

学位論文

「Repeatability, Reproducibility, and Comparability of  
Subjective and Objective Measurements of Intraocular  
Forward Scattering in Healthy Subjects. 」

(正常眼における自覚および他覚的眼内前方散乱の再現性  
とその比較)

DM13017 飯島 郁嘉

北里大学大学院医療系研究科医学専攻博士課程  
臨床医科学群 眼科学  
指導教授 清水 公也

## 著者の宣言

本学位論文は、著者の責任において実験を遂行し、得られた真実の結果に基づいて正確に作成したものに相違ないことをここに宣言する。

## 論文要旨

### 目的

視機能に有意な影響を及ぼす因子として眼内前方散乱が注目されているが、これまで自覚的定量値と他覚的定量値との関連は報告されておらず、それぞれの値の再現性の検討も十分でない。この研究の目的は、正常眼における、眼内の自覚的前方散乱および他覚的前方散乱について、両者の測定機器の再現性を評価するとともに、両機種によって得られた前方散乱値の相関を評価することである。

### 対象と方法

屈折異常以外に眼疾患を有さない健常人 20 例 20 眼（年齢  $28.4 \pm 4.1$  歳、男性 7 例、女性 13 例）を対象とした。C-Quant を用いて自覚的前方散乱  $\log(s)$  ( $\log$  straylight) を、OQAS を用いて他覚的前方散乱 OSI (Objective Scattering Index) を、それぞれ測定した。測定は 5 分おきにそれぞれ 3 回ずつ行い（測定 1、測定 2、測定 3）、それらを 1 セッションとして、1 日以上あけて計 3 日間（計 3 セッション）を同一測定者にて行った。また、3 回の連続した測定を別の測定者でも行った。それぞれの機器において、級内相関係数、測定内再現性、測定間再現性、検者間再現性、また相互比較性を評価した。

### 結果

#### 1. 級内相関係数

同一測定者における 9 回の測定での級内相関係数は、 $\log(s)$  で 0.815、OSI は 0.926 であり、OSIの方が若干高かった。

#### 2. 測定内再現性

セッション 1 における測定 1 と測定 2 の値の平均値の差は C-Quant において、 $-0.002 \pm 0.106$  (95%信頼区間;  $-0.211 \sim 0.207$ )、OQAS において  $0.088 \pm 0.199$  (95%信頼区間;  $-0.302 \sim 0.477$ ) であった。測定 2 と 3、測定 1 と 3 においてもそれぞれ同様の結果であった。

#### 3. 測定間再現性

セッション 1 とセッション 2 における平均値の差は C-Quant において、 $-0.015 \pm 0.129$  (95%信頼区間;  $-0.267 \sim 0.237$ )、OQAS において  $0.012 \pm 0.212$  (95%信頼区間;  $-0.404 \sim 0.428$ ) であった。セッション 2 と 3、セッション 1 と 3 においてもそれぞれ同様の結果であった。

#### 4. 検者間再現性

検者間における平均値の差は、C-Quant で  $-0.051 \pm 0.133$  (95%信頼区間;  $-0.311 \sim 0.209$ )、OQAS で  $0.080 \pm 0.307$  (95%信頼区間;  $-0.522 \sim 0.682$ ) であった。検者間の再現性は、測定内・測定間再現性とほぼ同様の傾向を示した。

#### 5. 相互比較性

$\log(s)$  と OSI には有意な中等度の相関を認めた (Spearman 順位相関係数  $r=0.498$ ,  $p=0.026$ )。

### 結論

今回の研究において、眼内前方散乱を定量可能な 2 機種によって得られる値は自覚的定量値  $\log(s)$  と、他覚的定量値 OSI とともに高い再現性を持つことが示され、両機器が臨床的に有用であることが証明された。しかしながら級内相関係数はわずかに OSI が  $\log(s)$  より優れており、OSI の方がより高い再現性を持つことがわかった。

また、正常眼において両機器により得られる前方散乱値は中等度に相関し、臨床において、自覚的前方散乱値は、ある程度他覚的前方散乱値を反映すること、すなわち測定された前方散乱値が患者の自覚症状をある程度反映していることがわかった。両者が完全に一致しなかったのは、測定方法が自覚と他覚で違うこと、そして C-Quant は補正比較法を用いて、視角  $5 \sim 10^\circ$  のより大きな範囲の前方散乱を定量しているのに対し、OQAS は double-pass 法を用いて  $20\text{arc}$  以内のより小さな範囲における前方散乱を定量しているためと考えられた。よって、C-quant と OQAS で得られた値はいずれも眼内前方散乱に関連しており、両者は相関するものの、必ずしも一致しないため、両機種は相互的に使用をする際には注意が必要であることがわかった。

## 目次

	頁
1. 序論 .....	1
2. 対象と方法	
2-1. 対象 .....	2
2-2. 眼内前方散乱の自覚的評価 .....	2
2-3. 眼内前方散乱の他覚的評価 .....	3
2-4. 測定内再現性、測定間再現性、検者間再現性の評価 .....	3
3. 結果	
3-1. 研究対象の人口統計学的データ .....	4
3-2. 測定内再現性 .....	4
3-3. 測定間再現性 .....	4
3-4. 検者間再現性 .....	4
3-5. 相互比較性 .....	4
4. 考察	
4-1. 自覚的前方散乱値および他覚的前方散乱値の再現性 .....	5
4-2. 自覚的前方散乱値と他覚的前方散乱値の関係 .....	5
4-3. 研究の限界 .....	6
5. 結論 .....	6
6. 今後の課題 .....	6
7. 謝辞 .....	7
8. 引用文献 .....	7
9. 業績目録 .....	8
10. 図表 .....	10

## 1. 序論

眼球における散乱とは、光線が眼球の角膜、水晶体などを通過する際に散乱し、網膜上での点像が広がる現象である。散乱のうち前方散乱は光線の進行方向に広がることであり、後方散乱は光源側に散乱することを示す。また、収差とは、同じく光線が眼球の角膜、水晶体などを通過する際に、屈折が変化し、網膜上で焦点が一点に定まらずにずれる現象のことである。これら収差や散乱は、若年者の健康な眼においても、網膜像の質を低下させ、その結果として視機能を劣化させる。なぜなら眼球という光の媒体は完全なものではないからである。収差においては、ハルトマンシャック型収差計で計測され、これまでに十分に理解されてきたが、散乱については眼にどのような影響を及ぼすのか完全に解明されてこなかった。従ってまず散乱の視機能への影響を調べるために、コントラスト感度検査を用いて研究を行った。コントラスト感度検査は詳細な視機能を表す指標の一つであり、臨床的に有用であると言われている。しかしながら、コントラスト感度にどのような因子が関与するかについては不明な点が多い。そこで我々はまず、コントラスト感度に影響を与える背景因子について、散乱も含めて多数例で後方視的に検討した。

屈折異常以外に眼疾患を有さない201例201眼（年齢 $31.8 \pm 7.4$ 歳）の近視眼を対象に、コントラスト感度値（Area Under Log Contrast Sensitivity Function; AULCSF）を目的変数、年齢、性別、矯正視力、等価球面度数、瞳孔径、角膜収差、眼球収差、前方散乱、後方散乱を説明変数として、ステップワイズ多変量解析を行った。高次収差は波面センサー（KR-9000, Topcon 社）、前方散乱は眼球光学特性解析装置（OQAS, Visiometrics 社）、瞳孔径および後方散乱は前眼部解析装置（Pentacam HR, Oculus 社）により測定した。結果として、AULCSF と有意な相関を認めた因子は、前方散乱（偏回帰係数  $B=-0.032$ ,  $p=0.018$ ）、矯正視力（logMAR）（ $B=-0.209$ ,  $p=0.022$ ）であり、その他の因子には有意な相関を認めなかった（決定係数  $R^2=0.231$ ）。

これらの結果より、正常近視眼においては前方散乱が小さいほど、矯正視力が良好であるほど、コントラスト感度が良好であり、年齢、性別、等価球面度数、瞳孔径、角膜収差、眼球収差、後方散乱は有意な影響を与えないことがわかった。従って、正常眼における視機能を考える上で、矯正視力だけでなく前方散乱の重要性が示唆された。また散乱において、後方散乱よりも、前方散乱の方が視機能により影響するということも示唆された。よって、臨床の場において、前方散乱を定量化することは視機能を評価する上で重要であると考えられた。

現在市販されている、前方散乱の測定機器は2種類ある。1つは straylight

meter (C-Quant, Oculus 社, Optikgeräte, GmbH, Wetzlar, ドイツ)で、眼内の前方散乱を補正光学法に基づいて精神物理学的に評価する機器であり[1]、自覚的な散乱を評価することができる。もう 1 つは point-spread function (PSF) meter (Optical Quality Analysis System (OQAS), Visiometrics, Terassa, スペイン)で、double-pass 法を用いて前方散乱を他覚的に評価する機器である。[2] これらによって前方散乱は測定されてきたが、正常眼において、自覚的前方散乱と他覚的前方散乱の関係はこれまでに解明されてこなかった。両者の測定方法や測定値の単位は違うものの、臨床において両者の値が相関するかを知っておくことは重要である。さらに詳細な視機能の分析をする上で、眼内散乱の正確かつ精密な測定は必須とされる。今回の研究の目的は、正常眼における、眼内の自覚的前方散乱および他覚的前方散乱について、両者の測定機器の再現性を評価するとともに、両機種によって得られた前方散乱値の相関を評価することである。

## 2. 対象と方法

### 2-1. 対象

今回の前向き研究において、20 例 20 眼の健常なボランティア（北里大学病院の医師、看護師、医療スタッフ）を対象とした。対象眼は近視、遠視、乱視などの屈折異常以外に異常のない眼とし、眼手術の既往、外傷歴、角膜病変などのあるものは除外した。1 症例につき、左右どちらか一方の眼をランダムに選択し、解析に使用した。対象眼はすべて虹彩が茶色の日本人で、矯正視力は 1.0 以上であった。この研究は北里大学倫理委員会に承認されており（研究番号 B14-81）、ヘルシンキ宣言に基づいて施行している。すべての被験者にこの研究の目的、方法、リスク、不利益、などについて説明し、インフォームドコンセントを行った。

### 2-2. 眼内前方散乱の自覚的評価

自覚的前方散乱値は、C-Quant によって測定した。この機器は Franssen らによって開発され、補正比較法と、被験者の応答の確率的特性を評価するための精神物理学の原理とを用いて前方散乱を測定する。被験者には機器を覗きもらい測定するが、その視野の中には、中心のディスク型の半円に分割されている検査領域と、その外側のリング型の散乱光源がある。検査領域の半円には補正光が提示されており、もう半円には提示されていない。外側の散乱光源がフリッカー点滅を始めるとその光が黄斑部に散乱するため、中央の検査領域が点滅して見えるが、被験者には、中心の半円のどちらが強く点滅しているかを機器

の左右のボタンで押してもらい、補正光とのバランスがとれるまで自動的に輝度を変更し、被験者の前方散乱値である Logarithmic straylight value (log(s)) を決定する。検査結果には信頼性の指標があり、推定標準偏差が 0.08 より低く、品質係数(quality factor)が 1.00 より高いものが信頼性の高い値となる。すべての測定は眼鏡やコンタクトレンズをせずに、片眼を遮蔽した上で測定し、必要時のみ矯正レンズを使用した。

### 2-3. 眼内前方散乱の他覚的評価

他覚的前方散乱値は、OQAS II によって測定され Objective scattering index (OSI) というパラメータで表される。本装置は double-pass 法を用いて前方散乱を測定するが、波長 780nm のレーザー光源を網膜に入射し、網膜からの反射を CCD カメラで捉えて得られる PSF(point spread function)を解析することで眼球光学特性を測定する。解析瞳孔径は 4mm に設定した。この機器は自動的に他覚屈折値を決定することができるが、正確な度数決定のために乱視は矯正して測定した。OSI は PSF の周辺部と中央部の光強度の比であり、実際には周辺 12~20arc の光強度を中心 1arc の光強度で除することで算出される。[4] OSI の正常値は 1 前後で、値が大きくなるほど散乱が大きいということである。

### 2-4. 測定内再現性、測定間再現性、検者間再現性の評価

両機器を用いて、被検者に対し 5 分以上あけてそれぞれ 3 回連続して測定を行い（測定 1、測定 2、測定 3）、それをセッション 1 として 1 日以上間隔をあけて 3 回のセッションを行った。測定は全て同一の測定者で行った。また、検者間の測定再現性を評価するために、3 回の連続した測定を別の測定者でも行った。測定は半暗室の部屋で行い、被験者には一度眼を閉じてもらい、そこから測定を始めた。

得られたデータにより、セッション 1 内の測定 1、測定 2、測定 3 の間での比較（測定内再現性）、またセッション間の比較（測定間再現性）、検者間での比較（検者間再現性）の評価を行った。これらの再現性は Bland-Altman 法を用いて評価した。[5] 95% limits of agreement (LoA)は平均値の差 $\pm 1.96 \times$ 標準偏差で求めた。log(s)と OSI の測定値の再現性の評価においては、単一の測定者の 9 回の測定の平均値を使用し、検者間の再現性の評価においてはそれぞれの測定者の平均値を使用した。また、Bartko and Carpenter によって示された、級内相関係数(Intraclass correlation coefficient (ICC))も再現性の評価に使用した[6]。ICC の範囲は 0 から 1 であり、0.75 より小さい場合は低い再現性、0.75~0.90 は中等度の再現性、0.90 以上は高い再現性と定義される。[7] また、両機器の値の相関には Spearman の順位相関係数を使用した。全ての統計は SPSS (SPSS



Inc, Chicago, IL, US)を用いて解析し、結果は平均±SD で表記し、P 値が 0.05 未満を統計学的に有意とみなした。

### 3. 結果

#### 3-1. 研究対象の人口統計学的データ

研究対象の人口統計学的データを表 1 に示す。20 名のボランティアのうち、女性が 13 名、男性が 7 名であり、平均年齢は  $28.4 \pm 4.1$  歳 (22~40 歳)であった。平均 log(s)は  $0.848 \pm 0.100$  (0.697~1.030)、平均 OSI は  $0.899 \pm 0.369$  (0.422~1.589)であった。

#### 3-2. 測定内再現性

log(s)と OSI における級内相関係数は、それぞれ 0.815 (95%LoA; 0.610~0.921)、0.926 (95%信頼区間; 0.843~0.968)であった。また、log(s)と OSI 測定の最初のセッションにおける、測定 1 の値と測定 2 の値、測定 1 の値と測定 3 の値、測定 2 の値と測定 3 の値を比較し、それぞれの平均値の差と 95%信頼区間を表 2 に示す。眼内前方散乱の測定 1 の値と測定 2 の値の平均値の差は C-Quant において、 $-0.002 \pm 0.106$  (95%信頼区間; -0.211~0.207)、OQAS において  $0.088 \pm 0.199$  (95%信頼区間; -0.302~0.477)であった。(図 1)

#### 3-3. 測定間再現性

セッション 1 とセッション 2、セッション 1 とセッション 3、セッション 2 とセッション 3 の間での平均値の差と 95%信頼区間を表 3 に示す。

#### 3-4. 検者間再現性

眼内前方散乱値の検者間による平均値の差は、C-Quant で  $-0.051 \pm 0.133$  (95%信頼区間; -0.311~0.209)、OQAS で  $0.080 \pm 0.307$  (95%信頼区間; -0.522~0.682)であった(図 2)。検者間による再現性は、セッション内再現性とほぼ同様の傾向を示した。

#### 3-5. 相互比較性

log(s)と OSI には有意な中等度の相関を認めた(Spearman 順位相関係数  $r=0.498$ ,  $p=0.026$ ) (図 3)。

## 4. 考察

### 4-1. 自覚的前方散乱値および他覚的前方散乱値の再現性

今回の研究において、眼内前方散乱を定量可能な 2 機種 of 再現性は C-Quant によって得られる  $\log(s)$  と、OQAS II によって得られる OSI とともに良好であり、臨床的に良好な再現性を持つことが示された。これらの結果は過去の研究と同様の結果を示している[1, 8-13]。C-quant については、Franssen ら[1]が、反復測定 of 標準偏差 of 平均が 0.07 であったと報告している。Cerviño ら[8]は C-Quant の 10 回の連続測定 of 測定値間の標準偏差と 5 セッション間における標準偏差が、それぞれ 0.07 と 0.05 であったと報告しており、測定値 of 再現性と信頼性が良好であることを示唆している。また、Guber ら[9]によると、5 回測定における級内相関係数は 0.83 で、今回の我々の研究 of 級内相関係数の結果と同等であった。また、OQAS については、Saad ら[10]は、正常眼、白内障眼、屈折矯正術後の眼において OSI の repeatability limit (平均値 of パーセンテージ) が 20.9%~56.1% であったと報告している。また Vilaseca ら [11]は OSI における平均標準偏差が 0.11 であったとしている。Kamiya らは、健常眼において、3 回の連続測定における被験者間の平均標準偏差が 0.16 であると[12]、さらに健常な 20 眼における平均値 of 差が  $-0.02 \pm 0.17$  (95%信頼区間;  $-0.35 \sim 0.32$ ) であった[13]と報告している。測定値間の再現性については、平均値 of 差および 95%信頼区間が、セッション内とセッション間で同様であったことから、C-Quant と OQAS におけるセッション内再現性とセッション間再現性はほぼ同等であり、両機種ともにセッション内における被験者の再配置や、セッション間の時間的な差異が測定値 of ばらつきにそれほど変化をもたらさないことを示している。

また我々の研究結果では、OQAS の級内相関係数は、C-quant の級内相関係数よりもわずかに高かった。C-quant は自覚的な応答を反映するのに対して、OQAS は他覚的な評価である。加えて、C-Quant は検査方法について被験者に説明をする必要があり、特に何度もテストを繰り返す時には時間がかかる。Hirnschall ら[14]は、C-Quant の測定時間は平均 2 分と報告しており、これに対して OQAS の測定時間は 5~10 秒程度である。今回の我々の結果において C-Quant よりも OQAS の方が級内相関係数が高かった理由として、このように測定方法が自覚によるものか否か、そして測定時間の違いが影響しているものと考えられた。

### 4-2. 自覚的前方散乱値と他覚的前方散乱値の関係

我々が把握する限り、正常眼における  $\log(s)$  と OSI、すなわち自覚的前方散乱

値と他覚的前方散乱値の関係を定量的に検討した報告は初めてである。C-Quant は補正比較法を用いて、精神物理学的に視角  $5\sim 10^\circ$  のより大きな範囲の前方散乱を定量しているのに対し、OQAS は double-pass 法を用いて点光源を眼に入射して網膜上に映る点像を解析するが、これは 20arc 以内のより小さな範囲における前方散乱を定量している。そのため、C-quant と OQAS で得られた値はいずれも眼内前方散乱に関連しているが、本質的には違うものであると考えられる。本研究では、 $\log(s)$  と OSI に中等度の有意な相関を認めたが、このことから、自覚的散乱値は他覚的散乱値をある程度反映しているが、臨床的に両者は必ずしも一致しないと考えられ、相互に使用する際には注意する必要がある。

Hirnschall ら [14] は、白内障術後の後発白内障 50 眼において C-Quant と OQAS で計測した前方散乱値についての相関を検討しているが、有意差はわずかに出なかったものの、緩徐に相関していたと報告している。C-Quant は OQAS (20arc 以内) に対して、大きな視角 ( $5\sim 10^\circ$ ) を計測している。この両値の不一致は、計測している視角の範囲の違い (小 vs 大)、測定方法の違い (自覚的計測 vs 他覚的計測) に起因することができると考えられる。よって、前方散乱において、C-Quant と OQAS で計測されたそれぞれの値は互換性を持たないことに留意する必要がある。

#### 4-3. 研究の限界

この研究の限界として、我々は C-Quant と OQAS の精度を検討しなかったことが挙げられる。どちらの機器のほうか、より正確で有効かという問題が出てくるのだが、現時点で我々は答えを導き出せなかった。

### 5. 結論

今回我々は C-Quant と OQAS によって得られる眼内前方散乱の再現性と比較性について評価した。両者ともに良好な再現性を示したが、OQAS の方が級内相関係数がわずかに高く、再現性がより良好であった。また、正常眼において両機器により得られる前方散乱値は中等度に相関し、臨床において、自覚的前方散乱値は、ある程度他覚的前方散乱値を反映することがわかった。

### 6. 今後の課題

今回の研究により、視機能を考える上で重要な前方散乱値測定における再現性および自覚的定量値と他覚的定量値の関係がわかり、今後の前方散乱測定に

おける基礎的研究になると考えられた。今後は角膜疾患、白内障、屈折矯正手術眼などにおける前方散乱の視機能への影響を評価し、よりよい視機能を目指す治療のための研究に応用していければと思う。

## 7. 謝辞

稿を終えるにあたり本研究にて終始ご指導、ご校閲頂きました清水公也北里大学眼科学教室主任教授、神谷和孝北里大学眼科学教室准教授に深く感謝いたします。

## 8. 引用文献

1. Franssen L, Coppens JE, van den Berg TJ. Compensation comparison method for assessment of retinal straylight. *Invest Ophthalmol Vis Sci* 2006;47:768-76.
2. Güell JL, Pujol J, Arjona M, Diaz-Douton F, Artal P. Optical Quality Analysis System; Instrument for objective clinical evaluation of ocular optical quality. *J Cataract Refract Surg* 2004;30:1598-9.
3. Coppens JE, Franssen L, van den Berg TJ. Reliability of the compensation comparison method for measuring retinal stray light studied using Monte-Carlo simulations. *J Biomed Opt* 2006; 11:054010.
4. Artal P, Benito A, Pérez GM, Alcón E, De Casas A, Pujol J, Marín JM. An objective scatter index based on double-pass retinal images of a point source to classify cataracts. *PLoS One* 2011;6:e16823.
5. Bland JM, Altman DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet* 1986;1:307-10.
6. Bartko JJ, Carpenter WT Jr. On the methods and theory of reliability. *J Nerv Ment Dis* 1976; 163:307-17.
7. McGraw KO, Wong SP. Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychol Meth* 1996;1:30-46.
8. Cerviño A, Montes-Mico R, Hosking SL. Performance of the compensation comparison method for retinal straylight measurement: effect of patient's age on repeatability. *Br J Ophthalmol* 2008;92:788-91.
9. Guber I, Bachmann LM, Guber J, Bochmann F, Lange AP, Thiel MA. Reproducibility of straylight measurement by C-Quant for assessment of retinal straylight using the compensation comparison method. *Graefes*

Arch Clin Exp Ophthalmol 2011;249:1367-71.

10. Saad A, Saab M, Gatinel D. Repeatability of measurements with a double-pass system. J Cataract Refract Surg 2010;36:28-33.
11. Vilaseca M, Peris E, Pujol J, Borrás R, Arjona M. Intra- and intersession repeatability of a double-pass instrument. Optom Vis Sci 2010;87:675-81.
12. Kamiya K, Umeda K, Kobashi H, Shimizu K, Kawamorita T, Uozato H. Effect of aging on optical quality and intraocular scattering using the double-pass instrument. Curr Eye Res 2012; 37:884-8.
13. Kamiya K, Shimizu K, Igarashi A, Kobashi H, Ishii R, Sato N. Clinical evaluation of optical quality and intraocular scattering after posterior chamber phakic intraocular lens implantation. Invest Ophthalmol Vis Sci 2012;53:3161-6.
14. Hirnschall N, Crnej A, Gangwani V, Findl O. Comparison of methods to quantify posterior capsule opacification using forward and backward light scattering. J Cataract Refract Surg 2014;40:728-35.

## 9. 業績目録

### 学術論文

1. Iijima A, Shimizu K, Kobashi H, Saito A, Kamiya K. Repeatability, Reproducibility, and Comparability of Subjective and Objective Measurements of Intraocular Forward Scattering in Healthy Subjects. Biomed Res Int. 2015; 2015:925217.doi:10.1155/2015/925217. Epub2015Jun14.
2. Kamiya K, Shimizu K, Igarashi A, Kobashi H, Iijima K, Koh A. Comparison of vault after implantation of posterior chamber phakic intraocular lens with and without a central hole J Cataract Refract Surg. 2015 Jan;41(1):67-72
3. Kamiya K, Shimizu K, Iijima A, Kobashi H. Factors influencing contrast sensitivity function in myopic eyes. PLoSOne.2014Nov17;9(11):e113562. doi:10.1371/journal.pone.0113562. eCollection 2014.
4. Trabectome を用いた線維柱帯切開術の短期成績 あたらしい眼科 30 巻 2 号 Page265-268(2013.02)

### 学会発表

1. 飯島 郁嘉、清水 公也、山岸真弓、小橋 英長、五十嵐章史、神谷 和孝

：貫通孔付き後房型有水晶体眼内レンズ（Hole ICL）挿入術後における自覚的  
前方散乱の定量的検討

第 69 回 日本臨床眼科学会 2015 年 [ 発表形式：一般講演（口頭発表） ]

2. 飯島郁嘉、神谷和孝、小橋英長、清水公也：全層角膜移植後の白内障手術成績

角膜カンファランス 2015、第 39 回日本角膜学会総会/第 31 回日本角膜移植学会  
2015 年 [ 発表形式：一般講演（口頭発表） ]

3. 飯島郁嘉、神谷和孝、小橋英長、清水公也：眼内前方散乱の自覚的定量値と  
他覚的定量値の関連性の検討

第 68 回日本臨床眼科学会 2014 年 [ 発表形式：一般講演（口頭発表） ]

4. 飯島郁嘉、市邊義章、清水公也：抗 TNF- $\alpha$ モノクローナル抗体治療経過中  
に脳幹病変による上斜筋麻痺を認めた 1 例

第 49 回北里大学・神奈川県眼科医会合同リサーチカンファレンス 2013 年  
[ 発表形式：一般講演（口頭発表） ]

5. 飯島郁嘉、市邊義章、清水公也：抗 TNF- $\alpha$ モノクローナル抗体治療経過中  
に脳幹病変による上斜筋麻痺を認めた 1 例

第 51 回日本神経眼科学会 2013 年 [ 発表形式：一般講演（口頭発表） ]

## 10. 図表

図 1. C-Quant と OQAS により得られる眼内前方散乱値の第 1 測定値と第 2 測定値における再現性を示した Bland-Altman plots の図。A:C-Quant により測定された  $\log(s)$  B:OQAS により測定された OSI。実線は平均値の差を示し、上下の点線は 95%信頼区間を示す。

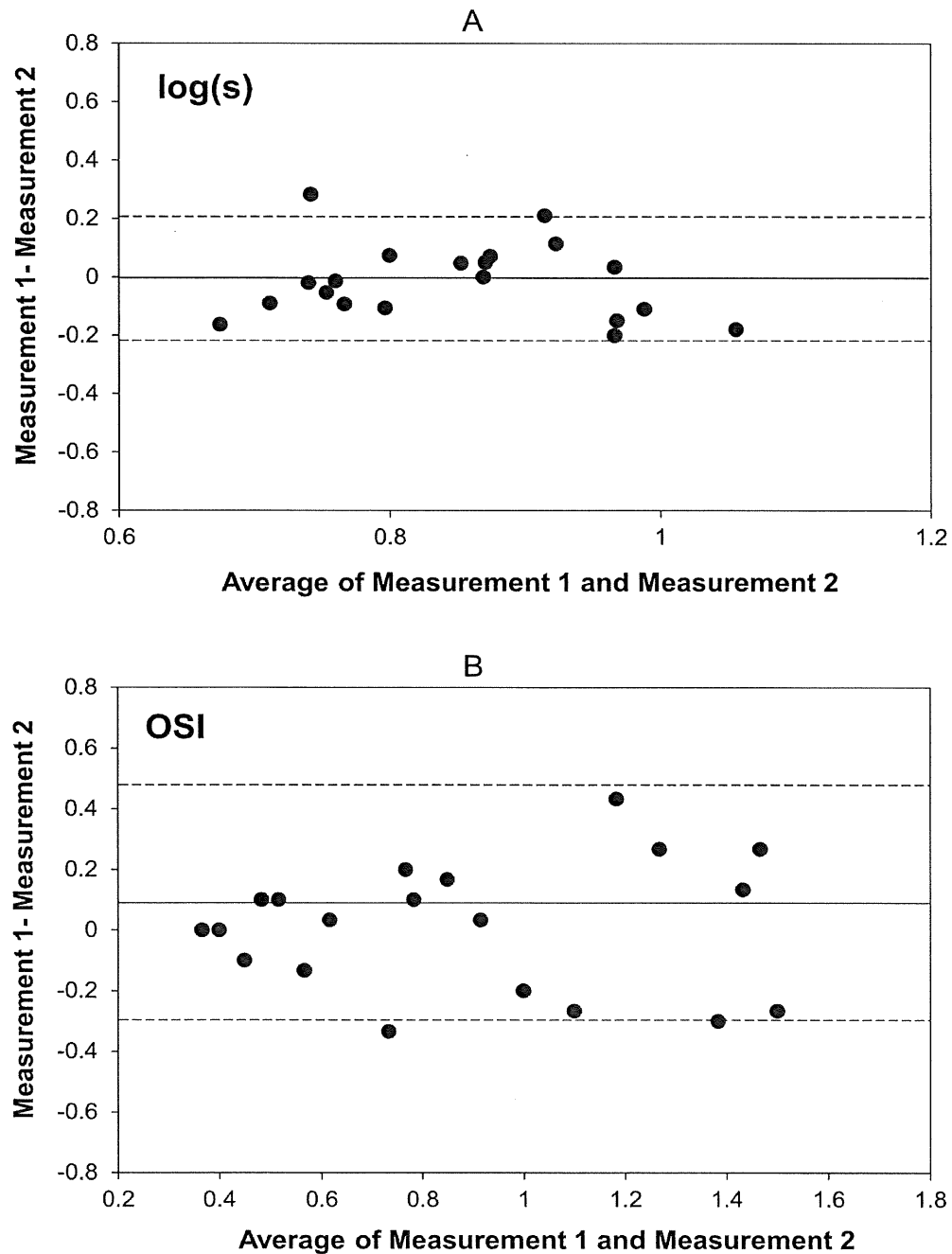


図 2. 眼内前方散乱測定における検者間再現性を示した Bland-Altman plots の図。A:C-Quant により測定された  $\log(s)$  B:OQAS により測定された OSI。実線は平均値の差を示し、上下の点線は 95%信頼区間を示す。

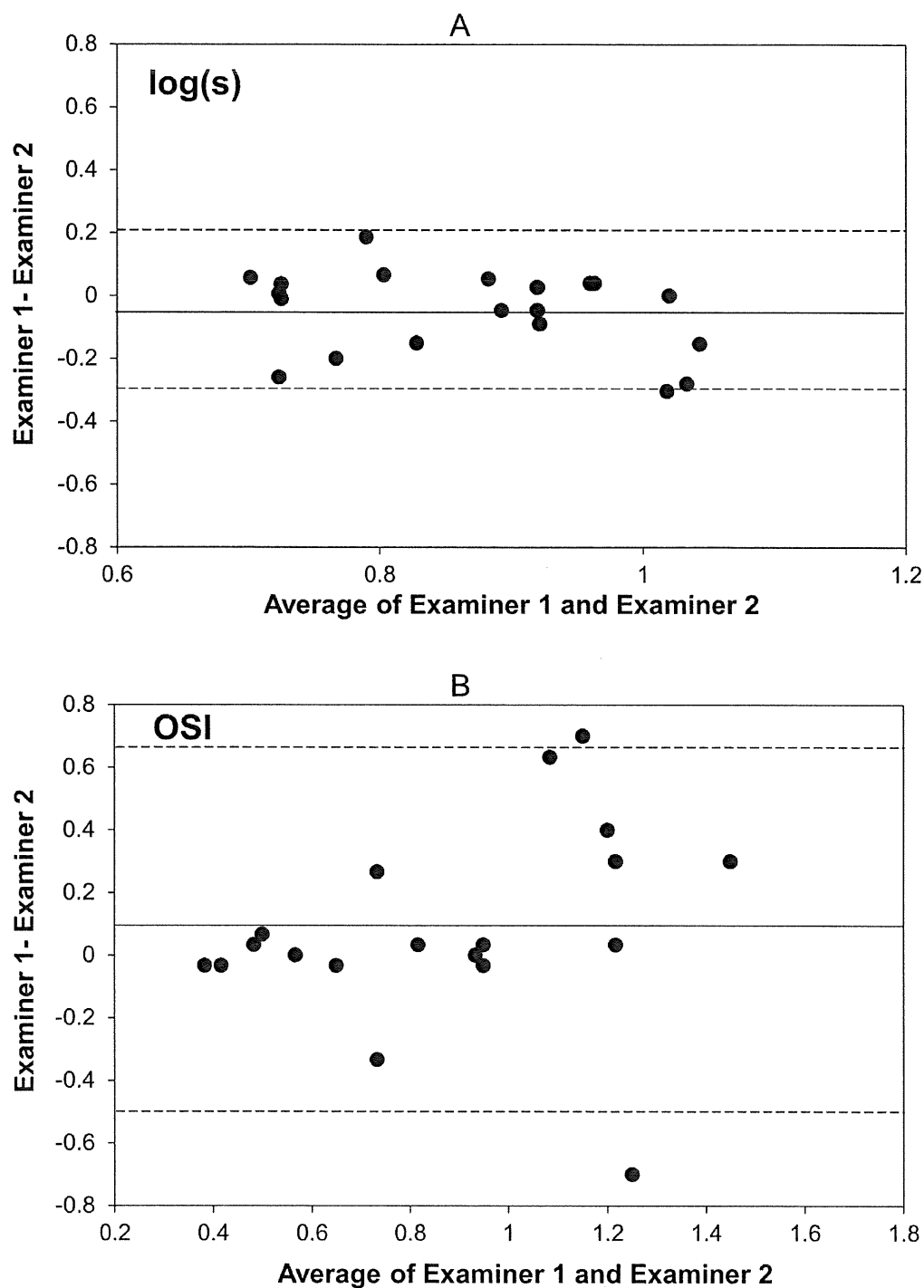




図 3.  $\log(s)$  と OSI の散布図。両者は中等度の有意な相関を示した。(Spearman 順位相関係数  $r=0.498$ ,  $p=0.026$ )

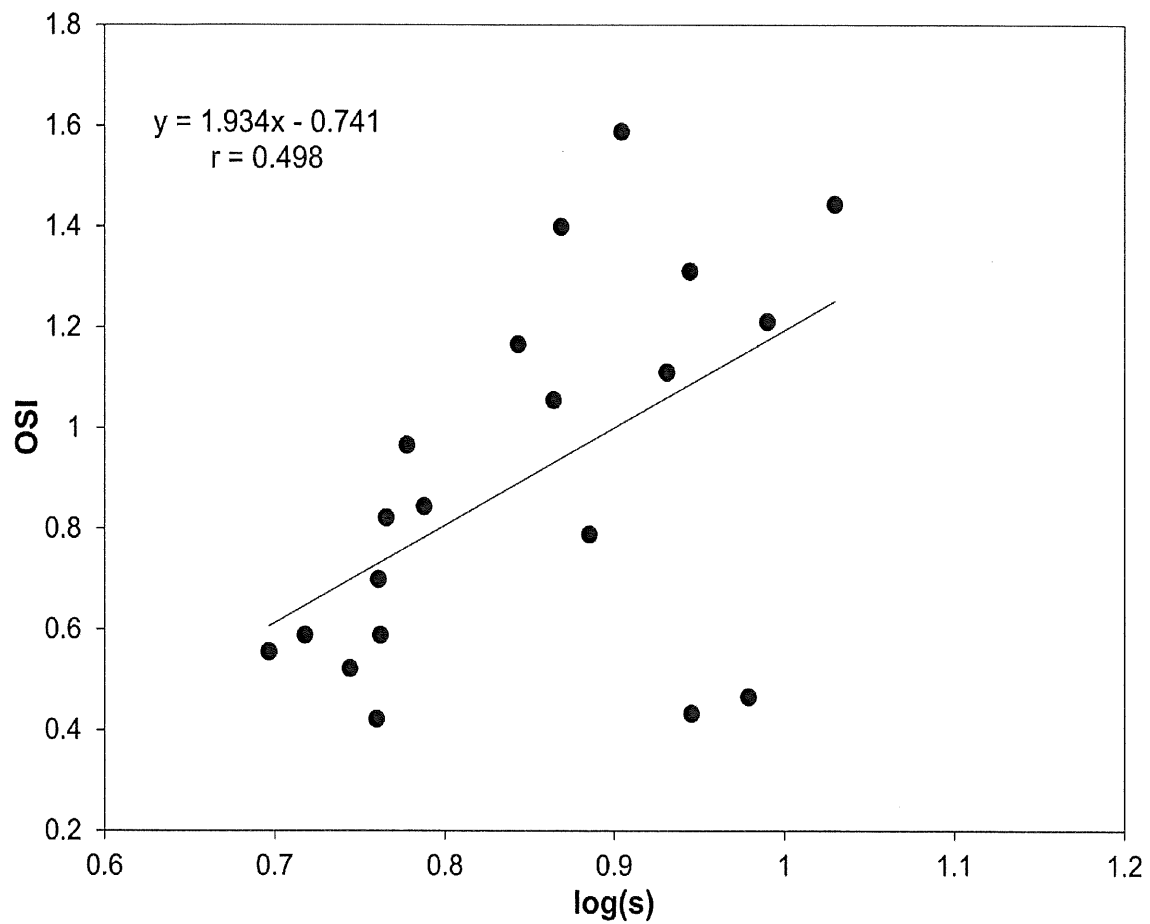


表 1. 研究対象の人口統計学的データ

Demographic data	
Number of subjects	20
Age (years)	28.4 ± 4.1 years (range, 22 to 40 years)
Gender (% female)	65.0 %
Manifest spherical equivalent (D)	-2.13 ± 2.15 D (range, -6.5 to 0 D)
LogMAR corrected visual acuity	-0.08 ± 0.04 (range, -0.18 to 0)
log(s)	0.848 ± 0.100 (range, 0.697 to 1.030)
OSI	0.899 ± 0.369 (range, 0.422 to 1.589)

D=diopter, logMAR=logarithm of the minimal angle of resolution, log(s)=log (straylight), OSI=objective scattering index.

表 2. セッション 1 内における Bland-Altman 解析の結果 (測定内再現性)

Parameters	Between first and second measurements		Between first and third measurements		Between second and third measurements	
	Mean difference	95%LoA	Mean difference	95%LoA	Mean difference	95%LoA
log(s)	-0.002	-0.211 to 0.207	0.003	-0.240 to 0.245	0.005	-0.166 to 0.176
OSI	0.088	-0.302 to 0.477	0.018	-0.513 to 0.548	-0.070	-0.718 to 0.578

LoA=limit of agreement, log(s)=log (straylight), OSI=objective scattering index.

表 3. セッション間における Bland-Altman 解析の結果 (測定間再現性)

Parameters	Between first and second sessions		Between first and third sessions		Between second and third sessions	
	Mean difference	95%LoA	Mean difference	95%LoA	Mean difference	95%LoA
log(s)	-0.015	-0.267 to 0.237	-0.002	-0.208 to 0.205	0.014	-0.138 to 0.165
OSI	0.012	-0.404 to 0.428	-0.025	-0.657 to 0.607	-0.037	-0.399 to 0.325

LoA=limit of agreement, log(s)=log (straylight), OSI=objective scattering index.