим. свойствами его оценки для моделей с линейной зависимостью  $M(Y_n) = f(x_n|a)$  от параметров  $a$ . Рассмотрим их. Итак, пусть

$$Y_n = \sum_{i=1}^I A_{ni} a_i + \epsilon_n. \quad (2)$$

$$\Phi = (Y - Aa)^T \Sigma^{-1} (Y - Aa),$$

где  $T$  — символ транспонирования. В предположении, что ранг матрицы  $A$  больше или равен  $I$ , оценка Н. к. м. равна

$$\hat{a} = (A^T \Sigma^{-1} A)^{-1} A^T \Sigma^{-1} Y. \quad (3)$$

Из (3) следует, что  $\hat{a}$  является линейной оценкой, т. е. линейной ф-цией измерений  $Y_n$ . Если усреднить (3) по ошибкам измерения, то оказывается, что

$$M(\hat{a}) = a,$$

т. е. оценка является несмещённой.

Благодаря ошибкам измерения  $\hat{a}$  имеет шумовую составляющую, к-рая характеризуется матрицей ошибок (*ковариационной матрицей*):

$$K = M\{[\hat{a} - M(\hat{a})][\hat{a} - M(\hat{a})]^T\} = (A^T \Sigma^{-1} A)^{-1}.$$

Диагональные элементы  $K_{ii}$  являются дисперсиями ошибок, содержащихся в  $\hat{a}_i$ .

В исследовании оптимальности Н. к. м. внес вклад А. А. Марков, к-рый в 1900 доказал след. утверждение (теорема Гаусса — Маркова): среди всех линейных несмещённых оценок минимальными дисперсиями  $K_{ii}$  обладает оценка (3), т. е. оценка Н. к. м.

В том случае, когда  $\Sigma = \sigma^2 \tilde{\Sigma}$ , где  $\sigma^2$  — неизвестный параметр,  $\tilde{\Sigma}$  — известная матрица, несмещённой оценкой  $\sigma^2$  является величина

$$\hat{\sigma}^2 = \Phi(a = \hat{a}) / (N - I).$$

Величину  $N - I$  наз. числом степеней свободы.

Подчеркнём, что перечисленные оптим. свойства оценки Н. к. м. не зависят от вида распределения вектора  $\epsilon$ , а лишь от предположения справедливости линейной связи (2).

Иногда оказывается, что между искомыми параметрами  $a_i$  существует связь, отражающая физ. закономерность:

$$g_l(a) = b_l, \quad l = 1, \dots, L. \quad (4)$$

Напр., импульсы всех частиц в точке взаимодействия удовлетворяют закону сохранения 4-импульса. Учёт такой априорной информации приводит к уменьшению ошибок оценок параметров.

Если связи (4) линейны, т. е.

$$\sum_{i=1}^I G_{li} a_i = b_l, \quad l = 1, \dots, L, \quad (5)$$

то оценка  $\hat{a}$  Н. к. м., удовлетворяющая (5), имеет вид

$$\hat{a}_G = [(A^T \Sigma^{-1} A)^{-1} - D] A^T \Sigma^{-1} Y + C^T b, \quad (6)$$

где

$$D = (A^T \Sigma^{-1} A)^{-1} G^T [G(A^T \Sigma^{-1} A)^{-1} G^T]^{-1} G(A^T \Sigma^{-1} A)^{-1},$$

$$C = [G(A^T \Sigma^{-1} A)^{-1} G^T]^{-1} G(A^T \Sigma^{-1} A)^{-1}.$$

Можно убедиться, что оценка (6) является несмещённой, а для её матрицы ошибок  $K_G$  выполняется

$$K_G = K - D < K, \quad K_{G_{ii}} < K_{ii},$$

т. к.  $D$  — положительно определённая матрица.

В случае нелинейных связей (4) задача построения оценки Н. к. м., удовлетворяющей (4), существенно усложняется и решается численными методами.

**Разновидности Н. к. м.** Важным частным случаем Н. к. м. является  $\chi^2$ -метод, к-рый используется при работе с данными, сгруппированными в гистограмму. В этом случае  $Y_n$  есть числа событий в ячейках гистограммы. При больших значениях  $Y_n$  их можно рассматривать как независимые случайные величины,