観測者メタメリズムの等色変動の成因

専門会員 納谷 嘉信* 専門会員 橋本健次郎**
 専門会員 高浜幸太郎*** 専門会員 側垣 博明***

Causes of Color-Matching Variation on Observer Metamerism

Yoshinobu Nayatani (Fellow Member)
 (Osaka Electro-Communication University)

Kenjiro Hashimoto (Fellow Member)
 (Lighting Engineering Development Center, Matsushita Electric
 Industrial Co. Ltd.)

Kotaro Takahama (Fellow Member) and **Hiroaki Sobagaki** (Fellow Member)
 (Electrotechnical Laboratory, Osaka Branch)

ABSTRACT

The purpose of the present study consists of the following two items: (1) to clarify the cause of the significant difference found between the total variation and the estimated change due to age difference of color matches on metameric-sample pairs for color-normal observers from age 20 to 60 studied by P. K. Kaiser et al (Color Res. and Appl. 5 (1980) 65), and (2) to confirm whether the metameric-sample pairs of the Davidson and Hemmendinger (abbreviated by D·H) color rule are representative for assessing the relation between observer and illuminant metamerism index. The former is analyzed by using the D·H color-rule samples and the Stiles's 20 color-matching functions. The latter is studied by using the Wyszecki's 12 gray metameric-sample pairs.

Results are summarized as follows: (1) The significant difference between the total variation and the age effect found in the study by P. K. Kaiser et al. is supposed to be caused mainly by the matching errors of their observers in this kind of experiments. (2) The D·H color-rule samples can not be representative for determining the relation between observer and illuminant metamerism index. (3) The Stiles's 20 color-matching functions are suitable for assessing observer metamerism on color-normal observers.

1. はじめに

われわれは前報¹⁾で、正常観測者の等色関数に基づく観測者メタメリズムにおける年齢効果と、多数の実観測者および Davidson and Hemmendinger のカラールール（以下、D·H カラールールと呼ぶ）を用いた Kaiserら²⁾、および Billmeyerら³⁾の同一の効果の予測との一致の程度を確認するため、Stiles による20人の等色関数⁴⁾に基づいて検討した。その結果、両者は矛盾せずほぼ一致することを明らかにした。これに基づいて、Stiles による20人の等色関数群が、20～60歳の年齢範囲を含む正常観測者群の良好な代表であることが確認された。すなわち Stiles による20人の観測者は、一般に若年観測者の代表などといわれているが、それは誤りであることが明らかになった。しかし、なお次の問題が残されていた。

一つは、前報¹⁾表1に示したように、実観測者の等色変動の範囲が彼らの単位である Total Score****で11単位であるのに対し、条件等色変動の年齢効果（20～60歳の年齢変化に対する平均等色点の変位）は4.5単位であった。この両者の大きい差の原因の究明がさらに望まれる。この点については、Kaiser ら²⁾もその検討の重要性を指摘している。他の一つは前報¹⁾表1に示した光メタメリズム指数と、観測者メタメリズム指数との関係の評価する条件等色サンプル対の妥当性に関する問題である。前報¹⁾表1の結果は、Kaiser らおよび Billmeyer らが用いた D·H カラールール・サンプル群について求めたものである。D·H カラールール・サンプルの2系列、それぞれ21サンプルは異なる分光反射率分布を有する。しかし各系列内では相互に分布の類似性が高く、実質的には1種類の条件等色対と考えられる。一般に上述の D·H カラールール・サンプルで求めた光メタメリズム指数と、観測者メタメリズム指数の比8.0:0.87が、そのサンプル群と異なる分

* 大阪電気通信大学工学部
 ** 松下電器産業株式会社技術本部照明技術開発センター
 *** 電子技術総合研究所大阪支所

**** Total Score の算出方法については前報の脚注参照。

光特性を有する他の条件等色サンプル対に対しても、成立するかどうか明らかではない。つまり、光メタメリズム指数と観測者メタメリズム指数の関連を論ずるのに、D・H カラールール条件等色サンプルが果たして代表性があるのかという問題である。

本論文は、これらの問題を明らかにすることを目的としたものであり、20～60歳の年齢範囲を含む正常観測者群の代表としては、前報¹⁾の結果を考慮して Stiles の20人の等色関数を用いることとした。

2. 正常観測者の等色変動の範囲について

Kaiser らの実観測者の D・H カラールールを用いる等色判定実験結果は、彼らの単位である Total Score で示されている。その数値は、昼光一白熱光間の平均等色点の変位16単位、20～60歳の正常観測者の等色変動の範囲11単位、年齢の変化による平均等色点の変位 4.5 単位であった（前報¹⁾ 表 1 参照）。ここで以下の説明をわかりやすくするため、観測者メタメリズムに関連する諸量の定義を簡単に述べる。

Kaiser ら²⁾ の D・H カラールール・サンプルの多数の観測者の等色点（Total Score で表わす）を、観測者の年齢に対して置点したものの模式図を 図 1 に示す（Kaiser ら²⁾ の Fig. 4 に対応）。

図 1 多数の観測者の年齢と等色点（Total Score で表わす）の関数を示す模式図

図 1 は年齢20～60歳を横軸に、Total Score を縦軸に置点したものである。図 1 の中央の実線は年齢と Total Score の回帰直線を示す。回帰直線の上下にそれぞれ回帰直線と平行に引かれた破線の 2 直線は、回帰直線の上下に散布する Total Score の存在範囲を示す（現実には実験誤差を含むために、回帰直線からの変動は個々の年齢により異なる）。図 1 において①で示す範囲は、20～60歳の正常観測者の Total Score の変動の全範囲であり、これを以下正常観測者の等色変動の範囲と呼ぶ。②で示す変動は回帰による変動であり、年齢の変化による平均等色点の変位あるいは単に年齢効果ともいう。③で示す距離は回帰からの変動であり、年齢効果以外に後述の 3 要因からなる変動に対応する。この回帰からの変動（ほぼ Total Score で 5.3 単位）が、年齢効果（Total Score で 4.5 単位）に加わり、結果的に大きな変動の範囲（Total Score で11単位）として現われている。

本節では、この年齢による平均等色点の変位 4.5 単位に比べ、正常観測者の等色変動の範囲11単位とかなり大きくなる原因、すなわち回帰からの変動の原因について究明する。

まず回帰からの変動のかなり大きくなる原因として、主に次の三つが考えられる。

(1) 年齢とともに進行する水晶体の黄色化の程度が、同一年

齢において変動すること。すなわち、同一年齢であっても黄色化の進んでいる人と遅れている人が存在する場合、観測者の年齢と Total Score の置点は、当然のことながら回帰からの変動として現われる。

(2) 水晶体の黄色化以外の視覚の生理学的原因による等色関数の個人間変動による影響が存在すること。たとえば、黄斑部の着色の程度の個人差などが存在するとすれば、水晶体の同一黄色化状態においても等色関数の個人差を生じ、同一年齢でも等色点の差違が起こる。この結果、回帰からの変動を生ずる。

(3) D・H カラールール条件等色の個人ごとの判定誤差による影響の存在すること。D・H カラールールの各サンプルの色度是不連続的に変化している。また観測者の判定条件も視感色彩計における等色判定ほどには条件が固定されていないと思われる。また多数の観測者を用いるため、観測者によっては判定誤差の大きい人も存在するかもしれない。これらはいずれも回帰からの変動を与える。

以上の回帰からの変動に対する 3 要因による影響を論ずるため、D・H カラールールのサンプル群、および Stiles による20人の等色関数を用いて、Kaiser らの正常観測者の等色変動の範囲に対応するものを求め比較することがよいと考えた。その理由は次のようである。

(i) Stiles の20人の等色関数は、20～60歳の正常観測者群を代表すると考えられること。

(ii) Stiles の等色関数群は20～60歳の正常観測者について、上記(i)項の水晶体の黄色化、および(2)項のそれ以外の視覚生理学的要因のすべてを含んでいること。

(v) 等色関数を用いる反射物体の三刺激値の予測は、一種の重みつき平均であるため、等色関数の各波長ごとの測定誤差がかりに Kaiser らの判定誤差と同程度であっても、三刺激値の予測精度はかなり改善されること。

(v) このため、Stiles の20人の個々の等色関数ごとに D・H カラールール・サンプル群の等色点を定め、その Total Score を求め20人の等色変動の範囲を求めることは、回帰による変動に対する要因(1)、(2)を主として反映する。したがって、Kaiser らの結果との比較は要因(3)の判定誤差の程度の手がかりを与えよう。

表 1 Stiles による20人の個々の等色関数にもとて等色となる D・H カラールールサンプル対と Total Score の値 (照明光：D₆₅)

観測者 (年齢)	等色サンプル対	Total Score
JSP (50)	6.9, E-7	12.6
W (29)	5.9, D-4	10.3
GEVL (49)	7.3, F-2	13.5
EMK (27)	6.4, D-5	10.9
WSS (54)	6.7, E-7	12.4
JMB (30)	6.5, D-9	11.4
DLT (50)	6.6, E-3	11.9
MCB (27)	6.1, D-6	10.7
JAR (22)	5.4, C-9	9.3
MG (22)	5.9, D-3	10.2
PSW (31)	6.1, D-6	10.7
FJJC (22)	6.1, D-4	10.5
EA (28)	6.7, E-2	11.9
RNW (28)	6.3, D-6	10.9
MHP (44)	6.8, E-5	12.3
WDW (50)	6.8, E-5	12.3
GW (34)	6.5, D-9	11.4
DBJ (59)	7.4, G-2	14.6
EML (34)	6.7, E-4	12.1
JMB (31)	6.6, D-9	11.5

以下, 次の手順で計算を行なった.

まず, Stiles の20人の個々の等色関数ごとに標準の光 D_{65} の照明下で, ほぼ等色となる $D \cdot H$ カラールール・サンプル対をそれぞれ計算と補間により定めた. その結果を 表 1 の第2列に示している. たとえば, 観測者 JSP については6.9および E-7と示されている. 前者は, 数字サンプル系列6と7のサンプルに対し, 両方の色度点間の距離を9:1の比にわけける点を示す. 後者は, 文字系列でEとFの色度点間の距離を7:3にわけける点に条件等色の交点があることを示す.

次に, Kaiser らの実観測者による等色判定実験結果との対応をはかるために, 等色となる $D \cdot H$ カラールール・サンプル対について, Kaiser らが用いた Total Score を算出した. 上述の観測者 JSP の場合, E-7は5.7と表わされるので, Total Score は $6.9+5.7=12.6$ と与えられる.

図2 Stiles による20人の観測者の年齢と Total Score の関係

表1の第3列に, Stiles の20人の個々の等色関数下で等色となる $D \cdot H$ カラールール・サンプル対に対する Total Score の値を示す. 図2は表1の結果に基づいて Stiles の20人の個々の観測者の年齢と Total Score の関係を示したものである. 図2より観測者の年齢と Total Score との間には高い相関(相関係数 $r=0.87$)があることがわかる. 図2に示す実線は年齢と Total Score の回帰直線を示し, 破線はこれと平行に定めた Total Score のばらつきの最大と最小の範囲を近似的に示す直線である.

図2より, 観測者の年齢の変化(20~60歳)による Total Score の変化は約3.6単位である. この値は, 図2に示す回帰直線 ($y=0.0895x+8.343$) に, $x=20$ および60の値を代入し, Total Score の y の値をそれぞれ求めた値13.71, および10.13の差に等しい. この3.6単位は, Kaiser らの実験結果の示す観測者メタメリズムの年齢による平均等色点の変位(年齢効果; 4.5単位)にはほぼ近似している. また回帰直線からの Total Score の変動は, 回帰直線と平行に示した上下2本の点線の範囲の1/2であり, 約1.0単位である. Kaiser らの実験結果では, 図2と同様の図(文献²⁾の Fig 4)における Total Score の回帰直線からの変動(図1の③に対応)を求めれば, 約5.3単位となる. また, Kaiser らの正常観測者の等色変動の範囲11単位に対応して, 図2より, 60歳の年齢に相当する Total Score の最大値14.7単位と20歳の年齢に相当する Total Score の最小値9.1単位より5.6単位 ($14.7-9.1$) の Total Score の値を得る.

表2は, $D \cdot H$ カラールール・サンプルについて, Stiles の20人の個々の等色関数に基づいて求めた観測者の年齢変化による Total Score の変化(条件等色変動の年齢効果), Total Score

表2 Stiles の20人の等色関数に基づく等色変動の範囲と, Kaiser らの実観測者に基づく等色変動の範囲との比較

	等色関数に基づく結果 (Total Score)	実観測者に基づく結果 (Total Score)
条件等色変動の年齢効果	3.6	4.5
Total Score の回帰直線からの変動	1.0	5.3
正常観測者の等色変動の全範囲	5.6	11

の回帰直線からの変動, および正常観測者の等色変動の全範囲を示す. さらに同表には Kaiser らの実観測者に対する等色判定実験に基づくそれぞれの対応する結果をあわせて示してある. 表2において, 等色関数から求めた結果と Kaiser らの結果と比較すると, まず年齢効果が両者でほぼ等しいことがわかる. しかし, 前述の議論からも想像されるように, 回帰直線からの変動および正常観測者の等色変動の全範囲については, Stiles の等色関数に基づく予測は Kaiser らの結果に比べてかなり小さい.

さて, 上述の等色関数に基づく等色変動の範囲 (Total Score で5.6単位) は, 観測者の視覚系のスペクトル感度の個人変動(回帰からの変動要因(1), (2)を含む)に関するものである. 一方, Kaiser らのそれに対応する実観測者の等色変動の範囲 (Total Score で11単位) は, 等色関数を用いる場合に比べさらに判定誤差(回帰からの変動要因(3))が加わったものと推測される. このことは, Billmeyer らの実験においても同様と思われる. これらの数値は, 同一の $D \cdot H$ カラールール・サンプルを用いての結論であるので, 両者の差5.4単位 ($11-5.6$) が Kaiser らの実験の観測者の判定誤差に対応するものと推測される.

一般に, 実サンプルを用いる等色判定に比べ, 等色関数を用いる色度計算, および条件等色の判定サンプルの決定は, 既述のように精度が良いと思われる. 仮りに, 等色関数の測定精度が各波長ごとに実サンプルの等色判定精度と同一と考えた場合, 等色関数を用いる色度計算は400~700 nm で10 nm ごとに色刺激の分光特性を等色関数により重みづけ加算を行なう. これは一種の平均過程とみなせるので, 前者の精度に比べ後者の精度は高いと考えられる. さらに等色関数は測定上三次元調整により原理的に完全なカラーマッチングが可能であるのに対し, $D \cdot H$ カラールールは二次元調整であり, 完全にはカラーマッチングしない色の類似判断のため, $D \cdot H$ カラールールによる等色判断は精度が低いと考えられる. この意味で Kaiser らおよび Billmeyer らの約20~60歳にわたる正常観測者の等色変動の範囲は, Stiles による20人の等色関数を用いる場合に比べ, 判定誤差の存在のためやや大きく見積もっていることが考えられる.

すなわち, 本節の解析より明らかなように, Stiles の20人の等色関数を用いる観測者メタメリズム指数の評価は, Kaiser らあるいは Billmeyer らの結果と背離するものではない. むしろ, 後者から, 本来原理的に存在することが望ましくない判定誤差を除いたものであって, 観測者メタメリズムの効果を純粋に評価するには好適であると考えられる. さらに Kaiser らおよび Billmeyer らの方式で, 等色変動の範囲を観測者メタメリズム指数とすると, 若年齢および老年年齢者の突出した判定誤差が, 結果の変動に大きく影響を与える. このため安定な評価指数をうることは困難である.

3. 観測者メタメリズムの評価に要する条件等色サンプルの種類(次元性)

われわれは, すでに $D \cdot H$ カラールール・サンプルについて光

メタメリズム指数と平均観測者メタメリズム指数、および条件等色変動の年齢効果の定量的関係を明らかにしている（前報¹⁾ 表4参照）。それぞれ色差で8.00:0.87:2.5である。しかし、これらの関係は、D・H カラールール・サンプルという実質的に一組の条件等色サンプル対について成立することである。その他の分光特性の異なる条件等色サンプル対に対して、果たして同一の数量的関係が成立するかどうかは明らかでない。つまり、光メタメリズム指数と観測者メタメリズムに関する指数との定量的評価を行なう場合、D・H カラールール・サンプルだけで十分なのか、それとも、その他の条件等色サンプル対を付加する必要があるかは、いまだ明らかでない。したがって光メタメリズム指数と観測者メタメリズム指数の関連に関する定量的関係を把握するためには、最低何種類の条件等色サンプル対が必要であることを明らかにする必要がある。このため、Wyszecki らの12条件等色サンプル群²⁾のそれぞれと D₆₅、および CIE 1931標準観測者に関して条件等色をなす一定の平坦反射率のサンプルからなる12対の灰色条件等色サンプル対³⁾を用いて検討した。

12対の灰色条件等色サンプル対は、分光反射率が可視域で一定（反射率=0.3）の灰色と D₆₅ 光、CIE 1931 標準観測者に関して条件等色となるように、無限個の条件等色サンプル群への代表性を考慮してそれぞれ理論的に合成され求められたものであり、反射特性の起伏の大きいものから小さいものまで、様々のものを包含している。これらの灰色条件等色サンプル対を用いて、照明光の変化(D₆₅ 光から A 光に変化した場合)による光メタメリズム指数、平均観測者メタメリズム指数、および条件等色変動の年齢効果を算出した。各灰色条件等色サンプル対に対する平均観測者メタメリズム指数の算出は、前報¹⁾ の 3.2.2 節で述べた方法と同様である。すなわち D₆₅ 光、CIE 1964補助標準観測者を基準とした条件等色サンプル対に対し、観測者を納谷・高浜ら⁷⁾ の最適化偏差関数を CIE 1964 補助標準観測者に加えた等色関数に変更した場合の色差を求める方法をとった。また条件等色変動の年齢効果に関する色差の算出も、前報の 3.2.1 節で述べた方法を用い、20歳、60歳の年齢効果を反映する等色関数を用いて行なった。なお観測者として、CIE 1931標準観測者の代わりに CIE 1964補助標準観測者を用いたために生じる各サンプルの残存色差は、ゼロとなるように乗法的補正を施した。

表 3 に、12対の灰色条件等色サンプル対に対する平均観測者メタメリズム指数、条件等色変動の年齢効果の色差、光メタメリズム指数の計算結果を示す。さらに 表 4 には平均観測者メタメリズム指数と光メタメリズム指数の相対関係を示すために、条件等色変動の年齢効果の色差を 1.0 に基準化した場合の各色差の相

表 3 12対の灰色条件等色サンプルを用いた場合の、平均観測者メタメリズム指数、条件等色変動の年齢効果の色差、光メタメリズム指数の関係

条件等色 サンプル対	平均観測者メタメリ ズム指数	条件等色変動の年齢 効果の色差	光メタメリズム指数 (D ₆₅ 光—A 光間)
1	2.36	5.94	21.55
2	0.49	0.95	2.88
3	0.91	2.24	9.21
4	1.65	4.96	10.65
5	1.65	4.60	7.62
6	1.20	2.86	12.41
7	0.50	1.37	1.27
8	1.37	3.53	10.62
9	0.62	1.32	6.48
10	1.11	2.88	4.06
11	1.53	3.64	16.05
12	2.55	6.43	16.59

表 4 表3に示した各色差の相対値

条件等色 サンプル対	平均観測者メタメリ ズム指数 (相対値)	条件等色変動の年齢 効果 (相対値)	光メタメリズム指数 (相対値)
1	0.40	1.00	3.63
2	0.52	1.00	3.03
3	0.41	1.00	4.11
4	0.33	1.00	2.15
5	0.36	1.00	1.66
6	0.42	1.00	4.34
7	0.36	1.00	0.93
8	0.39	1.00	3.01
9	0.47	1.00	4.91
10	0.39	1.00	1.41
11	0.42	1.00	4.41
12	0.40	1.00	2.58
平均	0.41	1.00	3.01

対値を示す。
表 3、表 4 より、観測者メタメリズムと光メタメリズムの関係は各サンプル対に対して異なり、必ずしも一定ではないことがわかる。表 4 において平均観測者メタメリズム指数は平均値 0.41、最大 0.52、最小 0.33 であり、平均値 0.41 に対する相対% は 127~80% (127/80≒1.6 倍) の範囲である。等色変動の年齢効果に対して基準化されているので、年齢効果のサンプル対間変動をも上記の 127~80 % の変動範囲に含まれることを考慮すると、平均観測者メタメリズム指数と年齢効果の関係は、ほぼ使用する条件等色サンプル対に無関係と考えてよい。

一方、光メタメリズム指数に関しては、表 4 より平均 3.01、最大 4.91、最小 0.93 であり、平均値 3.01 に対する相対% は 163~31% (163/31≒5.3 倍) と大きく変動する。すなわち、光メタメリズム指数と観測者メタメリズムに関連する評価指数との比は、使用する条件等色サンプルの種類により、大きく変動することがわかる。

なお、12条件等色サンプル対に対する表 4 の下段に示す平均値は、平均観測者メタメリズム指数が D₆₅ 光—A 光間の光メタメリズム指数の約 1/7 であることを示している。この約 1/7 という値は、前報¹⁾ で報告した D・H カラールール・サンプルに対する結果 (平均観測者メタメリズム指数/光メタメリズム指数 = $\frac{0.87}{8.00} \div \frac{1}{9}$ 、前報表 4 参照) とは異なっている。この差は、D・H カラールール・サンプルに対する光メタメリズム指数 (8.00 単位) が、照明光を D₆₅ 光から A 光に変化させた場合の光メタメリズム指数 (6.9 単位) と、照明光を A 光から D₆₅ 光に変化させた場合の光メタメリズム指数 (9.1 単位) の 2 方向の色差の平均値であるのに対し、上述の 12 灰色条件等色サンプル対に対する光メタメリズム指数は、D₆₅ 光から A 光に変化させた場合の 1 方向の色差の値に基づいているからである。D・H カラールール・サンプルについて、照明光を D₆₅ 光から A 光に変化させた場合の光メタメリズム指数 (6.9 単位) に対する平均観測者メタメリズム指数 (0.87 単位) の比は約 1/8 で、12 灰色条件等色サンプル対に対する結果に近い。

さて目的は、光メタメリズム指数と観測者メタメリズムに関する評価指数の関係を定めるのに必要な条件等色サンプル対の種類である。これを明確にするため、表 3 の結果を 図 3 のようにプロットした。図 3 で横軸は平均観測者メタメリズム指数、縦軸は光メタメリズム指数である。●印は 12 条件等色サンプル対の各々の置点結果であり、○印は D₆₅ 光、CIE 1964 補助標準観測者のもとで等色となる一対の D・H カラールール・サンプル (No. 6, No. E) に対する同様の計算結果である。ただし、D・H カラー

図3 12対の灰色条件等色サンプルに対する平均観測者メタメリズム指数と光メタメリズム指数の関係

ルール・サンプル対 (No. 6, No. E) についての光メタメリズムの色差は、照明光にD₆₅光からA光に変化させた場合、およびA光からD₆₅光に変化させた場合の各色差値 (それぞれ6.9単位, 9.1単位, CIELAB 色差公式使用) の平均値 (8.0単位) を用いずに、前者の照明光をD₆₅光からA光に変化させた場合の色差値 (6.9単位) を用いた。

図3を視察すると、各点は3種の直線の近傍に表わされる3グループに分けられる。すなわち、3直線ごとに平均観測者メタメリズム指数1単位に対し、それぞれ光メタメリズム指数約4, 7, 10単位であることが、それぞれ3本の直線より読み取ることができる。つまり、光メタメリズム指数と平均観測者メタメリズム指数の関係は、使用する条件等色サンプル対に関する依存性があり、一意に定まらないことがわかる。すなわち光メタメリズム指数と平均観測者メタメリズム指数の大きさの相対関係は、使用するサンプル対の種類によって異なる。すなわちD・H カラールール・サンプルを用いて定めた光メタメリズム指数と、観測者メタメリズム指数のKaiserらおよびBillmeyerらの比較結果は、もし使用する条件等色サンプル対を変更すると異なる結論をうる可能性のあることが推測される。

4. 結 論

Kaiserらの実観測者の等色変動の範囲11単位が、年齢の変化による平均等色点の変位4.5単位に比べ、かなり大きくなる原因

を明らかにするために、Kaiserらの用いたD・H カラールール・サンプル群およびStilesの20人の等色関数を用いて検討した。さらに、光メタメリズム指数と観測者メタメリズム指数の定量的関係を論ずるのに、D・H カラールールの条件等色サンプルが果たして代表性があるのかどうかをWyszeckiらの12条件等色サンプル群⁵⁾を用いて検討した。その結果、次のことが明らかになった。

(1) KaiserおよびBillmeyerらが報じた正常観測者の条件等色変動の範囲が、年齢の変化に対する平均等色点の変位 (年齢効果) に比べかなり大きくなる主要な原因は、実観測者による等色判定実験の判定誤差に起因するところが多い。

(2) 光メタメリズム指数と観測者メタメリズム指数の定量的関係は、使用する条件等色サンプル対によって異なり一意に定まらない。したがって、KaiserらおよびBillmeyerらのD・H カラールール・サンプルに基づく光メタメリズム指数と、観測者メタメリズム指数の結果も、使用する条件等色サンプル対によって異なる結論を得る可能性があると考えられる。

(3) 観測者メタメリズムの評価に対しては、Stilesの20人の等色関数は十分に代表性がある。さらにこれから求めた納谷ら⁷⁾の偏差観測者は、観測者メタメリズムの評価に好適であると考えられる。TC-1.3での採択が期待される。

最後に、Stilesの20人の等色関数の年齢情報をご提供いただいた富士フィルム株式会社足柄研究所の大田登博士、ならびに観測者メタメリズムに関する計算解析について、多大な協力をいただいた大阪電気通信大学学生、津守康宏、中尾稔両君に厚く謝意を表します。

参 考 文 献

- (1) 納谷, 橋本, 高浜, 側垣: 観測者メタメリズムの年齢効果, 照学誌 67 (昭58) 520
- (2) Kaiser, P. K. and Hemmendinger, H.: Color Res. and Appl. 5 (1980) 65
- (3) Billmeyer, F. W. and Saltzman, M.: Color Res. and Appl. 5 (1980) 72
- (4) Wyszecki, G. and Stiles, W. S.: Color Science, Wiley (1967) 430
- (5) Wyszecki, G.: Acta Chromatica 1 (1962) 1
- (6) 高浜, 納谷: 照学誌 56 (昭47) 315
- (7) Nayatani, Y., Takahama, K. and Sobagaki, H.: Color Res. and Appl. 8 (1983) 47

(受付1983年4月28日)