等色関数個人間変動の生理的要因

専門会員 納谷 嘉信* 伊藤 通* 松本 佳男*

正会員 高浜幸太郎** 正会員 側垣 博明**

Physiological Causes on Individual Variations of Color-Matching Functions

Yoshinobu Nayatani (Fellow Member) Tohru Ito, Yoshio Matsumoto
Koutarou Takahama (Member) Hiroaki Sobagaki (Member)

ABSTRACT

The present study confirms that the individual variations of the Stiles' 20 color-matching functions are physiologically well predicted by those of eye-lens and macular optical densities. The principal-component analysis of the blue color-matching functions shows the significance of the two independent spectral components, which are expected to correspond to lens and macular optical densities. The lens and macular densities for each of the Stiles' 20 observers are estimated by using their published data physiologically measured. The estimated densities well predict each of the Stiles' 20 color-matching functions. The singular-value decomposition of the estimated 20 color-matching functions gives a good estimate to the standard-deviate observer derived from the original Stiles 20 color-matching functions by using the same procedure.

1. 序 論

観測者メタメリズム指数は、標準の光および標準観測者に関して条件等色をなすサンプル対を、実正常観測者群が観測したときに生ずる等色のくずれの程度を評価する指数である。これは正常観測者群の条件等色に関する等色判断の変動を定める基本的な指数であり、また照明光の変化によって生ずる条件等色のくずれ、すなわち光メタメリズム指数の評価の指標にもなる¹⁾。

観測者メタメリズムの評価基準の制定に向けて、CIE TC-1.07 観測者メタメリズム小委員会は、1967 年以来、研究を進めており、現在その勧告案が完成されようとしている。観測者メタメリズム評価は Stiles²⁾ らの20人の10°視野に対する等色関数に基づいて研究が進められて来た。Wyszecki³⁾ は、これらの20人を用いる平均観測者メタメリズム指数を提案した。その後、観測者を20人よりも少人数で代表して、Wyszecki の平均指数と良相関を与えようとする研究が Allen⁴⁾、Strocka⁵⁾、納谷・高浜・側垣⁶⁾ および大田⁷⁾ らにより行なわれた。筆者らの方式⁶⁾ は標準観測者および標準偏差観測者の二つの等色関数を用い、標準の光および標準観測者に関して条件等色をなすサンプル対において、標準観

測者から標準偏差観測者に変更した場合の条件等色のくずれを色差で計算し、それを観測者メタメリズム指数と定めている。

この方式は、Stiles らの20人の全等色関数を用いる Wyszecki の平均観測者メタメリズム指数と良好な相関を与えるだけでなく⁶⁾、多数の実観測者および Davidson-Hemmendinger の Color Rule を用いる条件等色の個人間変動の実測結果⁸⁾⁹⁾ともよく対応することが判明している¹⁰⁾。

残された課題は、Stiles らの20人の等色関数の変動に対する生理的基礎を検討することである。すなわち、それらの等色関数の個人差が、眼球表面から視細胞に至る光学系の平均特性と、その個人間変動によってどの程度説明し得るかということである。

2. 等色関数 $\bar{b}_p(\lambda)$ に関する分析

まず、各観測者の短波長側等色関数 $\bar{b}_p(\lambda)$ を解析する。解析には主成分分析を用いた。ここで添字 p は観測者番号を表わし、 $p=1, 2, \dots, 20$ である。解析に先だって、各観測者ごとに次の基準化を行なう。

$$\bar{b}_{np}(\lambda_i) = \bar{b}_p(\lambda_i) / \bar{b}(\lambda_i) \dots \dots \dots (1)$$

ただし、 $p=1, 2, \dots, 20$; $\lambda_1=390 \text{ nm}$, $\lambda_2=400 \text{ nm}$, $\dots$, $\lambda_{17}=550 \text{ nm}$ であり、解析する波長範囲は 390 nm から 550 nm の間に限定した。そのとき、 $[\bar{b}_{np}(\lambda_i)]$ は 20×17 の行列を構成する。なお、

$$\bar{b}(\lambda_i) = \frac{1}{20} \sum_{p=1}^{20} \bar{b}_p(\lambda_i) \dots \dots \dots (2)$$

は平均観測者の短波長側等色関数である。波長範囲を 390~550

* 大阪電気通信大学工学部経営工学科

** 電子技術総合研究所大阪支所

本論文の一部は、昭和61年度照明学会全国大会にて発表した。

nm に限定して解析したのは次の理由による。すなわち、波長 $\lambda > 550$ nm においては、 $\bar{b}(\lambda)$ の値はきわめて低くほぼゼロに近い。この領域では $\bar{b}_{np}(\lambda)$ の値の変動は大きく、ほとんど観測誤差に支配される。このため、(1)式の主成分分析を、波長 $\lambda = 390 \sim 720$ nm で実施することは、誤差の影響のため寄与率の低下を来すという理由による。また、生理的要因とされる水晶体および黄斑色素の光学密度の値が、波長 $\lambda > 550$ nm でほとんど変化しないという情報¹¹⁾に基づく。

観測者 p に関するベクトル $[\bar{b}_{np}(\lambda_1), \bar{b}_{np}(\lambda_2), \dots, \bar{b}_{np}(\lambda_{17})]$ は、観測者 p と平均観測者の等色関数の比であり、両観測者の眼球表面から錐状体までの相対分光透過率比を示す。なお $\bar{b}_{np}(\lambda_i)$ はその構成上すべての観測者について、波長 $\lambda = 444.4$ nm で 1 となるよう基準化されている。すなわち次式が成立する。

$$\bar{b}_{np}(444.4) = 1 \quad \dots\dots\dots (3)$$

ここで、波長 444.4 nm は Stiles and Burch²⁾ により使用された青原刺激の波長の値である。

$\bar{b}_{np}(\lambda_i)$ のデータを用いて、波長間の分散・共分散行列 $[V_{ij}]$ に基づいて主成分分析を行なった。ただし、行列要素 V_{ij} は次式で与えられる。

$$V_{ij} = \frac{1}{19} \sum_{p=1}^{20} \{\bar{b}_{np}(\lambda_i) - 1\} \{\bar{b}_{np}(\lambda_j) - 1\} \quad \dots\dots\dots (4)$$

$$(i, j = 1, 2, \dots, 17)$$

主成分分析の結果、第 1 主成分の寄与率は 74.3%，第 2 主成分の寄与率は 20.7%，両者の累積寄与率は 95.0% となった。第 3 主

成分以下の寄与率は小さく無視できる。すなわち、 $\bar{b}_{np}(\lambda)$ の観測者間変動は二つの独立な生理的要因からなることを示唆する。

図 1 および 図 2 に第 1 固有ベクトルおよび第 2 固有ベクトルを示す。これらと公刊されている水晶体および黄斑色素の光学密度の分光物性¹¹⁾との比較は、第 1 固有ベクトルが水晶体の分光透過率に、第 2 固有ベクトルが黄斑色素の分光密度に関係することを示唆する。

図 3 観測者の年齢と(a)第 1 主成分得点 s_{1p} 、および(b)第 2 主成分得点 s_{2p} の関係

図 3 (a), (b) に第 1 および第 2 主成分得点と年齢の関係を示す。水晶体の特性を代表すると思われる、第 1 成分の待点が年齢と明確な相関を示し、一方、第 2 主成分は無相関である。第 1 主成分の寄与率の高いことより、等色関数は年齢によって系統的変化を示すことが伺われる。

3. 生理情報による $\bar{b}_{np}(\lambda)$ の推定

前節の結果、 $\bar{b}_{np}(\lambda)$ の個人間変動は 2 種の独立な成分からなることが推測された。そこで、水晶体および黄斑色素の公刊値¹¹⁾を用いて、次式で $\bar{b}_{np}(\lambda)$ を推定した。

$$\bar{b}_{np}(\lambda) = 10^{**[k_{1p}\{D_1(\lambda) - D_1(444.4)\} + k_{2p}\{D_2(\lambda) - D_2(444.4)\} + \varepsilon_p(\lambda)]} \quad \dots\dots\dots (5)$$

ここで、**は指数演算子であり、**以降は 10 の冪指数を示す。 $D_1(\lambda)$ は水晶体の分光密度、 $D_2(\lambda)$ は黄斑色素の分光密度を示す。 $D_1(444.4)$ 、 $D_2(444.4)$ は $\bar{b}_{np}(\lambda)$ の基準化波長 444.4 nm における分光密度の値である。 k_{1p} および k_{2p} は水晶体および黄斑色素の分光密度の個人差を示す係数である。 $\varepsilon_p(\lambda)$ は残差に対応する。(5)式は平均観測者 ($\bar{b}_{np}(\lambda) = 1$) に対応して $k_{1p} = k_{2p} = 0$ 、また $\lambda = 444.4$ nm において、 $\bar{b}_{np}(\lambda = 444.4) = 1$ がすべての観測者について成立することが期待される。

k_{1p} および k_{2p} の推定値 $\hat{k}_{1p}$ および $\hat{k}_{2p}$ を、(5)式の両辺の対数を取り各観測者ごとに最小自乗法により求めた。ただし、計算は波長範囲 390~550 nm にわたって行なった。ここで、 $D_1(444.4) = 0.247$ 、 $D_2(444.4) = 0.428$ はそれぞれ補間により定めた。第 2 節で求めた s_{1p} 、 s_{2p} と $\hat{k}_{1p}$ 、 $\hat{k}_{2p}$ の対応する散布図を図 4 に示す。それぞれ相関の存在を示す。すなわち $\bar{b}_{np}(\lambda)$ は、2 種の生理的要因の寄与により精度よく推定し得ることが判明した。

MCB (27歳)、EA (28歳)、WSS (54歳) の 3 人の観測者について、それぞれの $\bar{b}_{np}(\lambda)$ を $\hat{k}_{1p}$ 、 $\hat{k}_{2p}$ 、 $D_1(\lambda)$ 、 $D_2(\lambda)$ 等の値を用いて推定した。図 5 にそれぞれ実測値(実線)と推定値(点線)により比較して示す。両者は良好な一致を示している。すべての観測者についても両者の比較は、おおむね良好な一致を示した。

図 1 および図 2 の固有ベクトルが、主成分分析という固有ベク

図 1 第 1 固有ベクトルの分光特性

図 2 第 2 固有ベクトルの分光特性

図4 (a)第1主成分得点 s_{1p} と水晶体および黄斑色素の個人差に対する係数 k_{1p} の散布図.
(b)第2主成分得点 s_{2p} と水晶体および黄斑色素の個人差に対する係数 k_{2p} の散布図.

図5 3名の観測者に対する $\bar{b}_{np}(\lambda)$ 関数の比較
図中、実線は実測関数、点線は水晶体および黄斑色素の分光密度より予測した関数を示す。

トル間の直交性に基礎をおく数学的解析にもかかわらず、それぞれ水晶体および黄斑色素の分光密度と類似な形状を示したのは、次の理由によると思われる。すなわち水晶体および黄斑色素の分光密度 $D_1(\lambda)$ と $D_2(\lambda)$ を波長範囲 400~570 nm と定めた場合の両関数の相関係数は0.03と小さく、ほぼ直交していること、および両者の寄与の大きな差によるものと考えられる。なお第3節以降は、すべて第2節の主成分分析で導かれた量と無関係な量である $D_1(\lambda)$ および $D_2(\lambda)$ を用いて解析を行なっている。このため主成分分析の結果は直接には本報の結論に影響しない。

4. 生理情報による $\bar{g}_{np}(\lambda)$ および $\bar{r}_{np}(\lambda)$ の推定

すでに $\bar{b}_{np}(\lambda)$, $D_1(\lambda)$, $D_2(\lambda)$ に基づいて k_{1p} , k_{2p} を推定し

た。推定値 $\hat{k}_{1p}$, $\hat{k}_{2p}$ はそれぞれ水晶体および黄斑色素の分光密度の観測者間変動を示す係数である。

ところで、 $D_1(\lambda)$, $D_2(\lambda)$, $\hat{k}_{1p}$, $\hat{k}_{2p}$ が観測者について固有の特性であるなら、これらの値は、 $\bar{g}_{np}(\lambda) = \bar{g}_p(\lambda) / \bar{g}(\lambda)$ および $\bar{r}_{np}(\lambda) = \bar{r}_p(\lambda) / \bar{r}(\lambda)$ の推定にも当然用いることができる。すなわち、各観測者ごとの水晶体および黄斑色素の分光密度の変動は、すべての錐状体に共通の影響を持つはずであり、各等色関数への影響も共通である。

なお、 $\bar{g}_{np}(\lambda)$ および $\bar{r}_{np}(\lambda)$ のそれぞれの基準化波長 $\lambda_g = 526.3$ nm および $\lambda_r = 645.2$ nm を考慮して、 $\bar{g}_{np}(\lambda)$ および $\bar{r}_{np}(\lambda)$ の推定を次式で行なった。これらの波長は Stiles and Burch²⁾ により使用された緑および赤原刺激の値である。

$$\begin{aligned} \langle \bar{g}_{np}(\lambda) \rangle = & 10 \cdot [\hat{k}_{1p} \{D_1(\lambda) - D_1(\lambda_g)\} \\ & + \hat{k}_{2p} \{D_2(\lambda) - D_2(\lambda_g)\}] \dots\dots\dots (6) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \langle \bar{r}_{np}(\lambda) \rangle = & 10 \cdot [\hat{k}_{1p} \{D_1(\lambda) - D_1(\lambda_r)\} \\ & + \hat{k}_{2p} \{D_2(\lambda) - D_2(\lambda_r)\}] \dots\dots\dots (7) \end{aligned}$$

ここで、記号 $\langle \rangle$ は推定値の意味である。計算に用いる $\hat{k}_{1p}$, $\hat{k}_{2p}$ は第3節で推定した値を使用した。 $D_1(\lambda)$, $D_2(\lambda)$ も同様に公開値¹¹⁾を用いた。ただし、 $D_1(\lambda_g) = 0.0936$, $D_1(\lambda_r) = 0.0029$, $D_2(\lambda_g) = 0.0180$, $D_2(\lambda_r) = 0$ 等の値は補間して定めた。

図6 3名の観測者に対する $\bar{g}_{np}(\lambda)$ 関数の比較
図中、実線は実測関数、点線は水晶体および黄斑色素の分光密度より予測した関数を示す。

図5の3人の観測者について、図6に $\bar{g}_{np}(\lambda)$ の実測値(実線)と推定値点線の比較を、そして図7に $\bar{r}_{np}(\lambda)$ の実測値(実線)と推定値(点線)の比較を示す。図5から図7に見られるように3人の観測者について、実測値と推定値はほぼ良好な一致を示している。さらに全観測者についても実測値と推定値の間に良好な対応が認められた。

以上のことから次の事柄が結論される。

- (1) $\bar{r}_{np}(\lambda)$, $\bar{g}_{np}(\lambda)$, $\bar{b}_{np}(\lambda)$ の個人間変動は、水晶体および黄斑色素の分光密度の個人差に基づく眼球表面から視細胞に至る光学系の分光透過率変動で、十分精度よく説明することができる。
- (2) (1)項および第2節の主成分分析結果より、錐状体自身の分

図7 3名の観測者に対する $\bar{r}_{np}(\lambda)$ 関数の比較
 図中、実線は実測関数、点線は水晶体および黄斑色素の分光密度より予測した関数を示す。

光感度特性の個人差はきわめて小さいことが推測される。

なお原因不明であるが、Stiles らの20人の等色関数表³⁾において、 $\bar{g}_{np}(\lambda)$ 関数が $\lambda=620$ nm で特異な変動を含むことが図6より伺われる。この状況は他の観測者についても同様であった。

5. 光学密度を用いる等色関数の推定とその特異値分解

水晶体および黄斑色素の分光密度の観測者間変動でもって、Stiles らの20人の等色関数の個人差が十分精度よく説明し得ることを示した。その結果、Stiles らの20人の等色関数の、平均等色関数からの偏差 $\Delta \bar{r}_p(\lambda)$, $\Delta \bar{g}_p(\lambda)$, $\Delta \bar{b}_p(\lambda)$ の推定値は次式で推定することができる。

$$\langle \Delta \bar{r}_p(\lambda) \rangle = \bar{r}(\lambda) [10^{**} [\hat{k}_{1p} \{D_1(\lambda) - D_1(\lambda_g)\} + \hat{k}_{2p} \{D_2(\lambda) - D_2(\lambda_g)\}] - 1] \quad \dots\dots\dots(8)$$

$$\langle \Delta \bar{g}_p(\lambda) \rangle = \bar{g}(\lambda) [10^{**} [\hat{k}_{1p} \{D_1(\lambda) - D_1(\lambda_g)\} + \hat{k}_{2p} \{D_2(\lambda) - D_2(\lambda_g)\}] - 1] \quad \dots\dots\dots(9)$$

$$\langle \Delta \bar{b}_p(\lambda) \rangle = \bar{b}(\lambda) [10^{**} [\hat{k}_{1p} \{D_1(\lambda) - D_1(\lambda_b)\} + \hat{k}_{2p} \{D_2(\lambda) - D_2(\lambda_b)\}] - 1] \quad \dots\dots\dots(10)$$

ただし、 $p=1, 2, \dots, 20$; $\lambda=390, 400, \dots, 720$ nm である。

さらに、 $\langle \bar{r}_p(\lambda) \rangle$, $\langle \Delta \bar{g}_p(\lambda) \rangle$, $\langle \bar{b}_p(\lambda) \rangle$ を CIE 1964 表色系における RGB 系から XYZ 系への変換式¹²⁾を用いて、これらを各観測者の偏差等色関数の推定値 $\langle \Delta \bar{x}_p(\lambda) \rangle$, $\langle \Delta \bar{y}_p(\lambda) \rangle$, $\langle \Delta \bar{z}_p(\lambda) \rangle$ に変換した(足字10は省略)。この結果、次のマトリックスが構成される。

$$[m_p \lambda] = \begin{bmatrix} m_{1,1}, \dots, m_{1,102} \\ \vdots \\ m_{20,1}, \dots, m_{20,102} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \langle \Delta \bar{x}_1(390) \rangle, \dots, \langle \bar{x}_1(720) \rangle, \langle \Delta \bar{y}_1(390) \rangle, \dots, \langle \bar{y}_1(720) \rangle, \langle \Delta \bar{z}_1(390) \rangle, \dots, \langle \bar{z}_1(720) \rangle \\ \vdots \\ \langle \Delta \bar{x}_{20}(390) \rangle, \dots, \langle \bar{x}_{20}(720) \rangle, \langle \Delta \bar{y}_{20}(390) \rangle, \dots, \langle \bar{y}_{20}(720) \rangle, \langle \Delta \bar{z}_{20}(390) \rangle, \dots, \langle \bar{z}_{20}(720) \rangle \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots(11)$$

文献(6)と同様な特異値分解法¹³⁾を、(11)式の行列に適用して推定偏

差等色関数からの偏差関数群 $\langle \alpha^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle \beta^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle \gamma^{(1)}(\lambda) \rangle$, および係数 $\langle C^{(1)}_p \rangle$ を求めることができる。そして、これらの結果に基づき実測および推定等色関数より求めた2種の偏差観測者関数間の比較を行なうことが可能となる。これにより、観測者個々の等色関数の実測値と推定値の比較よりも総合的な比較を行なうことができる。

さて(11)式の特異値分解の結果は、第1成分の寄与率は83.6%、第2成分の寄与率は15.6%となり、第2成分までの累積寄与率は99.2%にも及んだ。第3成分以下の寄与は全く小さい。一方、実測等色関数を用いたときの特異値分解では、第1成分の寄与率は56.4%、第2成分の寄与率は17.2%、第3成分は10.4%であった⁶⁾。推定関数に対する特異値分解で主要成分の寄与率が高いことは、それが水晶体および黄斑色素の分光密度の2成分だけを考慮し、観測誤差を含まないことの反映であると考えられる。

図8 $\alpha^{(1)}(\lambda)$, $\beta^{(1)}(\lambda)$, $\gamma^{(1)}(\lambda)$ と $\langle \alpha^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle \beta^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle \gamma^{(1)}(\lambda) \rangle$ の比較
 (注) 点線は $\alpha^{(1)}(\lambda)$ 等を、実線は $\langle \alpha^{(1)}(\lambda) \rangle$ 等を示す。

文献(6)では、実測等色関数からの偏差関数 $\alpha^{(1)}(\lambda)$, $\beta^{(1)}(\lambda)$, $\gamma^{(1)}(\lambda)$, および係数 $C^{(1)}_p$ が与えられている。これらと(11)式より求めた第1成分の推定値 $\langle \alpha^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle \beta^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle \gamma^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle C^{(1)}_p \rangle$ とを比較する。図8に偏差関数の比較を示す。図の実線は $\alpha^{(1)}(\lambda)$, $\beta^{(1)}(\lambda)$, $\gamma^{(1)}(\lambda)$ を、点線は本報で求めた $\langle \alpha^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle \beta^{(1)}(\lambda) \rangle$, $\langle \gamma^{(1)}(\lambda) \rangle$ を示す。きわめて良好な一致が認められた。また第1成分の等色関数の各観測者ごとの偏差関数への影響の個人差を示す係数 $C^{(1)}_p$ および $\langle C^{(1)}_p \rangle$ の散布図を図9に示す。両者の間に良好な相関が認められた。

図9 $C^{(1)}_p$ と $\langle C^{(1)}_p \rangle$ の比較

第2成分については、寄与率が低いことを反映して一致の程度はやや劣るが、 $\alpha^{(2)}(\lambda)$, $\beta^{(2)}(\lambda)$, $\gamma^{(2)}(\lambda)$ と $\langle\alpha^{(2)}(\lambda)\rangle$, $\langle\beta^{(2)}(\lambda)\rangle$, $\langle\gamma^{(2)}(\lambda)\rangle$ 形状の相似性が把握された。

6. 結 論

Stiles らの20人の等色関数が、水晶体および黄斑色素の分光密度の観測者間変動により、十分精度よく推定可能であることが判明した。この結果 Stiles らの20人の等色関数の観測者間変動の生理的基礎がほぼ確立されたと考えてよい。また Stiles らの20人の等色関数の元となった53人の等色関数を、TC-1.07の委員長大田登博士より入手している。53人の等色関数を用いる観測者メタメリズム指数は、20人の観測者メタメリズム指数と良好な相関を示す。しかし53人の観測者の年齢分布が若年層に偏ること、観測誤差の大きいと思われる観測者も混入していることなどのため、53人の等色関数の特異値分解による第1, 第2成分などの寄与率はやや低い。

これらの比較の詳細は別途報告の予定である。さらに53人の等色関数が未公開資料であることなどを考慮すれば、Stiles らの20人の等色関数を観測者メタメリズム指数を定義するための母観測者群と考えることが適当であろう。

以上の結果、筆者らの既報の研究⁹⁾¹⁰⁾ および本研究を組み合わせることにより、観測者メタメリズム指数の評価方法に関する国際勧告の基礎がほぼ確立されたといえよう。

文 献

- (1) Berger, A. and Strocka, D.: Quantitative assessment of artificial light sources for the best fit to standard illuminant D65, Appl. Opt., **12**, (1973) 338~348.
- (2) Stiles, W. S. and Burch, J. M.: NPL colour-matching investigation; Final Report Optica Acta, **6** (1959) 1~

26

- (3) Wyszecki, G.: The degree of color metamerism and its specification, Textile Chemist & Colorist, **1** (1969) 12
- (4) Allen, E.: An index of matamerism for observer differences, Proc. 1st AIC Cong. COLOR 69, Muster-schmidt, Göttingen, (1970) 771~784
- (5) Strocka, D.: Possibilities for specifying an index of observer metamerism, Proc. 3rd AIC Cong., COLOR 77, Adam Hilger, Bristol, (1978) 432~436
- (6) Nayatani, Y., Takahama, K. and Sobagaki, H.: A proposal of new standard deviate observer, Color Res. Appl., **8** (1983) 47~56
- (7) Ohta, N.: Formulation of a standard deviate observer by a nonlinear optimization technique, Color Res. Appl., **10**, (1985) 156~164
- (8) Kaiser, P. K. and Hemmendinger, H.: The color rule; A device for color-vision testing, Color Res. Appl.
- (9) Billmyer, F. W., Jr. and Saltzman, M.: Observer metamerism Color Res. Appl. **5** (1980) 72
- (10) Nayatani, Y., Hashimoto, K., Takahama, K. and Sobagaki, H.: Comparison of methods for assessing observe metamerism, Color Res. Appl., **10** (1985) 149~155
- (11) Wyszecki, G. and Stiles, W. S.: Color Science, 2nd ed. Wiley, New York, (1982) 108~112
- (12) Wyszecki, G. and Stiles, W. S.: Color Science, 2nd ed. Wiley, New York, (1982) 141
- (13) 森 正武, 名取 亮, 鳥居達生: 数値計算第3章, 岩波講座 情報科学18, 岩波書店(昭57)

(受付1987年1月5日)