2.1.2. Байесовский обнаружитель.

Определим матрицу потерь, задающую плату за решение γ_j , в то время, как

имеет место гипотеза
$$H_k$$
, $j=\overline{0,1}$, $k=\overline{0,1}$: $\Pi=\begin{pmatrix}\Pi_{00}&\Pi_{01}\\\Pi_{10}&\Pi_{11}\end{pmatrix}$, причём $\Pi_{01}>\Pi_{00}$,

 $\Pi_{10} > \Pi_{11}$. Номера строк в платёжной матрице соответствуют номерам гипотез, а номера столбцов — номерам принимаемых решений.

С помощью матрицы потерь определим понятие среднего риска R:

$$R = \sum_{k=0}^{1} \sum_{j=0}^{1} \Pi_{kj} P(\gamma_j, H_k)$$
 (2.3)

В качестве критерия оптимальности возьмём критерий минимума среднего риска:

$$R = R_{min} (2.4)$$

Перепишем (2.3) в развернутом виде с учетом приведенных в лекции №1 формул для $P(\gamma_j H_k)$:

$$R = \Pi_{00}q(1-\alpha) + \Pi_{11}p(1-\beta) + \Pi_{01}q\alpha + \Pi_{10}p\beta$$

Учитывая, что $\alpha = 1 - (1 - \alpha)$, получим

$$R = \Pi_{00}q(1-\alpha) + \Pi_{11}p - \Pi_{11}p\beta + \Pi_{01}q - \Pi_{01}q(1-\alpha) + \Pi_{10}p\beta$$

= $q(1-\alpha)(\Pi_{00} - \Pi_{01}) - p\beta(\Pi_{11} - \Pi_{10}) + \Pi_{01}q + \Pi_{11}p$

Вместо β подставим (2.2), а (1- α)= $\int ... \int \omega(\vec{y}_n|H_0) d\vec{y}_n$ Тогда получим G_0

$$R = \Pi_{11}p + \Pi_{01}q + \int \cdots \int [q(\Pi_{00} - \Pi_{01})w(\vec{\mathbf{y}}_{\mathbf{n}} / H_0) - p(\Pi_{11} - \Pi_{10})w(\vec{\mathbf{y}}_{\mathbf{n}} / H_1)]d\vec{\mathbf{y}}_{\mathbf{n}}.$$

$$G_0$$

$$\frac{dR}{d\vec{\mathbf{y}}_n}\!=\!0 \implies q(\Pi_{00}\!-\!\Pi_{01})w(\vec{\mathbf{y}}_\mathbf{n}\,/\,H_0)\!-\!(\Pi_{11}\!-\!\Pi_{10})w(\vec{\mathbf{y}}_\mathbf{n}\,/\,H_1)\!=\!0\,.$$
 Откуда получим

$$\frac{w(\vec{y}_n|H_1)}{w(\vec{y}_n|H_0)} = \frac{q(\Pi_{00} - \Pi_{01})}{p(\Pi_{11} - \Pi_{10})} = C$$
 (2.5)

Левая часть формулы (2.5) — <u>отношение правдоподобия</u>, правая часть (2.5) — порог C.

$$\Lambda(\vec{y}_n) = \frac{\omega(\vec{y}_n | H_1)}{\omega(\vec{y}_n | H_0)}, C = \frac{q(\Pi_{00} - \Pi_{01})}{p(\Pi_{11} - \Pi_{10})}.$$
 (2.6)