

〈研究ノート〉

日本におけるベントン視覚記銘検査の標準値： 文献的検討

滝 浦 孝 之

(受付 2007年5月7日)

本稿の目的は以下の3つである。すなわち、

- (1) 視覚性即時記憶の簡便な検査として広く用いられているベントン視覚記銘検査について解説し、わが国での使用において問題となっている点を指摘すること
- (2) 健常者の年齢と検査成績との関連について文献的に考察し、わが国における標準値の推定を行うこと
- (3) 臨床群における本検査の成績を文献に基づき紹介することである。

1. ベントン視覚記銘検査

1-1. ベントン視覚記銘検査とは

ベントン視覚記銘検査は、神経心理学者である A. L. Benton により1945年に発表された視覚性図形記憶の検査である。検査の原題である Visual Retention Test は視覚的保持検査の意であるが、わが国で用いられている第3版の使用手引(1963年刊)では、訳者高橋剛夫により視覚記銘検査という語があてられている。これは記憶力を記銘力と表記するわが国の精神医学の伝統に従ったためと推測される。なお本検査は、複雑な図形の弁別能力の検査であるベントン視覚弁別検査(Benton Visual Form Discrimination Test, Benton, Hamsher, Varney, & Spreen, 1983 田川監訳 1990)やベントン積木(Benton, et al., 1983 田川監訳 1990)とは別物である。

1-2. 刺激図版と実施法

刺激図版は10枚である。これには形式Ⅰ，形式Ⅱ，形式Ⅲと呼ばれる3つのセットが用意されている。これらは使用手引の原版ではそれぞれ Form C, Form D, Form E と表記されている。10秒提示・即時再生課題（下で述べる施行 A）での異なる刺激図版セット間での再検査信頼性係数は約 .85 であり，それをもって各図版セットは等価であるとの主張がなされている。複数の図版セットが作成されたのは，同一の被検者に対して本検査を短期間のうちに反復実施できるようにするためであろう。しかし図版セット間での等価性の問題についてはなお検討が必要と思われる。Brown & Rice (1967) の研究では，平均年齢が約10歳でビネー式知能検査での平均 IQ が約80である80名の児童では，模写課題（下で述べる施行 C）での成績は形式Ⅰと形式Ⅱでほぼ等しかったが，Benton, Spreen, Fangman, & Carr (1967) は，60名の健常児童では形式Ⅰの方が形式Ⅱよりもわずかに難しいとの結果を得た。また鹿島・立石（2001）によれば，高齢の臨床群では形式Ⅱの難度がやや高いとの報告があるという。

検査には以下の4通りの実施法がある。

- (1) 施行 A …… 図版を10秒間提示し，直後に再生描画させる。
- (2) 施行 B …… 図版を5秒間提示し，直後に再生描画させる。
- (3) 施行 C …… 図版を模写させる。
- (4) 施行 D …… 図版を10秒間提示し，15秒後に再生描画させる。

各形式ともこれらの手続きを図版ごとに繰り返す。制限時間は設けない。しかし図版ごとの所要時間を記録しておくこと，結果の質的な分析の際に役立つ場合がある。また発話等を含む描画中の被検者の行動にも注意し，必要に応じて記録しておくことよい。

施行 A・B では刺激図版の提示時間が異なるが，いずれも即時記憶課題とみなせる。施行 D の課題は即時再生ではなく遅延再生であるが，干渉手続きが含まれていないため，やはり即時記憶課題といえる。本検査の実施法のうち最も多く用いられているものは施行 A であろう。

1-3. 施行 C について

施行 C は模写課題であり、それにより即時記憶を評価することはできない。しかしこの課題は被検者の視空間構成機能・視空間的把握能力の評価を可能にする。施行 C の存在意義は、脳損傷患者に検査を実施する場合特に大きい。これは、脳損傷患者では検査成績上は視覚的記憶が不良であっても、成績の低下を生じさせているのが実際には視空間的構成機能の障害であることも少なくないためである（三村, 1999）。角本（1973）は、施行 C による本検査は、同じ図形描写検査であるベンダー・ゲシュタルト・テストよりいくつかの点において優れていると評価している。本検査を施行 C により実施した研究には、神経疾患（Marsh & Hirsch, 1982）、統合失調症（杉原, 2002a; 杉原・石川, 1999）、脳損傷（Benton, 1962）、精神遅滞児（Alley, 1968; Brown & Rice, 1967; 角本, 1968, 1973）などを対象にしたものがある。なお施行 C 用に Benton 自身によって短縮版も作成されており（Benton, 1972）、また障害が重く施行 C の実施さえも困難なケースに対しては、多肢選択版も用意されている（Benton, 1950）。

もっとも、被検者の視空間構成機能は施行 A・B・D での成績にも少なからず反映される。石合（2003）は本検査を、記憶検査よりも視空間構成障害や半側空間無視などの視空間性能力の検査として考えるべきとしている。

1-4. 採点法

本検査の結果の採点は、正確数と誤謬数の二つに対して行われる。正確数とは、全く誤りなく再生描画された図版の数である。いわゆる部分点はなく、各図版に対する描画に対して 0 と 1 のいずれか一方が得点として与えられる。従って正確数は常に 0-10 のいずれかの整数値をとる。それに対して誤謬数は、描画された図形に含まれている全ての誤謬の総計である。従って例えば 1 枚の図版に対する描画に 3 種類の誤謬が含まれていれば、その図版に対する誤謬の数は 3 である。

誤謬は大きく 6 つのカテゴリに分類される。すなわち、省略・追加、歪み、保続、回転、置き違い、大きさの誤りである。歪みには、簡単な図形の

置き換え、図形内部の細部の省略・追加・置き違い、図形の分裂・多様再生なども含まれる。保続は、当該図版より前に提示された図版に含まれる図形の再生描画を指す。置き違いとは、同一図版に含まれる複数の図形の位置関係が崩れて再生されることである。また大きさの誤りは、同一図版中の複数の図形間の相対的サイズが刺激図版と大きく異なる場合にカウントされる。誤謬の採点の仕方の詳細については本検査の使用手引 (Benton, 1963 高橋訳 1966) を参照されたい。

これらの誤謬の型はそれぞれ多数の下位分類を含み、その総数は63に達する。採点と記録のための記録用紙が市販されている。

1-5. 結果の評価

正確数と誤謬数に基づき、全般的知能の水準を推定する。この場合、被検査者の教育水準、職業的背景、社会・経済的状況、他の検査成績等に基づいて推定された元来の知的水準に対応する“予想点”との比較がなされる(被検査者の年齢により予想点の修正が行われる)。また、特に誤謬のパターンにより、記憶・視空間構成機能の障害の性質とその程度の評価、脳損傷部位の推定なども行われる。

本検査の成績は知能検査の成績とある程度の相関を示すことが知られており(柄沢・小林・矢富, 1980; 中野・深津・宮澤・藤井・高畑・高桑, 1995; 野田・松井・清水・倉地・村上・山谷・小西, 1989; Randall, Dickson, & Plasay, 1988; 渡辺・北條・大沼・菅原・小野寺・木村, 1978; 山田・山口・玉木, 2001), 特に高齢者に対する簡便な知能評価法としての使用を提案する研究者もいる(柄沢他, 1980; 小林・柄沢, 1981)。また山田他(2001)は、本検査は頭部外傷患者に本格的な知能検査を実施する前のスクリーニングテストとして有用であるとしている。筆者には、本検査の使用手引自体、被検査者の記憶能力よりむしろ全般的な知的能力の評価を主な目的として作成されているように思える。鹿島・立石(2001)は、本検査は視覚的記憶・視空間知覚・視覚構成能力の他にも、視覚的注意・視覚認知・視覚性運動反応・視覚性言語概念等の多くの能力を必要とする検査で

あり、器質性の障害の検出感度が非常に高いと評価しているが、このことも本検査の成績が全般的知能と関連することを思わせる。

本検査は元来、脳損傷の程度および損傷部位（損傷が右半球か左半球かなど）の推定を主な目的として作成されたものである。しかし本検査の公表後、より強力な神経心理学的検査法がいくつも開発されており、また脳機能画像解析法が長足の進歩を遂げている現在にあっては、本検査は脳損傷の存在を検出する道具としての役割を一応は終えたといえる¹⁾。しかし本検査は何より実施が簡単であり、検査に要する時間も多くの場合10分程度に過ぎず、被検者の負担も軽いため、視覚性即時記憶の検査、そして知能のスクリーニングテストとして今後も用いられてゆくものと思われる。しかし今後も本検査を利用してゆく場合には、本検査の抱えている問題を知らずに過ごすことはできない。本検査は臨床場面で用いられる神経心理学的検査として、いくつか重大な問題を抱えているのである。

2. ベントン視覚記銘検査の抱える問題

まず、本検査の刺激図版で使用されている幾何学的図形が比較的単純なものであるため、言語的に表現することが容易である点が指摘される（中野, 1996; 横田, 1994）。課題の遂行に際して、言語を用いた記銘を行う被検者がいることも考えられ、検査結果が必ずしも視覚性図形記憶能力を反映したものとならない可能性がある。杉原（2002a）は、健常者では本検査の施行 D での成績が施行 A での成績より高くなることを報告している（ただし杉原, 2002b では健常者での結果は確認されなかった）。図形の構成の言語的記述には多くの時間が必要であるとすれば、この結果は、本検査において記銘時に言語的処理がなされている可能性を示すものかもしれない。

非言語的記憶能力を測定するとされる検査の結果を解釈する場合には、この問題に注意する必要がある。容易に言語化できない刺激図形を用いた記憶検査には Rey-Osterrieth 複雑図形検査などがある（Lezak, 1995）。この検査では、被検者は模写・即時再生・遅延再生の3つの課題を課されるが、

刺激としてその名の通り非常に複雑な図形が提示されるため、比較的単純な図形を用いた検査では検出できない視空間構成機能の障害を明らかにすることが可能である (Benton, et. al., 1983 田川監訳 1990)。

図形の言語的記述の可能性以上に問題なのが、日本版の使用手引が、アメリカで公刊された原版を翻訳したものであるという事実である。この場合、刺激図版と実施方法が原版のままであるという点は特に問題とならない。刺激図版に描かれているのは非言語的な幾何学的図形であり、課題も即時再生あるいは模写であって、図版の知覚・課題の遂行それ自体が文化的要因の影響を受けることは少ないと考えられるからである。問題なのは、日本版の使用手引に掲載されている (従って臨床場面で参照されることが多いと考えられる) 本検査の標準値がアメリカ人のサンプルから得られたものであり、日本人を被検者とした研究に基づくものではないという点である。すなわち本検査の日本への導入に際し、使用手引に含める形では日本人の標準値が提供されなかったのである。そしてその状況は今に至るまで変わっていない。日本人をサンプルとした標準化の試みが過去幾度かなされてはいるが、成果は学術論文として紀要や雑誌に発表されたため、限られた人々以外はそれらの一次資料の参照が容易ではない。

本検査を臨床場面で使用する場合、この (少なくとも公式の) 再標準化の欠如は様々な不都合を引き起こしている。例えば、使用手引には正確数および誤謬数と知的水準 (知能指数) との対応を示す資料が掲載されているが、そこで示されている知能指数はアメリカ人を対象として標準化された知能検査によるものである。知能検査は文化ごとに標準化されるべきものであるため、この資料を直接日本人のデータと比較対照することは適切ではない。また予想点の推定にあたっては被検者の教育水準も考慮する必要があるが、日本とアメリカでは教育内容に少なからぬ違いが存在する。従って予想点の絶対値の示す意味が日米で異なる可能性もある。年齢による予想点の修正の仕方も、原版と同じでよいかどうかの保証はない。

また、アメリカ版と日本版とで同一の幾何学的図形を記銘材料として用

いているにもかかわらず、WMS-R の視覚性再生の I（即時再生課題）と II（遅延再生課題）で、日本人の成績がアメリカ人のそれより著しく高いという事実がある（Wechsler, 1987 杉下訳著 2001）。杉下（Wechsler, 1987 杉下訳著 2001; 杉下, 2002）は、これは日本人が漢字の学習を通して視覚的な形状の記憶にすぐれているためではないかと推測している。教育そして文化的要因が、単純な幾何学的図形に対する記憶成績に大きく影響する可能性があるわけであり、これはそのまま本検査の場合にも当てはまるだろう。すなわち本検査の標準値とすべき値が日米両国で異なっている可能性がある。本検査での 3 つの図版セットの等価性に関しても、日本人の被検者を用いての確認は行われていないようであり、日本人被検者に対して 3 つの図版セットを等価系列として無条件に使用することの妥当性には疑問が残る。

もっとも、本検査を知能検査に準ずるテストとしてでなく、記憶能力の検査として使用する場合には、刺激図版セット間の等価性の保証はないものの、上記の予想点や知能指数の問題からは逃れられる。

しかしその場合にも大きな問題がある。それは、本検査の使用手引は記憶検査のマニュアルとして満足できるものではないという点である。本検査の使用手引は、器質的原因による知的低下の評価という観点から執筆されており、記憶障害の程度を量的に評価するための資料が十分ではないのである。日本版の使用手引は1985年に増補版が、1995年に増補第2版が出版されたが、いずれも手引の本文自体に変更はなく、巻末に日本人を対象としたいくつかの原著論文と症例報告の概要が追加されただけである。その増補分も、中野・田中・諸田（1971）などの今日では入手困難な資料の紹介を含んでいるものの²⁾、文献抄録の羅列であり、原著論文中で示された知見が整理されて提示されていないため、多忙な臨床業務において利用しにくいといううらみがある。

使用手引の増補に収録された文献以外にも、日本人の集団を対象としたペントン視覚記銘検査の結果を報告している文献は少なくない。以下では

ベントンの視覚記憶検査を施行 A で実施した場合の日本人における正確数と誤謬数に関して、筆者が入手し得た文献に基づき考察する。日本人のデータとの比較のため、外国人を対象に行われた研究のデータも紹介する。

以下の研究のほとんどで使用された刺激図版は形式 I であった。また刺激図版セットあるいは施行法が不明な研究では、刺激図版は形式 I を用い、また施行は施行 A に従ったものとみなした。これは、本検査で最も使用頻度が高いのがこの組み合わせと考えられ、異なる組み合わせで検査を実施した場合には、論文中にその旨記載されるはずであるとの考えによる。なお遅延再生を課す施行 D での成績を報告している研究には、増井・丹羽・安西・亀山・斎藤 (1984)、増井・丹羽・安西・亀山・斎藤・栗田・宮内・浅井・池淵・神保 (1983)、杉原・石川 (1999)、杉原 (2002a, 2002b) がある。

3. 健常者におけるベントンの視覚記憶検査の年齢層別成績

3-1. 児童 (5-18歳)

幼稚園児、小学生、中学生、高校生に対して実施したベントンの視覚記憶検査の結果が、畑山 (1972)、中野他 (1971)、真行寺・森・多田 (1974) により報告されている。畑山の研究と中野他の研究では、被検者の人数は年齢あるいは学年によりかなりばらつきがあり、前者では23-86名で、後者では10-18名だった。真行寺他の研究では各学年4名とかなり少なかった。

正確数と誤謬数の平均を図 1 に示す。研究間でのデータの比較にあたり、以下の処理を行った。中野他 (1971) と真行寺・森・多田 (1974) では被検者を年齢ではなく学年で分けているが、小学 1 年生の平均年齢を 6.5 歳とみなし、学年の上がるごとに年齢が 1 つ加算されるものとした。畑山 (1972) は被検者を年齢で分けているが、彼女の Table 1 に基づき、表記されている年齢に 0.5 を加えた数字を被検者の年齢とした。また畑山のデータはグラフとして公表されているが、ここでは私信 (畑山, 2007) による値を使用した。またアメリカ人のデータとして、Benton (1963 高橋訳 1966) の“全

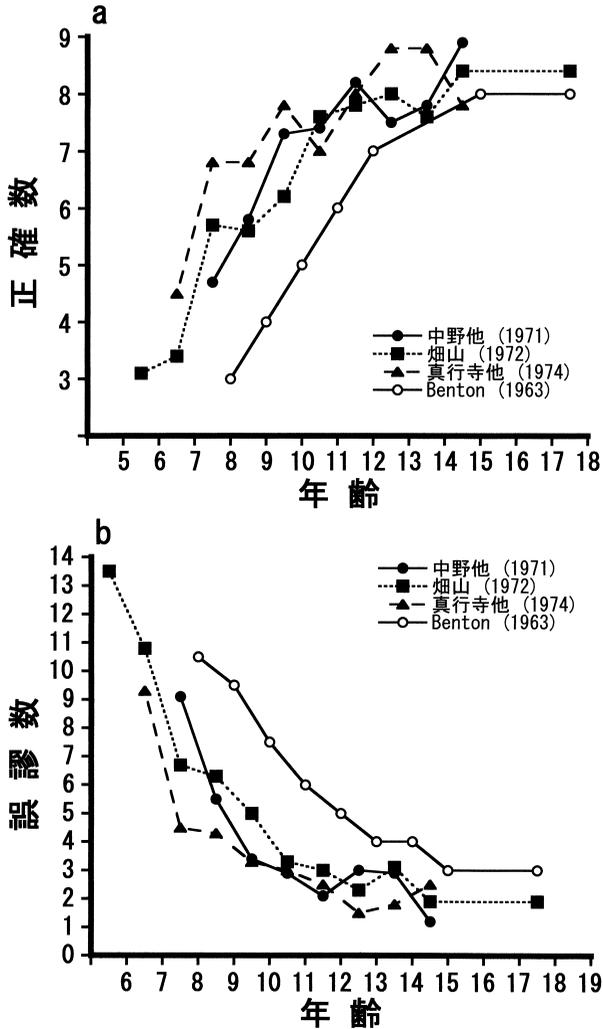


図1. 児童における平均年齢とペントン視覚記憶検査の成績との関係。
a. 正確数, b. 誤謬数 (以下の図でも同様)。

般的知能水準”が“平均”の場合の値も示した。この場合、誤謬数の値はレンジの中央の値を用いた。

正確数は年齢とともにはじめ増加し、12歳付近で8-9に達し、その後ほぼ一定となっている。また誤謬数ははじめ減少し、やはり12歳頃から一定の値(1-2程度)を取るようになる。10歳以下では日本人を被検者とした研究間でのデータのばらつきは大きく、それは特に誤謬数において顕著である。それ以上の年齢では、研究間のデータはよく似たものとなっている。

日本人の成績は、正確数では8-12歳の範囲で、また誤謬数では8-17歳の範囲で、Benton (1963 高橋訳 1966) によるアメリカ人の成績より明らかに高い(正確数の場合は12-17歳の範囲でも日本人の成績はより高い傾向がある)。

畑山(1972)と中野他(1971)により報告されている誤謬数の標準偏差はかなり大きく、誤謬数は正規分布に従わないことが示唆される。畑山(1972)では、被検者の年齢が低いほど標準偏差が増大する傾向が認められた。児童においては認知機能の個人差が非常に大きいことはよく知られているが、これは本検査の結果からいえるようである。一方、正確数の標準偏差は年齢の影響を比較的受けなかった(畑山, 1972)。

次に誤謬のカテゴリ別のデータを図2に示す³⁾。

誤謬の種類により出現しやすさが異なるのが明らかである。すなわち、誤謬の大半は省略と歪み、それに置き違いであり、低年齢であっても大きさの誤りなどはほとんど出現しなかった。このことは、大きさの誤りが病理性を示す誤謬のカテゴリであることを示唆するように思われる。

図版の右半分に含まれる図形に対する誤謬が、左半分に含まれる図形に対する誤謬より多い。これは畑山(1972)も指摘するように、形式Iの図版セットでは、周辺図形が図版の右側に位置する図版が相対的に多いためかもしれないが、右視野内より左視野内において注意がより多く払われる(Anzola, Bertoloni, Buchtel, & Rizzolatti, 1977)ためかもしれない。

滝浦：日本におけるペントン視覚記憶検査の標準値

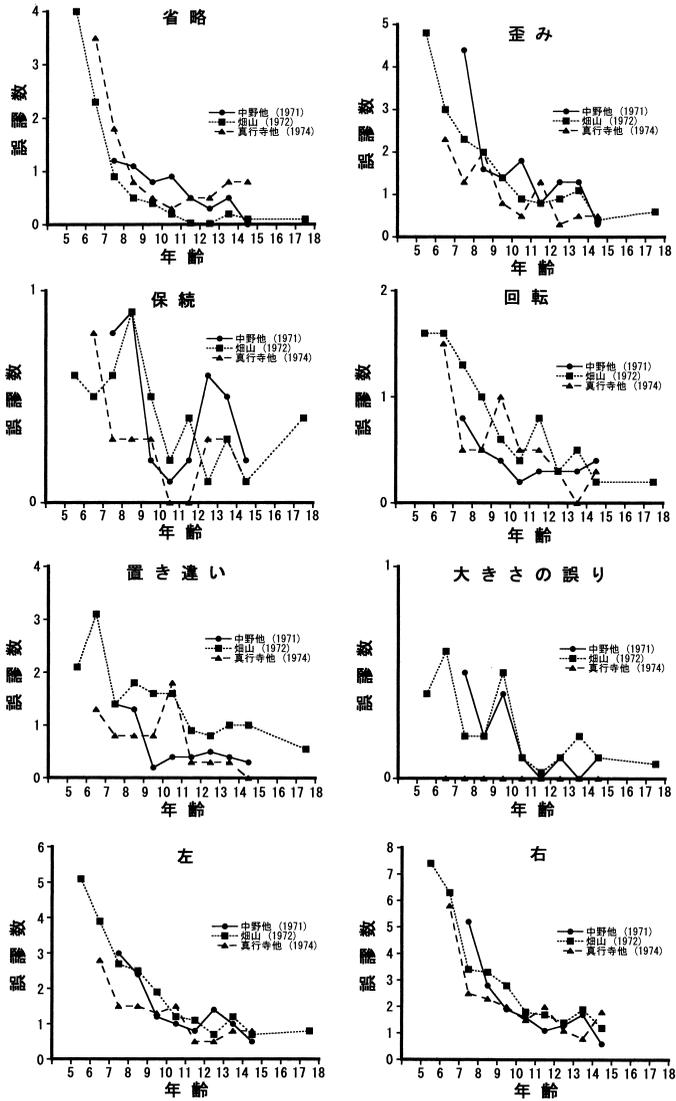


図2. 児童におけるカテゴリ別誤謬数。

3-2. 成人 (20—50歳)

松井・倉知 (1992a) は、年齢 26.3 ± 6.6 歳、教育年数 13.5 ± 2.7 年の健常者16名に対してベントン視覚記憶検査を実施し、正確数の平均は 9.0 ± 1.1 で、誤謬数は 1.1 ± 1.1 という結果を得た。さらに松井・倉知 (1992b) は、 26.0 ± 3.8 歳 (21—38歳) の健常者68名 (男性36名、女性32名) からデータを集め、正確数と誤謬数の平均がそれぞれ 9.2 ± 2.1 と 1.2 ± 1.3 との結果を得た。誤謬が多かったのは第7、第10図版だった。誤謬はほとんどが歪みであり、省略や置き違い、大きさの誤りはほとんど生じなかった。

鄭・相馬・丸山 (1993) は、平均29歳 (19—41歳)、平均教育年数14年 (12—16年) の健常者10名での正確数の平均が 8.7 ± 1.1 であると報告している。

稲山・中嶋・徳永・水野・豊田・左・木戸上 (1997) は、中年期にある健常者18名 (平均年齢 46.7 ± 5.2 歳、教育歴 12.2 ± 0.6 年、全員が7桁の数字列の順唱が可能であり、聴覚性即時記憶の障害を認めない) における本検査での正確数は 8.9 ± 1.2 であり、誤謬数は 1.4 ± 1.8 と報告している。

杉原 (2002a) は平均年齢 50.4 ± 11.2 歳 (27—73歳) の32名の健常者 (男性15名、女性17名) に本検査を実施した。正確数は 8.0 ± 0.9 (6—10) で誤謬数は 2.1 ± 1.7 (0—6) であった。また杉原 (2002b) は、平均20.8歳 (19—23歳) の大学生32名 (男性13名、女性19名) に21日間隔で本検査を3回実施した。その結果、正確数は $8.7 \pm 1.2 - 8.9 \pm 1.2 - 9.0 \pm 1.2$ で、誤謬数は $1.6 \pm 1.7 - 1.2 \pm 1.3 - 1.1 \pm 2.0$ だった。また検査反復により成績はわずかに上昇した。

倉知他 (1991) は、平均年齢 26.4 ± 3.8 歳の32名の健常者 (男女各16名) における本検査の成績を報告している。彼らの研究では、第8図版として元図版の左右を反転させたものが用いられたため、他の研究と結果を比較することには問題があるが、参考のために紹介する。正確数は 8.9 ± 0.9 であり、誤謬数は 1.4 ± 1.3 だった。

Benton (1963 高橋訳 1966) では、“全般的知能水準”が“平均”のケー

スでは、15-44歳での正確数は8で、15-39歳での誤謬数は3とされている。

Poitrenaud & Clément (1965) は、Binois et Pichot 語彙検査による IQ が100以上の知的に高い被検者に実施した本検査の正確数のデータを報告している。被検者は性（男女各58名）×年齢層（45歳未満：男性の平均年齢 28.7 ± 8.4 歳，女性の平均年齢 34.5 ± 5.1 歳；45-54歳：男性 49.8 ± 2.7 歳，女性 49.9 ± 2.0 歳）× IQ 値（平均110, 120, 130）の12群に分けられた。

45歳未満の男性における正確数は、平均 IQ の順に、 7.0 ± 1.2 , 8.4, 9.3 であり、女性の正確数は、同様に7.2, 7.8 ± 1.8 , 8.2だった。45-54歳の男性と女性では、それぞれ 6.2 , 7.5 ± 1.2 , 7.7 ± 1.7 と、7.0, 7.3 ± 1.4 , 8.0だった。

Green & Walker (1985) は、平均年齢 34.8 ± 13.1 歳，教育歴 13.4 ± 1.6 年の12名の健常者（男性7名，女性5名，大半が病院の職員）での誤謬数⁴⁾を 4.5 ± 3.8 と報告しているが，この成績は上記の他の研究よりかなり低い。

これらの研究において報告された被検者の平均年齢と正確数との関係を図3aに示す。どの研究においても，被検者は1つの年齢で揃えられておらず，被検者の年齢にかなりの広がりが見られる場合もあるが，被検者の平均年齢が Benton (1963 高橋訳 1966) の被検者の年齢範囲の両端寄りの領域（いずれも Benton の報告において正確数に変化がない領域）に位置していることから，このデータプロットの仕方は妥当と判断された。

データのプロットにあたり，杉原 (2000b) では第1回の検査のデータを，また Poitrenaud & Clément (1965) では平均 IQ が110の群のデータのみを用いた。エラーバーの長さは1SDに相当する。また平均年齢と誤謬数との関係を図3bに示す。この場合，杉原 (2000b) では第1回の検査のデータを用いた。

図3より以下のことが明らかである。すなわち，

- (1) 日本人の成績は欧米人のものより良い。20-50歳の範囲で，正確数，誤謬数とも，日本人のデータと欧米人のデータの間に1程度の差が

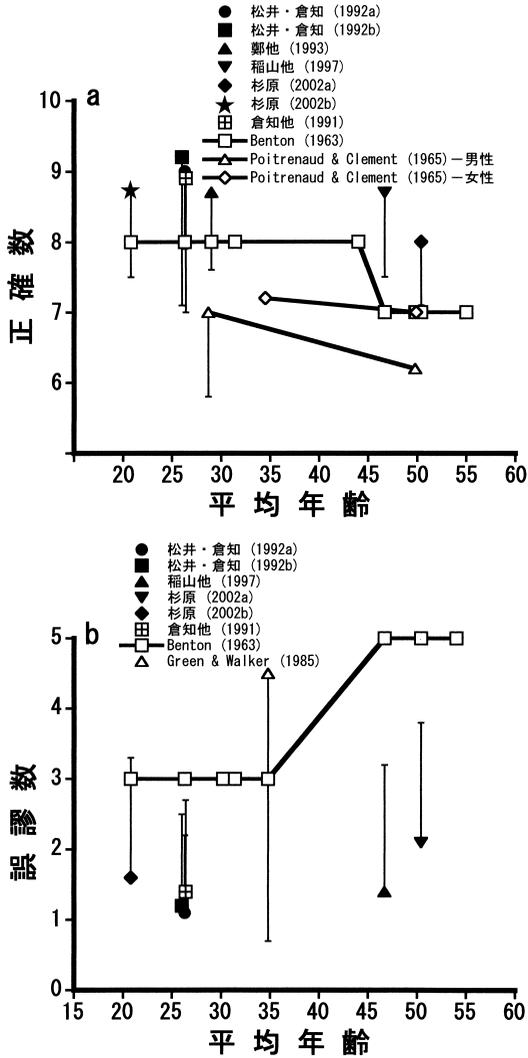


図 3. 成人における平均年齢と Benton 視覚記憶検査の成績との関係。

みられる。45歳以上ではその差が3 - 4程度に拡大する。正確数は、Benton (1963 高橋訳 1966) の“優秀”のレベルに、また Poitrenaud & Clément (1965) での平均 IQ が120 - 130の群のものに近い。

- (2) 日本人では、正確数、誤謬数とも年齢の影響をあまり受けない。20 - 45歳の範囲で、正確数は8 - 9で、誤謬数は1 - 2程度である。これらの値は、17 - 18歳の児童の成績とほぼ一致する。50歳では成績が幾分低下する。日本人の誤謬数は、Benton (1963 高橋訳 1966) の“平均の上” - “非常に優秀”のレベルに相当する。
- (3) 正確数より誤謬数の方が成績の分散が大きい。

Arenberg (1978) は、30歳未満62名、30歳代143名、40歳代179名、50歳代185名のボランティアに実施したベントン視覚記銘検査の誤謬数について報告している。彼の Table 1 に基づいて筆者が求めた誤謬数の平均は、上記の世代の順に2.2, 2.8, 3.3, 4.2であり、やはり日本人の成績より悪い。

小林・柄沢 (1981) は、成人男性と優秀女性（教育水準・社会活動水準の高い女性）に実施した本検査の結果を報告している。その結果を図4に示す。正確数と誤謬数の各年齢層でのサンプル数は同一である。

正確数においては、男性のデータは図3aの日本人のデータとほぼ等しいが、優秀女性の正確数はやや少ない。また誤謬数に関しては、年齢が低い場合の男性のデータは図3bの日本人のものと近いが、年齢が高くなると図3bの日本人のデータより幾分高くなっている。この場合も優秀女性での成績の低下が目立つ。図3bに示された杉原 (2002a) の被検者の年齢の幅が広い (27 - 73歳) ことを考えても、この差は無視できない。しかし小林・柄沢 (1981) の結果でも、日本人の成績は Benton によるアメリカ人のものより明らかに良い。

多くの研究では知能検査で測定される被検者の知能の水準について明記されていないが、これらの事実は、日本人被検者に対して実施された本検査の結果を、使用手引に記載されたアメリカ人の標準値との関係で評価することが適切ではないことを示している。

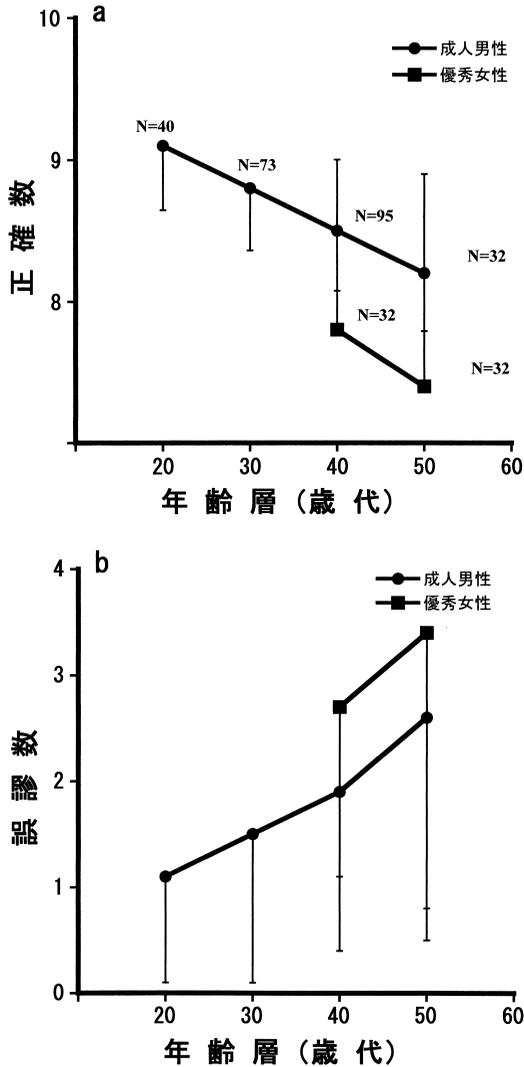


図 4. 成人男性と優秀女性の正確数と誤謬数 (小林・柄沢, 1981)。

3-3. 高齢者（60歳以上）

この節で検討する研究における被検者の多くは、精神医学的に厳密に健常と判断された人々ではない。しかし被検者は全て通常の社会生活を送っており、論文中でも粗大な認知障害や本検査の受検に支障となる精神・身体的疾患に関する記載はない。またいずれの研究でもサンプル数はある程度多く、仮に被検者に軽度認知症の者が含まれていたとしても、その成績がその研究での被検者全体の成績の平均に及ぼす影響は無視できると考えた。以上の理由により、本稿では以下の諸研究でのデータを健常高齢者のものとみなした。

柄澤・川島・笠原（1976）は、知的活動性の高い女性高齢者189名にペントン視覚記銘検査を実施した。彼らは被検者を60-64歳（34名）、65-69歳（49名）、70-74歳（58名）、75歳以上（48名）の4つの年齢層に分けて結果を整理している。これらをそれぞれ平均年齢62歳、67歳、72歳、77歳と考えることにすると、平均年齢62歳の群では、正確数の平均と誤謬数の平均はそれぞれ 6.7 ± 1.3 と 4.7 ± 2.4 だった。これらは67歳の群ではそれぞれ 6.6 ± 1.5 と 4.9 ± 2.4 、72歳の群ではそれぞれ 6.0 ± 1.5 と 6.1 ± 2.7 、77歳の群ではそれぞれ 5.7 ± 1.5 と 6.5 ± 3.0 だった。彼らはまた、養護老人ホームに入居したばかりで、高血圧以外は心身ともに健康な191名のデータも報告している。それによると、老人ホーム入居男性（97名、平均71.2歳）での正確数と誤謬数はそれぞれ 3.9 ± 2.0 と 11.1 ± 4.5 であり、老人ホーム入居女性（94名、平均74.3歳）ではこれらはそれぞれ 3.7 ± 1.7 と 11.4 ± 4.4 だった。

柄沢他（1980）は、養護老人ホームに入居したばかりで、入居時の詳細な健康診断で高血圧以外の身体的・精神的疾患が特に認められなかった60歳以上の277名に実施した本検査の結果を報告している。柄澤他（1976）と被検者の重複がみられるか不明であるが、柄澤他（1976）に被検者を追加した報告と考えるのが妥当かもしれない。しかしもしそうだとした場合、被検者が80名近く増員されているため、別な研究として記載する。

平均年齢が 68.9 ± 3.8 歳（191名）での正確数と誤謬数はそれぞれ $4.2 \pm$

1.8と 10.2 ± 4.2 であり、平均年齢が78.5歳(86名)では、これらはそれぞれ 3.4 ± 1.7 と 12.0 ± 4.2 だった。これらの間には統計的に有意な差が認められた。学歴の効果も有意であった。また男性の成績が女性の成績よりわずかに高かったが、その差は有意ではなかった。

小林・柄沢(1981)は、69-71歳(本稿ではこれを70歳とみなす)の345名(男性160名、女性185名)と79-81歳(これを80歳とみなす)の52名(男性25名、女性27名)に実施したベントン視覚記銘検査の結果を報告している。それによると、正確数は 5.6 ± 1.9 で、誤謬数は 4.7 ± 1.9 だった。

七田・松崎・箕野(1980)は、400名(男性193名、女性217名)の69-71歳(これを70歳とみなす)の被検者にベントン視覚記銘検査を実施した。正確数の平均は、男性 5.9 ± 1.9 、女性 5.4 ± 1.8 で、男性の成績が有意に高かった。しかし彼女らの図1から、正確数の分布は男女とも負の歪度を持つものであったことがわかる。また男女とも、正確数は学歴・職種・社会的活動のレベルの影響を受けることも示されたが、多くの場合その変動幅はごく小さかった。

Shichita, Hatano, Ohashi, Shibata, & Matuzaki (1986)は、302名(男性145名、女性157名)の被検者に、69-71歳時(これを70歳時とする)とその5年後(75歳時とする)の2回、本検査を実施した。正確数の平均は、70歳時では 5.8 ± 1.8 であり、75歳時では 5.4 ± 1.9 と有意に減少した。70歳時の正確数は、被検者の性(男性 6.1 ± 1.7 、女性 5.4 ± 1.8)、教育年数、活動性と有意に関連していた。

中沢・北村・永積・赫(1993)は、平均年齢 61.8 ± 6.5 歳の15名に本検査を施行した。WAIS-Rによる被検者の全検査IQは 114.3 ± 11.5 で、動作性IQは 113.7 ± 11.1 だった。本検査での正確数の平均は 6.9 ± 1.5 であり、誤謬数は 4.1 ± 2.3 だった。

Benton(1963 高橋訳 1966)では、“全般的知能水準”が“平均”での55-64歳でのアメリカ人における正確数・誤謬数がともに6とされている。

Poitrenaud & Clément(1965)は、Binois et Pichot 語彙検査によるIQが

100以上の知的に高いフランス人高齢者に実施した本検査の正確数のデータを報告している。被検者は性（男性232名，女性156名）×年齢層（55-64歳：男性の平均年齢 59.1 ± 2.5 歳，女性の平均年齢 59.6 ± 2.1 歳；65-74歳：男性 69.7 ± 2.9 歳，女性 69.4 ± 2.1 歳；75-84歳：男性 78.1 ± 2.3 歳，女性 78.8 ± 2.8 歳；85歳以上：男性 86.0 ± 2.5 歳，女性 88.4 ± 2.7 歳）×IQ値（平均110，120，130）の12群に分けられた。

55-64歳での男性における正確数は，平均IQの低い順に， 6.2 ± 1.3 ， 6.7 ± 1.7 ， 7.9 ± 1.3 であり，女性の正確数は，同様に 5.9 ± 1.9 ， 7.1 ± 1.3 ， 7.4 だった。65-74歳の男性と女性では，それぞれ 5.1 ± 1.4 ， 6.3 ± 1.3 ， 7.0 ± 1.0 と， 5.4 ± 1.4 ， 6.0 ± 1.3 ， 6.1 だった。75-84歳の男性と女性では，それぞれ 4.8 ± 1.4 ， 5.8 ± 1.7 ， 6.9 と， 3.7 ± 1.6 ， 5.3 ± 1.8 ， 5.5 ± 1.2 だった。また85歳以上の男性と女性では，それぞれ 3.4 ， 5.2 ， 5.0 と， 5.0 ， 4.3 ， 2.0 だった。

Klonoff & Kennedy (1965) は，平均年齢 82.7 ± 3.6 歳（80-92歳）のカナダ人の退役軍人172名のベントン視覚記銘検査での正確数と誤謬数がそれぞれ 4.0 ± 1.7 （0-8）と 11.7 ± 4.6 （1-26）であったと述べている⁵⁾。

以上の研究において報告された被検者の平均年齢と正確数との関係を図5aに示す。それぞれの研究で被検者の年齢の幅は比較的狭いため，このプロットは妥当と考えられた。プロットにあたり，Poitrenaud & Clément (1965) では，平均IQが110の群のデータのみを用いた。図が煩雑になるのを避けるため，エラーバーは表示していない。

図5aから，諸研究での結果が比較的類似しているのが容易に見て取れる。また，たとえ入居したばかりではあっても，養護老人ホームで生活している高齢者の成績は，地域社会の中で生活している高齢者のものより大きく低下していることも明らかである。

Bentonによる使用手引の標準値は64歳のものまでしか提供されていないが，図5aからは，65-70歳を超えると，日本人・欧米人ともに正確数は年齢とともに減少することが示唆される。また70歳付近での比較に限られる

が、児童期・成人期の場合とは異なり、日本人と欧米人とで正確数はそれほど大きく変わらないようである。

60歳時の正確数の平均は6 - 7程度であり、50歳時での約8より明らかに減少している。

誤謬数を報告している研究は少ないが、それらの結果を図5bにまとめて示す。なお Arenberg (1978) は、60歳代140名、70歳代125名、80歳以上23名のボランティアに実施したベントン視覚記銘検査の誤謬数について報告している。彼の Table 1 に基づいて筆者が算出した誤謬数の平均は、上記の世代の順に5.0, 6.3, 10.7であった。

70歳以上で、加齢とともに誤謬数が増加している。しかし正確数の場合と対照的に、報告された誤謬数の平均は研究によりかなりの差がみられる。これは高齢期における認知機能低下の著しい個人差のためと思われる。ここでも養護老人ホーム居住者の成績は低くなっている。

また、日本人においては、50歳時の誤謬数と比べ、60 - 70歳時での誤謬数は3程度増加している。正確数の場合もこの年齢間で成績のはっきりした低下が認められており、視覚性図形記憶のうち、少なくとも即時記憶は60歳付近で大きく低下するものと思われる。なお Arenberg (1982) は894名を対象とした調査により、本検査での誤謬数は加齢とともに増加すること、さらにその割合は生まれた年が古いほど急激であることを見出している。

高齢期での本検査の誤謬数の標準値の推定は现阶段では困難といわざるを得ない。高齢者における再生描画時の誤謬に関しては、誤謬数と並んで、あるいはそれ以上に、誤謬内容の分析が重要であろう。

以下ではいくつかの臨床群に対して施行されたベントン視覚記銘検査の成績について紹介する。

4. 臨床群におけるベントン視覚記銘検査の成績

4-1. 側頭葉てんかん

Fujiwara & Tsuru (1986) は発作波焦点が左側頭葉に限局している12名

(全員男性)と右側頭葉に限局している6名(男女各3名)にベントン視覚記銘検査を実施した。全員が抗てんかん薬の投与を受けていた。左焦点群と右焦点群の年齢は、順に 25.8 ± 9.1 歳(13-41歳)と 24.8 ± 7.4 歳(14-36歳)で、初発年齢は 14.8 ± 7.9 歳(5-36歳)と 15.5 ± 7.9 歳(10-28歳)、罹病期間は 11.0 ± 6.8 年(2-23年)と 9.3 ± 7.0 年(2-22年)だった。左焦点群に実施した WAIS での平均 IQ は、全検査 IQ/言語性 IQ/動作性 IQ の順に $92.3/92.3/92.9$ であり、右焦点群での平均 IQ は、全検査 IQ/言語性 IQ/動作性 IQ がそれぞれ $92.2/92.3/88.6$ だった。本検査での正答数は、左焦点群では8、右焦点群では7であり、誤謬数は順に3と4だった。

船越・井上(1995)は127名(男性75名、女性52名)の側頭葉てんかん患者(服薬の状況は報告されていない)を対象に様々な神経心理学的検査を実施した。側頭葉切除手術時の被検者の年齢は 26.3 ± 7.2 歳(12-50歳)で、初発年齢は 12.4 ± 6.8 歳(0-45歳)、また罹病期間は 13.9 ± 6.6 年(2-34年)だった。このうち術後2年以上の経過例は90名だった。また WAIS による術前の IQ は 86.9 ± 11.4 だった。

ベントン視覚記銘検査は一部の被検者に対して施行された。筆者が彼らの図3から読み取った左半球言語優位例での術前-術後3ヶ月-術後2年時における正確数を以下に示す。

左外側群(12名) 2.4-2.7-3.0

左内側群(19名) 2.5-2.9-2.9

右外側群(15名) 2.9-2.7-2.8

右内側群(29名) 3.1-3.2-3.4

群、検査施行時期とも、主効果および両者の交互作用は有意ではなかった。

右半球言語優位例では、術前-術後3ヶ月時の正確数は、

左切除群(7名)

正確数 $7.3 \pm 1.1 - 7.5 \pm 1.0$

誤謬数 $3.7 \pm 1.8 - 3.2 \pm 1.3$

右切除群（6名）

正確数 $8.2 \pm 1.1 - 7.3 \pm 0.8$

誤謬数 $2.5 \pm 1.5 - 3.3 \pm 1.4$

であり、各群とも手術前後で成績に有意な変化は認められなかった。

船越・井上（1999）は、右半球言語優位の46名のてんかん患者（男性24名、女性22名、服薬に関する記述はない）に対し様々な神経心理学的検査を実施した。検査時の平均年齢は 26.6 ± 8.6 歳（12-50歳）で平均初発年齢は 10.0 ± 6.1 歳（0-28歳）、平均罹病期間は 16.6 ± 9.8 年（3-43年）だった。被検者のうち側頭葉てんかん患者は28名だった。

てんかん焦点が一側に特定された患者は41名だった。左焦点群27名と右焦点群14名の WAIS-R での全検査 IQ / 言語性 IQ / 動作性 IQ はそれぞれ $77.7 \pm 18.9 / 80.4 \pm 16.5 / 83.0 \pm 17.3$ と $78.5 \pm 14.6 / 77.5 \pm 11.6 / 85.7 \pm 16.4$ であり、両群間で IQ に差はなかったが、ペントン視覚記銘検査の正確数はそれぞれ 7.1 ± 1.7 と 8.4 ± 1.4 であり、左焦点群の方が成績が有意に低かった。

笹川・吉野・亀山（2003）は扁桃核海馬発作を持つ側頭葉てんかん患者28名（男女ともに14名、左側切除13名、右側切除15名）に対して本検査を実施した。発症年齢は 13.8 ± 6.3 歳で、手術時の年齢は 36.0 ± 9.8 歳だった。手術前に幻覚・妄想等の精神症状のため向精神薬を服用していた者は7名だった。全員が WAIS-R による IQ が70以上（71-113）で、全検査 IQ / 言語性 IQ / 動作性 IQ は $88.4 \pm 12.8 / 88.0 \pm 12.9 / 91.3 \pm 13.6$ であった。

精神症状のない21名（平均経過年数20.0年）の正確数と誤謬数はそれぞれ6.1と4.7だった。一方、精神症状のある7名（平均経過年数28.7年）では、正確数が8.0で誤謬数が2.5であり、精神症状がない場合よりある場合の方が成績が有意に低かった。

4-2. 脳損傷・神経疾患 (脳損傷全般, アルコール性精神病, 半側麻痺, 有機溶剤中毒, 多発硬化症, パーキンソン病)

4-2-1. 脳損傷全般 (損傷・疾患の種類, 損傷半球の区別なし)

Wahler (1956) は, 本検査の1955年版 (1963年版とほとんど同じ) の48名の脳損傷・器質性疾患患者 (内訳は様々) 48名に本検査を実施した。被検者の年齢は 36.3 ± 8.7 歳で, 教育年数は 10.0 ± 2.7 年だった。正確数の平均は 5.3 ± 2.1 , 誤謬数の平均は 8.5 ± 4.9 であり, 3-2 でみた30-40歳代の健常者の成績より明らかに劣っていた。

Watson, Gasser, Schaefer, Buranen, & Wold (1981) は, 60歳未満 (平均48.1歳) の男性の脳損傷患者30名に本検査を実施した。被検者の教育期間と総入院期間はそれぞれ10.9年と28.0年だった。知能検査の種類は不明だが (WAIS であろうか), IQ の平均は91.7だった。正確数と誤謬数の平均はそれぞれ3.9と12.0だった。これは 3-2 でみた50歳代の健常者の成績より明らかに低い。このことは, 素点と予想点の差を指標とした Kljajić (1977) の結果からもいえる。また本検査の変法を用いた Vilkki (1989) では, 前頭葉損傷患者の正確数は, 年齢・教育歴・IQ をマッチさせた脳損傷の既往歴を持たない整形外科患者より少なかった。

このカテゴリでは日本人を対象とした研究は調べることができなかった。

4-2-2. 半側麻痺 (左または右半球損傷)

渡辺他 (1978) は, 右半側麻痺患者60名 (男性48名, 女性12名) と左半側麻痺患者48名 (男性34名, 女性14名) に対して実施した本検査の結果について報告している⁶⁾。右半側麻痺群の平均年齢は45.5歳で教育年数は9.1年であり, これらは左半側麻痺群ではそれぞれ49.0歳と8.7年であった。臨床症状ならびに各種検査成績により, 右半側麻痺群の多くは左半球損傷患者で, 左半側麻痺群の多くは右半球損傷患者と考えられた。従ってこの研究は損傷半球別に本検査成績の特徴を検討したものと理解することが可能であろう。

右半側麻痺群での正確数は 4.0 ± 2.0 で誤謬数は 10.5 ± 4.4 であり, 左半側

麻痺群の正確数は 3.4 ± 2.2 で誤謬数は 12.2 ± 5.7 であった。誤謬は右半側麻痺群では歪みが特に多く、また再生描画された図版の右側の領域での出現頻度が左側の領域でのものより相対的に高かった。歪みも右側の領域でより多くみられた。左麻痺群での誤謬は省略、歪み、回転が多く、特に歪みは右半側麻痺群と同様に右側の図形で多くみられた。ただし誤謬全体では図形の左右で出現頻度に目立った差はみられなかった。

これらの成績は、**3-2** でみた40-50歳代の健常者のものに比して明らかに低下している。

4-2-3. アルコール性疾患

Watson et al. (1981) は、60歳未満（平均40.6歳）の男性のアルコール性疾患患者30名に本検査を実施した。被検者の教育期間と総入院期間はそれぞれ12.2年と4.7年だった。知能検査の種類は不明だが（恐らく WAIS）、IQ の平均は108.8だった。正確数と誤謬数の平均はそれぞれ6.7と5.1だった。このカテゴリでは日本人を対象とした研究は調べることができなかった。

4-2-4. 有機溶剤中毒

福居・小林・早川・古賀・小野・川上・福居・谷・加藤・中島 (1995) は、動因喪失症候群を呈した平均年齢18.3歳⁷⁾ の31名の有機溶剤（シンナー）乱用者（男性25名、女性6名）に対して本検査を実施した。有機溶剤の平均吸引期間は 3.4 ± 2.7 年で、吸引頻度は、週4-5日が26名、週6日が3名、毎日吸引していた者が2名だった。

正確数の平均は 6.3 ± 1.4 であり、誤謬数の平均は 5.0 ± 2.3 だった。誤謬の種類としては、歪みと置き違いが目立ち、また再生描画された図版の右側での誤謬数が左側でのものより多かった。これらの成績は **3-1** でみた18歳付近の健常者の成績より明らかに低下している。

なお Kishi, Harabuchi, Katakura, Ikeda, & Miyake (1993) は、有機溶剤の慢性的な曝露が塗装工20名（年齢は不明だが、対象者に関する記述から、青年期-中年期の者が多いと推測される）の中樞神経系の機能に及ぼす効

果について調べ、本検査の成績が年齢等をマッチさせた健常対照群のものと等しいと報告している。

4-2-5. 多発硬化症

鄭・相馬・丸山 (1993) は、平均 26.8 ± 6.7 歳の多発硬化症患者 9 名 (男性 1 名, 女性 8 名) に実施した本検査の正確数を報告している。被検者の教育期間は 14.3 ± 1.5 年で、罹病期間は 1.9 ± 1.2 年であり、慢性進行性の病状の者が 1 名で、寛解と再発を繰り返す者が 8 名だった (検査は急性増悪期を避けて実施された)。また 2 名にステロイドホルモンが投与されていたが、他の 7 名ではステロイドホルモンを含め、精神状態に影響する薬剤の投与は行われていなかった。

正確数の平均は 8.1 ± 1.2 だった。これは年齢と教育年数をマッチさせた健常者 10 名での値 (3-2 参照) と極めて類似したものとなった。数唱の成績も同様であったため、多発硬化症では視覚性・聴覚性即時記憶は障害を受けないものと推測される。

4-2-6. パーキンソン病

中沢他 (1993) は、年齢が 63.9 ± 10.9 歳で、罹病期間が 6.6 ± 5.4 年のパーキンソン病患者 23 名に実施した本検査の結果を報告している。被検者は比較的症状の軽い者が多く、WAIS-R の全検査 IQ は 98.6 ± 13.8 , 動作性 IQ は 94.9 ± 14.3 であり、MMS の得点が 28.7 ± 1.7 と、全体として粗大な知能低下は認められなかった。

正確数 5.0 ± 2.2 , 誤謬数 8.8 ± 4.1 という成績は、年齢と教育年数をマッチさせた健常者のものより有意に低下していた。3-3 でみた健常高齢者の成績と比較した場合でも低下は明らかである。

4-3. 精神遅滞

柄澤・今村・本間・笠原・川島 (1989) は、平均 31.1 ± 6.7 歳 (20-49 歳) のダウン症患者 62 名 (男性 44 名, 女性 18 名) に対して種々の心理検査を実施した。被検者の大部分は中等度ないし重度精神遅滞の水準であり (17 名のコース立方体組合せテストの得点は 10.6 ± 10.3 点で、31 名の HDS-R の

滝浦：日本におけるベントン視覚記銘検査の標準値

得点が 6.0 ± 3.6 点) 教示の理解が不可能なケースが多く、ベントン視覚記銘検査は21名のみを実施された。正確数は 1.0 ± 0.9 で、誤謬数は 19.0 ± 3.8 だった。

中野他(1995)は15-41歳のダウン症患者49名に種々の心理検査を実施した。鈴木・ビネー知能検査による35名の平均IQは30前後であった。

本検査は30名に対して施行された。15-19歳(5名)での正確数の平均は1.6で、誤謬数は15.2だった。20-34歳(8名)での正確数は1.6で誤謬数は16.9だった。35-41歳(17名)での正確数と誤謬数はそれぞれ1.5と16.5だった。年齢層間で成績に有意な差はなかった。誤謬の種類は省略と歪みが飛び抜けて多く、また誤謬は再生描画された図版の左側より右側の領域で多かった。

ダウン症以外の精神遅滞の成人155名(男性124名, 女性31名)におけるベントン視覚記銘検査の成績が、柄澤他(1989)により報告されている。被検者の年齢は 31.3 ± 6.8 歳で、24名に実施したコース立方体組合せテストの得点は 18.2 ± 20.3 点で、80名に実施したHDS-Rは 10.0 ± 6.4 点であった。30名に実施したベントン視覚記銘検査の正確数は 2.0 ± 1.8 で、誤謬数は 15.7 ± 5.1 だった。

これら三つの研究の結果はきわめてよく似ており、中等度ないし重度精神遅滞における本検査の成績は、青年期から中年期にかけて極めて低い水準にとどまるものと考えられる。ただしこれらの知的水準の被検者に本検査を実施する場合には、課題内容の理解の確認を十分に行う必要がある。

4-4. 統合失調症

倉知・鈴木・中村・木場・山口(1985)は、DSM-IIIにより統合失調性障害と診断された患者20名(男性12名, 女性8名)に対して本検査を実施した。被検者の平均年齢は 26.7 ± 5.7 歳で、平均罹病期間は4.7年、平均教育年数は13.2年であり、WAISの全検査IQの平均は 89.0 ± 10.3 (72-109)だった。

前頭領域の局所分布値(前頭領域の局所脳血流の半球平均血流に対する

比率) が103%以上とそれ未満で被検者を二分した場合、ベントン視覚記銘検査での正確数と誤謬数は以下の通りだった。

右前頭領域－局所分布値103%以上 (11名)

正確数 6.6 ± 2.0

左誤謬数 2.3 ± 1.6

右誤謬数 3.3 ± 2.6

右前頭領域－局所分布値103%未満 (9名)

正確数 5.9 ± 2.2

左誤謬数 2.8 ± 1.4

右誤謬数 3.7 ± 3.8

左前頭領域－局所分布値103%以上 (12名)

正確数 6.8 ± 1.9

左誤謬数 2.3 ± 1.4

右誤謬数 2.4 ± 1.9

左前頭領域－局所分布値103%未満 (8名)

正確数 5.5 ± 2.2

左誤謬数 2.8 ± 1.7

右誤謬数 5.0 ± 4.0

左右それぞれの前頭領域での2群間で、成績に有意な差はなかった。また左前頭領域－局所分布値103%未満条件でのみ、左右の誤謬数は有意に異なっていた。この場合、右周辺図形に関する誤謬が多かったが、この結果の解釈に際しては、刺激図版での左周辺図形が3個であるのに対して右周辺図形が5個と多いこととの関係を考慮する必要がある。

Fujiwara & Tsuru (1986) は、抗精神病薬の投与により陰性症状の軽快した統合失調症の患者19名にベントン視覚記銘検査を実施した。被検者の平均年齢は31.6歳 (24-38歳) であり、発症年齢は21.3歳 (15-28歳)、罹病期間は10.4年 (1-17年) だった。WAIS で IQ は全員が70以上であった (全検査 IQ / 言語性 IQ / 動作性 IQ の順に90.1 / 92.3 / 88.6)。ベントン視

覚記銘検査での平均正確数は6で誤謬数は7だった。健常者と比べ、再生された図形の右側での誤謬数と右周辺図形における誤謬数が多かった。このことは、統合失調症者はベントン視覚記銘検査図版の右半分をよく見ないという川添・鶴・内村（1991）の眼球運動の研究での知見により説明できるかもしれない。なお大林・松島・安藤・桜田・中島・安藤・小島（1991）の眼球運動の研究では、統合失調症患者では、健常者の場合よりも注視点の移動が少なく、視線の移動距離が短く、周辺図形を見ない傾向があることは確認されたが、それは必ずしも図版の右の領域に特徴的なものではなかった。

松井・倉知（1992a）は、DSM-III-Rで統合失調症と診断された16名に本検査を実施した。被検者の年齢は 30.8 ± 10.2 歳で、罹病期間と教育年数はそれぞれ 9.3 ± 9.7 年と 12.7 ± 2.0 年だった。平均正確数は 6.6 ± 2.3 で、誤謬数は 5.2 ± 3.9 だった。これらの成績は、年齢と教育年数をマッチさせた健常者のものより有意に低かった。

さらに松井・倉知（1992b）は、DSM-III-Rで統合失調症と診断された70名（男性33名、女性37名）からもデータを収集した。被検者の年齢は 26.5 ± 5.6 歳（17-38歳）で、罹病期間は 4.6 ± 3.9 年（0.5-20年）であり、服薬量はクロロプロマジンに換算して 347.6 ± 313.6 mg/日（0-1325 mg/日）であった。

正確数と誤謬数の平均はそれぞれ 6.4 ± 1.9 と 5.1 ± 3.7 だった。これらの成績は年齢をマッチさせた健常者のものより有意に低かった。誤謬は多くの図版で健常者の場合よりも多く、特に第7、第9、第10図版で多発した。全ての種類の誤謬が健常者より多く出現し、歪みが最も多かったが、健常者ではほとんどみられなかった省略・置き違い・大きさの誤りがみられたのが特徴的であった⁸⁾。また誤謬は再生描画された図版の右側でより多かった。これは川添他（1991）の結果と合致する。

稲山他（1997）はDSM-IVの残遺型統合失調症の診断基準を満たす平均年齢 47.6 ± 6.1 歳、平均教育年数 11.0 ± 2.0 年の、症状が軽度の統合失調症患者

者20名に対して本検査を施行した。被検者の平均服薬量は、クロルプロマジンに換算して 368 ± 278 mg/日であり、平均服薬期間は 17.5 ± 8.3 年だった。症状の評価は PANSS により、被検者は全員陽性症状の得点が17点以下で、陰性症状が19点以下であり、かつ各評価尺度における中等度が多くとも2個以下であった。また明らかな振戦・固縮はなく、薬剤性パーキンソニズムは軽微であった。被検者は全員7桁の数列の逆唱が可能だったため、聴覚性即時記憶には問題がなかったものと思われる。

本検査での平均正確数と誤謬数はそれぞれ 3.0 ± 1.9 と 11.1 ± 3.8 であった。年齢と教育年数をマッチさせた健常対照群における正確数と誤謬数はそれぞれ 8.9 ± 1.2 と 1.4 ± 1.8 であり、統合失調症における視覚性即時記憶の低下が示されている。新修正 Wisconsin Card Sorting Test においても、達成カテゴリ数・総エラー数・保続エラー数のいずれでも統合失調症群の方が有意に成績が低く、統合失調症では短期記憶との関連の深い前頭葉の機能が低下していることが示唆される。

杉原 (2002a) と杉原・石川 (1999) は、統合失調症患者のソーシャルスキルとベントン視覚記銘検査成績との関連について検討した。対象は、DSM-IV によって統合失調症と診断された32名 (男性17名, 女性15名) だった。被検者の年齢は 50.5 ± 10.2 歳 (32-71歳) であり、入院期間は 9.4 ± 7.1 年 (0.5-30.5年) だった。被検者のソーシャルスキルは、服薬自己管理・症状自己管理・日常生活自立・対人関係の円滑化・就労能力・社会資源の利用・余暇活動の参加・ラジオ体操参加度・歯を磨く・顔を洗う、の10項目についての11段階評定 (0-10点) により評価された。

ソーシャルスキルの評価得点が70点以上の者を高成績群 (48.8 ± 11.8 歳, 33-71歳, 10名), 60-69点の者を中間群 (50.6 ± 9.7 歳, 32-59歳, 11名) 59点以下を低成績群 (50.6 ± 10.3 歳, 32-55歳, 11名) とした。ベントン視覚記銘検査における正確数の平均は、高成績群では 4.1 ± 2.3 , 中間群では 4.7 ± 4.6 , 低成績群では 4.3 ± 6.0 であり、被検者全体では 4.4 ± 4.2 (1-8) だった。また誤謬数の平均は、高成績群では 10.8 ± 10.8 , 中間群

では 8.6 ± 23.1 、低成績群では 9.7 ± 23.6 であり、被検者全体では 9.7 ± 19.1 （2-18）だった。群間で成績に有意な差は認められなかった。しかし被検者全体の成績は、年齢をマッチさせた健常者のものより有意に低かった。なお健常者に比べ統合失調症者では、正確数・誤謬数ともに得点の分散がかなり大きく、得点が正規分布していなかったものと思われる。

倉知他（1991）は、DSM-III-Rにより統合失調症と診断された32名（男女各16名）に対して本検査を実施した。被検者の平均年齢は 28.4 ± 5.2 歳であり、平均罹病期間は 5.2 ± 4.6 年だった。服薬量はクロルプロマジンに換算して 485 ± 353 mg/日（0-1325 mg/日）であった。彼らの研究では、第8図版として元図版の左右を反転させたものが用いられたため、結果を他の研究のものとは直接比較するのは適当ではないが、参考資料として紹介する。

正確数の平均は 6.1 ± 2.2 であり、誤謬数の平均は 5.5 ± 3.7 だった。これらの成績は健常対照群のものより有意に低かった。また右周辺図形の誤謬数が左のそれより有意に多かった。なお彼らは第5-第10図版では眼球運動の同時記録も行い、統合失調症者では健常者に比べ、注視点の移動が少なくまた移動距離も短かったと述べているが、図版の左右で比較したデータは報告しておらず、またこれらの指標はベントン視覚記銘検査の正確数・誤謬数のいずれとも相関を示さなかった。

Watson（1968）は、60歳未満（平均40.5歳）の男性の統合失調症者30名に本検査を実施し、正確数の平均が5.1、誤謬数の平均が8.5という結果を得た。誤謬の種類は歪みと保続が特に多く、図版の右側の誤謬が左側の誤謬よりも多かった。

Watson et al.（1981）は、60歳未満（平均37.0歳）の男性の統合失調症者60名に本検査を実施した。被検者の教育期間と総入院期間はそれぞれ12.1年と31.2年だった。知能検査の種類は不明だが（恐らくWAIS）、IQの平均は103.7だった。正確数の平均は5.5、誤謬数の平均は8.4だった。

Green & Walker（1985）は、DSM-IIIにより統合失調症と診断された57歳未満の患者44名に対する本検査での誤謬数のデータを報告している。被検

者は SANS と SAPS による症状の評価に基づき、陽性症状群11名 (男性 9 名, 女性 2 名, 年齢 36.0 ± 12.3 歳, 教育年数 11.3 ± 3.0 年, 総入院期間 13.1 ± 8.8 年), 陰性症状群10名 (男性 9 名, 女性 1 名, 年齢 33.8 ± 8.4 歳, 教育年数 12.3 ± 2.4 年, 総入院期間 11.5 ± 10.4 年), 混合症状群23名 (男性16名, 女性 7 名, 年齢 31.4 ± 7.1 歳, 教育年数 12.7 ± 2.2 年, 総入院期間 8.9 ± 6.9 年) の 3 群に分けられた⁹⁾。各群の服薬量は, クロルプロマジンに換算してそれぞれ 522 ± 312 mg/日, 799 ± 900 mg/日, 759 ± 748 mg/日だった。

誤謬数は, 陽性症状群では 12.8 ± 6.0 , 陰性症状群では 10.7 ± 5.0 , 混合症状群では 11.1 ± 5.7 だった。陽性症状群と混合症状群の成績は, 年齢や教育歴等をマッチさせた健常群のものより有意に低かった (しかし図 3 に示すように, この研究での健常者の成績は他の研究でのものよりかなり低い)。

以上の研究での被検者の平均年齢と本検査の成績との関係を図 6 に示す。図 6a より, 正確数について以下のことが指摘できる。

- (1) 25-30歳付近での正確数は 6-7 程度であり, 同じ年齢範囲での健常者でのものと比較して大きな差はない。健常者の成績との間に統計的な差が認められるとしても, 差の絶対値はわずかである。
- (2) 25-50歳の年齢範囲で, 加齢とともに成績が低下するようである。少なくとも45-50歳時での正確数は, 25-30歳時でのものより 3-5 程度少ない。健常者ではこの年齢範囲で成績は目立った低下を示さない。また図 6b から, 誤謬数については以下が指摘される。
- (1) 25-50歳の範囲で, 誤謬数は健常者より多く, また加齢により増加する。誤謬数は25-30歳付近では 5-7 程度であり, 45-50歳では約10-12である。
- (2) 標準偏差が正確数の場合よりかなり大きい。従って図 6b に示されるデータを統合失調症での誤謬数の標準値とみなすのは適当ではないだろう。
- (3) 日本人の誤謬数はアメリカ人のものよりかなり少ない。これは健常者の場合と同様である。

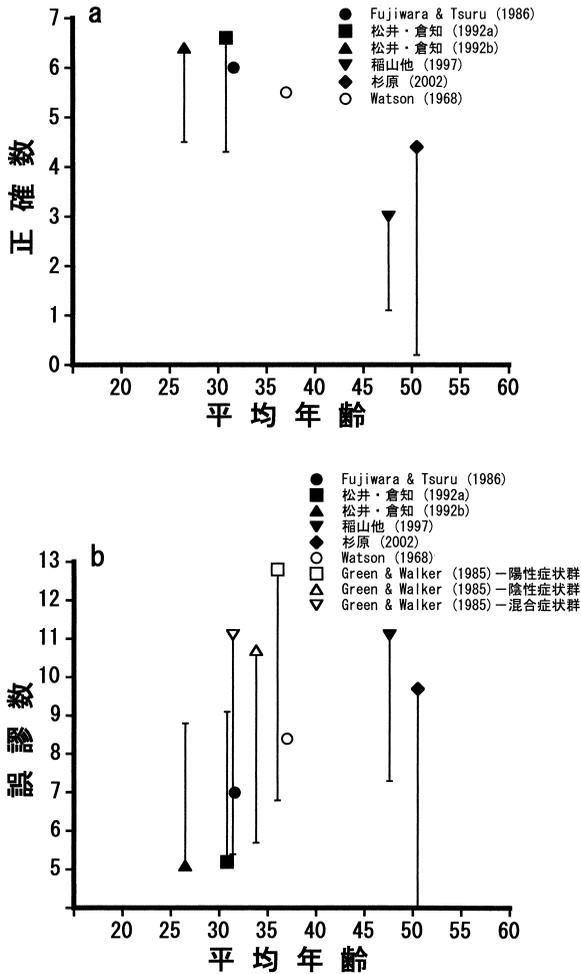


図6. 統合失調症における平均年齢とペントン視覚記銘検査の成績との関係。

4-5. 感情障害

Watson et al. (1981) は、60歳未満 (平均40.6歳) の男性の感情障害患者 30名に本検査を実施した。被検者の教育期間と総入院期間はそれぞれ12.0年と20.7年だった。知能検査の種類は不明だが (恐らく WAIS), IQ の平均は107.9だった。正確数と誤謬数の平均はそれぞれ5.4と7.9だった。

Green & Walker (1985) は、平均年齢 34.7 ± 8.2 歳の双極性感情障害の患者15名 (男性11名, 女性4名) に本検査を実施した。教育年数の平均は 12.0 ± 2.1 年, 総入院期間は 10.9 ± 8.9 年で, 服薬量はクロロプロマジンに換算して 320 ± 174 mg/日だった。誤謬数の平均は 4.5 ± 3.8 だった。

これらはいずれも **3-2** でみた30-40歳代の健常者の成績より低い。また Green & Walker (1985) の成績は, 年齢や教育歴等をマッチさせた健常群のものより有意に低かった。このカテゴリでは日本人を対象とした研究を調べるができなかった。

謝 辞

論文掲載データの詳細についてご連絡いただきました宮城学院女子大学の畑山みさ子先生に感謝いたします。

注

- 1) 比較的最近, IMP-SPECT による脳の血流量低下領域とベントン視覚記憶検査の成績の対応に関する研究がなされた (管・渡部・高橋・金子・宮本・丹羽, 1995; 倉知・角田・湯浅・葛野・松井・柴田・安井・倉知・谷井・倉田, 1991; 上島・管・金子・宮本・渡部・高橋・丹羽・宍戸, 1996)。ベントン視覚記憶検査は古くは単に脳損傷の存否の推定に用いられ (L'Abate, Vogler, Friedman, & Chused, 1963), また長く臨床症状や脳波の状態に基づく損傷の大雑把な位置の推定 (右半球か左半球か) の神経心理学的傍証のための道具として用いられることが多く, 検査の分解能については十分に検討されてこなかった。IMP-SPECT などの脳機能研究の新たな技法を用いて脳の局所的な活性化の低下と本検査での成績低下との関係を解明することで, 本検査の特性をより一層明らかにしうることが今後期待される。

- 2) 2007年3月に、中野他(1971)の研究が掲載された“心理テスト資料”に関して出版元の三京房に問い合わせたところ、これに関する資料も出版の記録も残っていないとの回答をいただいた。Webcatでもこの資料を所蔵している図書館を見つけることはできない。
- 3) 真行寺他(1974)の表-2では、中学3年生の保続の平均が1.0となっているが、学年をつぶしたこのカテゴリでの平均値の0.3という値から、0.1の誤植と判断した。同様に中学1年生の右側の誤りの平均の11.0も1.1の誤植と判断した。
- 4) 論文では total score と表記されている。これが正確数なのか誤謬数なのか論文中には記載がないが、彼らの Table 2 ではこれの得点が10を超えるケースがみられるため、誤謬数を示す値と判断した。
- 5) Klonoff & Kennedy (1966) ではカナダ人退役軍人115名のデータが報告されているが、被検者を Klonoff & Kennedy (1965) での被検者からランダムに選んだと記述されているため、ベントン視覚記憶検査のデータも Klonoff & Kennedy (1965) において収集されたものと考えるのが妥当であろう。
- 6) 彼らの第1表・第2表と第2図では掲載されている数値が幾分異なっている。これは第3表と第1図でも同様である。本稿では彼らの第1表・第2表・第3表の数値を紹介した。
- 7) 彼らの Table 1 では17.9歳となっている。
- 8) 本稿の主要な目的は日本人におけるベントン視覚記憶検査の標準値の推定であったため、主として成績の量的側面を考察の対象とした。しかし本検査を用いた記憶障害の評価においては、誤謬内容の詳細な検討も必要である。今のところ、いくつかの臨床群において誤謬の出現数ないし出現頻度についてカテゴリ別に調べた研究は散見されるものの、各誤謬カテゴリと器質疾患・精神障害の症状との関係を詳しく調べたり、誤謬内容の詳細な分析を行っている研究は極めて少ない。今後は各臨床群における誤謬の質的な検討が深められなければならない。
- 9) SANS と SAPS による評価点は、陽性症状群では $41.3 \pm 15.0 / 20.6 \pm 14.0$ 、陰性症状群では $11.9 \pm 11.0 / 42.4 \pm 26.0$ 、混合症状群では $29.5 \pm 17.0 / 41.4 \pm 19.0$ だった。

引用文献

- Alley, G. R. (1968). Visual Retention Test, Administration C: norms for mentally retarded children. *Perceptual and Motor Skills*, 27, 438.
- Anzola, G. P., Bertoloni, G., Buchtel, H. A., & Rizzolatti, G. (1977). Spatial compatibility and anatomical factors in simple and choice reaction times. *Neuropsychologia*, 15, 295-302.

- Arenberg, D. (1978). Differences and changes with age in the Benton Visual Retention Test. *Journal of Gerontology*, **33**, 534-540.
- Arenberg, D. (1982). Estimates of age changes on the Benton Visual Retention Test. *Journal of Gerontology*, **37**, 87-90.
- Benton, A. L. (1950). A multiple choice type of the visual retention test. *A.M.A. Archives of Neurology and Psychiatry*, **64**, 699-707.
- Benton, A. L. (1962). The visual retention test as a constructional praxis task. *Confinia Neurologica*, **22**, 141-155.
- Benton, A. L. (1963). *The revised visual retention test: clinical and experimental applications*. 3rd ed. Cleveland: The Psychological Corporation.
(ベントン A. L. 高橋剛夫 (訳) (1966). 改訂版視覚記憶検査使用手引 三京房)
- Benton, A. L. (1972). Abbreviated versions of the Visual Retention Test. *Journal of Psychology*, **80**, 189-192.
- Benton, A. L., Hamsher, K. deS, Varney, N. R., & Spreen, O. (1983). *Contributions to neuropsychological assessment. A clinical manual*. New York: Oxford University Press.
(ベントン A. L., ヘイムシャー K. deS., ヴァーニー N. R., & スプリーン O. 田川皓一 (監訳) (1990). 神経心理評価マニュアル 西村書店)
- Benton, A. L., Spreen, O., Fangman, M., & Carr, D. (1967). Visual Retention Test, Administration C: norms for children. *Journal of Special Education*, **1**, 151-156.
- Brown, L. F., & Rice, J. A. (1967). Form equivalence analysis of the Benton Visual Retention Test in children of low IQ. *Perceptual and Motor Skills*, **24**, 737-738.
- Fujiwara, M., & Tsuru, N. (1986). Personality and neuropsychological aspects of temporal lobe epileptics and schizophrenics. *Japanese Journal of Psychiatry and Neurology*, **40**, 583-594.
- 福居顕二・小林豊生・早川滋人・古賀恵理子・小野 泉・川上富美郎・福居義久・谷直介・加藤 明・中島照夫 (1995). 慢性有機溶剤乱用者の動因喪失症候群について ——神経心理学的観点から—— アルコール研究と薬物依存, **30**, 367-374.
- 船越昭宏・井上有史 (1995). 側頭葉てんかんの神経心理学的評価 ——術前、術後の比較—— 脳と精神の医学, **6**, 171-177.
- 船越昭宏・井上有史 (1999). 右半球言語優位てんかん患者の神経心理学的検討 失語症研究, **19**, 101-106.
- Green, M., & Walker, E. (1985). Neuropsychological performance and positive and negative symptoms in schizophrenia. *Journal of Abnormal Psychology*, **94**, 460-469.

- 畑山みさ子 (2007). 私信 (2007年3月)
- 畑山みさ子 (1972). 図形の認知・再生の発達過程について ——Benton 視覚記憶検査による—— 宮城学院女子大学研究論文集, **40**, 37-53.
- 稲山靖弘・中嶋真里・徳永陽子・水野貴史・豊田裕敏・左 光治・木戸上洋一 (1997). 症状の軽度な精神分裂病患者の前頭葉機能および記憶機能 精神医学, **39**, 975-977.
- 石合純夫 (2003). 高次脳機能障害学 医歯薬出版
- 角本順次 (1968). 視覚記憶テストにおける精神薄弱児の特徴 鳥取大学教育学部研究報告 教育科学, **10**, 167-177.
- 角本順次 (1973). 脳損傷鑑別におけるベンダー・テストとベントン・テストの比較検討 鳥取大学教育学部研究報告 教育科学, **15**, 79-85.
- 管 るみ子・渡部 学・高橋留利子・金子裕子・宮本百合子・丹羽真一 (1995). IMP-SPECT 所見とウェクスラー知能検査, ベントン視覚記憶検査の比較検討 てんかん研究, **13**, 53-54.
- 柄澤昭秀・今村理一・本間 昭・笠原洋男・川島寛司 (1989). 成人ダウン症における心身機能の特徴と加齢の影響 臨床精神医学, **18**, 1413-1422.
- 柄澤昭秀・川島寛司・笠原洋男 (1976). 知的活動性の高い女性高齢者における知的老化の臨床的研究 精神神経学雑誌, **78**, 731-745.
- 柄澤昭秀・小林 充・矢富直美 (1980). 老人におけるベントン視覚記憶テストの臨床的意義 老年社会科学, **2**, 82-97.
- 鹿島晴雄・立石雅子 (2001). ベントン視覚記憶検査 上里一郎 (監) 心理アセスメントハンドブック 第2版 西村書店 pp. 540-549.
- 川添伸一・鶴 紀子・内村成良 (1991). 精神分裂病患者における視覚記憶検査施行時の眼球運動 脳と神経の科学, **2**, 471-474.
- Kishi, R., Harabuchi, I., Katakura, Y., Ikeda, T., & Miyake, H. (1993). Neurobehavioral effects of chronic occupational exposure to organic solvents among Japanese industrial painters. *Environmental Research*, **62**, 303-313.
- Kljajić, I. (1977). Benton OCS and OES as actuarial indices of brain pathology. *Journal of Clinical Psychology*, **33**, 792-794.
- Klonoff, H., & Kennedy, M. (1965). Memory and perceptual functioning in octogenarians and nonagenarians in the community. *Journal of Gerontology*, **20**, 328-333.
- Klonoff, H., & Kennedy, M. (1966). A comparative study of cognitive functioning in old age. *Journal of Gerontology*, **21**, 239-243.
- 小林 充・柄澤昭秀 (1981). ベントン視覚記憶検査遂行の老人における標準値の検討 ——正確数を中心として—— 老年社会科学, **3**, 198-212.

- 倉知正佳・角田雅彦・湯浅 悟・葛野洋一・松井三枝・柴田良子・安井伸一・倉知照・谷井靖之・倉田孝一 (1991). 精神分裂病の¹²³I-IMP SPECT 所見とその成立機序について 精神神経学雑誌, **83**, 830-836.
- 倉知正佳・鈴木道雄・中村美智子・木場清子・山口成良 (1985). 分裂病における前頭葉血流量 臨床精神医学, **14**, 1453-1459.
- L'Abate, L., Vogler, R. E., Friedman, W. H., & Chused, T. M. (1963). The diagnostic usefulness of two tests of brain-damage. *Journal of Clinical Psychology*, **19**, 87-91.
- Lezak, M.D. (1995). *Neuropsychological assessment. 3rd ed.* New York: Oxford University Press.
- Marsh, G. G., & Hirsch, S. H. (1982). Effectiveness of two tests of visual retention. *Journal of Clinical Psychology*, **38**, 115-118.
- 増井寛治・丹羽真一・安西信雄・亀山知道・斎藤 治 (1984). 右側頭葉に発作波焦点をもつ側頭葉てんかん患者の Benton 視覚記憶検査成績の特徴 精神医学, **26**, 879-881.
- 増井寛治・丹羽真一・安西信雄・亀山知道・斎藤 治・栗田 広・宮内 勝・浅井歳之・池淵恵美・神保真也 (1983). 側頭葉てんかん患者の記憶機能障害——発作波焦点側と言語性, 非言語性記憶機能についての神経心理学的研究——精神医学, **25**, 55-63.
- 松井三枝・倉知正佳 (1992a). 精神分裂病患者の聴覚性文章記憶と視覚性図形記憶 精神医学, **34**, 609-613.
- 松井三枝・倉知正佳 (1992b). 精神分裂病患者におけるペントン視覚記憶検査成績の特徴 精神医学, **34**, 1005-1007.
- 三村 将 (1999). 記憶の分類と検査法 松下正明 (総編集) 浅井昌弘・牛島定信・倉知正佳・小山 司・中根允文・三好功峰 (編) 臨床精神医学講座21 脳と行動 中山書店 pp.257-271.
- 中野光子 (1996). 臨床知能診断法 山王出版
- 中野倫仁・深津 亮・宮澤仁朗・藤井 充・高畑直彦・高桑利夫 (1995). ダウン症候群の認知機能に対する加齢の影響について 臨床精神医学, **24**, 329-338.
- 中野善達・田中伸子・諸田堯夫 (1971). 聴力障害児と正常児の図形記憶について 心理テスト資料 No. 1 三京房 pp.11-21.
- 中沢 勝・北村 伸・永積 悖・赫 彰郎 (1993). Parkinson 病における認知機能とその評価法——Raven 色彩マトリックス(RCPM)と事象関連電位の検討——臨床神経学, **33**, 1157-1163.
- 野田真紀子・松井三枝・清水昭和規則・倉地正佳子・村上美也子・山谷美和・小西徹 (1989). てんかん児の知能と注意力, 視覚記憶力 日本でんかん学会プログラム・抄録集, **23**, 125.

- 大林 滋・松島英介・安藤晴延・桜田美壽壽・中島一憲・安藤克己・小島卓也 (1991). ベントン視覚記銘図版呈示時の注視点の動きの特徴 —— 分裂病患者と正常者の比較 —— 臨床精神医学, **20**, 1255-1261.
- Poitrenaud, J., & Clément, F. (1965). La détérioration physiologique dans le Test de Révision Visuelle de Benton: résultats obtenus par 500 sujets normaux. *Psychologique Française*, **10**, 359-368.
- Randall, C., M., Dickson, A. L., & Plasay, M. T. (1988). The relationship between intellectual function and adult performance on the Benton Visual Retention Test. *Cortex*, **24**, 277-289.
- 笹川睦男・吉野美穂子・亀山茂樹 (2003). 側頭葉てんかんの扁桃核海馬発作群と外側側頭葉発作群の神経心理検査所見の相違について てんかん研究, **21**, 219-228.
- Shichita, K., Hatano, S., Ohashi, Y., Shibata, H., & Matuzaki, T. (1986). Memory changes in the Benton Visual Retention Test between ages 70 and 75. *Journal of Gerontology*, **41**, 385-386.
- 七田恵子・松崎俊久・旗野脩一 (1980). 都市在宅70歳老人のベントン視覚記銘テスト成績と医学的社会的背景との関連 社会老年学, **12**, 41-46.
- 真行寺 功・森 源三郎・多田建治 (1974). 精神薄弱児と普通児における視覚記銘検査の比較 金沢大学教育学部紀要 人文科学・社会科学・教育科学編, **23**, 197-204.
- 杉原俊二 (2002a). ベントン視覚記銘検査における記憶の保持 —— 精神分裂病患者の即時再生と遅延再生との比較 —— 吉備国際大学社会福祉学部研究紀要, **7**, 73-77.
- 杉原俊二 (2002b). ベントン視覚記銘検査の複数回使用の可能性：健常者による検討 吉備国際大学保健福祉研究所研究紀要, **3**, 33-40.
- 杉原俊二・石川 元 (1999). 精神分裂病の視覚認知能力と生活技能訓練 (SST) —— ベントン視覚記銘検査と生活技能 (SS) との関連 —— 精神障害とリハビリテーション, **3**, 145-149.
- 杉下守弘 (2002). 認知機能の測定 心理テストと機能的 MRI を中心に 精神医学, **44**, 821-824.
- 鄭 秀明・相馬芳明・丸山勝一 (1993). 多発性硬化症の神経心理学的検討 脳と神経, **45**, 133-137.
- 上島雅彦・管 るみ子・金子裕子・宮本百合子・渡部 学・高橋留利子・丹羽真一・宍戸文男 (1996). IMP-SPECT 所見とベントン視覚記銘検査成績の比較検討 (第2報) てんかん研究, **14**, 52.
- Vilkki, J. (1989). Perseveration in memory for figures after frontal lobe lesion.

- Neuropsychologia*, **27**, 1101-1104.
- Watson, C. G. (1968). The separation of NP hospital organics from schizophrenics with three visual motor screening tests. *Journal of Clinical Psychology*, **24**, 412-414.
- Watson, C. G., Gasser, B., Schaefer, A., Buranen, C., & Wold, J. (1981). Separation of brain-damaged from psychiatric patients with ability and personality measures. *Journal of Clinical Psychology*, **37**, 347-352.
- 渡辺俊三・北條 敬・大沼悌一・菅原英保・小野寺庚午・木村美津子 (1978). 左右片麻痺患者における Benton 視覚記銘検査について ——左右半球損傷, 視野異常の有無, 脳波異常の程度, 他の心理検査との相関の検討—— 脳と神経, **30**, 377-382.
- Wechsler, D. (1987). *Manual for the Wechsler memory scale-revised*. Cleveland: The Psychological Corporation.
- (ウェクスラー D. 杉下守弘 (訳著) (2001). 日本版ウェクスラー記憶検査法 (WMS-R) 日本文化科学社)
- 山田大豪・山口三千夫・玉木紀彦 (2001). 頭部外傷患者における Benton 視覚記銘検査 神戸大学医学部紀要, **61**, 189-196.
- 横田正夫 (1994). 記憶テストの分類と紹介 日本大学心理学研究, **15**, 50-58.

Summary

The Benton Visual Retention Test

Takayuki Takiura

The Benton Visual Retention Test is the convenient neuropsychological test that is often used in many countries for assessment of the visual short-term memory and general intelligence. In Japan, this test has been used for as long as 40 years without the standardization with Japanese sample, and the data with the American sample in the original test manual published in the USA in 1963 have been employed for the normative data. In the present paper, we made the meta-analysis of the Japanese data collected from journal articles to infer the norms for Japanese with the Administration A using the Form C card set.