

Modelle der Kontrastcodierung

Untersuchung mit der
Heringschen Sehbedingung

Dissertation

zur Erlangung des
Doktorgrades der Philosophie (Dr. phil.)

vorgelegt

der Philosophischen Fakultät
der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg,
Fachbereich Geschichte, Philosophie und Sozialwissenschaften

von Eike Richter
geb. am 17. August 1971 in Berlin

Gutachter: Prof. Dr. Dieter Heyer
PD Dr. Johannes Andres

Tag der Verteidigung: 30. April 2003

urn:nbn:de:gbv:3-000008374

[<http://nbn-resolving.de/urn/resolver.pl?urn=nbn%3Ade%3Agbv%3A3-000008374>]

Einleitung

In der Allgemeinen Psychologie wird der Beginn experimenteller Befunderhebungen oft mit Wilhelm Wundt (1832-1920) in Verbindung gebracht, obgleich zahlreiche Beispiele für systematische psychologische Beobachtungen auch schon sehr viel früher belegt sind. Genannt sei als herausragendes Exempel Johann Wolfgang von Goethe, der seine Farbenlehre (1808-1810) selbst als sein bedeutendstes Werk bezeichnete. In der Wahrnehmungsforschung entstanden neben solchen eher phänomenologisch orientierten Arbeiten die Ansätze der Psychophysik, deren Gründung Gustav Theodor Fechner (1801-1887) zugeschrieben wird. Diese Forschungstradition widmete sich der mathematische Beschreibung von Gesetzmäßigkeiten, die die Wahrnehmungen mit physikalischen Eigenschaften der auslösenden Reize verbindet. In der Farbwahrnehmungsforschung war dieses Vorhaben lange von dem Ziel geleitet, jedes Licht eindeutig durch einen Code beschreiben zu wollen, um Vorhersagen darüber treffen zu können, wann zwei physikalische Reize als gleich wahrgenommen werden. Dies leistete die Newton-Young-Helmholtz-Theorie für isolierte Lichtpunkte in ansonsten dunkler Umgebung. Eine Verallgemeinerung auf die Situation beliebig eingefärbter Umgebungen liefert nun eine sehr viel reichhaltigere Menge möglicher Wahrnehmungseindrücke. Das Interesse psychophysikalischer Forschung an solchen Kontrastreizen hat eine lange Tradition, die bis heute ungebrochen ist. Vor allem die phänomenologische Forschung hat für diese Reizklasse zum theoretischen Verständnis beigetragen und ein fruchtbares Problembewußtsein etabliert. Eines dieser Probleme betrifft die Frage, ob sich ebenso wie in der Situation isolierter Lichtpunkte immer ein Gleichheitseindruck herstellen lässt zwischen zwei Lichtern, die sich in unterschiedlich eingefärbten Umgebungen befinden. Es gibt gute Gründe anzunehmen, dass hier stets gewisse wenn auch subtile, so doch nicht zu

beseitigende Unterschiedlichkeiten der Empfindungen trotz aller Bemühungen, einen Abgleich zu erzielen, bestehen bleiben müssen. Die Mechanismen, die für diesen Befund verantwortlich gemacht werden können, sind verschiedentlich mit dem Wahrnehmungsziel des visuellen Systems in Verbindungen gebracht worden, Farbflächen der Aussenwelt in einen Objekt- und einen Beleuchtungsaspekt aufzuspalten. Solche Befunde werden durch gegenwärtige Modelle der Kontrastcodierung nicht abgedeckt. Fasst man sie allerdings als Beschreibung rein retinaler Mechanismen auf, und wären die Mechanismen zur Erzeugung des 'dualen Codes' andernorts lokalisiert, so könnten die Schwierigkeiten womöglich vermieden werden. Eine geeignete Methode der experimentellen Untersuchung bietet die Heringsche Sehbedingung, denn bei entsprechenden Abgleichen zeigen sich die genannten Ambiguitäten nicht. Die Tatsache, dass die Sehbedingung hochgradig unnatürlich ist, bedeutet keine Einschränkung. Sie muss vielmehr im Sinne physikalischer Experimente verstanden werden. Auch dort werden störende Einflüsse natürlicher Situationen systematisch beseitigt, um bestimmte Effekte in isolierter Form erzeugen zu können. Im vorliegenden Falle wäre dies die Bereinigung retinaler Mechanismen von komplexeren Mechanismen der Beleuchtungsschätzung. Damit können zuletzt auch Widersprüche zwischen solchen Modellen, die rein kontrastbasierte Codes postulieren, und solchen, die die Daten aus klassischen asymmetrischen Farbabweichungen vorherzusagen versuchen, einer Klärung zugeführt werden.

Zu Beginn dieser Arbeit wird eine kurze Einführung in die Konzepte der Farbwahrnehmungsforschung erfolgen. Nach einer Begriffsklärung für Kontextfarben werden die wichtigsten experimentellen Methoden vorgestellt, mit denen man sich dem Problemkreis genähert hat. Es schließt sich eine Darstellung der wichtigsten Vertreter linearer Kontrastcodierungsmodelle an. Die Ziele der vorliegenden Arbeit werden sodann unterteilt in zwei Strängen verfolgt – die Prüfung der Modelle und die Prüfung der experimentellen Methode. Die Erläuterung des Versuchsaufbaus und der sieben Experimente wird zum Teil getrennt von den Auswertungen erfolgen, da oft eine thematische Unterteilung im Sinne der zwei Stränge vorzuziehen war. Eine Ausnahme bilden die Schwellenerhebungen, die

einige Teilergebnisse der vorangegangenen Experimentalserie zu bewerten helfen sollten. In der generellen Diskussion werden noch einige grobkörnigere Auswertungen vorgenommen, um dem Leser einen Überblick über die Ergebnisse zu verschaffen. Die Arbeit schließt mit einem Ausblick.

Danksagung

Vor allen möchte ich Johannes Andres für seine engagierte und sachkundige Einführung in die Problematik der Kontrastkodierung und seine entscheidenden Impulse auf die thematische und formale Ausrichtung der Arbeit danken. Franz Faul gebührt mein Dank für seine Hilfsbereitschaft in unzähligen Konsultationen zu Fragen der Programmierung. Dieter Heyer hatte als Adoptivbetreuer zum einen durch die Bereitstellung eines Farblabors und zum anderen durch unschätzbare, seelsorgerische Unterstützung entscheidenden Anteil am Gelingen der Arbeit. Professor Mausfeld gab wertvolle Hinweise zur generellen Ausrichtung des Forschungsvorhabens. Er stellte mir zudem nicht nur ein Labor zur Verfügung, sondern ermöglichte damit auch den regen Austausch mit weiteren Forschern der Arbeitsgruppe. Herausgehoben seien Vebjørn Ekroll und Reinhard Niederée für fruchtbare Diskussionen auch über die Grenzen der Kontrastcodierung hinaus. Sven Schultz sei für die Durchführungen der Dichromasieexperimente im Rahmen seiner Diplomarbeit bedankt. Dank schulde ich auch den Versuchspersonen für ihre unermüdlichen Datenlieferungen.

Inhaltsverzeichnis

1	Einführung	1
1.1	Trichromasie	1
1.1.1	Charakterisierung von Lichtern	2
1.1.2	Von spektralen Verteilungen zu Graßmanncodes	3
1.1.3	Erklärungsgegenstand der Trichromatizitätstheorie	10
1.2	Relationale Primärcodierung	10
1.2.1	Reduzierteste Kontextfarben	13
1.2.2	Simultankontrast	15
1.2.3	Kontrastcodierung	16
2	Stand der Forschung	19
2.1	Methoden der Kontrastcodierungsforschung	19
2.1.1	Äquilibriumseinstellungen	21
2.1.2	Asymmetrischer Farbabgleich – <i>cross-context matching</i>	22
2.1.3	Adaptationsexperimente	24

2.1.4	Die Heringsche Sehbedingung und ihre Nachfolger	26
2.2	Modelle der Kontrastcodierung	29
2.2.1	Der von Kriessche Koeffizientensatz	29
2.2.2	Das Ratioprinzip	31
2.2.3	Der Koeffizientensatz für Differenzsignale	32
2.2.4	Zweifacher Kontexteinfluss – der <i>two process</i> -Ansatz	33
2.2.5	Inkrement-Dekrement-Asymmetrie – das Oktantenmodell	34
3	Ziele der vorliegenden Untersuchung	39
3.1	Zur Prüfung der Kontrastcodierungsmodelle	40
3.1.1	Notwendige Bedingungen der Modellgültigkeit	41
3.1.1.1	Kanalspezifische Kontrastmechanismen	41
3.1.1.2	Linearität	44
3.1.2	Vergleichende Modelltests	46
3.2	Zur Tauglichkeit der verwendeten Sehbedingung	50
3.2.1	Augenunterschiede und die fixierte Referenz	50
3.2.2	Transitivität	55
3.2.3	Unabhängigkeit	57
4	Experimente	61
4.1	Experimenteller Aufbau	61
4.1.1	Apparative Realisierungen der Sehbedingung	62

4.1.2	Datenerhebung	68
4.1.3	Reizeigenschaften	70
4.1.4	Versuchspersonen	73
4.2	Modelltests	74
4.2.1	<i>Experiment 1</i> – Kontextreize	74
4.2.2	<i>Experiment 2</i> – Abgleichsaufgabe für Dichromaten	79
4.2.3	<i>Experiment 3</i> – Inkrementelle und dekrementelle ‘Skalen’	91
4.2.4	<i>Experiment 4</i> – Systematische Kontextvariationen	94
4.2.5	Ergebnisse der Modelltests	96
4.2.5.1	Zur Annahme der Linearität	96
4.2.5.2	Zur Kanalspezifität	109
4.2.5.3	Vergleichende Modelltests	113
4.3	Untersuchung der experimentellen Methode	135
4.3.1	<i>Experiment 5</i> – Isolierte Lichter	135
4.3.1.1	Zu den Augenunterschieden	137
4.3.1.2	Zur Annahme der Unabhängigkeit	144
4.4	Experimente 6 und 7 – Unterschiedsschwellen	151
4.4.1	Linearität, Kanalspezifität und vergleichende Modelltests	151
4.4.2	Unabhängigkeit	157
5	Diskussion der Befunde	161

5.1	Die Modelle	161
5.2	Das Paradigma	166
5.3	Ausblick	168
Anhang		173
A	Datenauswertung nach dem ALM	173
B	Schätzung der Korrekturtransformationen	176
C	Weitere Ergebnisdiagramme	179
D	Ergebnistabellen	188
Abbildungsverzeichnis		190
Tabellenverzeichnis		195
Literaturverzeichnis		197

Kapitel 1

Einführung

In diesem Kapitel soll ein kurzer Überblick zu grundlegenden Konzepten der Farbwahrnehmungsforschung gegeben werden. Beginnend mit einer kurzen Einführung in die Trichromatizitätstheorie werden Metamerie, colorimetrische Systeme und schließlich deren Bezüge zum physischen Substrat behandelt. Danach wenden wir uns dem Themenkreis der sogenannten Kontextfarben zu, die uns sogleich zur Herangehensweise kontrastbasierter Primärcodierung führen.

Der mit dem Themengebiet wohl vertraute Leser kann die Lektüre dieses Kapitels auf den Abschnitt 1.2.3 beschränken – hier werden einige Notationen eingeführt, die im weiteren Verlaufe noch häufig Verwendung finden werden.

1.1 Trichromasie - Farbcodes für isolierte Lichter

Trichromasie bezeichnet die Eigenschaft eines Sehsystems, für das gilt, dass aus drei geeigneten Lichtern alle möglichen Lichtfarben additiv ermischt werden können.

Diese Eigenschaft macht man sich in der sogenannten Colorimetrie zunutze – es lässt sich nämlich jedes Licht aus oben genannten Gründen perzeptuell eindeutig durch nur drei Zahlen charakterisieren. Neben dieser rein psychophysikalischen Messkonzeption existiert eine Vielzahl von Farbsystemen, die unterschiedliche theoretische oder gar phänomenologische Aspekte des Farbsehens in den Vordergrund rücken. Landläufig bekannt ist die Charakterisierung von Lichtern durch die drei Prädikate Farbton, Sättigung und Helligkeit. Andere Systeme stellen dagegen den Zusammenhang zu bestimmten physiologischen Gegebenheiten des Wahrnehmungsapparates in den Vordergrund.

1.1.1 Charakterisierung von Lichtern

Rein physikalisch lassen sich Lichter durch ihre Energieverteilungen über dem Wellenlängenspektrum charakterisieren. Abbildung 1.1 zeigt beispielhaft Verteilungsfunktionen $d(\lambda)$ und $t(\lambda)$ für ein Tages- und ein Glühlampenlicht.

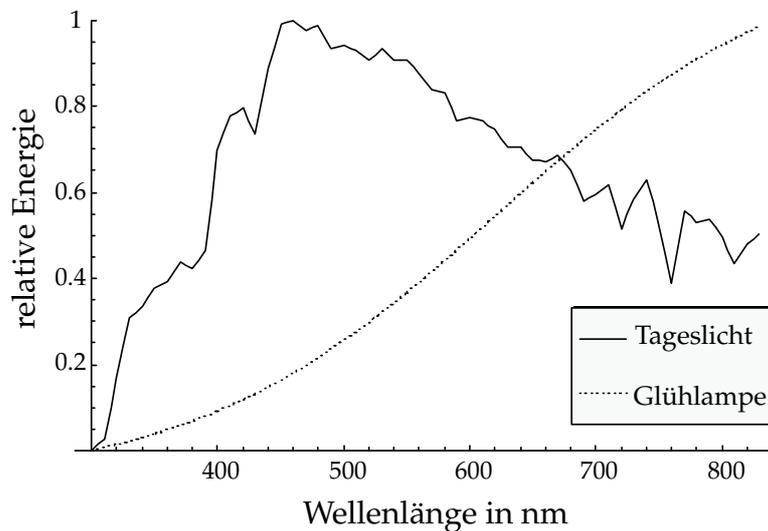


Abbildung 1.1: Die relativen spektralen Energieverteilungen $d(\lambda)$ und $t(\lambda)$ zweier exemplarischer Lichter d und t – Tageslicht D64 und Glühlampe mit Wolframfaden.

Wegen der Stetigkeit dieser Verteilungsfunktionen ist ein jedes Licht damit durch unendlich viele Zahlen charakterisiert – nämlich die Werte dieser Funktionen an allen Stellen λ des sichtbaren Spektrums.

Es lassen sich nun zwei physikalische Operationen auf der Menge der Lichter definieren, die Multiplikation \odot mit einem positiven Skalar und die Addition \oplus zweier Lichter. Die Skalarmultiplikation beschreibt eine Intensitätsänderung an einem Licht a . Dabei bedeutet $t \odot a$, dass die spektrale Energieverteilung $a(\lambda)$ an jeder Stelle λ mit t multipliziert wird. Die Addition zweier Lichter hat zum Ergebnis ein Licht $a \oplus b$, dessen Verteilung an jeder Stelle λ die Summe der beiden Eingangsverteilungen $a(\lambda) + b(\lambda)$ ist. Wird im folgenden von additiven Mischungen aus mehreren Lichtern (a_1, a_2, \dots) gesprochen, so sei damit gemeint $(t_1 \odot a_1 \oplus t_2 \odot a_2 \dots)$.

1.1.2 Von spektralen Verteilungen zu Graßmanncodes

Die Trichromatizitätstheorie geht zurück auf Young (1802), der als erster drei unterschiedliche retinale Mechanismen postulierte. Graßmann (1853) verlieh dieser Theorie schließlich eine formale Struktur und Maxwell (1860) stützte die Theorie durch experimentelle Arbeiten.

Für das visuelle System des Menschen sind unzählige Lichter ununterscheidbar, die sich physikalisch – also hinsichtlich ihrer spektralen Verteilungen – durchaus unterscheiden. Perzeptuell ununterscheidbare Lichter nennt man auch metamer. Die Metamerierrelation ist damit eine rein psychologische Relation und wird hier kurz mit \equiv bezeichnet. In den genannten Arbeiten zeigte sich, dass Versuchspersonen dazu in der Lage waren, mit Hilfe dreier Primärlichter in additiver Mischung perzeptuelle Gleichheit zu beliebigen Vergleichslichtern herzustellen. Abbildung 1.2 gibt eine Vorstellung von solchen Farbmischungsexperimenten.

Die Intensitäten der Primärlichter konnten nun als Beschreibung der Metamerieklasse dienen¹, da sie eindeutig bestimmt sind – alle Lichter lassen sich also durch drei Intensitäten erfassen².

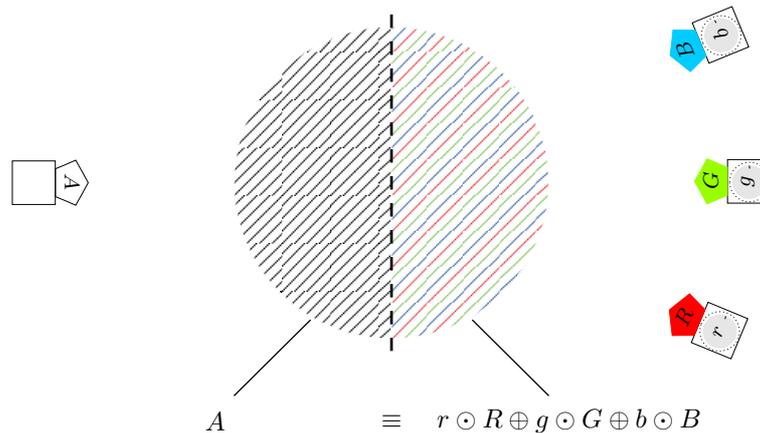


Abbildung 1.2: Typisches Experiment zur Bestimmung von Tristimulus Koordinaten. Probanden erzielen einen Abgleich zum Licht A , indem sie die Intensitäten r , g und b der Primärlichter R , G und B so einstellen, dass deren additive Mischung zu A metamere ist. Damit lässt sich A durch die Tristimuluskoordinaten (r, g, b) charakterisieren. Wenn es zur Herstellung des Gleichheitseindrucks nötig wird, Primärlichter zu A hinzuzumischen, so ergeben sich für diese negative Koordinaten.

Die Graßmanngesetze besagen nun, dass es sich bei der Metamerierelation eine Äquivalenzklassenrelation ist und dass damit für die zu den Äquivalenzklassen gehörigen Tristimuluskoordinaten die Gesetze der Vektorrechnung gelten³. Der zugehörige dreidimensionale Vektorraum, der Graßmannraum, hat als Basis die

¹In dem Sinne, dass zur Herstellung des Gleichheitseindrucks auch bis zu zwei Lichter dem Vergleichslicht beigemischt werden dürfen. Dies wird auch als uneigentliche Farbmischung bezeichnet. Die Intensitäten der dem Vergleichslicht beigemischten Primärlichter erhalten dabei negative Vorzeichen.

²Die Primärlichter müssen derart beschaffen sein, dass sich keines aus den beiden anderen ermischt lässt und dass sich Intensitätsänderung für alle Wellenlängenanteile gleich auswirken.

³Dieser Ansatz ist von Krantz (1975a) schließlich im Rahmen der Messtheorie von Krantz, Luce, Suppes & Tversky (1971) axiomatisiert worden

gewählten Primärlichter – zur Vereinheitlichung der Sprechweise hat die Internationale Beleuchtungskommission (CIE) einen Standard *theoretischer Lichter* festgelegt. Diese 'Lichter' sind physikalisch nicht realisierbar und liefern für jedes realisierbare Licht positive Tristimuluskoordinaten. Die Menge der Metamerieklassen nun bildet innerhalb des Graßmannraumes einen Kegel – den Graßmannkegel.

Da nicht alle Beobachter die gleichen Einstellungen vornehmen, wurde zusätzlich ein Standardbeobachter eingeführt. Damit lässt sich nun eine verbindliche Berechnungsvorschrift angeben, um aus oben genannten Lichtspektren Tristimuluskoordinaten zu gewinnen und zwar vermittelt der sogenannten Spektralwertkurven oder auch *color-matching functions* (CMF) (siehe Abbildung 1.3), die durch eine Serie von Abgleichsexperimenten definiert wurden (Wright, 1929; Guild, 1931).

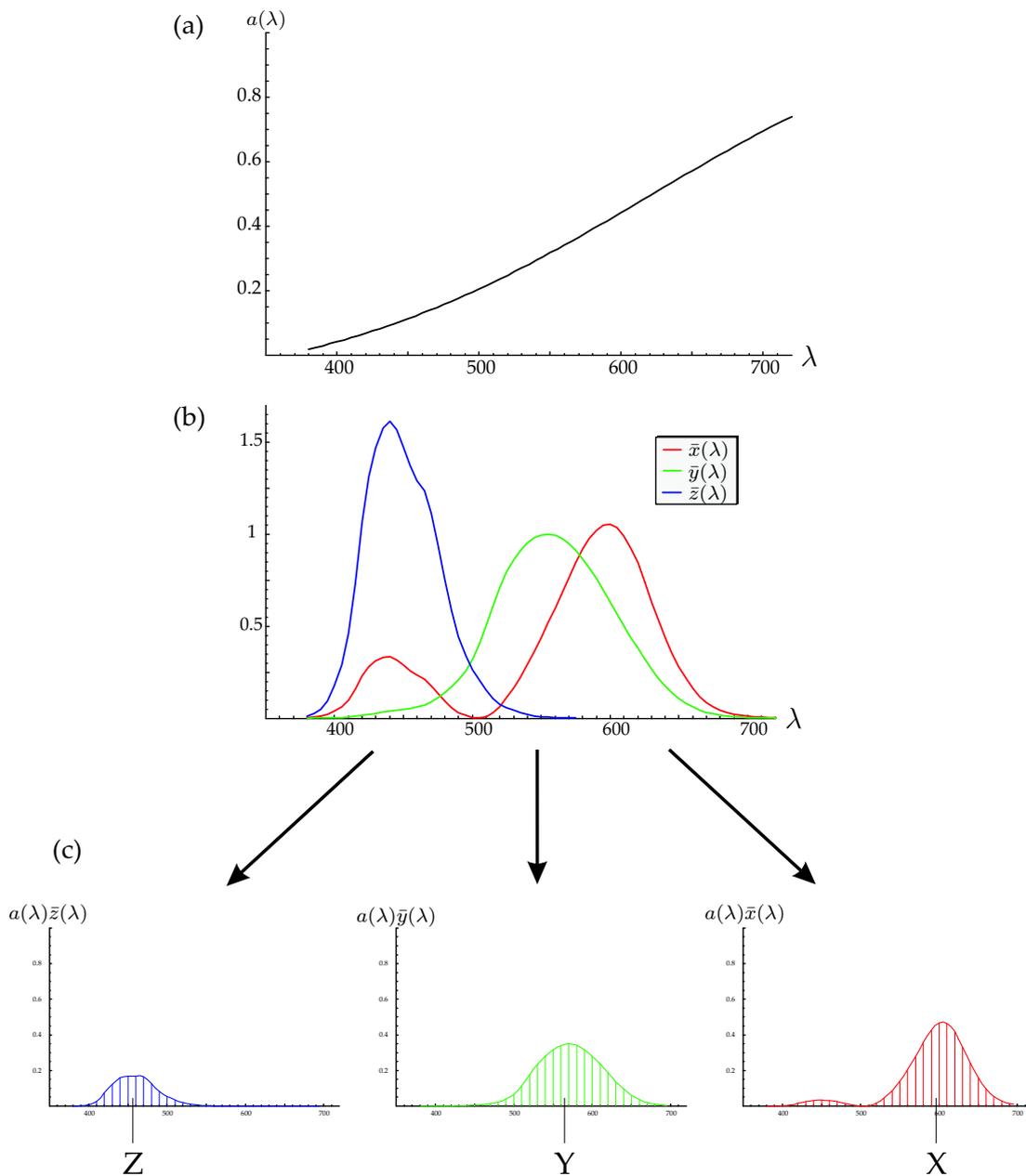


Abbildung 1.3: Berechnung der Tristimuluskoordinaten für ein Licht A aus den color-matching functions für den CIE 1931 Standardbeobachter. (a) zeigt das zu A gehörige Energiespektrum $a(\lambda)$, (b) gibt die CMFs wieder und (c) illustriert die zu A gehörigen Tristimuluskoordinaten X , Y und Z als Flächen unter den Funktionen $a(\lambda)\bar{x}(\lambda)$, $a(\lambda)\bar{y}(\lambda)$ und $a(\lambda)\bar{z}(\lambda)$.

Aus den CMFs lässt sich der sogenannte Spektralrand des Graßmannkegels erhalten, indem die Funktionswertetripel geeignet gestreckt in einem Koordinatensystem abgetragen werden (siehe Abbildung 1.4). Innerhalb dieser nach oben offenen Farbtüte befinden sich als Punkte die Metamerieklassen aller realisierbaren Lichter. Die Koordinatenachsen sind dabei die oben vorgestellten XYZ -Koordinaten des Standardbeobachters. In der Abbildung ist ebenfalls das Spur-

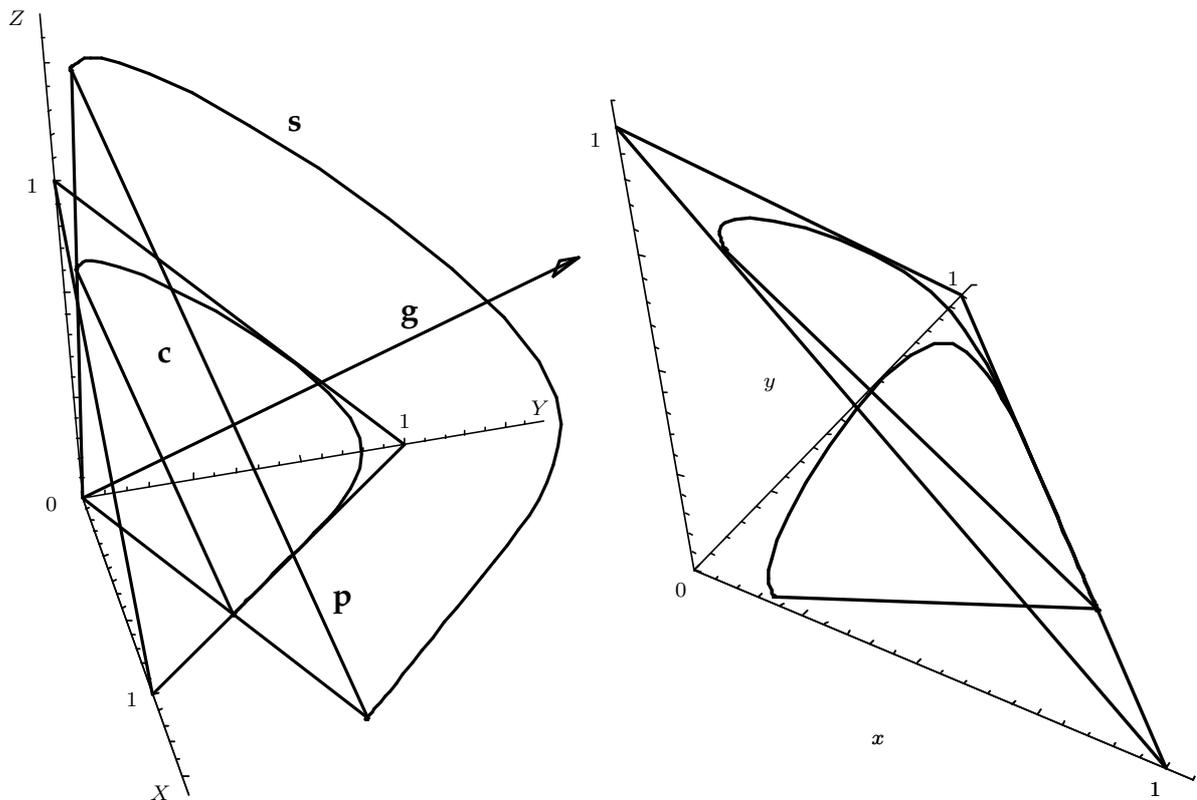


Abbildung 1.4: Der Graßmannkegel und das Chromatizitätsdiagramm. (a) Eingezeichnet sind der Graustrahl p , der Spektralrand s , die Purpurlinie p und das Chromatizitätsdiagramm in der Chromatizitätsebene c . (b) Die Koordinatisierung des Chromatizitätsdiagramm geschieht durch Projektion auf die XY -Ebene.

geradendreieck einer sogenannten Chromatizitätsebene eingezeichnet. Das zugehörige Chromatizitätsdiagramm erhält man durch den Schnitt dieser Ebene mit dem Kegel. Für jeden Punkt des Kegels lässt sich nun ein Schnittpunkt mit der Ebene durch Zentralprojektion bezüglich des Punktes $(0, 0, 0)$ gewinnen. So werden beispielsweise alle Punkte auf dem Graustrahl auf einen Graupunkt im

Chromatizitätsdiagramm abgebildet. Weiß man, dass sich auf Strahlen vom Nullpunkt jeweils Farben konstanten Farbtons befinden⁴, so enthält das Chromatizitätsdiagramm je einen 'Vertreter' jedes Farbtons. Die farblich gesättigsten Lichter ordnen sich auf dem Spektralrand an, und zum Zentrum hin liegen die weniger gesättigten Reize bis hin zum Graupunkt. Die sogenannten Chromatizitätskoordinaten sind die X - und Y -Koordinaten dieser Schnittpunkte – sie gelten als Indikator für die Buntheit und werden mit x und y bezeichnet. Unabhängig davon kann die Luminanz, die in gewissem Sinne mit wahrgenommener Helligkeit zusammenhängt, angegeben werden und zwar durch die Y -Koordinate der ursprünglichen Punkte.

Zur Trichromatizitätstheorie gelangte man zwar auf rein psychophysikalischem Wege, es stand aber von Beginn an die Idee dreier retinaler Mechanismen als Erklärung im Hintergrund (Young, 1802; Helmholtz, 1852).

Maxwell wies als erster daraufhin, dass eine lineare Transformation zwischen den auf additiver Mischung dreier Primärlichter gegründeten trivariaten Farbabgleichseigenschaften des Auges und den spektralen Sensitivitäten der drei physiologischen Mechanismen (Rezeptoren), die die Codierung vermitteln, existieren muss. Diese Feststellung und die Annahme, dass Dichromaten⁵ jeweils einer dieser Mechanismen fehle, wurde dann von König und Dieterici (1886) zur Ermittlung der 'Rezeptorachsen' ausgenutzt. Neuere Arbeiten, die diese Transformationen durch Messungen zu finden suchen sind Smith & Pokorny (1975) und Stockman & Sharpe (2000) – siehe Abbildung 1.5.

Hier ist anzumerken, dass die Extrema dieser Fundamentalkurven sehr unterschiedlich sind. Die Gründe dafür sind mehr oder weniger willkürlich – man hat die Skalierung der Basisvektoren so gewählt, dass sie die Mengenrelationen der zugehörigen Zapfentypen in der Retina widerspiegeln. Aussagen, bei denen die

⁴Eine gewisse Einschränkung hierbei ist der Bezold-Brücke-Effekt: Lichter extrem hoher Intensität haben die Eigenschaft zu 'verweißlichen'.

⁵Das sind Personen, für die zu jedem Licht eine Mischung aus zwei Primärlichtern existiert, die davon nicht unterscheidbar ist.

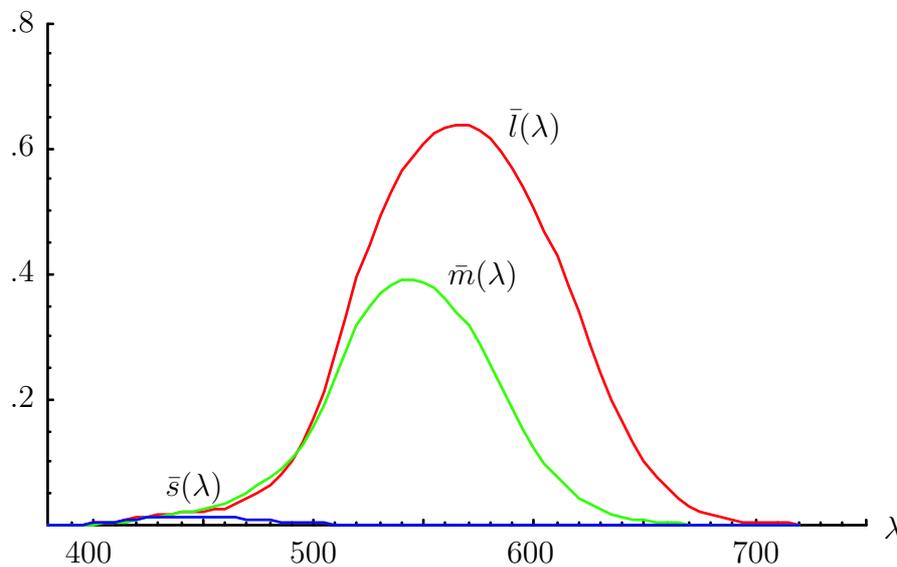


Abbildung 1.5: Die *L*-, *M*-, und *S*-cone fundamentals $\bar{l}(\lambda)$, $\bar{m}(\lambda)$ und $\bar{s}(\lambda)$ für 2°-Stimuli nach Smith & Pokorny (1975). Sie gehen durch lineare Transformation aus den Judd-Vos-modifizierten CMFs hervor.

Skalierung ein Rolle spielt, sind daher immer eingedenk dieser Tasche zu treffen. Hiervon ist vor allem der S-Zapfen betroffen.

Eine gelungene Einführung in die Theorie der Primärcodierung gibt Schulz (2002).

Im folgenden sollen Graßmanncodes LMS-Farbkoordinaten nach Smith & Pokorny meinen und mit $\phi(a)$ bezeichnet werden. Die einzelnen Rezeptorkoordinaten seien weiter mit $\phi_i(a)$ für den Rezeptortyp i bezeichnet, wobei die erste Koordinate für die Erregung des langwellensensitiven L-Zapfens stehe, die zweite für den vornehmlich für Licht mittlerer Wellenlänge sensitiven M-Zapfen und die dritte Koordinate für die Erregung des Kurzwellen- oder S-Zapfens. In einigen Fällen werden aus Gründen der kompakteren Schreibweise synonym auch fett gedruckte Buchstaben $\mathbf{a} = \phi(a)$ für die Graßmanncodes Verwendung finden.

1.1.3 Erklärungsgegenstand der Trichromatizitätstheorie

Die CIE 1931 Tristimuluskoordinaten gelten nur für die verwendeten Experimentalbedingungen – Abgleichsfelder mit 2° visuellem Winkel im Dunkelkontext. Es werden hier also nur Phänomene im Zusammenhang mit isolierten Lichtern berührt. Hier spricht man auch von sogenannten Lokalfarben in Abgrenzung zu Farbempfindungen wie etwa braun oder grau, die unter diesen Bedingungen überhaupt nicht auftreten.

Die Eingrenzung des Erklärungsgegenstandes der Trichromatizitätstheorie auf die retinale Transduktion und das Abgleichsverhalten von Versuchspersonen unter klar definierten experimentellen Bedingungen ist also stets zu berücksichtigen. Die Tatsache, dass nicht alle möglichen Farbempfindungen abgedeckt werden, macht zudem fraglich, ob es sinnvoll ist, die Graßmanncodes als basales Eingangssignal für das visuelle System zu betrachten.

1.2 Relationale Primärcodierung – Codes für Kontextfarben

In aller Regel können Betrachter den Farbflächen ökologischer Szenen bestimmte qualitative Empfindungen zuordnen. Den Eindruck des 'Selbstleuchtenden' erhält man schon in der oben beschriebenen Situation mit Dunkelkontext. Man muss allerdings über diese Situation hinausgehen, um Qualitäten wie etwa Transparenz-, Glanzlicht-, Beschattungs- oder oberflächenhafte Eindrücke zu erhalten (vgl. auch Katz, 1911). In Abbildung 1.6 sind die Einfärbungen der Flächen in adäquater Weise vorgenommen worden, um die genannten perzeptuellen Kategorien wachzurufen. Aber auch schon Wahrnehmungseindrücke wie etwa die Farben Braun oder Grau, die ihrerseits mit der sog. *blackness induction* (vgl. Volbrecht & Kliegl, 1998) in Verbindung stehen, schon nicht mehr allein mit einer Absolutcodierung zu beschreiben.

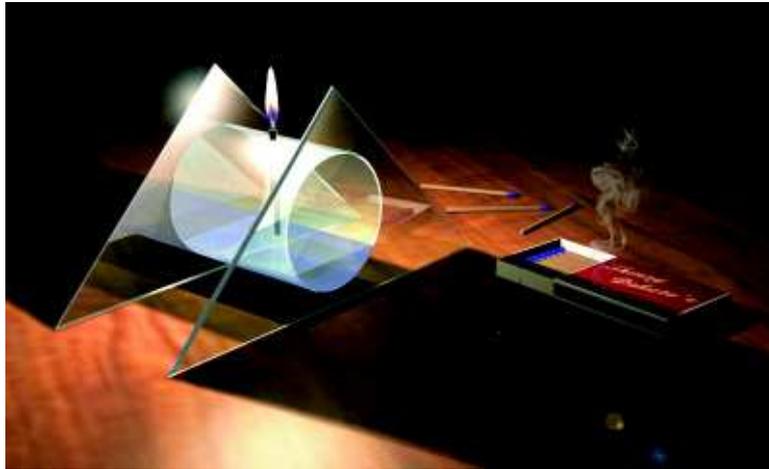


Abbildung 1.6: Eine 'ökologische' Szene. Hier finden beim Betrachter konzeptuell unterschiedliche Farbqualitäten adäquate Reizgegebenheiten: Selbstleuchtende, beschattete, transparente, oberflächenhafte und räumlich ausgedehnte Farbempfindungen.

Das visuelle System offenbart sein vollständiges Format also erst bei Konfrontation mit relationalen Szeneninformationen – dies ein Indiz dafür, dass atomistische Ansätze kaum zur Klärung der genannten Phänomene beitragen können. Es erscheint daher eine relationale Sichtweise der Primärcodierung sinnvoll. Nicht also eine 'pixelweise' Codierung durch Zapfenoutputs ist damit als 'Eingangssignal' des visuellen Systems zu begreifen, sondern vielmehr bereits vorverarbeitete, kantenbasierte Szeneninformationen. Auch bei anderen Mechanismen innerhalb des visuellen Systems finden sich räumliche oder zeitliche Kontraste als primäre Auslöser bestimmter Leistungen, wie beispielsweise in der Bewegungswahrnehmung (Reichardt-Detektor). Auch innerhalb anderer Sinnesmodalitäten stößt man immer wieder auf dieses allgemeine Codierungsprinzip (Richmond, Gawne & Jin, 1997). Im visuellen System ergibt sich eine Organisation rezeptiver Felder in sog. On- und Off-Zentren als physiologisches Korrelat der relationalen Grundstruktur. Auch lassen sich bereits im Nervus Opticus hinter den Ganglienzellen nur noch Differential-Signale messen (Sakai, Machuca, Korenberg & Naka, 1997); auf dieser frühen Stufe der Reiverarbeitung werden also neural so gut wie

keine absoluten Farbinformationen codiert. Unsere Farbeindrücke lassen sich damit gewissermaßen als Rekonstruktionen verstehen.

Tatsächlich hat man auf Lokalfarben im Sinne der Maxwellexperimente beim natürlichen Sehen kaum mehr Zugriff⁶, denn dies würde in den meisten Fällen basale Konstanzleistungen gefährden. Identische Lokalfarben können in unterschiedlichen Kontexten nämlich zu unterschiedlichsten Erscheinungsweisen führen (s.u.). Der Frage, ob nun die Graßmanncodes auf einer frühen Verarbeitungsstufe vollständig in einer rein relationalen Codierung aufgehen (Walraven, 1976; Whittle, 1994) oder ob auch auf höheren Stufen gleichsam eine 'doppelte Buchführung' (Mausfeld, 1998) fortwirkt, wird sich das zweite Kapitel näher widmen.

Es sei an dieser Stelle nur schon erwähnt, dass mit den Befunden aus Ganzfeldexposition und netzhautstabilisierten Reizen (Krauskopf, 1963) für die erste Auffassung argumentiert werden kann. Hier findet man, dass Farbeindrücke nach kurzer Zeit gänzlich dadurch zum Verschwinden gebracht werden können, dass dem visuellen System keine Farbkontraste zugänglich gemacht werden. Eine ähnliche Demonstration enthält Abbildung 1.7.

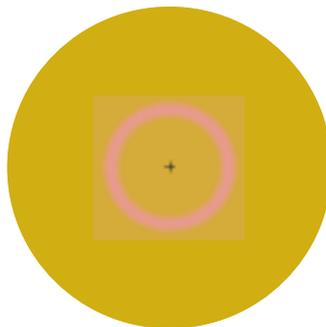


Abbildung 1.7: Die Bedeutung von Kanteninformation in der Farbwahrnehmung. Bei Fixation des Kreuzes verschwindet der Ring, da der Farbgradient vom visuellen System nicht als Kontrast erkannt wird (nach Lindsay & Norman, 1977).

Für die zweite Position spricht hingegen das Phänomen der sogenannten *modes of appearance*, das im folgenden Abschnitt näher erläutert werden soll.

⁶Es sei denn, man verschafft ihn sich mittels eines Reduktionsschirms (Katz, 1911).

1.2.1 Reduzierteste Kontextfarben

Es ist nicht ganz klar, wie perzeptuelle Kategorien mit oben genannten Erscheinungsweisen farbiger Reize zusammenhängen könnten. Ihre Benennung erfolgte zunächst in Form bestimmter physikalischer Eigenschaften von Reizen (Oberfläche, Transparenz u.ä.), sie sollten davon aber konzeptuell getrennt werden⁷. Dies wird bei Betrachtung der Abbildung 1.6 deutlich; die jeweils hellste Fläche erscheint uns sehr eindrücklich als 'Selbstleuchter', obwohl es sich offensichtlich um ein Stück Papier handelt. Eine interessante Frage könnte in diesem Zusammenhang lauten, welche Reizeigenschaften im visuellen System eine solche Interpretation anregen. Es gibt eine Vielzahl möglicher Kandidaten: die Art und Orientierung der 'Beschattungen', farbliche Varianz oder Szenenstatistiken höherer Ordnung, um nur einige zu nennen. Der stärkste Indikator scheint in diesem Fall allerdings die Relation der Farbfläche zu ihrer unmittelbaren Umgebung zu sein. Zum einen ist die Kante von unscharfer Beschaffenheit, zum anderen aber fällt sie durch den extrem hohen Helligkeitsunterschied auf.

Zur Untersuchung solcher kantenbasierten Reizeigenschaften ist die einfache In-feld-Umfeld-Konfiguration nun ein interessanter Startpunkt. Denn sie bietet die Möglichkeit, grundlegende Wahrnehmungsleistungen an theoretisch vergleichsweise übersichtlichem Reizmaterial zu untersuchen. Wie verwickelt die Verhältnisse schon bei diesem Versuch sind, machen Arbeiten wie die von Evans (1959) oder auch von Niederée (1999) deutlich.

Eine Idee von den auftretenden Phänomenen in reduzierten Situationen soll Abbildung 1.8 geben - es treten hier sowohl oberflächenhafte als auch 'transparente' Flächen auf. Das zentrale Feld erhält innerhalb der Möglichkeiten des Farbdrucks durch den starken Kontrast eine gewisse leuchtende Qualität. Diese Eindrücke besitzen zwar keinesfalls eine den natürlichen Szenen vergleichbare Eindringlichkeit, aber dennoch offenbaren sich auch hier schon in abgeschwächter Form verschiedene qualitative Zuschreibungen.

⁷Als Notbehelf sollen die Bezeichnungen im folgenden mit einfachen Anführungszeichen versehen werden, so dass stets das Gemeinte ersichtlich ist.

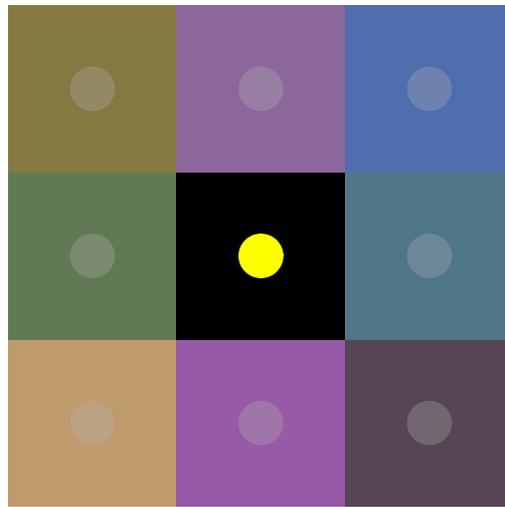


Abbildung 1.8: 'Transparenz', 'Oberflächen' und ein 'Selbstleuchter'. Diese Matrix von Infeld-Umfeld-Konfigurationen illustriert einige der Phänomene, die in solchen Situationen auftreten können.

Diese Reizklasse liefert ebenfalls gewisse Anhaltspunkte für die Auffassung der 'doppelte Buchführung', denn man findet nicht nur bei der 'Transparenz' die Tendenz des visuellen Systems, Szenen einer sogenannten Schichtenzerlegung zu unterziehen. Auch Beschattung und farblich gesättigte Beleuchtungen überlagern Oberflächenfarben. Wir haben dann den Eindruck, als wären wir an ein und der gleichen Stelle sowohl der Farbe der Oberfläche als auch der Farbe des Filters, Schattens oder der Beleuchtung gewahr. Dies führt für Probanden in experimentellen Abgleichssituationen mit Infeld-Umfeld-Konfigurationen häufig zu einem Dilemma, nämlich welcher Aspekt eines Reizes nun zur Beurteilung des Farbeindrucks heranzuziehen sei. Diesem Problem der *modes of appearance* versucht man sich zumeist mit klaren Versuchsanweisungen zu entziehen. Das folgende Kapitel soll sich diesem Thema noch eingehender widmen.

Die Schichtenzerlegung berührt zuletzt noch ein weiteres wichtiges Gebiet der Farbforschung – die Farbkonstanz. Die dahinterliegende Idee ist die der Trennung von Objekt- und Beleuchtungsfarbe (Mausfeld, 1998). Auch dieses Phänomen zeigt sich in abgeschwächter Form bei Infeld-Umfeld-Reizen, so auch beim Simultankontrast (siehe Abschnitt 1.2.2).

All diese Indizien deuten in die Richtung, dass relationale Farbinformationen durchaus als 'Bausteine' der visuellen Informationsverarbeitung aufgefasst werden können. Adäquater minimaler Reiz, um alle Farberscheinungen zu erzeugen, wäre demnach also ein Testfeld umgeben von einem Umfeld (Evans, 1964). Isolierten Lichter wären damit lediglich Spezialfälle des minimalen Stimulus.

1.2.2 Simultankontrast

Auch das seit langem bekannte Phänomen des Simultankontrasts (Chevreul, 1839; Hering, 1890; Gelb, 1932) liefert starke Belege für die Auffassung der herausragenden Bedeutung relationaler Farbinformation (siehe Abbildung 1.9). Die Bewertung dieses Phänomens speiste eine langanhaltende Kontroverse zwischen Hering und Helmholtz – letzterer tat es als ein Beiprodukt ab, während Hering es neben dem Sukzessivkontrast zum Anlass nahm, seine Opponentenfarbtheorie zu entwickeln.

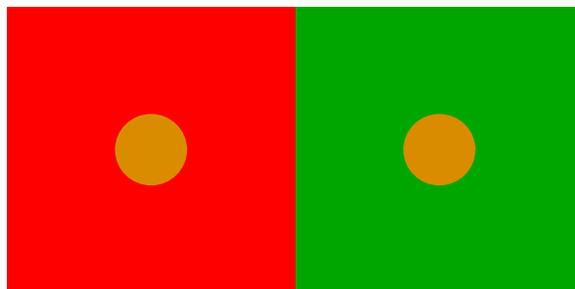


Abbildung 1.9: Der Simultankontrast. Physikalisch gleiche Infelder erzeugen unterschiedliche Farbeindrücke – ein Phänomen, dass oft mit der Farbkonstanz in Zusammenhang gebracht wurde. Auch hier zeigt sich eine gewisse Tendenz des visuellen System zur Schichtenzerlegung.

Nach Auffassung Bühlers (1922) zeigt sich schon beim Simultankontrast die Fähigkeit des visuellen Systems zur Farbkonstanz – gemäß der sehr reduzierten Reizeigenschaften natürlich in gehemmter, verkümmelter Weise. Die Phänomene deuten schon auf derart einfachem Niveau die Tendenz des visuellen Systems, Einflüsse von Kontextinformationen, zu denen in ökologischen Szenen natürlich sowohl die Beleuchtungsverhältnisse als auch die Beschaffenheit der Umgebung gehören, beim Zustandekommen eines Farbeindrucks zu berücksichtigen. So sind Kontrastinformationen sehr viel robuster gegenüber eines Wechsels dieser Umweltgegebenheiten. Gewisse Prinzipien des Farbkonstanzmechanismus spiegeln sich nach dieser Auffassung gewissermaßen schon in der Primärcodierung wider.

Quantitative Messungen zeigen, dass der Effekt des Simultankontrasts am stärksten zutage tritt, wenn der Graßmanncode der lokal identischen Infelder im Farbenraum auf halbem Wege zwischen den Graßmanncodes der beiden Umfeldler liegt (in Abbildung 1.2.2 wird ein solcher Fall präsentiert).

1.2.3 Kontrastcodierung

Im Gegenzug lässt sich nun fragen, wie die beiden Flächen einzufärben sind, damit sie für den Betrachter möglichst gleich aussehen. Damit wäre im wesentlichen schon gesagt, was Kontrastcodierungsmodelle vorhersagen. Um diesbezügliche Modelle zu prüfen, wurden zumeist Abgleichsexperimente unternommen (siehe Abbildung 1.10). Dabei erhofft man sich ähnlich schöne strukturelle Eigenschaften der Modelle, wie die der Graßmanngesetze.

In den Abgleichsexperimenten (zum Beispiel Burnham, Evans & Newhall, 1957; Krantz, 1968; Whittle, 1973; Shevell & Humanski, 1984; Chichilnisky & Wandell, 1995) werden zwei Infeld-Umfeld-Konfigurationen (a, A) – sprich Infeld a in Umfeld A – und (b, B) dargeboten. Dabei werden drei der vier Farbflächen vorgegeben, und Aufgabe der Probanden ist es, die vierte Fläche, meist ein Infeld,

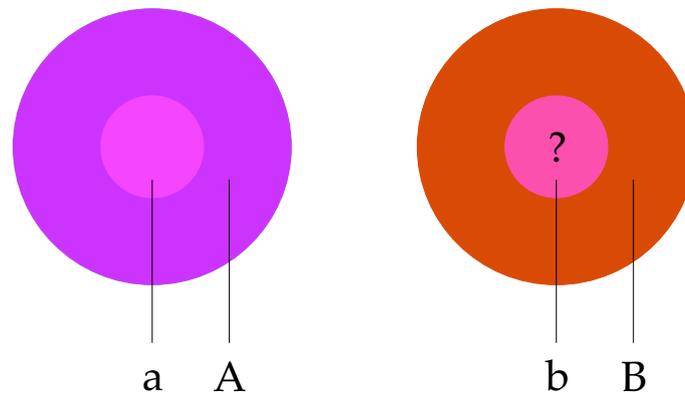


Abbildung 1.10: Abgleichsexperimente zur Prüfung von Kontrastcodierungsmodellen. Erläuterungen finden sich im Text.

farblich derart einzustellen, dass die beiden Infelder gleich erscheinen⁸. Stehen zwei von Umfeldern umgebene Infelder in einer solchen Beziehung, so soll dies hier durch das Abgleichssymbol \sim bezeichnet werden. Auch kamen experimentelle Verfahren zum Einsatz, bei denen Probanden das Infeld a einer Konfiguration (a, A) so einzustellen hatten, dass dessen Farbe ein bestimmtes perzeptuelles Kriterium wie etwa die Abwesenheit eines Rötlich- und Grünlichkeitseindrucks erfüllte (Walraven, 1976; Shevell, 1978; Mausfeld & Niederée, 1993; Heyer, 1997). Diese Verfahren lassen sich eher der Tradition der Heringschen Gegenfarbentheorie zuordnen und auch hier ergibt sich naturgemäß wegen der Präsentation der Infeld-Umfeld-Reize das Problem der modes of appearance. Hier muss wieder zu bedenken gegeben werden, dass die Befunde jeweils in starkem Maße von den verwendeten experimentellen Bedingungen abhängen. Die einzelnen Methoden werden im zweiten Kapitel näher erläutert werden.

Den verschiedenen Modellen der Kontrastcodierung liegt die folgende Annahme zugrunde: Einem Infeld a in einem Umfeld A wird ein eindeutiger Kontrastcode $\Psi^A(a)$ zugeordnet, so wie dies auch bei den Graßmanncodes möglich war. Ein

⁸Dies sollte für all jene Fälle relativiert werden, in denen die Herstellung vollständiger Gleichheit aufgrund der modes of appearance nicht möglich ist. Der Leser wird an dieser Stelle dazu eingeladen, ein wenig bei der Abbildung zu verweilen, um dieses Phänomen introspektiv zu studieren.

Infeld b in einem Umfeld B ist von (a, A) nicht unterscheidbar, genau dann wenn die beiden entsprechenden Kontrastcodes $\Psi^A(\mathbf{a})$ und $\Psi^B(\mathbf{b})$ gleich sind.

Aus den jeweiligen theoretischen Perspektiven folgen nun *unterschiedliche* formale Modelle. Die in Kapitel 2 vorzustellenden Modelle unterscheiden sich demgemäß hinsichtlich der Formulierung der Funktion, die den Reizen Kontrastcodes zuordnet, oder technischer ausgedrückt, hinsichtlich der Berechnungsvorschrift, mit der sich aus den beteiligten Lichtern Kontrastcodes gewinnen lassen. Gemeinhin sind diese Funktionen nicht auf den Lichtern definiert, sondern auf den Graßmanncodes der beteiligten Lichter, also $\Psi^A(\mathbf{a}) = f(\mathbf{a}, \mathbf{A})$.

Kapitel 2

Stand der Forschung

Diese Kapitel soll sich der gegenwärtigen Diskussion in der Kontrastcodierungsforschung widmen. Dabei wird zum einen auf die verschiedenen Modellierungsansätze und deren zugrunde liegenden Prinzipien einzugehen sein. Zum anderen sind diese Modellvorstellungen mit verschiedenen experimentellen Herangehensweisen in Verbindung zu bringen. Da sich Befunde, die aus verschiedenen Erhebungsmethoden stammen und/oder die sich auf unterschiedliches Stimulusmaterial beziehen, deutlich unterscheiden können, wollen wir diese Methoden zunächst ausreichend würdigen.

2.1 Methoden der Kontrastcodierungsforschung

Den Kontextfarben im Sinne eines Infeldes a , welches von einem Umfeld A umgeben ist, kann man sich mit unterschiedlichen Stimuluskonfigurationen nähern. Es sei an dieser Stelle unterschieden zwischen Reizen mit begrenztem Umfeld (Typ I) und solchen mit unbegrenztem (Typ II) Umfeld. Beispiele für Reize der ersten Variante haben wir bereits kennengelernt; unter Typ II-Stimuli seien Farbfelder mit umgebendem Ganzfeld oder netzhautstabilisiertem Umfeld zusammengefasst. Es sei an dieser Stelle schon erwähnt, dass die in der vorliegenden

Arbeit verwendeten Reize sich nicht so eindeutig zuordnen lassen. Ihre Realisierung spräche für eine Klassifikation als Typ I-Stimulus, während gewisse formale Eigenschaften der Abgleichsbedingung eine Verwandtschaft mit Typ II-Stimuli nahelegen – dazu später mehr.

Weiter ist zu unterscheiden, welche Art Relation den Farbreiz a mit dem Kontext A verbindet. Es gibt hier beispielsweise die Möglichkeit, sie in eine temporale oder eine räumliche Relation zu setzen. Beim Sukzessivkontrast adaptieren Versuchspersonen zunächst an einen Kontextreiz und werden *danach* bei nicht mehr vorhandenem Kontext dem Zielreiz ausgesetzt. Beim Simultankontrast hingegen sind Kontext und Zielreiz gleichzeitig präsent.

Eine weiterer entscheidender Freiheitsgrad bei der Reizdarbietung ist wie schon erwähnt die zeitliche Dynamik. Da die chromatische Adaptation selbst eine zeitliche Dynamik aufweist, sind auch hier unterschiedliche Ergebnisse zu erwarten. Beispielsweise haben Krauskopf, Zaidi und Mandler (1986b) Infelder und Umfeld simultan entlang achromatischer Strecken im Farbraum sinusförmig schwingen lassen¹. Auch wurden bei *steady-state*-Adaptation an chromatische und achromatische Hintergründe Infelder (Whittle & Challands, 1969; Whittle, 1973) oder gar ganze Infeld-Umfeld-Konfigurationen kurzzeitig geblitzt (Rinner & Gegenfurtner, 2000). In der letztgenannten Arbeit wurden im wesentlichen drei Adaptationsmechanismen mit unterschiedlichem Zeitgang isoliert. Die Entfaltung der Mechanismen in % wurde durch exponentielle Funktionen mit unterschiedlichen Zeitkonstanten modelliert. Für die drei Prozesse wurden Zeitkonstanten von 20 Sekunden, 40-70 Millisekunden und für den schnellsten unter 10 Millisekunden geschätzt. Dieser kommt zudem für über 50% des 'Gesamtadaptationseffekts' auf – die Autoren schlossen aufgrund der Schnelligkeit des Mechanismus auf eine Verantwortlichkeit kortikaler Prozesse. Dieser Ansicht liegt die funktionalistische Anschauung zugrunde, das visuelle System wolle hier etwas 'korrigieren'. Eine andere Lesart der Ergebnisse wäre der Schluss, das visuelle System sei intrinsisch

¹Versuchspersonen sollten dabei die Amplitude einer der beiden Schwingungen derart einstellen, dass das Infeld nicht mehr pulsierend erschien. Da das experimentelle Design vorsah, dass das Infeld dabei zwischen sog. Inkrementen und Dekrementen (vgl. Abschnitt 2.2.5) hin und herwechselte, war die Aufgabe im übrigen unmöglich zu erfüllen.

relational organisiert, der vermeintlich kortikale 'Prozess' wäre demnach lediglich Ausdruck der Architektur des visuellen Apparats.

Neben dem Aspekt der Sehbedingungen, der in den folgenden Abschnitten näher behandelt wird, spielen Eigenschaften, wie die Komplexität des Kontextes, die Art der Urteilsaufgaben, die Anordnung und Geometrie der Stimulusbestandteile u.a. eine Rolle. Ihr komplexes Zusammenspiel ist nicht Gegenstand der vorliegenden Arbeit – ein breiter theoretischer Rahmen, der all diese Aspekte zusammenführen könnte, ist nicht in Sicht.

2.1.1 Äquilibriumseinstellungen

Die Äquilibriumseinstellungen über die sogenannte Methode der *hue cancellation* wurde eingeführt von Jameson & Hurvich (1955). Bezugnehmend auf die Opponenten-Farb-Theorie von Hering führten sie das Konzept der Äquilibriumfarben ein – so zeichnet sich beispielsweise das Urgelb/Urblau dadurch aus, weder rötlich noch grünlich zu erscheinen. Entsprechendes gilt für Urgrün und Urrot; von Urgrau spricht man, wenn sich eine Farbfläche bezüglich *beider* Gegenfarbenpaare im Äquilibrium befindet. Typischerweise besteht ein Testfeld hierbei aus der additiven Mischung zweier oft monochromatischer Lichter, und Versuchspersonen haben die Aufgabe, die Intensität einer der beiden Komponenten so zu adjustieren, dass sich das Testfeld ihrem Empfinden nach im vorbestimmten Äquilibrium befindet. Dabei ließen sich für die drei opponenten Prozesse – rot-grün, blau-gelb und schwarz-weiß² – *response functions* gewinnen. Die Autoren postulierten dabei einen linearen Zusammenhang zwischen diesen Funktionen und den *cone fundamentals* (Jameson & Hurvich, 1955; Jameson, 1972). Krantz

²Der letzte opponente Mechanismus zeichnet sich vor den anderen durch seine Asymmetrie aus. In der einen Richtung ist ein zugehöriger Code durch einen Nullpunkt beschränkt, während er in der 'Weißrichtung' theoretisch beliebig große Werte annehmen kann.

(1975b) unterstrich, dass diese Annahme erfüllt sein muss, damit für Äquilibriumsfarben Additivität und Proportionalität gilt³. Er und seine Kollegen konnten in ihren experimentellen Untersuchungen jedoch zeigen, dass diese Bedingungen zumindest für Blau-gelb-Äquilibrien nicht uneingeschränkt erfüllt sind (Larimer, Krantz & Cicerone, 1974, 1975; Cicerone, Krantz & Larimer, 1975).

In Arbeiten zur Kontrastcodierung ist das Verfahren der Äquilibriumseinstellung vor chromatischen Hintergründen mehrfach eingesetzt worden (Walraven, 1976, 1979; Shevell, 1978, 1982; Mausfeld & Niederée, 1993). Auf diese Arbeiten wird in Abschnitt 2.2 näher einzugehen sein.

2.1.2 Asymmetrischer Farbvergleich – *cross-context matching*

Alle im folgenden vorzustellenden experimentellen Methoden können nach einer von Stiles (vgl. S.429ff. in Wyszecki & Stiles, 1982) vorgeschlagenen Taxonomie unter dem Begriff des asymmetrischen Farbvergleichs zusammengefasst werden. Unter *cross-context-matchings* sollen hier nur solche verstanden werden, bei denen Infeld-Umfeld-Paare beiden Augen zugänglich dargeboten werden (in Krantz, 1968).

Hier kann im Grunde nicht getrennt werden zwischen Reizen des Typs I, bei denen der Kontext wiederum eine Grenze zum Umgebenden Dunkel hat, und solchen, deren Kontext das gesamte visuelle Feld ausfüllen⁴. Es ist nämlich zu beachten, dass die zwei Kontextreize eine Grenze zueinander aufweisen, was natürlich zu zwei Halbfeldern und nicht zu einem Ganzfeld führen würde. In einer Variante des *cross-context matchings* wurde versucht, sich den Reizen vom Typ II anzunähern, indem ein fließender Übergang zwischen den zwei Kontexten eingeführt wurde (Wuerger, 1996). Abbildung 2.1 gibt einen Überblick über die

³Sei S_1 die Menge aller Stimuli, die sich im Rot-grün-Äquilibrium befinden und S_2 die Menge der Blau-gelb-Äquilibrien. Additivität gilt, wenn aus $a \in S_i$ und $b \in S_i$ folgt, dass auch die additive Mischung $(a \oplus b) \in S_i$ ist. Proportionalität gilt, wenn für $t > 0$ auch $(t \odot a) \in S_i$.

⁴Befunde aus Untersuchungen von Typ I-Stimuli liefern eher Belege für sogenannte Zweiprozessmodelle, während man an Typ II-Reizen eher *full discounting* findet (siehe Abschnitt 2.2).

genannten Möglichkeiten von Reizkonfigurationen im Sinne des cross-context matchings.

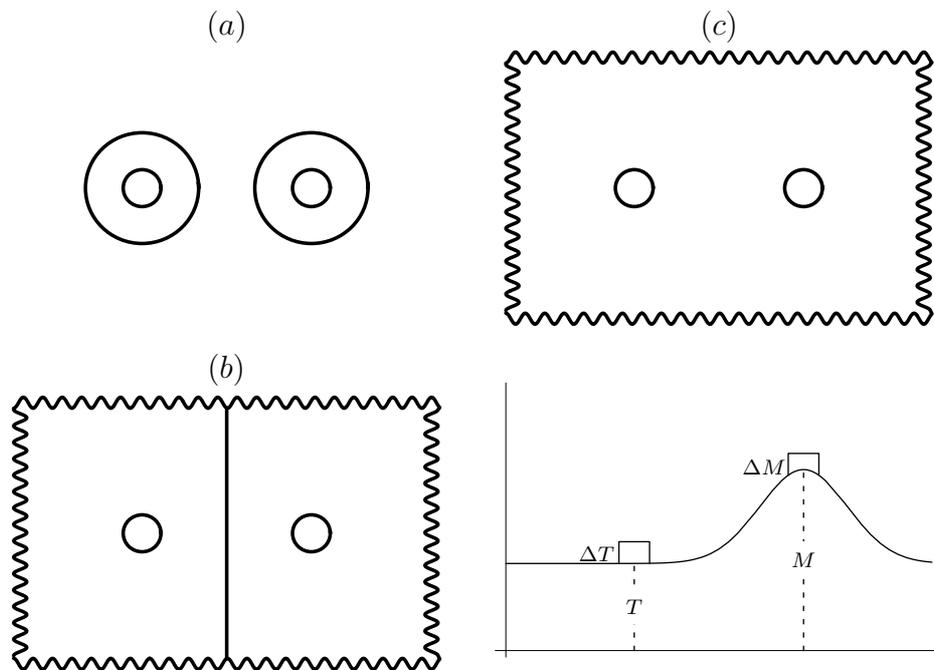


Abbildung 2.1: Konfigurationen beim cross-context matching. Versuchspersonen sehen die Displays mit beiden Augen. (a) zeigt begrenzte Center-surround-Reize, (b) einen das Gesichtsfeld ausfüllenden Stimulus mit chromatischem Kontrast zwischen den Umfeldern, (c) Quasi-Ganzfeld durch einen Gradienten zwischen den Umfeldern (nach Wuerger, 1996). Es ist exemplarisch eine Graßmannkoordinate herausgegriffen; T steht für den Test-, M für den Abgleichshintergrund. $\Delta T + T$ und $\Delta M + M$ sind die betreffenden Infeldkoordinaten.

Diese Erhebungsmethoden zeichnen sich vor der Methode der hue cancellation dadurch aus, dass Modellprüfungen nicht nur an bestimmten Teilmengen aller denkbaren Infeld-Umfeld-Kombinationen, nämlich den Äquilibriumfarben, durchgeführt werden können. Auf Erscheinungsweisen wird dabei aber in der Modellbildung kein Bezug genommen. Die Aussagen, die hier geprüft werden, sind also anderer Art: Statt Vorhersagen darüber, unter welchen Bedingungen ein Kontextreiz einem gewissen perzeptuellen Kriterium genügt, werden hier Vorhersagen darüber generiert, unter welchen Bedingungen Kontextreize *gleich*

erscheinen, nicht aber *wie* sie erscheinen. Auf die Beziehung der beiden experimentellen Herangehensweisen zueinander wird in Abschnitt 2.2.3 noch näher einzugehen sein.

Ein Problem dieser Methode ist das Fehlen einer befriedigenden Variante unter Verwendung von Reizens des Typs II. Einige Modelle der Kontrastcodierung stoßen in den hier realisierbaren Situationen nämlich auf das Nullpunktproblem. Es sind die intrinsisch relationalen Modelle, die allen Nullkontrasten (a, a) den Kontrastcode $\Psi^a(a)=0$ zuordnen. Dies ist im Zusammenhang mit den beschriebenen Verfahren des asymmetrischen Farbabgleichs natürlich Unfug, denn hier gilt offensichtlich mit $a \neq b$ auch immer $(a, a) \not\sim (b, b)$ – das Infeld nimmt hier gänzlich die Farbe des Umfeldes an.

Zuletzt sei auch hier noch hingewiesen auf die Schwierigkeiten mit den sogenannten modes of appearance. Dies führt beim Abgleich zum Problem der modes of comparison – die Versuchspersonen werden sich zumeist gezwungen sehen, von gewissen Unterschieden zwischen Test- und Matchinfeld zu abstrahieren, um einen möglichst befriedigenden Abgleich zu erzielen. Dieser Abgleich ist im allgemeinen nicht vollständig, was aus theoretischen Überlegungen von Niederée (1999) zur Dimensionalität vollständiger relationaler Farbcodes folgt.

2.1.3 Adaptationsexperimente

Natürlich handelte es sich bei den soeben vorgestellten Reizkonfigurationen auch schon um Adaptationsexperimente in dem Sinne, dass Versuchspersonen an die Umfeldler adaptieren. Aus der theoretischen Perspektive der relationalen Primärcodierung ist die Adaptation jedoch nicht das Explanandum, die Abweichung vom erwarteten, sondern wird als Format der Primärcodierung aufgefasst. Die folgenden experimentellen Ansätze stehen hingegen eher in einer colorimetrischen, oder computationalen Tradition. Hier fragte man sich, wie das visuelle System Beleuchtungsinformation 'herausrechnet', wie man also den lokalen Graßmanncode des Infeldes unter Kenntnis einer Beleuchtung zu 'korrigieren' habe.

Typischerweise wurden hierzu Experimente angestellt, die den Versuchspersonen Farbabgleiche oder Farburteile zwischen unterschiedlichen Beleuchtungssituationen abverlangten.

Zwar ließe sich mit einem Albertifensterargument begründen, dass sich diese Situationen nicht von denen aus 2.1.2 unterscheiden. Da sich allerdings Befunde aus solchen experimentellen Ansätzen als hinreichend verschieden erwiesen, sei hier gesondert darauf eingegangen. Techniken wie etwa das *memory matching* (Helson, Judd & Warren, 1952) oder das *direct scaling* (Bartleson, 1979)⁵ sollen hier nicht näher behandelt werden, da sie zum einen stark streuende Daten erbringen, zum anderen den Einsatz naiver Versuchspersonen wegen der Notwendigkeit hoher Abgleichfertigkeiten und eines insgesamt hohen Zeitaufwandes verhindern.

So widmen wir uns nun den nahen Verwandten des cross context matchings – den haploskopischen Sehbedingungen. Es handelt sich hierbei um Aufbauten, die Versuchspersonen mit je einem Auge Einblick in zwei unterschiedlich beleuchtete Kammern geben. Hier kann bei simultaner Adaptation an zwei Beleuchtungen ein Abgleich zwischen Farbfeldern vorgenommen werden (Hunt, 1950; Burnham, Evans & Newhall, 1957; Jameson & Hurvich, 1959). Die zwei Kammern sind dabei zumeist mit einem schwarzen Septum getrennt worden. Die beiden schwarzen Halbfelder treten wegen der Dominanz des jeweiligen kontralateralen chromatischen Kontextes nicht in Erscheinung, so dass die Gesamtkonfigurationen Abbildung 2.1(b) ähnlich sind.

Bei haploskopischen Sehbedingungen nun ergeben sich gewisse Schwierigkeiten im Zusammenhang mit Augenunterschieden⁶. Diese äußern sich beispielsweise in unterschiedlichen Äquilibriumseinstellungen für die beiden Augen (Shevell & He, 1995). Auch ist davon auszugehen, dass sich die color matching functions für die beiden Augen unterscheiden. Nutzt man zur Adaptation nun verschiedene

⁵Versuchspersonen werden trainiert, Farbtafeln hinsichtlich solcher Eigenschaften wie Farbton, Helligkeit und Sättigung einschätzen zu können. Diese Einschätzungen werden dann für Farbtafeln unter verschiedenen Beleuchtungen abgefragt.

⁶Diese können unter anderem bestehen aus unterschiedlichen Eigenschaften der beiden Augenmedien, Linsenstrübungen und Rezeptorverteilungen in den Retinae.

Lichter, die nicht gemeinsam aus drei Lichtern ermisierbar sind – oft verwendet wurde zum Beispiel Tageslicht und Glühfadenlicht –, so gibt es im allgemeinen keine bijektive Abbildung zwischen den beiden Kontrastcodes. Ergebnisse von Wassef (1958, 1959), die für ein lineares Modell komplexwertige Parameterschätzungen erbrachten, sind hier nicht unüblich. Aber auch bei adaptierenden Lichtern, die alle aus drei Primärlichtern zusammengesetzt sind, sollten die Augenunterschiede berücksichtigt werden (siehe Kapitel 3).

Zuletzt ergibt sich aufgrund struktureller Ähnlichkeiten zum cross context matching auch das Nullpunktproblem für intrinsisch relationale Modelle der Kontrastcodierung.

Für eine erschöpfende Abhandlung über diese Klasse von Experimenten sei verwiesen auf Wyszecki & Stiles und ein Review von Jameson & Hurvich(1972).

2.1.4 Die Heringsche Sehbedingung und ihre Nachfolger

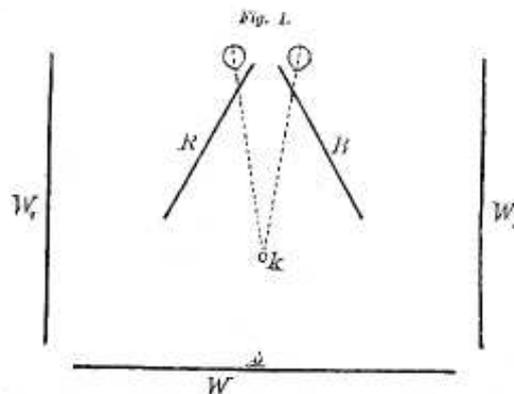


Abbildung 2.2: Faksimile der Heringschen Sehbedingung (Hering, 1890). Es zeigt seinen Apparat zur Herstellung der Sehbedingung binokular fusionierter Hintergründe. R und B bezeichnen verschieden gefärbte Glasscheiben, W_1 und W_2 sind schwenkbare Milchglasscheiben zur Regelung einfallenden Tageslichts, k ein Fixationsknöpfchen, W eine mattweiße Unterlage und s ein schmaler Streifen Tuchpapier. Durch die Fixation erscheint der Streifen in gleichseitigen Doppelbildern vor einem perceptuell homogenen Hintergrund, der sich aus der Fusion der beiden bunten Einzelhintergründe ergibt.

Diese zuerst von Hering (1890) verwendete Reizsituation sei im folgenden mit HSD für **Haploscopically Superimposed Display** bezeichnet (Abbildung 2.2). Die Methode wurde im weiteren Verlauf mit vielerlei Variationen vor allem zu quantitativen Zwecken beim Vergleich von Farbreizen unter verschiedenen Beleuchtungen genutzt (zum Beispiel Wright, 1934). Die HSD-Sehbedingung erlaubte bis in die aktuellen Arbeiten hinein wichtige neue Einsichten bei Fragen kontrastbezogener Farbwahrnehmungsforschung (jüngste Beispiele: Chichilnisky & Wandell, 1995; Niederée & Mausfeld, 1997; Shepherd, 1999). Einen ersten Eindruck von einer modernen Umsetzung dieser Sehbedingung gibt Abbildung 2.3.

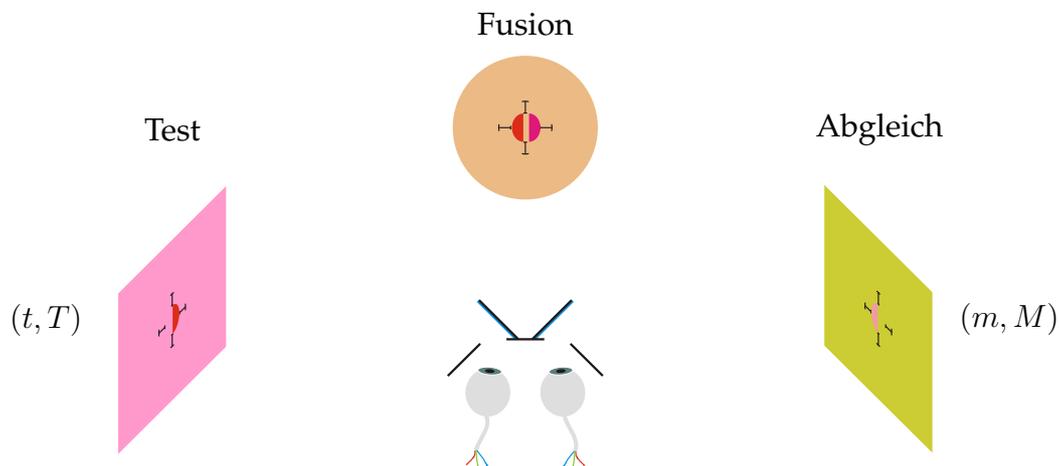


Abbildung 2.3: Skizzenhafte Darstellung einer Realisierung der HSD-Sehbedingung mit Test- und Matchreizen (t, T) und (m, M) . Test- und Abgleichshintergrund verschmelzen perceptuell dabei zu einem homogenen Hintergrund. t , T und M werden vorgegeben und m ist so einzustellen, dass die Infelder gleich erscheinen.

Versuchspersonen sind bei der Abgleichsaufgabe von der Erscheinungsweise der monokularen Hintergründe abgekoppelt, das heißt, sie gleichen zwei Farbfelder vor *einem* fusionierten Hintergrund ab. Dabei sind die monokularen Konfigurationen so auszuwählen, dass sie auch tatsächlich verschmelzen, ansonsten ergeben sich Phänomene wie binokulare Rivalität oder Dominanz eines Reizes (vgl. Ikeda & Nakashima, 1980; deWeert & Wade, 1988; Hovis, 1989)⁷. Es lässt sich aber

⁷Dies betrifft Eigenschaften, wie etwa Luminanzunterschiede oder die geometrische Anordnung (vgl. Abschnitt 4.1.3). So dürfen die Infelder nicht wie im 2°-Paradigma direkt aneinander grenzen, da es ansonsten nahe des Abgleichsfalltes zu einem Konflikt im Wahrnehmungssystem

nicht verhindern, dass sich kontralaterale Hintergründe ebenso mit dem Infeld mischen. Man hofft hierbei, dass sich dieser Beitrag für Infeld und Umfeld gleich auswirkt, obwohl in Arbeiten zur binokularen Farbmischung gezeigt werden konnte, dass Additivität nicht gültig ist (Irtel, 1987). Auf diesen Punkt wird in Abschnitt 3.2.3 noch näher eingegangen werden.

Wie bei den anderen haploskopischen Sehbedingungen müssen auch hier die Augenunterschiede berücksichtigt werden.

Die Vorteile dieser Methode liegen auf der Hand. Die Problematik des Neutral- oder Nullpunktes ergibt sich im Unterschied zur Situation getrennt wahrnehmbarer Kontexte nicht, denn hier wird ein Nullinkrement – also der Fall, in dem Infeld und Umfeld gleich erscheinen – tatsächlich durch ein Nullinkrement abgeglichen. Es scheint sich hierbei also um eine sehr gute Annäherung an die oben erwähnten Reize vom Typ II zu handeln.

Auch die unterschiedlichen Wahrnehmungsmodi scheinen hier weniger ins Gewicht zu fallen (*„...and this seems to lock subjects into equating contrast. ...the subjective experience was that there was no ambiguity, no possibility of different attitudes.“*, Whittle, 1994, S.141). Man erhofft sich durch diese Methode insgesamt eine Isolation retinaler Kontrastmechanismen.

Auch werden konsistent geringere Streuungen bei den Einstellungen und höhere Übereinstimmungen *zwischen* Versuchspersonen berichtet als bei den cross context matchings (Whittle & Arend, 1991).

kommt. Im fusionierten Bild verschwindet die Kante, während sie monokular durchaus noch vorhanden ist – hier verschwindet bald das eine bald das andere Infeld.

2.2 Modelle der Kontrastcodierung

In diesem Abschnitt werden einige derzeit vertretene Modelle der Kontrastcodierung⁸ vorgestellt. Es erfolgt dabei eine Beschränkung auf lineare und affin lineare Modelle – nicht lineare Modelle⁹ (zum Beispiel MacAdam, 1961; Nayatani, Takahama & Sobagaki, 1981) werden nur am Rande berührt werden. Weiter sei der Fokus eingegrenzt auf Modelle, die annehmen, dass Kontrastcodes dreidimensional sind. Damit lautet die Grundgleichung für Kontrastcodes Ψ , in welches sich alle hier behandelten Modelle einpassen lassen:

$$\Psi^y(\mathbf{x}) = \mathbf{F}_y \mathbf{x} + \mathbf{c}_y,$$

wobei \mathbf{x} und y Rezeptorcodes der Lichter x und y bezeichnen. \mathbf{F}_y sei eine umfeldabhängige lineare Funktion von \mathbf{R}^3 nach \mathbf{R}^3 und kann damit als (3×3) -Matrix ausgedrückt werden. \mathbf{c}_y bezeichne einen umfeldabhängigen Verschiebungsvektor aus \mathbf{R}^3 .

Alle hier behandelten Modelle teilen eine zentrale Idee, welche auf von Kries (1882) zurückgeht. Es wird angenommen, dass drei Mechanismen unabhängig voneinander für die Phänomene verantwortlich gemacht werden können. Das bedeutet, dass \mathbf{F}_y sich als Diagonalmatrix erweisen müsste.

Da hier Kontrastcodierung als Primärcodierung verstanden wird, sollen vor allem frühe Mechanismen der Reizverarbeitung des visuellen Systems behandelt werden – woraus sich auch die Verwendung der HSD-Methode begründete.

2.2.1 Der von Kriessche Koeffizientensatz

Die Young-Helmholtz-Theorie des Farbensehens erweiternd formulierte v. Kries (1882, 1902, 1905) ein Modell, um das Phänomen der chromatischen Adaptation beim Sukzessivkontrast zu erklären. Er nahm an, dass sich die Sensitivitäten

⁸Zumeist sind sie zur Erklärung von Farbadaptations- oder Farbinduktionsphänomenen formuliert worden.

⁹Dieser Familie von Modellen liegt zumeist eine colorimetrische Tradition zugrunde.

der Rezeptormechanismen bei der chromatischen Adaptation durch 'Ermüdung' verringern, und zwar für alle Wellenlängen gleichermaßen. Außerdem postuliert er, dass dieses Phänomen sich unabhängig für die drei Rezeptormechanismen ereigne. Damit lassen sich Rezeptorsensitivitäten $\bar{l}'(\lambda)$, $\bar{m}'(\lambda)$ und $\bar{s}'(\lambda)$ bei Adaptation aus den Sensitivitäten $\bar{l}(\lambda)$, $\bar{s}(\lambda)$ und $\bar{s}(\lambda)$ bei Dunkeladaptation gewinnen durch:

$$\begin{aligned}\bar{l}'(\lambda) &= \rho_1 \bar{l}(\lambda) \\ \bar{m}'(\lambda) &= \rho_2 \bar{m}(\lambda) \\ \bar{s}'(\lambda) &= \rho_3 \bar{s}(\lambda)\end{aligned}\quad (0 < \rho_i < 1). \quad (2.1)$$

Die ρ_i erhalten die Bedeutung von Dämpfungskoeffizienten – sie sind ihrerseits Funktionen des adaptierenden Lichts. Adaptierende Lichter mit unterschiedlichen Graßmanncodes führen dabei zu unterschiedlichen Koeffiziententripeln.

Damit ergeben sich Farbcodes $\Psi^A(\phi(a))$ für Lichter a bei Adaptation an Licht A aus den Graßmanncodes $\phi(a)$ durch

$$\Psi^A(\phi(a)) = \left(\rho_1^A \phi_1(a), \rho_2^A \phi_2(a), \rho_3^A \phi_3(a) \right)$$

oder anders hingeschrieben

$$\Psi^A(\mathbf{a}) = \mathbf{D}_A \mathbf{a}, \quad (2.2)$$

wobei die Diagonalmatrix \mathbf{D}_A die Dämpfungskoeffizienten als Diagonalelemente enthält.

Obgleich dieses Modell zur Beschreibung von Farberscheinungen bei Sukkzessivkontrasten formuliert wurde, ist es auch als Erklärungsschema für den Simultankontrast herangezogen worden. Dabei erhielt A in (2.2) die Bedeutung eines den Reiz a umgebenden Farbfeldes. In diesem Sinne lautet das von-Kries-Modell

$$(a, A) \sim (b, B) \Leftrightarrow \mathbf{D}_A \mathbf{a} = \mathbf{D}_B \mathbf{b}. \quad (2.3)$$

Ein Farbfeld a also, welches eingebettet ist in das Umfeld A , ist ununterscheidbar von einem Farbfeld b in einem Umfeld B genau dann, wenn deren betreffenden von-Kries-Kontrastcodes gleich sind. Hier wäre noch anzumerken, dass die Situation mit Dunkelkontext (vgl. Abschnitt 1.1.2) als Spezialfall enthalten ist; \mathbf{D}_A und \mathbf{D}_B wären dann Identitätsmatrizen.

2.2.2 Das Ratioprinzip

Dieser Ansatz fußt in der Vorstellung, dass die Wahrnehmung von Kontrasten durch Verhältnisse, also Quotienten von Rezeptorerregungen an chromatischen Kanten bestimmt ist. Dieses zunächst für unbunte Farben formulierte Prinzip (Hess & Pretori, 1894; Wallach, 1948a) ist auch in Theorien im Zusammenhang mit Farbkonstanzleistungen des visuellen Systems ausgenutzt worden (vgl. Retinex-Algorithmus Land, 1964). In jüngster Zeit wird eine Variante dieses Ansatzes vertreten von Shepherd (1997, 1999).

Dieser Typ von Modellen ließe sich in seiner einfachsten Variante zunächst folgendermaßen formulieren:

$$(a, A) \sim (b, B) \Leftrightarrow \frac{\phi_i(a)}{\phi_i(A)} = \frac{\phi_i(b)}{\phi_i(B)} \quad (i = 1, 2, 3). \quad (2.4)$$

Die beteiligten Umfeldkoordinaten müssen aber alle größer als Null sein¹⁰. Dann kann auch hier einem Reiz (a, A) ein eindeutiger Kontrastcode zugeordnet werden:

$$\Psi^A(\mathbf{a}) = \mathbf{D}_A \mathbf{a}, \quad (2.5)$$

wobei die Diagonalmatrix \mathbf{D}_A die Kehrwerte der Rezeptorcodes von A enthielte. Wir haben es also mit einem Spezialfall des Koeffizientensatzes (2.2) zu tun, wenn man dort von der Normierung $0 \leq \rho_i \leq 1$ abrückt, die der im Simultankontrast nicht sonderlich stichhaltigen Idee der Rezeptorerermüdung geschuldet war.

Es ergibt sich hier im übrigen eine interessante Folgerung. Ist nämlich $(a, A) \sim (b, B)$ ein Abgleich, so muss auch $(A, b) \sim (B, a)$ ein Abgleich sein. Diese Infeld-Umfeld-Symmetrie ist natürlich eine starke Annahme, die sich in Sehbedingungen vom Typ 1 als problematisch erwiesen hat.

Ebenso ist (2.4) äquivalent zu einem Ratio-Modell, welches Verhältnisse ähnlich den Weberbrüchen gleichsetzt (vgl. Cole, Stromeyer & Kronauer, 1990):

$$(a, A) \sim (b, B) \Leftrightarrow \frac{(\phi_i(a) - \phi_i(A))}{\phi_i(A)} = \frac{(\phi_i(b) - \phi_i(B))}{\phi_i(B)} \quad (i = 1, 2, 3). \quad (2.6)$$

¹⁰Hier handelt es sich also um ein rein relationales Modell in dem Sinne, dass die Dunkelkontextsituation nicht als Spezialfall berücksichtigt wird.

Auf dieses Modell wird im Abschnitt (2.2.3) noch Bezug genommen werden.

2.2.3 Der Koeffizientensatz für Differenzsignale – das *discounting the background*

(Walraven, 1976, 1979) zeigte in seiner Studie an Infeld-Umfeld-Reizen, dass für Urgelbeinstellungen folgende Hypothese durch seine Daten bestätigt wurde:

$$(\Delta \oplus A, A) \in S_{r-g} \Rightarrow (t \odot \Delta \oplus A, A) \in S_{r-g} \text{ für alle } t > 0. \quad (2.7)$$

Wird also ein umgrenztes Licht Δ als Infeld auf einen großen Hintergrund A addiert im Sinne einer Annäherung an einen Reiz vom Typ II, und befindet sich dieses Infeld im rot-grün Äquilibrium S_{r-g} , so sind auch alle Infelder im rot-grün Äquilibrium, die gleichermaßen aus der Superposition von Lichtern $t \odot \Delta$ auf den Hintergrund A hervorgehen¹¹.

Dieses von Walraven *discounting the background* genannte Prinzip besagt also, dass nur die Differenzsignale Δ zur Wahrnehmung der Farbe beitragen. Er formuliert zusätzlich die Vermutung, dass nur das Differenzsignal einer von-Kries-artigen Transformation unterworfen wird:

$$(\Delta_A \oplus A, A) \sim (\Delta_B \oplus B, B) \Leftrightarrow \mathbf{D}_A \phi(\Delta_A) = \mathbf{D}_B \phi(\Delta_B),$$

Und damit kann man auch schreiben:

$$(a, A) \sim (b, B) \Leftrightarrow \mathbf{D}_A(\mathbf{a} - \mathbf{A}) = \mathbf{D}_B(\mathbf{b} - \mathbf{B}). \quad (2.8)$$

Zuletzt sei auch hier noch eine kanalweise Formulierung gegeben:

$$(a, A) \sim (b, B) \Leftrightarrow \rho_i^A \phi_i(\Delta_A) = \rho_i^B \phi_i(\Delta_B) \quad (i = 1, 2, 3).$$

¹¹In den Experimenten wurden Reize $(t_R \odot R \oplus t_G \odot G \oplus R, R)$ vorgegeben – R und G waren näherungsweise monochromatisch bei 660nm und 540nm. Experimentell variiert wurde die Intensität t_R , und Versuchspersonen adjustierten t_G jeweils derart, dass das resultierende Infeld weder rötlich noch grünlich erschien. Dabei fand Walraven, dass sich die Daten durch die Gesetzmäßigkeit $t_R/t_G = f(R)$ beschreiben ließen

Chichilnisky & Wandell (1995) fanden schließlich dieses Modell in Abgleichsexperimenten mit HSD-Reizen gut bestätigt.

Da die Modelle bisher immer in Termini der Ableichssituation formuliert wurden, können (2.6) und damit auch (2.4) als Spezialfälle des Walraven-Modells (2.8) aufgefasst werden. Die Diagonalelemente von \mathbf{D}_A sind in diesen Fällen festgelegt durch $\rho_i^A = 1/\phi_i(A)$.

2.2.4 Zweifacher Kontexteinfluss – der *two process*-Ansatz

Walravens Befunde sind seinerzeit heftig bestritten worden (Shevell, 1978; Larimer, 1981) – auch Shevell verwendete Äquilibriumseinstellung, allerdings mit Reizen vom Typ I. Er fand einen zusätzlichen Beitrag der Umfeldfarbe auf die Wahrnehmung des Infeldes. Man spricht daher auch von *partial discounting*¹². Der Ansatz geht zurück auf Jameson & Hurvich (1972), die schon zuvor einen *two process*-Ansatz formuliert hatten. Der erste Prozess ist im Kriesschen Sinne zu verstehen, während der zweite Prozess zum Graßmanncode des Differenzsignals einen bestimmten Betrag hinzufügt, der vom Umfeld abhängt. Damit benötigt man für die Kontrastcodes den weiteren Parameter des Umfeldeinflusses und das Modell lautet damit:

$$(\Delta_A \oplus A, A) \sim (\Delta_A \oplus B, B) \Leftrightarrow \mathbf{D}_A \phi(\Delta_A + g(A)) = \mathbf{D}_B \phi(\Delta_A + g(B)).$$

Vorgeschlagen wurde $g(A) = p \odot A$, wobei p für unterschiedliche Reize zu schätzen war. Das *two process*-Modell lautet damit endlich:

$$(a, A) \sim (b, B) \Leftrightarrow \mathbf{D}_A(\mathbf{a} - (1 - p_A)\mathbf{A}) = \mathbf{D}_B(\mathbf{b} - (1 - p_B)\mathbf{B}). \quad (2.9)$$

Es ist im weiteren Verlauf argumentiert worden, dass dieses verallgemeinerte Modell nur bei den Typ I Stimuli vonnöten sei. Für die Befunde bei Typ II Reizen, die die Messung der reinen Kontrastcodierung begünstigten, seien die restriktiveren Modelle hingegen hinreichend (Adelson, 1981; Nerger, Piantanida &

¹²Shevell's Daten konnten durch die Gleichung $t_G/(t_R + g(R)) = f(R)$ besser erklärt werden. Das Walravenmodell ist damit ein Spezialfall des *partial discounting*.

Larimer, 1993). In einer groben Annäherung könnte man bei den an Typ I Reizen gewonnenen Befunden von einem *discounting the level* sprechen, wobei das level zum einen durch das Umfeld und zum anderen durch das Dunkel, von welchem das Umfeld seinerseits umgeben ist, bestimmt wird. Über die Integrationsregeln solcher Einflussgrößen können aus Farbkonstanzmodellen Vorhersagen abgeleitet werden (Land, 1986; Buchsbaum, 1980). Da in der hier verwendeten Sehbedingung tatsächlich Nullkontraste immer durch Nullkontraste abgeglichen werden, muss für beliebige Hintergründe A, B gelten, dass $\Psi^A(\mathbf{A}) = \Psi^B(\mathbf{B})$. Damit folgt für das Modell des partial discounting in der kanalweisen Schreibweise für $i = 1, 2, 3$, dass

$$\frac{\rho_i^B}{\rho_i^A} = \frac{p_A \phi_i(A)}{p_B \phi_i(B)}.$$

Die empirische Restriktion aus der HSD-Sehbedingung vereinfacht das partial discounting damit zu einem full discounting, denn es folgt weiter:

$$\begin{aligned} (a, A) \sim (b, B) &\Leftrightarrow \phi_i(a) - (1 - p_A)\phi_i(A) = \frac{p_A \phi_i(A)}{p_B \phi_i(B)}(\phi_i(b) - (1 - p_B)\phi_i(B)) \\ &\Leftrightarrow \frac{1}{p_A \phi_i(A)}(\phi_i(a) - \phi_i(A)) = \frac{1}{p_B \phi_i(B)}(\phi_i(b) - \phi_i(B)). \end{aligned}$$

Man sieht sofort, dass die Kontrastcodes hier als lineare Funktion aus den Differenzreizen hervorgehen.

2.2.5 Inkrement-Dekrement-Asymmetrie – das Oktantenmodell

Zuletzt soll ein Modell vorgestellt werden, welches sich durch eine Erweiterung aus (2.8) ergibt. Dieses Modell wurde für Reize vom Typ II formuliert, und es unterteilt die Infeld-Umfeld-Reize in unterschiedliche Klassen – die Klasse der *Inkmente* und die der *Dekmente*. Physikalische Inkmente haben wir schon in Abschnitt 2.2.3 kennengelernt, dabei handelt es sich um Reize der Eigenschaft $(\Delta \oplus A, A)$; physikalische Dekmente wären dagegen Reize $(A, \Delta \oplus A)$. Es lässt

sich in ähnlicher Weise auch ein psychophysikalisches Inkrement-Dekrement-Konzept einführen. Ein psychophysikalisches Inkrement¹³ bezüglich des Farbkanal i sei nun definiert als ein Reiz (a, A) , für den gilt, dass $\phi_i(a) > \phi_i(A)$ (vgl. Abbildung 2.4). Für Dekremente sind entsprechende Rezeptorcodes des Infeldes kleiner als die des Umfeldes. Es gibt also rein inkrementelle Reize¹⁴, rein dekrementelle Reize und sechs Mischtypen – entsprechend den acht Oktanten eines Rezeptorcodendifferenzraumes.

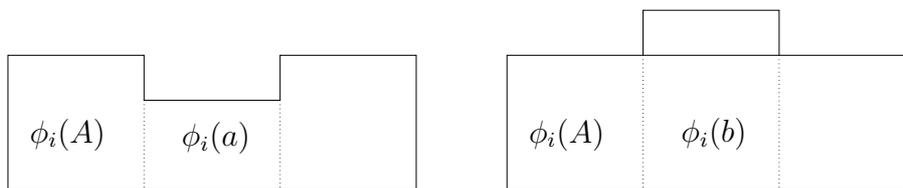


Abbildung 2.4: Psychophysikalische Inkremente und Dekremente. (a, A) ist bezüglich Farbkanal i dekrementell, (b, A) ist inkrementell.

Die Notwendigkeit dieser Unterscheidung wird vor allem deutlich an der Tatsache, dass sich auch die entsprechenden Erscheinungsweisen der Reize unterscheiden (vgl. Abschnitt 1.2.1). Inkremente lassen sich mit 'selbstleuchtenden', Dekremente eher mit 'oberflächenhaften' Qualitäten in Zusammenhang bringen. Hinter dem Oktantenmodell steht die Vermutung, dass sich aus diesem Grunde auch die Verarbeitungen dieser Reize voneinander unterscheiden – gestützt wird diese Vermutung zudem durch neurophysiologische Befunde (Schiller, 1992). Sowohl für achromatische (u.a. von Whittle, 1986), chromatische (Walraven, 71–76; Mausfeld & Niederée, 1993; Chichilnisky & Wandell, 1996; Andres, 1997; Richter, 1998) als auch für komplexere Reize (Bäumel, 2001) konnten solche Unterschiede gezeigt werden. Ein empirisch-theoretisches Argument gegen das Modell (2.8), welches Walraven (71–76) ohne die genannte Unterscheidung auch auf Dekremente übertrug, findet sich bei Mausfeld & Niederée (1993), die in der gleichen Arbeit das nun folgende sogenannte Oktantenmodell vorschlugen. Für Reize (a, A) ergeben sich Kontrastcodes danach *oktantenweise* analog zu (2.8) mit

¹³Im folgenden wird mit Inkrement bz. Dekrement immer auf die psychophysikalische Konzeption verwiesen werden.

¹⁴Ist ein Reiz ein reines physikalisches Inkrement/Dekrement, so ist er auch ein psychophysikalisches Inkrement/Dekrement. Der Umkehrschluss muss hingegen nicht gelten.

der Erweiterung:

$$\rho_i^A = \begin{cases} \rho_{i+}^A & \text{falls } \phi_i(a) \geq \phi_i(A) \\ \rho_{i-}^A & \text{falls } \phi_i(a) < \phi_i(A) \end{cases} . \quad (2.10)$$

Damit sind für einen Hintergrund sechs statt drei Dämpfungskoeffizienten zugelassen, so dass der Graph der Funktion $\Psi_i^A(\mathbf{a})$ an der Stelle $\phi_i(A)$ einen 'Knick' erhält.

Es ist also das Walravenmodell ein Spezialfall des Oktantenmodells, womit wiederum im Sinne einer Formulierung in Termini einer Abgleichssituation auch (2.6), (2.4) und (2.3) Spezialfälle sind. Das Oktantenmodell ließe sich im übrigen für die Anwendung auf Reize vom Typ I auch im Sinne des partial discounting Ansatzes formulieren:

$$(a, A) \sim (b, B) \Leftrightarrow \mathbf{D}_A^o(\mathbf{a} - (1 - p_A)\mathbf{A}) = \mathbf{D}_B^o(\mathbf{b} - (1 - p_B)\mathbf{B}). \quad (2.11)$$

, wobei o für den Oktanten steht und \mathbf{D}^o als Diagonalmatrix die zum Oktanten o gehörigen Dämpfungsfaktoren enthält. Dieses Modell wäre ein Obermodell zu allen in diesem Kapitel erläuterten Modellen. Im folgenden wird aber als Oktantenmodell nur die strenge Version des full discounting bezeichnet werden. Eine grafische Veranschaulichung aller Modelle gibt Abbildung 2.5.

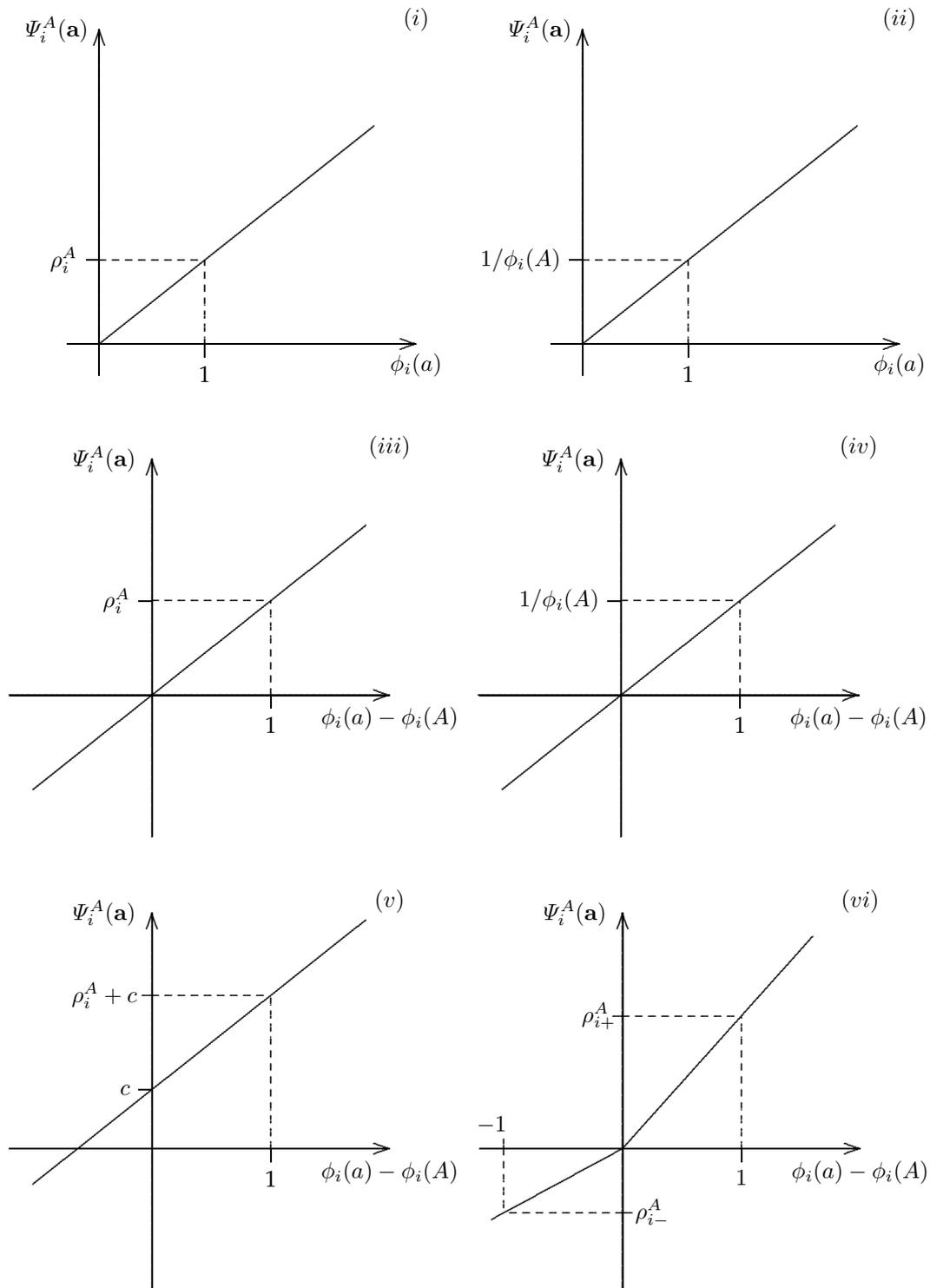


Abbildung 2.5: Grafische Darstellung der behandelten Modelle: (i) von-Kries-Modell, (ii) einfaches Ratiomodell, (iii) Walravenmodell, (iv) inkrementelles Ratiomodell, (v) partial discounting mit $c = p_A \rho_i^A \phi_i(A)$ und (vi) Oktantenmodell.

Kapitel 3

Ziele der vorliegenden Untersuchung

Nachdem im vorangegangenen Kapitel zum einen verschiedene codierungsmodelle behandelt und zum anderen die hier verwendete Erhebungsmethode kurz vorgestellt wurde, soll sich diese Zweiteilung auch durch die folgenden Kapitel ziehen.

Am Anfang stand das Vorhaben vergleichender Modelltests der Kontrastcodierung – die Wahl der Methode orientierte sich dabei an den schon genannten Vorteilen bei der Untersuchung von Modellen des *'full discounting'*. Dabei wurde zunächst nach der Logik gegenwärtiger HSD-Forschung (Chichilnisky & Wandell, 1995; Whittle & Arend, 1991; Shepherd, 1997, 1999) verfahren. In einem zweiten Schritt nun sollten zusätzlich gewisse Annahmen geprüft werden, die dieser Untersuchungslogik zugrunde liegen. Grob ließe sich dieser zweite Ast durch die Frage zusammenfassen, ob Ergebnisse, die aus HSD-Experimente stammen, überhaupt in der üblichen Weise interpretierbar sind oder ob vielmehr gewisse Einschränkungen gemacht werden müssen.

3.1 Zur Prüfung der Kontrascodierungsmodelle

Zur Prüfung der dargestellten Modelle wird eine Abgleichsaufgabe verwendet, deren Besonderheit die haploskopische Darbietungsmethode ist. Da im allgemeinen die Graßmanncodes in beiden Augen nicht auf die exakt gleiche Weise erzeugt werden dürften, müssen an dieser Stelle einige grundsätzliche Überlegungen vorgestellt werden, die begründen, warum die erzielten Abgleiche dennoch zueinander in Beziehung gesetzt werden können.

Da jeder Graßmanncode auf beliebig viele physikalische Lichter zurückgehen kann – man spricht von den Graßmanncodes als einer Äquivalenzklassenrelation auf dem Raum der Lichter –, sind aus einem solchen Code die verursachenden Lichter nicht rekonstruierbar. Das bedeutet, dass die Abbildungen vom Raum der Lichter \mathcal{L} in die Graßmannräume des linken und rechten Auges \mathcal{G}_r und \mathcal{G}_l sind nicht umkehrbar. Dies würde bedeuten, dass bei unterschiedlichen Äquivalenzrelationen für die beiden Augen keine Abbildung existiert, die zugehörige Graßmanncodes miteinander in Beziehung setzt. Im vorliegenden Fall jedoch kommen zur Reizdarbietung Computermonitore zum Einsatz, deren 'Lichterräume' $\mathcal{L}_C \subset \mathcal{L}$ die günstige Eigenschaft der Dreidimensionalität haben¹. Metamere Lichter sind hier auch immer physikalisch identisch, und die Abbildungen von \mathcal{L}_C nach \mathcal{G}_r bzw. \mathcal{G}_l sind daher bijektiv und damit umkehrbar. Mit der gleichen Argumentation lässt sich begründen, dass auch jeweils Abbildungen in den Graßmannraum des CIE-Standardbeobachters existieren. Damit lassen sich etwaige Augenunterschiede unter Rückgriff auf diese allgemein vereinbarte Koordinatisierung modellieren (siehe Abschnitt 3.2.1).

Weiter lassen sich damit alle verwendeten Reize und Einstellungen $a \in \mathcal{L}_C$ durch ihre Graßmanncodes $\phi(a)$ auch *physikalisch* eindeutig charakterisieren. Es ist also im folgenden statthaft, über die 'distalen' Reize auch in Termini zugehöriger Graßmannwerte des Standardbeobachters zu reden. In diesem Sinne lassen sich den Bildpunkten von Monitoren eindeutige CIE-Graßmannwerte zuordnen – die

¹Man spricht hier auch oft vom *RGB*-Raum in Anlehnung an die drei Phosphortypen rot, grün und blau.

Metapher von der Retina als einem proximalen Albertifenster wird hier gewissermaßen umgekehrt: das Albertifenster Monitor als 'distale Retina'.

3.1.1 Notwendige Bedingungen der Modellgültigkeit

Um nun die im vorangegangenen Kapitel vorgestellten Modelle einer Prüfung unterziehen zu können, sind zunächst einige grundlegende Eigenschaften, die ihnen allen gemein sind, empirisch handhabbar zu machen. Zum einen wird hier Bezug genommen auf die behauptete Kanalspezifität der Kontrastmechanismen. Es sollen dabei möglichen Fehlern bei der Beurteilung der Befunde aufgrund vorliegender Augenunterschieden Rechnung getragen werden. Zum anderen ist allen vorgeschlagenen Modelltransformationen die Linearität gemein. Auch hier wird die grundsätzliche Logik der empirischen Prüfung vorgestellt.

3.1.1.1 Kanalspezifische Kontrastmechanismen

Zur empirischen Prüfung dieser Annahme gibt es grundsätzlich mehrere Möglichkeiten. In der vorliegenden Arbeit kommen zwei unterschiedliche Herangehensweisen zum Einsatz. Zum einen wird eine experimentelle Methode zur direkten Prüfung von Implikationen der Kanalspezifität bemüht. Zum anderen können in einer indirekten Methode die Schätzungen aller Transformationen hinsichtlich der postulierten Eigenschaften geprüft werden.

Direkter Zugang:

Kanalspezifität der Kontrastmechanismen bedeutet, dass die Modellparameter ρ_i – die Dämpfungsfaktoren für die Farbkanäle $i = 1, 2, 3$ – nur vom Graßmanncode des Hintergrundes für diesen Farbkanal i abhängen². Die Parameter sind damit Funktionen nur der zugehörigen Hintergrundkoordinaten, also $\rho_i = f(\phi_i(M))$,

²Um hier auch dem Oktantenmodell gerecht zu werden, seien im folgenden immer Reize innerhalb eines Oktanten gemeint.

wobei $\phi_i(M)$ die zum Hintergrund M gehörige Koordinate im Farbkanal i bezeichne. Über die zumindest implizite Forderung nach strenger Monotonie hinaus wird die Art des funktionalen Zusammenhangs in den meisten der vorgestellten Modelle offengelassen. Nur die Familie der Ratiomodelle macht hier eine Vorhersage. Dort wird mit $\rho_i = 1/\phi_i(M)$ ein umgekehrt proportionaler Zusammenhang postuliert.

Der direkte Zugang besteht nun darin, bei fest gewähltem Testreiz (t, T) unterschiedliche Abgleichshintergründe M_j vorzugeben, die jeweils nur hinsichtlich des Farbkanals i variieren. Die theoretische Varianz $V(\phi_k(M_j))$ ist damit nur dann größer als Null, wenn $k = i$. Für die abgeglichenen Infelder ist schließlich ebenfalls eine Variation im selben Farbkanal und *nur* in diesem zu erwarten. Dieses Vorgehen lässt sich zuletzt auch für die übrigen Farbkanäle durchführen.

Trägt man $\phi_k(m)$ ($k = 1, 2, 3$) gegen die jeweils variierte Hintergrundkoordinate $\phi_i(M)$ auf, so sollte sich im Falle $i = k$ ein nicht konstanter funktionaler Zusammenhang ergeben³. In der dargestellten Situation sollte sich im Falle $i \neq k$ hingegen kein Zusammenhang ergeben, das heißt, $\phi_k(m)$ ist konstant. Für das Ratiomodell wird diese Argumentation beispielhaft in Abbildung 3.1 dargestellt.

Es handelt sich hierbei natürlich um eine idealisierte Darstellung, welche in empirischen Situationen über die allgemeine Fehlerstreuung hinaus noch durch die schon genannten Augenunterschiede modifiziert werden wird. Eigene Simulationsrechnungen unter Einbeziehung von Augenunterschieden in der Größenordnung, wie sie in Vorexperimenten an sieben Versuchspersonen erhoben wurden (siehe Abschnitt 4.3.1), haben aber gezeigt, dass das erwartete Muster recht robust gegen diese Einflüsse sein wird. Auf die Modellierung der Augenunterschiede wird in Abschnitt 3.2.1 einzugehen sein.

³Gehen die ρ_i jeweils streng monoton (fallend) aus den $\phi_i(M)$ hervor, und ist der Kontrastcode Ψ durch den Testreiz fest vorgegeben, dann geht für alle Modelle $\phi_i(m)$ streng monoton (steigend) aus $\phi_i(M)$ hervor, wenn die Testreize inkrementell sind. Für den Fall dekrementeller Reize sind hingegen keine Vorhersagen möglich – es könnte sich theoretisch sogar ein konstanter Zusammenhang ergeben.

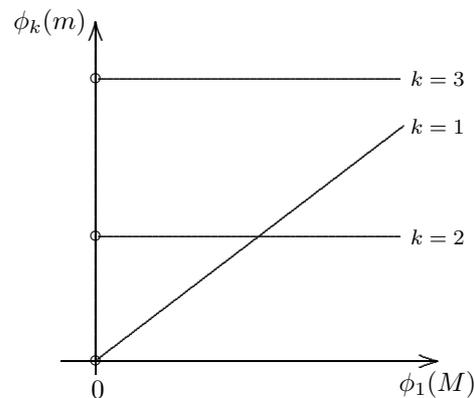


Abbildung 3.1: Direkter experimenteller Zugang zur Kanalspezifität am Beispiel des Ratiomodells. Hier sei der erste Kanal des Hintergrundes variiert. Die Infeldkoordinaten $\phi_k(m)$ sind dann konstant für die Fälle $k \neq 1$; $\phi_1(m)$ ist hingegen eine lineare Funktion von $\phi_1(M)$ mit Achsenabschnitt 0.

Indirekter Zugang:

Die nun folgende Methode lässt sich grundsätzlich an den Daten aller Experimentalserien durchführen, die die folgenden Eigenschaften haben. Seien Test- und Abgleichshintergrund T und M fest gewählt. Werden weiter Infelder t_i , welche bezüglich T alle zum gleichen Oktanten gehören, auf der Testseite dargeboten, so erhält man von der Versuchsperson Abgleiche m_i . Nach Maßgabe der Modelle lassen sich nun Transformationen zwischen Test- und Abgleichsreizen schätzen, die jeweils Diagonalform haben sollen. Entsprechend diese fundamentale Eigenschaft inhaltlich doch dem Postulat der Rezeptorunabhängigkeit der Mechanismen. Mit Hilfe geeigneter statistischer Auswertungsverfahren lassen sich nun Abweichungen von dieser Regel beurteilen.

Natürlich werden die geschätzten Transformationen nun auch wieder neben der normalen Fehlerstreuung zusätzlich durch den Einfluss der Augenunterschiede verunreinigt sein. Hier allerdings ergeben sich dadurch unter Umständen substantielle Abweichungen vom Erwarteten. Ein Einbezug der Augenunterschiede wird also bei der Beurteilung der Frage nach der Rezeptorspezifität auf diesem indirekten Wege unverzichtbar. Hier sei wieder auf den Abschnitt 3.2.1 verwiesen.

3.1.1.2 Linearität

Bei der Linearität handelt es sich ebenfalls um eine Eigenschaft, die alle vorgestellten Modelle gemeinsam haben. Sie alle postulieren, dass Kontrastcodes linear (vgl. 2.3, 2.4 und 2.6) oder affin linear (vgl. 2.8 und 2.10) aus dem Graßmanncode des Infeldes hervorgehen. Im ersten Falle erhält man genauer eine lineare Transformation auf dem Vektorraum der Graßmanncodes im zweiten hingegen auf dem Raum der Graßmanncodedifferenzen von Infeld und Umfeld. In einer Abgleichssituation führen nun zwei unterschiedliche Reizkonfigurationen zum gleichen Kontrastcode:

$$(t, T) \sim (m, M) \Leftrightarrow \Psi^T(\mathbf{t}) = \Psi^M(\mathbf{m}).$$

Das bedeutet im ersten Fall, dass $\mathbf{D}_T \mathbf{t} = \mathbf{D}_M \mathbf{m}$ ist und dass sich \mathbf{m} dann auch durch lineare Transformation von \mathbf{t} gewinnen lassen müsste. Gleiches gilt analog im zweiten Falle für $\Delta_M = \mathbf{m} - \mathbf{M}$ und Δ_T . Eine Prüfung der Linearitätsannahme ist nun möglich über die konstituierenden Eigenschaften linearer Abbildungen. Die Abbildung $F : V \rightarrow W$ heißt linear, falls für alle $v, w \in V$ und $\lambda, \mu \in \mathbf{R}$ gilt: $F(\lambda \cdot v + \mu \cdot w) = \lambda \cdot F(v) + \mu \cdot F(w)$.

Ob nun also Reize der Abgleichsseite linear aus Reizen der Testseite hervorgehen, kann geprüft werden, indem man I viele verschiedene linear abhängige Infelder t_i bei fest gewählter Hintergrundkombination auf der Testseite darbietet⁴. Die lineare 'Abhängigkeitsstruktur' zwischen den t_i muss nun auch zwischen den zugehörigen Abgleichen \mathbf{m}_i gelten. Sind also Koeffizienten λ_i nichttriviale Lösungen von $\sum_{i=1}^I \lambda_i \cdot \mathbf{t}_i = \mathbf{0}$, so müssen sie bei Vorliegen von Linearität auch Lösungen von $\sum_{i=1}^I \lambda_i \cdot \mathbf{m}_i = \mathbf{0}$ sein⁵. Eine Veranschaulichung des Sachverhaltes gibt Abbildung 3.2.

⁴Wenn man für die Transformationen Matrizen mit Diagonalform annimmt, genügen schon zwei Reize. Hier soll allerdings die Linearität im allgemeinen geprüft werden. Und es braucht ein System von mindestens vier Reizen, um bei linearer Abhängigkeit den gesamten Raum aufzuspannen.

⁵Um die Linearität beim Oktantenmodell zu prüfen, müssen die t_i natürlich zusätzlich alle aus einem Oktanten stammen.

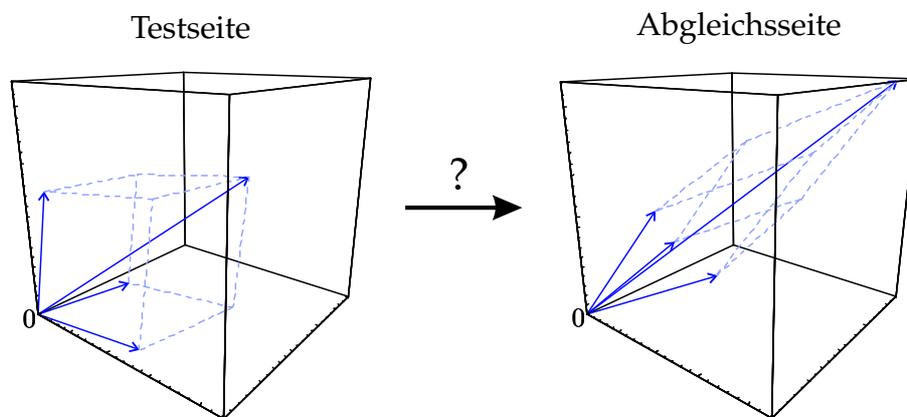


Abbildung 3.2: Veranschaulichung der Linearitätsimplikation. Beispielhaft wurden auf der Testseite vier Infelder t_i gewählt, bei denen sich einer als Summe der anderen ergibt. Diese Struktur müssen bei Vorliegen von Linearität auch die Abgleichsinfelder m_i aufweisen.

Modelliert man im übrigen Augenunterschiede – so wie es in Abschnitt 3.2.1 plausibel gemacht werden wird – als lineare Transformationen der Graßmannkoordinaten, so muss auch dann die genannte Bedingung erfüllt sein.

Es werden nun wieder zwei Wege der empirischen Prüfungen besprochen. In einer ersten Serie wird die Additivität, $F(\mathbf{v} + \mathbf{w}) = F(\mathbf{v}) + F(\mathbf{w})$, und die skalare Multiplikativität, $F(\lambda \cdot \mathbf{v}) = \lambda \cdot F(\mathbf{v})$, simultan im Sinne der obigen Formulierung der Linearitätsbedingung getestet. In Befürchtung neuerlicher Verletzungen dieser Annahme (vgl. Richter, 1998), die nicht, wie seinerzeit vermutet, auf Unzulänglichkeiten der Darbietungsapparate, sondern vielmehr auf systematische Abweichungen aufgrund von zum Beispiel *crispening*⁶ (Takasaki, 1966; Semmelroth, 1970; Whittle, 1992) oder *response compression*⁷ zurückzuführen sein könnten, wurde eine zweite Serie von Experimenten unternommen. Diese prüfte lediglich die skalare Multiplikativität. Werden auf der Testseite mehrere Vielfache $i \odot$

⁶Crispening bezeichnet den empirischen Befund, dass Farbdifferenzen als größer wahrgenommen werden, wenn diese vor Hintergründen präsentiert werden, die zu den Beurteilungsflächen einen geringen Kontrast haben.

⁷Dies steht im Zusammenhang mit einer grundsätzlichen Charakteristik von Wahrnehmungssystemen. Die Antwort auf Reize unterschiedlicher Intensität hat die Form einer psychometrischen Funktion. Reizunterschiede sowohl in Bereichen besonders hoher als auch besonders niedriger Intensität sind weniger gut unterscheidbar.

t ($i = 1, \dots, n$) eines Standardinfeldes t dargeboten⁸, so sollte eine solche 'Skala' $i \odot m$ ($i = 1, \dots, n$) auch auf der Abgleichsseite eingestellt werden. Damit lässt sich unter Umständen etwas darüber sagen, in welchen Bereichen des betrachteten Vektorraumes jeweils 'Störungen' der Linearität auftreten. Zieht man tatsächlich *crispensing* und *response compression* in Betracht, so sollten sich entsprechende Abweichungen in den besonders kontrastschwachen und kontraststarken Reizen zeigen (vgl. 4.2.3).

3.1.2 Vergleichende Modelltests

Ein Hauptziel der vorliegenden Arbeit liegt in der Beurteilung der Tragfähigkeit der in Kapitel 2 vorgestellten Modelle der Kontrastcodierung im Lichte der erhobenen Daten. Die Darstellung fokussierte dabei auf die Verbindungen zwischen diesen Modellen im Sinne struktureller Verwandtschaften. So ließ sich das parametergesättigste Modell, das Oktantenmodell, unabhängig von den jeweils zugrunde liegenden Argumentationen als Obermodell zu allen übrigen auffassen⁹. Die 'Untermodele' lassen sich durch geeignete Restriktionen aus ihren Obermodellen gewinnen. Die vergleichende Prüfung der Modelle erfolgt nun nach dieser Logik der fortschreitenden Restriktionen.

Um das Oktantenmodell wiederum gegen ein noch weniger restringiertes testen zu können, muss nun zunächst ein solches 'echtes Obermodell' formuliert werden. Im vorliegenden Fall lassen sich die Modelle wegen ihrer strukturellen Eigenschaften anschaulich im Rahmen des sogenannten Allgemeinen Linearen Modells – im folgenden kurz ALM genannt – prüfen.

Auch ist in diesem Zusammenhang von allgemeinem Interesse, ob sich die Befunde bei Trichromaten auch an Dichromaten bestätigen. Denn innerhalb der Anschauung kanalspezifischer Kontrastmechanismen ist anzunehmen, dass sich die

⁸Hier kann im Sinne der beiden Modellfamilien t auch als Δ_T verstanden werden.

⁹Dabei ist natürlich die Variante des partial discounting ein Obermodell zum Oktantenmodell innerhalb des full discounting. Ersteres soll allerdings zunächst ausgeklammert bleiben.

dargestellten Sachverhalte hier sozusagen als zweidimensionaler Spezialfall ergeben. Dies wäre wiederum ein weiterer Beleg für die Stichhaltigkeit der theoretischen Annahmen. Zudem lassen sich dabei Reize aller Inkrement/Dekrement-Kombinationen mit vertretbarem Aufwand erheben, da man es hier nicht mit 8 Oktanten, sondern nur mit 4 Quadranten zu tun hat. Im Zusammenhang mit dem Oktantenmodell kann dann auch auf elegantem Wege erschöpfend geprüft werden, ob sich ρ -Koeffizientenpaare zwischen benachbarten Quadranten tatsächlich nur hinsichtlich eines der beiden Koeffizienten unterscheiden. Hierzu wird sich also eine ganz entsprechende Experimentalreihe anschließen.

Eine weitere Möglichkeit, verschiedene Vorhersagen der Modelle zu prüfen, ergibt sich im Zusammenhang mit den Ausführungen aus Abschnitt 3.1.1.1. Im dort erwähnten direkten Zugang ergeben sich insbesondere für die Ratiomodelle und das Oktantenmodell kritische Eigenschaften, die sich in den Daten widerspiegeln müssten. Betrachtet sei also wieder der Zusammenhang von Abgleichsumfeldern M_i und -infeldern m_i bei fest gewähltem Testreiz (t, T) im jeweils variierten Kanal k . Bei Gültigkeit der Ratiomodelle müsste sich ein Achsenabschnitt von Null und eine jeweils durch die Modellgleichungen vorgegebene Steigung ergeben. Betrachtet man nun weiter den Fall, in dem auf der Testseite lediglich das Kontrastvorzeichen geändert ist, so ergibt sich ganz entsprechend ein funktionaler Zusammenhang zwischen Infeld- und Umfeldkoordinaten der Abgleichsseite. Aus dem Oktantenmodell lässt sich nun ableiten, dass sich diese wie auch immer gearteten funktionalen Zusammenhänge für die beiden Fälle unterscheiden müssen. Alle anderen Modelle sagen hier dagegen Gleichheit vorher. Im übrigen handelt es sich hierbei um einen strengeren Test des Oktantenmodells, als der oben angedeutete. Zudem lassen sich womöglich Anschauungen darüber gewinnen, wie die ρ -Koeffizienten zustande kommen.

Die dargestellten Stränge der experimentellen Prüfung der Modelle haben den Vorteil, dass man zu konkreten Schätzungen der ρ -Koeffizienten gelangt. Allerdings mit der Einschränkungen gewisser Vorhersageungenauigkeiten aufgrund von Augenunterschieden (vgl. Abschnitt 3.2.1). Damit lassen sich auch nur in eingeschränktem Maße Aussagen über etwaige Oktantenasymmetrien treffen.

Um nun dieses Problem zu umschiffen, wird eine weitere Strategie verfolgt, die vom Problem möglicher Augenunterschiede nicht betroffen ist. Dazu werden vor fest gewählter Hintergrundkombination T, M zwei vorzeichenverschiedene Kontraste $(t - T)$ und $-(t - T)$ – also Reize (t, T) und $(2 \ominus T - t, T)$ – dargeboten. Die Abgleichskontraste $(m - M)$ und $(m' - M)$ müssten nun ohne Asymmetrien bis auf ihr Vorzeichen gleich sein. Eine graphische Veranschaulichung dieser Strategie gibt Abbildung 3.3. Hier sind also gespiegelte Kontrastpaare als Testreize zu verwenden, um dann zu prüfen, ob es sich auch bei den abgeglichenen Reizen um solche Paare handelt. Da aber nur eine isolierte Vorhersage des Oktantenmodells geprüft wird, ergeben sich hier natürlich auch keine Schätzungen der Modellparameter.

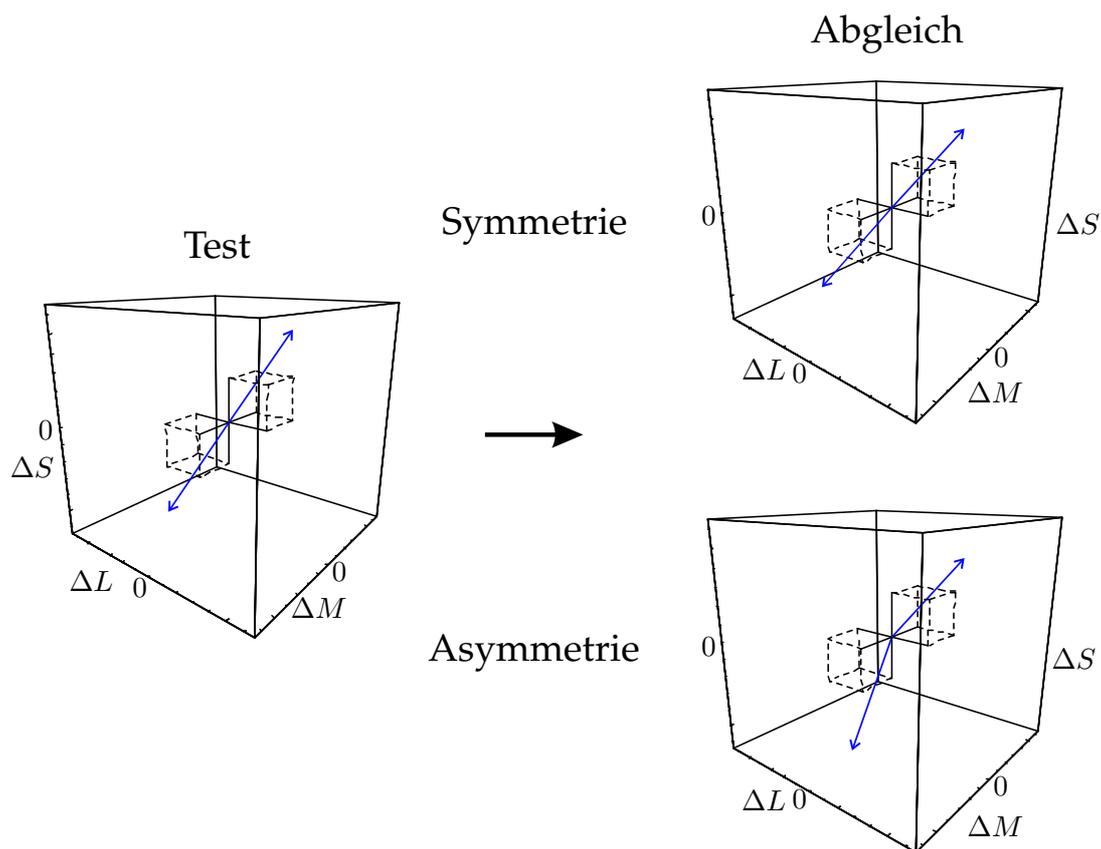


Abbildung 3.3: Oktantenasymmetrien im Paarvergleich. Die Reize sind hier im jeweiligen Kontrastrraum abgetragen. Für den Fall des Vorliegens von Oktantenasymmetrien werden die Kontrastpaare auf der Abgleichsseite im allgemeinen einen 'Knick' liefern.

Zuletzt seien an dieser Stelle noch einige Anmerkungen zum Sinn und Unsinn statistischer Auswertungen im Kontext der vorliegenden Untersuchung angeschlossen. Es werden im folgenden Kapitel umfangreiche statistische Auswertungen im Rahmen des ALM vorgenommen. Dies geschieht sicherlich *lege artis*, jedoch ergibt sich hierbei eine Vielzahl von Problemen. Zum einen ist vollkommen unklar, was in den betrachteten Vektorräumen Abstände bedeuten sollen – ein Konzept, auf das man sich im ALM stark stützt. Versuche, diesem Dilemma durch Abstandsminimierungen in alternativen colorimetrischen Systemen wie etwa CIELuv oder CIELab zu entgehen (vgl. Chichilnisky & Wandell, 1995), müssen ebenfalls als kaum zielführender angesehen werden. Zu uniformen Farbräumen sagen Wyszecki & Stiles:

However, none of the many color-difference formulae that have been proposed in the literature over the past several decades is considered a sufficiently adequate solution of the problem.(S. 165)

Außerdem können auf Monitoren generierte Farben wegen ihrer selbstleuchtenden Eigenschaften die Grenzen des Optimalfarbkörpers überschritten werden. Die genannten Transformationen beanspruchen hingegen nur Gültigkeit für Reize, die innerhalb des Optimalfarbkörpers liegen. Weiter täuschen signifikante Ergebnisse häufig über die geringe Bedeutsamkeit abgesicherter Effekte hinweg. Es lassen sich in der vorliegenden Situation aufgrund ihrer multivariaten Natur auch nur schwer sinnvolle Heuristiken formulieren, mit welchen Messwiederholungszahlen man nur zur Aufdeckung perzeptuell bedeutsamer Effekte gelangt. Aus diesem Grunde werden in der vorliegenden Arbeit zu manchen Teilaspekten zum Schluss kleinere Zusatzexperimente vorgestellt, die statistische Effekte durch Unterschiedsschwellenmessung hinsichtlich ihrer 'perzeptuellen Bedeutsamkeit' bewerten helfen sollen.

3.2 Zur Tauglichkeit der verwendeten Sehbedingung

Nachdem die Entscheidung für die HSD-Sehbedingung zur Behandlung der vorgestellten Fragestellungen aus den in Abschnitt 2.1.4 genannten Gründen gefallen ist, soll sich eine eingehendere Prüfung der Eigenschaften dieses Instruments anschließen. Es ergeben sich nämlich aufgrund der recht ungewöhnlichen Beschaffenheit der Reizdarbietung einige Komplikationen, die in diesem Abschnitt behandelt werden sollen. Dazu gehört das schon erwähnte Problem der Augenunterschiede aufgrund interokularer Farbabweichungen. Weiter ist zu fragen, ob für die Einstellungen die Gültigkeit der Transitivität gewährleistet werden kann. Und als wichtigste Voraussetzung ist die Unabhängigkeit der Codierung von dem jeweils auf der anderen Seite dargebotenen zu prüfen.

3.2.1 Augenunterschiede und die fixierte Referenz

Bei HSD-Experimenten werden den beiden Augen einer Versuchsperson unterschiedliche Reize dargeboten. Sie ist dazu aufgefordert, die Infelder der beiden monokularen Reize abzugleichen. Die Messergebnisse werden nun zueinander in Beziehung gesetzt, und zwar werden diese wie schon erwähnt mit Hilfe der Graßmannkoordinaten des CIE-Standardbeobachters charakterisiert. Nun konnten allerdings in einer Vielzahl von Studien (zum Beispiel Kaushall, 1975; Schor & Heckman, 1989; Wood & Bullimore, 1996) Augenunterschiede hinsichtlich mehrerer Wahrnehmungsleistungen gezeigt werden. So fanden unlängst auch Shevell & He (1995) bei sogenannten Rayleighmatches – das sind Urgelbeinstellungen mit monochromatischen Lichtern – für die meisten ihrer Versuchspersonen substantielle Wellenlängenunterschiede zwischen den Augen. Auch ist die Varianz der Rayleighmatches für Einzelaugen verschiedener Versuchspersonen höher, als die Varianz für binokulare Matches. Dieser Befund ist im übrigen dann nicht sonderlich überraschend, wenn man für binokulare Matchings annimmt, dass eine Art Mittelbildung stattfindet. Augenunterschiede bei der Farbcodierung können

die verschiedensten Gründe haben, so können etwa die Glaskörper unterschiedliche Transmissionseigenschaften besitzen oder die Rezeptorverteilungen und die Dicke der Nervengewebsschicht (Essock, Sinai & Fechtner, 1999) in den beiden Retinae können sich unterscheiden.

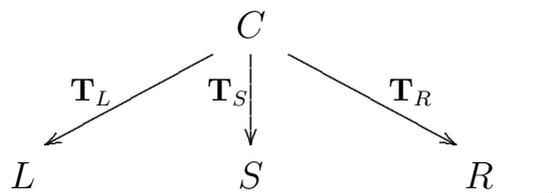
Es ist also in der Situation haploskopischer Sehbedingungen zunächst von *zwei* Beobachtern und damit von zwei unterschiedlichen Charakterisierungen physikalisch gleicher Flächen auszugehen. Es gibt also den Graßmannraum des linken und des rechten Auges. Ob sich Unterschiede zwischen diesen Farbräumen in den vorliegenden Fällen vernachlässigen lassen, soll sich nun innerhalb einer geeigneten Untersuchungsstrategie erweisen.

Die fixierte Referenz

Burnham *et al.* (1952, 1957) versuchten, sich dem Problem der Augenunterschiede durch eine experimentelle Prozedur beim haploskopischen Abgleich zu entziehen. Sie verwendeten für alle Experimentaldurchgänge ein und denselben Testhintergrund und erhoben für jede Versuchsperson vor einem physikalisch identischen Abgleichshintergrund für jedes der verwendeten Testfelder einen Abgleich. Diese Abgleiche bezeichneten sie als *fixierte Referenzen*. Alle Abgleichsdaten, die sie in der Folge vor anderen Hintergründen erhoben, bezogen sie nun nicht mehr auf die Testreize, sondern auf ihre zugehörigen fixierten Referenzen. Sie hofften, damit die Effekte unterschiedlicher Hintergründe nur noch innerhalb *eines* Auges zu messen und das Problem interokularer Unterschiede elegant umgangen zu haben. Bei dieser Vorgehensweise werden also *Abgleiche zweiter Ordnung* untersucht, das heißt, es werden Reize in Beziehung gesetzt, die gemeinsam haben, dass sie jeweils mit demselben Standardreiz auf der Testseite abgeglichen wurden. Zur Unterscheidung vom bisher verwendeten interokularen Abgleichsbegriff sei diese Relation im folgenden durch \approx bezeichnet; wenn also $(a, A) \sim (b, B)$ und $(a, A) \sim (c, C)$, so bezeichne $(b, B) \approx (c, C)$ einen Abgleich zweiter Ordnung, also innerhalb eines Auges.

Ein schwacher Einwand betrifft die Erhebung der Referenzen vor physikalisch identischen Hintergründen, sind sie doch bei Vorliegen von Augenunterschieden perzeptuell unterschiedlich. Eine solche Setzung erscheint also zunächst mehr oder weniger willkürlich. Es könnte prinzipiell jede Hintergrundkombination zu fixierten Referenzen führen. Das ist formal kein Problem, allerdings kommt dem Standardhintergrund, bzw. den perzeptuellen Standardhintergründen keinerlei inhaltliche Bedeutung zu. Ein schwerwiegender Einwand wird weiter unten in diesem Abschnitt vorgebracht werden.

Wenn also Aussagen über das Abgleichsverhalten getroffen werden sollen, so müssen die unterschiedlichen Koordinatisierungen direkt aufeinander bezogen werden können. Sei S der CIE-Farbraum des Standardbeobachters, C der dreidimensionale Lichterraum des Computerbildschirms und seien R und L die Farbräume der beiden Augen einer Versuchsperson. Mit dem Argument aus Abschnitt 3.1 lässt sich die Situation in folgendem Diagramm zusammenfassen:



wobei $\mathbf{T}_L, \mathbf{T}_S, \mathbf{T}_R$ invertierbare lineare Abbildungen sind. Man gelangt also zu augenspezifischen Farbräumen durch lineare Transformationen von S mit $\mathbf{K}_L = \mathbf{T}_S^{-1}\mathbf{T}_L$ und $\mathbf{K}_R = \mathbf{T}_S^{-1}\mathbf{T}_R$. Diese lassen sich als 3×3 -Matrizen schreiben¹⁰. Nimmt man an, dass sich die Farbräume der Augen nicht allzu stark von denen des Standardbeobachters unterscheiden, so werden diese Matrizen der Identitätsmatrix recht ähnlich sein, das heißt, die Diagonalelemente werden im Verhältnis zu den übrigen Elementen eher groß sein¹¹. Im folgenden werden augenspezifische Graßmanncodes kurz mit ϕ^L für das rechte und ϕ^R für das linke Auge bezeichnet.

¹⁰Sind nämlich \mathbf{T}_1 und \mathbf{T}_2 Isomorphismen, so ist \mathbf{T}_1^{-1} und damit auch $\mathbf{T}_1^{-1}\mathbf{T}_2$ ein Isomorphismus.

¹¹Wegen der unterschiedlichen Skalierungseigenschaften der Farbkanäle muss diese Aussage genau genommen relativiert werden.

Erweiterte Modellbildung

Es soll nun kurz dargestellt werden, wie sich diese Vorstellung der 'Korrekturmatrizen' in die Modellbildung einfügt. Der Einfachheit halber wird dies exemplarisch am von-Kries-Modell verdeutlicht. Ein Kontrastcode für den Reiz (t, T) auf dem linken Auge ergibt sich hier mit $\Psi = \mathbf{D}_T \phi^L(t)$, oder anders hingeschrieben mit $\Psi = \mathbf{D}_T \mathbf{K}_L \mathbf{t}$. Abbildung 3.4 illustriert die Vorstellung, die dieser Modellbildung zugrunde liegt. Für einen Abgleich gilt also folgende Modellgleichung:

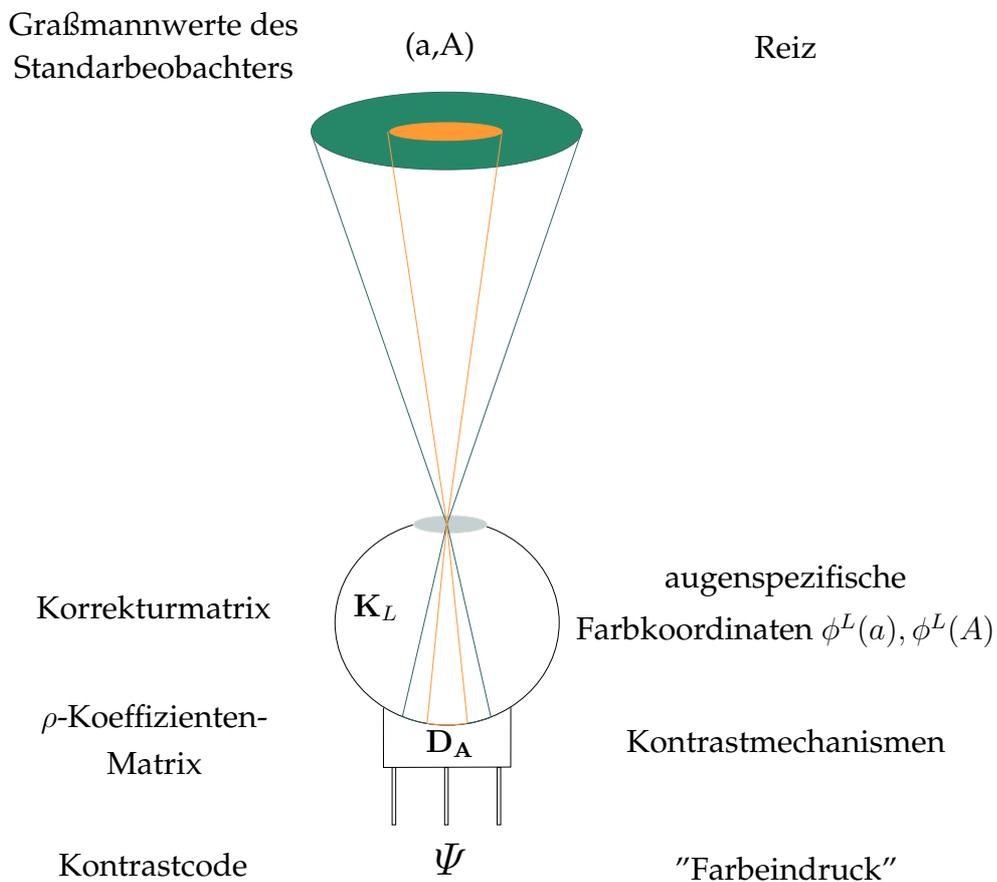


Abbildung 3.4: Korrekturmatrizen in der Modellbildung. Veranschaulichung der Bestimmungsstücke beim Zustandekommen des Kontrastcodes für das linke Auge.

$$(t, T) \sim (m, M) \Leftrightarrow \mathbf{D}_T \mathbf{K}_L \mathbf{t} = \mathbf{D}_M \mathbf{K}_R \mathbf{m}. \quad (3.1)$$

Für Abgleiche zweiter Ordnung ergibt sich daraus:

$$(m', M') \approx (m, M) \Leftrightarrow \mathbf{D}_{M'} \mathbf{K}_R \mathbf{m}' = \mathbf{D}_M \mathbf{K}_R \mathbf{m} \quad \text{bzw.}$$

$$\Leftrightarrow \mathbf{m}' = \mathbf{K}_R^{-1} \mathbf{D}_{M'}^{-1} \mathbf{D}_M \mathbf{K}_R \mathbf{m}.$$

Bei der Methode der fixierten Referenz werden also zwar nur Messwerte innerhalb eines Auges miteinander verglichen, jedoch können auch hier die ρ -Koeffizienten nicht direkt bestimmt werden, da die Korrekturmatrix der Abgleichsseite erhalten blieb. Das bedeutet, dass zwingende Folgerungen aus der Korrekturanahme, anlässlich derer die fixierte Referenz überhaupt erst eingeführt wurde, diese Methode im Hinblick auf die erhoffte Problemlösung als wenig brauchbar erscheinen lassen. Dass diese Methode durchaus nicht Geschichte ist, zeigt jedoch ihr Einsatz noch in jüngster Vergangenheit (Chichilnisky & Wandell, 1995).

Ob jedoch überhaupt diese aufwendigere Art der Modellierung vonnöten ist, soll unter anderem durch ein einfaches Vorexperiment entschieden werden – einer haploskopischen Version des klassischen 2°-Paradigmas. Hier müssten sich Augenunterschiede direkt zeigen. Eine weitere Möglichkeit der Prüfung ergibt sich im Sinne der Ausführungen über den indirekten Zugang zur Prüfung der Kanalspezifität (vgl. 3.1.1.1). Werden dort bei den geschätzten Matrizen, die die Testauf die Abgleichsreize abbilden sollen, von Null verschiedene Elemente außerhalb der Diagonalen noch als Hinweis gegen die Annahme der Kanalspezifität gewertet, so stehen sie hier eher für den Einfluss der Korrekturtransformationen. Denn es folgt wieder am Beispiel des von-Kries-Modells aus 3.1:

$$(t, T) \sim (m, M) \Leftrightarrow \mathbf{m} = \mathbf{K}_R^{-1} \mathbf{D}_M^{-1} \mathbf{D}_T \mathbf{K}_L \mathbf{t} = \mathbf{U} \mathbf{t}. \quad (3.2)$$

Die entsprechende Formulierung für das Walravenmodell müsste im übrigen lauten

$$(t, T) \sim (m, M) \Leftrightarrow \mathbf{m} - \mathbf{M} = \mathbf{K}_R^{-1} \mathbf{D}_M^{-1} \mathbf{D}_T \mathbf{K}_L (\mathbf{t} - \mathbf{T}). \quad (3.3)$$

Man kann hier leicht sehen, dass die Transformation \mathbf{U} eine durch die Korrekturglieder 'verunreinigte' Diagonalmatrix ist, womit sie ihrerseits keineswegs mehr Diagonalform haben muss. Natürlich liegt darin die Gefahr, die Verletzung der Kanalspezifität einfach durch diese neuen Versuchspersonenparameter wegzudiskutieren. Dem entgegenzuhalten, dass die Augenunterschiede zunächst durch

oben erwähntes Zusatzexperiment abgesichert werden. Es besteht weiterhin die Hoffnung, durch eine gezielte Analyse aller Daten eine Schätzung für die Korrekturglieder zu erhalten. Ein großer Nachteil dieser alternativen Modellierung liegt nämlich darin, dass man die Modellparameter, namentlich die ρ -Koeffizienten, nicht mehr direkt ermitteln kann. Dies ist nur möglich, wenn die Korrekturtransformationen bekannt sind.

Schätzung der Korrekturglieder

Es wird nun ein Verfahren zur Schätzung der Korrekturparameter vorgestellt. Man erhält für jede feste Hintergrundkombination T_i, M_i je eine Transformations-schätzung \hat{U}_i im Sinne von 3.2 für jeden geprüften Oktanten¹². Diese setzt sich zusammen aus den zu schätzenden Korrekturgliedern und der Diagonalmatrix D_i , die die Quotienten der ρ -Koeffizienten enthält. Die Aufgabe besteht nun darin, solche Korrekturmatrizen \hat{K}_R, \hat{K}_L zu finden, so dass die $\hat{K}_R \hat{U}_i \hat{K}_L^{-1}$ für alle Hintergrundkombinationen i möglichst Diagonalform annehmen. Dies lässt sich über ein geeignetes Minimierungsverfahren bewerkstelligen¹³ (siehe Abschnitt 4.3.1.1 und Appendix C). Eine Möglichkeit der Validierung des Ergebnisses besteht durch die Erhebungen vor schwarzen Hintergründen. Dort sollten die ρ -Koeffizientenmatrizen jeweils Identitätsmatrizen sein, so dass sich die Transformation von Test- zu Abgleichsreizen mit $\mathbf{K}_R^{-1} \mathbf{K}_L$ auf einfache Weise ergibt. Setzt man hierfür die gefundenen Schätzungen ein, so sollte sich in etwa die auf empirischem Wege gewonnene Matrix ergeben.

3.2.2 Transitivität

Die Transitivität ist eine durchaus wünschenswerte Eigenschaft einer Abgleichs-prozedur. Sie liegt dann vor, wenn aus $A \sim B$ und $B \sim C$ folgt, dass auch $A \sim C$.

¹²Oktantenasymmetrien seien hier also erst einmal konservativ angenommen.

¹³Es ist natürlich auch hier wieder auf die Skalierungseigenschaften der Koordinatenachsen zu achten. Die gefundenen Schätzungen der Korrekturmatrizen sind im übrigen unbestimmt gegenüber der Multiplikation und Permutation der Zeilen, so dass sie kaum zu interpretieren sein dürften.

Ohne diese Eigenschaft wären Modelle, wie sie hier untersucht werden sollen, überhaupt nicht behandelbar. Es wird in ihnen nämlich wie in den Graßmanngesetzen diese Eigenschaft vorausgesetzt. Ohne sie kann man also überhaupt nicht sinnvoll von einem Code sprechen.

Es liegt nun nahe, die Transitivität für haploskopische Sehbedingungen so wie zum Beispiel Brainard & Wandell (1992) ganz entsprechend zu formulieren, nämlich wenn $(a, A) \sim (b, B)$ und $(b, B) \sim (c, C)$, dann folgt daraus, dass $(a, A) \sim (c, C)$. Es ergibt sich dabei allerdings ein Problem: erkennt man an, dass die beiden Augen nicht gleich sind, so kann mit (b, B) nur ein in beiden Fällen auf demselben Auge dargebotener Reiz gemeint sein. Er wäre ansonsten durch ungleiche Codes $\Psi^L(\mathbf{b}, \mathbf{B})$ und $\Psi^R(\mathbf{b}, \mathbf{B})$ repräsentiert – proximal ist (b, B) also in den beiden Augen verschieden. Folglich ist die Transitivität hier nicht direkt zu prüfen, es sei denn, die wahren Korrekturtransformationen wären bekannt. Ohne das führt die Forderung der Transitivität lediglich zur Definition des Abgleichs zweiter Ordnung. Wenn $(b, B) \sim (a, A)$ und $(b, B) \sim (c, C)$, dann sprechen wir bei $(a, A) \approx (c, C)$ von einem Abgleich zweiter Ordnung. In dieser Formulierung der 'Transitivität' werden also zwei Abgleichsbegriffe vermengt.

Es bleibt die Möglichkeit, Transitivität für Abgleiche zweiter Ordnung zu fordern, dass also aus $(a, A) \approx (b, B)$ und $(b, B) \approx (c, C)$ folgt, dass $(a, A) \approx (c, C)$. Allerdings ist damit nichts gewonnen, denn deren Gültigkeit folgt unmittelbar aus der Definition. In der Modellformulierung 3.2 lieferte die Transformation \mathbf{U} aus Testreizen (t, T) zugehörige Abgleichsreize (m, M) . Vermitteln die Transformationen $\dot{\mathbf{U}}, \ddot{\mathbf{U}}$ zwischen den gleichen Testreizen und Abgleichsreizen (\dot{m}, \dot{M}) bzw. (\ddot{m}, \ddot{M}) , so gehen Reize (m, M) durch $\mathbf{M} = \dot{\mathbf{U}}\mathbf{U}^{-1}$ im Sinne eines Abgleichs zweiter Ordnung in Reize (\dot{m}, \dot{M}) über. Genauso lassen sich mit $\dot{\mathbf{M}} = \ddot{\mathbf{U}}\mathbf{U}^{-1}$ aus (m, M) Reize (\ddot{m}, \ddot{M}) gewinnen. Der Übergang zwischen (\dot{m}, \dot{M}) und (\ddot{m}, \ddot{M}) muss sich nun bei Gültigkeit der Transitivität als $\ddot{\mathbf{M}} = \dot{\mathbf{M}}\mathbf{M}^{-1}$ ergeben. Dies ist aber schon wegen $\dot{\mathbf{M}}\mathbf{M}^{-1} = \ddot{\mathbf{U}}\mathbf{U}^{-1}(\dot{\mathbf{U}}\mathbf{U}^{-1})^{-1} = \ddot{\mathbf{U}}\dot{\mathbf{U}}^{-1}$ erfüllt, da $\ddot{\mathbf{M}}$ als $\ddot{\mathbf{U}}\dot{\mathbf{U}}^{-1}$ definiert wurde. Abbildung 3.5 soll dies verdeutlichen.

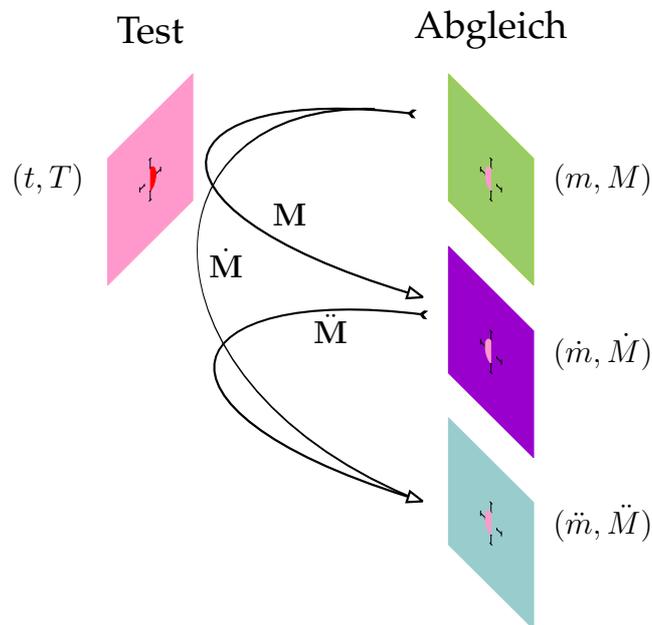


Abbildung 3.5: Die Transitivitätsvoraussetzung. Die Transitivität bei Abgleichen zweiter Ordnung ist definitionsgemäß bereits erfüllt (nähere Erläuterungen im Text).

3.2.3 Unabhängigkeit

Die starke Version der Unabhängigkeitsvoraussetzung in der HSD-Sehbedingung lässt sich folgendermaßen zusammenfassen: Der Eindruck von einem Infeld ändert sich nicht, wenn auf dem anderen Auge die Reizkonstellation verändert wird. Dahinter steht die Auffassung, dass hier allein der monokulare Kontrast zur Eindrucksbildung beiträgt. Zweifel daran sind angebracht, wird doch in der Fusion der Einzelreize dem betreffenden Infeld auch der kontralaterale Hintergrund überlagert. Zwar geschieht die Überlagerung gleichermaßen für den Hintergrund, jedoch ist es zunächst nicht selbstverständlich, dass auch die Gesetzmäßigkeiten der Mischung für Figur und Grund die gleichen sind. Zudem ist bekannt, dass man bei binokularer Farbenmischungen nicht von Additivität ausgehen kann (Irtel, 1987). Klärung verschaffen einige Beobachtungen in der HSD-Sehbedingung selbst. Tatsächlich berichten Versuchspersonen einhellig Veränderungen des Infeldeindrucks bei Änderung des kontralateralen Umfeldes (vgl. auch Shevell & Humanski, 1984; Krauskopf, Williams, Mandler & Brown, 1986a).

Nun ist aber diese Einschränkung für die Behandlung der Codierungsmodelle formal unproblematisch, machen diese doch genaugenommen keine Aussagen darüber, *wie* ein bestimmter Kontrast aussieht, sondern nur, unter welchen Bedingungen zwei Kontraste *gleich* erscheinen. Im übrigen ist das bei Graßmann-codes genauso. Spricht man in diesem Zusammenhang beispielsweise von der Persistenz eines Farbabgleichs, so ist damit gemeint, dass zwei Reize, die unter Dunkeladaptation gleich erscheinen, auch nach Voradaptation an irgendein Licht einen Abgleich ergeben. Es ist damit aber nicht gesagt, dass die jeweils metameren Infelder in beiden Situationen gleich erscheinen.

Mit dieser Anschauung gelangt man sofort zur schwachen Formulierung der Unabhängigkeit. Hier wird gefordert, dass sich die Metamerierrelation \approx bei Wechsel des kontralateralen Hintergrundes nicht verändert. Anders ausgedrückt bedeutet das, dass ein Abgleich zweiter Ordnung bleibt erhalten, egal welchen Testhintergrund man zu dessen Gewinnung heranzieht (siehe Abbildung 3.6). Diese

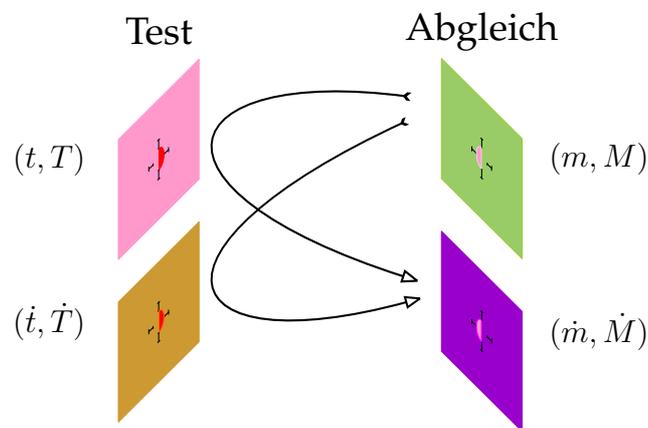


Abbildung 3.6: Die Unabhängigkeitsvoraussetzung. Ist $(m, M) \approx (\dot{m}, \dot{M})$ ein Abgleich zweiter Ordnung bei einem Testhintergrund T , so ist es auch ein Abgleich bei Testhintergrund \dot{T} .

Annahme müsste in dem Fall als problematisch angesehen werden, da das Zustandekommen des Kontrastcodes kein rein retinaler Mechanismus wäre. Die Fusion der Hintergründe wäre in der HSD-Situation damit durchaus an der Kontrastcodierung beteiligt. Das würde allerdings dazu führen, dass jeweils für jeden Testhintergrund T eine eigene Metamerierrelation \approx_T ermittelt würde. Das kann

im Sinne der Verallgemeinerung kaum erwünscht sein. Burnham *et al.* sowie Chichilnisky & Wandell haben durch die Verwendung der fixierten Referenz mit nur einem Testhintergrund womöglich nur *eine* solche Relation untersucht. Um dieser Gefahr zu entgehen, wurde in der vorliegenden Untersuchung ein zweiter Testhintergrund eingeführt, um die schwache Unabhängigkeitsannahme prüfen zu können.

In der Modellformulierung 3.2 lieferte die Transformation U aus Testreizen (t, T) zugehörige Abgleichsreize (m, M) . Vermittelt die Transformation \dot{U} zwischen den gleichen Testreizen und Abgleichsreizen (\dot{m}, \dot{M}) , so gehen Reize (m, M) durch $U_T = \dot{U}U^{-1}$ im Sinne eines Abgleichs zweiter Ordnung via T in Reize (\dot{m}, \dot{M}) über. Ein Abgleich zweiter Ordnung mit dem Testhintergrund \dot{T} liefert hingegen die Übergangsmatrix $U_{\dot{T}}$. Die Gültigkeit der Unabhängigkeit impliziert nun, dass $U_T = U_{\dot{T}}$. Die Prüfung dieser Implikation wird also möglich durch Erhebungen vor mindestens zwei Hintergrundpaaren. Außerdem ist wegen möglicher Oktantenasymmetrien auch hier darauf zu achten, dass die Testfelder gleiche Kontrastvorzeichen haben.

Kapitel 4

Experimente

Die Struktur aus Kapitel 3 soll sich in der Reihenfolge der experimentellen Arbeiten weitestgehend widerspiegeln. Es folgt zunächst die detaillierte Beschreibung des Versuchsaufbaus. Der erste Experimentalblock befasst sich sodann mit den Annahmen und Vorhersagen der verschiedenen Kodierungsmodelle. Danach wird die Erhebungsmethode hinsichtlich der vorgestellten zentralen Voraussetzungen geprüft. Dabei werden zum Teil Daten aus dem ersten Experimentalblock reanalysiert. In einem letzten Abschnitt werden Experimente beschrieben, die eine Größenabschätzung gefundener Effekte im Hinblick auf ihre perzeptuelle Bedeutsamkeit ermöglichen sollen.

4.1 Experimenteller Aufbau

Dieser Abschnitt ist der Darstellung sowohl der verwendeten Umsetzungen der Sehbedingung samt der Kalibrierungsprozedur, als auch der Datenerhebung gewidmet. Es folgen einige Überlegungen zur Reizauswahl, und abschließend werden die Rekrutierung der Versuchspersonen und ihre Instruktionen erläutert.

4.1.1 Apparative Realisierungen der Sehbedingung

Es sind an dieser Stelle zwei Apparate zu beschreiben, da die Versuchsserien in zwei Labors mit unterschiedlicher Ausstattung erhoben wurden.

Apparat 1

Eine schematische Darstellung des ersten Darbietungsapparats gibt Abbildung 4.1. Es wurden zwei 21"-Monitore (Sony 500PS) verwendet. Ihre Ansteuerung mit einer Farbtiefe von 15 Bit pro Farbkanal geschah mittels eines PC, der mit zwei VSG2/3-Grafikkarten der Firma Cambridge Research ausgestattet war. Die Monitore wurden mit einer Auflösung von 1600×1200 Pixeln bei einer Bildwiederholrate von 88 Hz betrieben. Die Monitore befanden sich in einem zweiseitigen, getrennten Reduktionstunnel mit geschwärtzten Innenwänden, um störende Reflexionen möglichst zu vermeiden.

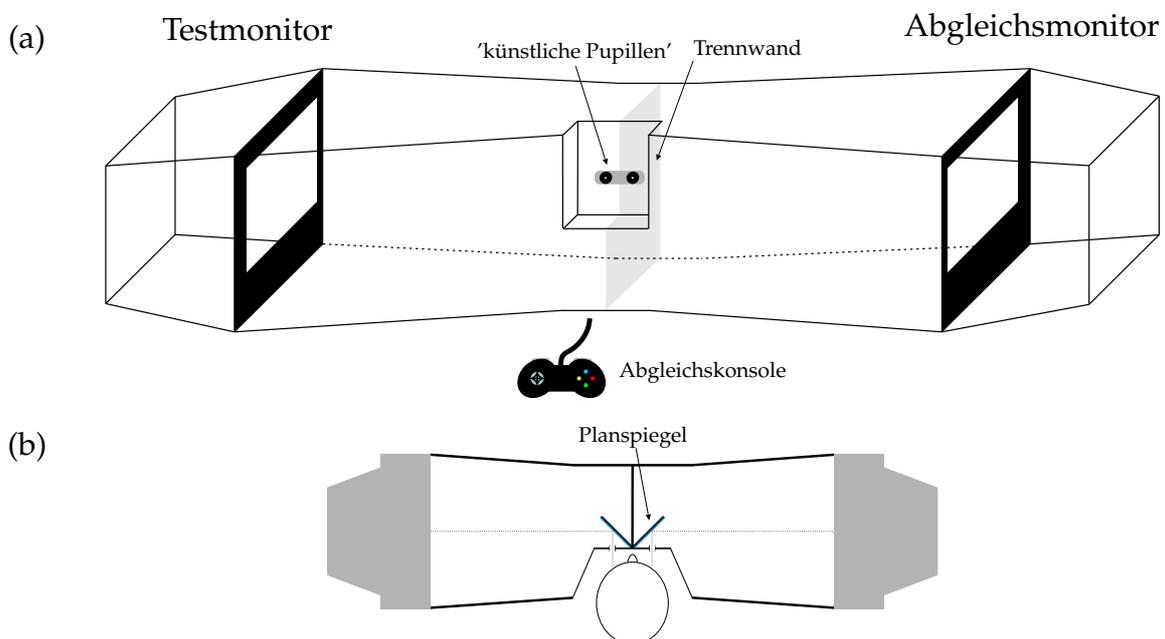


Abbildung 4.1: Der Versuchsaufbau mit zwei Monitoren: (a) als Konstruktionsskizze und (b) als schematische Darstellung des Strahlengangs. Erläuterungen finden sich im Text.

Die Versuchsperson blickte durch zwei künstliche Pupillen – Lochblenden mit einem Durchmesser von 2 Millimetern. Damit wurde sichergestellt, dass der Öffnungswinkel der beiden Pupillen während aller Erhebungen konstant war, denn bekanntermaßen kontrahieren Pupillen selbst bei Exposition an hohe Lichtintensitäten nicht unter diesen Durchmesser (Spring & Stiles, 1948). Der Abstand der Lochblenden konnte für jede Versuchsperson individuell eingestellt werden, auch gab es die Möglichkeit, Brillen davor zu fixieren. Ebenfalls frei einstellbar war die Höhe der Kinnstütze, damit Versuchspersonen während des Experiments ihren Kopf möglichst nicht bewegten. Der Strahlengang zwischen Monitor und Auge hatte eine Länge von etwa 104 Centimetern und wurde durch aluminiumbeschichtete Präzisions-Planspiegel umgelenkt. Diese garantieren eine nahezu konstante Reflektanz von etwa 90% über das gesamte Spektrum sichtbaren Lichts. Die Ausrichtung der Spiegel wurde für jede Versuchsperson vor dem Experiment durch einen Laserpointer geprüft. Dieser wurde aus zwei Metern Entfernung je senkrecht auf eine Lochblenden gerichtet, und der jeweilige Spiegel wurden derart justiert, dass der Lichtpunkt auf die Mitte des Monitors zeigte.

Der gesamte Apparat befand sich zudem in einem Raum, der sich gänzlich abdunkeln ließ. Alle weiteren Lichtquellen, wie etwa LED-Anzeigen an Rechner und Tastatur wurden abgeklebt.

Kalibrierungsprozedur

Um colorimetrisch exakt charakterisierbare Stimuli auf den Monitoren darstellen zu können, ist der Darbietungsapparat vor jeder Experimentalserie im verdunkelten Labor kalibriert worden. Ziel einer Kalibrierung ist es, eine Berechnungsvorschrift für die Umrechnung von *RGB*-Phosphorkoordinaten in *XYZ*-Koordinaten und umgekehrt zu gewinnen. Wollte man letztere, nämlich die Inverse einer entsprechenden Abbildung von \mathbf{R}^3 nach \mathbf{R}^3 nur durch Messungen gewinnen, so wäre dies im allgemeinen Fall allzu aufwendig. Man behilft sich hier zunächst der Annahme unabhängiger Phosphorkanäle, wodurch kanalweise Funktionen mit nur wenigen Messpunkten geschätzt werden können, die sich dann leicht invertieren lassen. Gewisse Fehler, die sich bei der Vorhersage von

RGB-Palettenwerten wegen der Verletzung einer weiteren, zunächst getroffenen Annahme, dass nämlich die Chromatizitäten der einzelnen Phosphorlichter konstant sein sollen, ergeben können, lassen sich zuletzt durch einen nachgeordneten Suchalgorithmus ausgleichen.

Bei der Prozedur kam ein Colorimeter der Firma LMT zum Einsatz. Die Messsonde wurde jeweils zentrisch vor den Monitor gebracht, da zum Rande hin die Intensitäten bekanntermaßen abfallen. Die direkte Messung von *XYZ*-Koordinaten wird in der Sonde über spezielle Filter verwirklicht, deren Transmissionseigenschaften den color matching functions entsprechen. Hinter den drei Filtern werden dann sequentiell die verbliebenen Energiemengen als Farbkoordinaten gemessen. Die Kalibrierungsprozedur wurde gemäß den theoretischen Vorgaben von Brainard (1989) durchgeführt. Es wurde sichergestellt, dass der Monitor bei Ansteuerung mit dem Palettenwert $(0, 0, 0)$ kein Eigenleuchten zeigte. Damit wird zwar der maximal mögliche Luminanzbereich nicht ausgeschöpft, diese Maßnahme hat aber einen positiven Einfluss auf die Darstellungsgenauigkeit. Die Prozedur sieht 17 Messungen je Phosphortyp bei unterschiedlichen Intensitäten vor. Zur Messung des Rot-Kanals beispielsweise werden bei Ansteuerung aller Pixel des Monitors mit Palettenwerten $(r, 0, 0)$ *XYZ*-Koordinaten ermittelt. Zur Interpolation der übrigen *XYZ*-Koordinaten für alle Palettenwerte des Rotkanals wird nun an die Messwerte eine Potenzfunktion $f(x) = ax^p$ über nichtlineare Regression angepasst. Bezeichne zum Beispiel $Y_r = a_{21} \cdot r^{p_{21}}$ die Luminanzen im Rot-Kanal und $X_g = a_{12} \cdot r^{p_{12}}$ die *X*-Koordinate des Grün-Kanals. Dann ergeben sich insgesamt neun Gleichungen, mit deren Hilfe sich zu jedem *RGB*-Wert der zugehörige *XYZ*-Wert berechnen lässt. Dazu müssen die Palettenwerte lediglich in die entsprechenden Gleichungen eingesetzt und koordinatenweise addiert werden¹. Diese Gleichungen lassen sich auch folgendermaßen umformulieren:

$$\begin{pmatrix} X \\ Y \\ Z \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_r/Y_r & X_g/Y_g & X_b/Y_b \\ 1 & 1 & 1 \\ Z_r/Y_r & Z_g/Y_g & Z_b/Y_b \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_r \\ Y_g \\ Y_b \end{pmatrix} = \mathbf{T} \begin{pmatrix} Y_r \\ Y_g \\ Y_b \end{pmatrix} \quad (4.1)$$

¹Hier geht die genannte, unproblematische Annahme ein, dass sich die drei Farbkanonen nicht gegenseitig beeinflussen.

Die Umkehrfunktionen der drei Funktionen Y_r , Y_g und Y_b liefern aus den Luminanzen in den drei Kanälen zugehörige Palettenwerte (siehe Abbildung 4.2). Um nun umgekehrt aus XYZ -Koordinaten zugehörige Palettenwerte zu ermitteln, macht man vorerst eine weitere Annahme, die im allgemeinen in guter Näherung erfüllt ist, nämlich dass die Chromatizität eines Phosphors ungeachtet der Intensität konstant ist. Daraus folgt, dass es nur ein Exponententripel für die neun Funktionen gibt, so wäre beispielsweise $p_1 = p_{11} = p_{12} = p_{13}$. In der Matrix \mathbf{T} aus 4.1 stehen damit nur noch Konstanten, denn es ist zum Beispiel $X_r/Y_r = a_{11}/a_{21}$. Nun multipliziert man also die gewünschten XYZ -Koordinaten mit \mathbf{T}^{-1} und erhält so die Luminanzwerte in den Farbkanonen. Diese lassen sich dann mit Hilfe der oben genannten Umkehrfunktionen in Palettenwerte umrechnen. Diese Methode stützt sich nun aber gänzlich auf die Luminanzen. Ist die An-

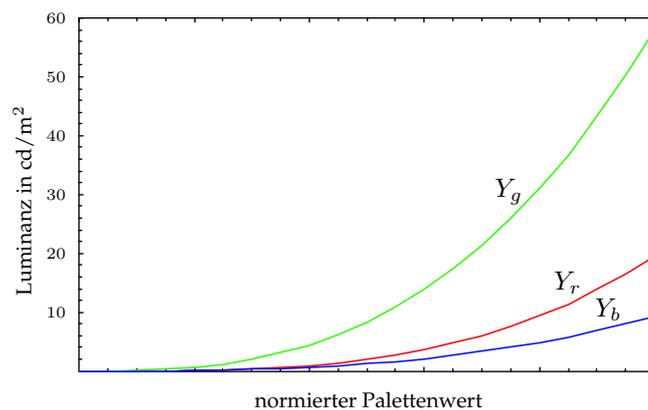


Abbildung 4.2: Luminanzfunktionen für Monitorfarbkanonen. Die Skala der Palettenwerte ist am größten Palettenwert normiert. Dieses typische Ergebnis einer Kalibrierungsroutine zeigt, dass der grüne Phosphor der lichtstärkste ist.

nahme der konstanten Chromatizität verletzt, so wird man aus gewünschten XYZ -Koordinaten andere Palettenwerte gewinnen, wenn man zum Beispiel die Funktionen Z_r , Z_g und Z_b auf die gleiche Weise heranziehen würde. In diesem Falle also wären durch die oben genannte Methode keine exakten Palettenwerte zu erhalten. Abhilfe schafft hier ein Suchalgorithmus² in der 'Nachbarschaft' der vermeintlich richtigen RGB -Werte nach Palettenwerten, die die gewünschten

²Dieses wird über einen Simplexalgorithmus realisiert, der meist sehr schnell konvergiert, da die Annahme konstanter Chromatizität im allgemeinen nur 'schwach' verletzt wird.

XYZ -Koordinaten liefern. Der Algorithmus setzt dabei die Funktion auf einem dreidimensionalen Raster voraus. Dies hat seinen Grund im digitalen Format von Grafikkarten, also der diskreten Stufung der Palettenwerte. Deshalb muss man in einigen Fällen mit der Realisierung einer XYZ -Koordinate vorlieb nehmen, die die nächste 'Nachbarin' der tatsächlich gewünschten ist. Die 'Fehler' sind allerdings bei der hier verwendeten Farbtiefe vernachlässigbar.

Es waren für Apparat 1 zwei Monitore zu kalibrieren, und zwar so, dass sich ihre Gamuts – die Bereiche der mit ihnen darstellbaren Farben (siehe Abbildung 4.3) – möglichst gleichen. Zum einen, damit die beiden Geräte ihrerseits nicht künstliche Asymmetrien in die Sehbedingung hineinbringen, zum anderen, damit auf beiden Seiten gleichermaßen gesättigte Reize dargeboten und eingestellt werden konnten. Diese Prozedur nahm zumeist einen ganzen Tag in Anspruch.

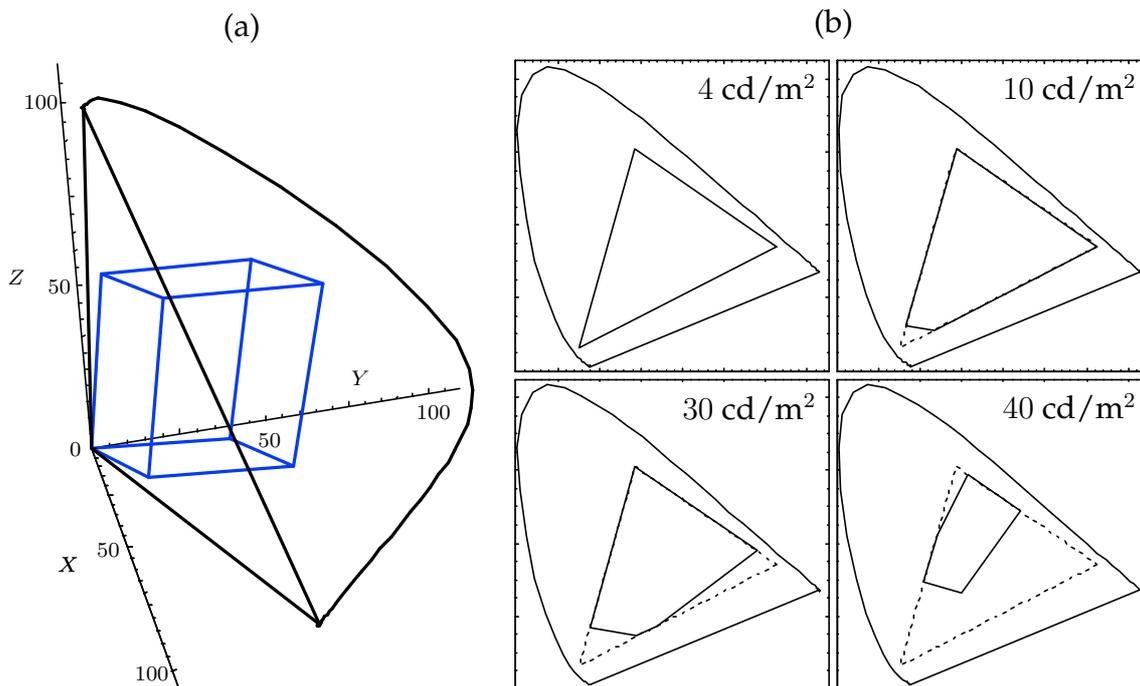


Abbildung 4.3: Der Monitorgamut. (a) Die mit dem Monitor darstellbaren Lichter haben Farbkoordinaten innerhalb eines würfelförmigen Gebildes. Hier ist zu sehen, dass Computermonitore nur einen relativ beschränkten Anteil der gesamten Farbtüte wiedergeben. (b) Die darstellbaren Chromatizitäten bei verschiedenen Luminanzniveaus.

Apparat 2

Die zweite Realisierung der HSD-Sehbedingung ist aus Abbildung 4.4 ersichtlich und jener von Chichilnisky & Wandell (1995) nachempfunden. Im Unterschied zu oben wurde hier aus Gründen der Ökonomie auf die Doppel-Monitor-Konstruktion und ein aufwendiges Spiegel-Blenden-System verzichtet. Die Reize wurden auf nur einem zweigeteilten Bildschirm, einem 21"-Eizo FlexScan F980, dargeboten. Das beidseitig mit Spiegelflächen versehene Septum verdoppelt auf jeder Seite ein Halbbild, so dass die Versuchsperson auf jedem Auge virtuell einen homogen eingefärbten Hintergrund in der Größe des ganzen Monitors erhält. Dabei hat auch das jeweilige Infeld ein Duplikat in der anderen Bildhälfte, so dass die Versuchsperson in der Fusion nunmehr vier Infelder sieht. Das Septum besteht aus handelsüblichen Glasspiegeln, deren Reflektanzeigenschaften nicht geprüft werden konnten. Gewiss ist nur, dass nennenswerte Lichteinbußen auftreten, denn die virtuellen Infelder erscheinen merklich dunkler als die Originale. Die Auswirkungen auf die Fusion sind dagegen selbst bei stark verschieden gesättigten Umfeldern kaum zu bemerken. Folglich wurden Versuchspersonen angewiesen, sich bei ihren Abgleichen nur auf die beiden Originalfelder zu beziehen.

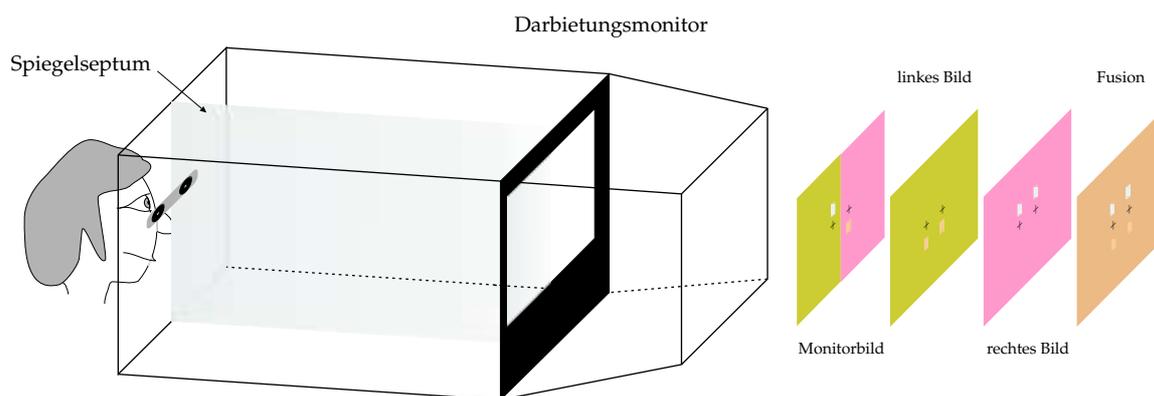


Abbildung 4.4: Der Versuchsaufbau mit einem Monitor und doppelseitigem Spiegelseptum in einer schematischen Darstellung. Erläuterungen finden sich im Text.

Zwei Vorteile dieser Apparatur liegen neben der Ökonomie auf der Hand. Erstens gibt es keinen störenden Einfluss von Monitorunterschiede. Dafür muss man allerdings von der Symmetrie der Eigenschaften beider Bildschirmhälften ausgehen. Zweitens wird die Kalibrierungsprozedur erheblich vereinfacht. Sie folgt dabei ebenfalls der oben beschriebenen Logik, allerdings wurde hier das Optical-Colorimeter der Firma Cambridge Research eingesetzt.

Experimente 1, 3, 4 und 5 sind mit dem Doppelmonitor-Apparat durchgeführt worden und die übrigen mit dem Spiegelseptum-Apparat.

4.1.2 Datenerhebung

Während aller Experimente werden Testreize immer dem linken Auge präsentiert. Auch blickt das linke Auge immer auf den gleichen Monitor (Apparat 1) bzw. die gleiche Monitorhälfte (Apparat 2). Damit ergibt sich also eine feste Kopplung in Monitor-Auge-Systeme. Es konnte davon ausgegangen werden, dass die Phosphore der beiden Monitor die gleiche Abstrahlungscharakteristik zeigen, denn sie stammen aus der gleichen Produktionsserie. Durch die Kalibrierung der Geräte wurde sichergestellt, dass sich physikalisch nahezu identische Reize auf beiden Seiten erzeugen ließen. Damit war also eine Vertauschung von Abgleichsrichtung und Auge-Monitor-Zuweisung nicht notwendig.

Die Versuchspersonen nahmen ihre Abgleiche mittels einer Einstellkonsole vor – einer handelsüblichen Sechs-Tasten-Spielkonsole. Diese war mit einem Biaxial-Knopf und sechs Einzeltasten ausgestattet. Auf ersterem ließ sich die Chromatizität der Abgleichsinfelder adjustieren. Die bipolaren Einstellungsachsen standen in der Chromatizitätsebene senkrecht aufeinander und waren vom Weißpunkt aus betrachtet etwa in Blau-Gelb- und Rot-Grün-Richtung orientiert. Diese Art der Einstellung hat sich vor anderen für die Versuchspersonen als die ergonomischste erwiesen. Die Einstellungsstrategie bezüglich der Chromatizität lässt

sich damit beschreiben als ein von jedem Punkt aus konvexes³ 'Hinzumischen' oder 'Abziehen' von Grundfarben. Über ein anderes Tastenpaar ließ sich die Luminanz des Abgleichsreizes verändern. Versuchspersonen konnten in den Grenzen des Gamuts also jede Farbkoordinate einstellen. Über zwei weitere Tasten war die Schrittweite auf den drei Einstellungsachsen veränderbar. In der feinsten Schrittweite wird auf den Achsen für jeden Tastendruck die kleinste realisierbare Farbänderung vorgenommen. Größere Schrittweiten sind jeweils vielfache davon. Dies sollte Versuchspersonen eine iterative Einstellungsstrategie ermöglichen. Die zwei verbleibenden Tasten waren vorgesehen für die Speicherung eines Durchgangs, eine für einen zufriedenstellenden und eine für einen nicht gelungenen Abgleich. Ein Abgleich gelingt beispielsweise dann nicht, wenn das einzustellende Infeld außerhalb des Bereichs der mit dem Monitor darstellbaren Farben liegen müsste (vgl. Abschnitt 4.1.3). Stieß die Versuchsperson während der Navigation im Farbraum an die Gamutgrenzen, so wurde ihr dies durch ein akustisches Signal zurückgemeldet.

Ein einzelner Versuchsdurchgang umfasste immer zehn Abgleichsaufgaben. Die jeweils ersten drei Durchgänge an jedem Untersuchungstag wurden als Übungsdurchgänge von der Auswertung ausgeschlossen. Die Monitore mussten mindestens eine halbe Stunde vor dem Beginn von Erhebungen in Betrieb genommen werden, um eine gleichbleibende Reizpräsentation zu gewährleisten. Diese Zeit konnte von Versuchspersonen zur Adaptation an den abgedunkelten Raum genutzt werden. Wegen der Randomisierung der Präsentationen war es notwendig, eine Mindestadaptationszeit an die verschiedenen Hintergründe sicher zu stellen. Deshalb konnte die Versuchsperson einen Abgleich nicht vor Ablauf von je zwei Minuten speichern, stellen sich doch die Effekte der chromatischen Adaptation erst nach dieser Dauer in vollem Umfang ein (Rinner & Gegenfurtner, 2000). Die Versuchspersonen waren dazu angehalten, die Reize die ganze Zeit zu betrachten und die Abgleiche kurz vor Speicherung noch einmal zu prüfen. Von der

³Gegeben seien zwei Reize \mathbf{a} , \mathbf{b} und $\lambda \in \mathbf{R}$. Dann heißt $\lambda\mathbf{a} + (1 - \lambda)\mathbf{b}$ eine konvexe Mischung von \mathbf{a} und \mathbf{b} . Mit Hilfe der beiden Chromatizitätsachsen konnte ein gegenwärtiges Infeld mit Luminanz L mit zwei in der jeweiligen Luminanzebene von der Infeldchromatizität aus betrachtet orthogonalen Grundfarben \mathbf{g}_i der Luminanz L konvex gemischt werden.

Notwendigkeit dieser Maßnahme kann man sich leicht überzeugen, wenn man einen solchen Abgleich nach Zwischenadaptation an ein anderes Licht erneut betrachtet. Dann erscheinen nämlich die beiden Infelder zu Beginn ungleich. Erst nach Verstreichen einer gewissen Readaptationszeit erscheinen sie wieder gleich. Bei der Kalibrierung der Monitore sind die Messungen der *XYZ*-Koordinaten ebenfalls immer erst zwei Minuten nach Ansteuerung des Monitors mit dem entsprechenden Palettenwert vorgenommen worden. Dies war nötig, weil entsprechende Messungen gezeigt haben, dass auch die Luminanz dargestellter Reize auf dem Monitor einen Zeitgang hat⁴.

4.1.3 Reizeigenschaften

In einer Beschreibung der Phänomenologie des binokularen Sehens zweier fusionierter Farbfelder fasst Hering (1920) die möglichen Eindrücke folgendermaßen zusammen :

...wir nehmen entweder nur die eine von beiden oder eine in der Farbenreihe zwischen beiden liegende Farbe wahr, nie aber zugleich die beiden unokularen Farben, aus denen wir uns die binokulare gemischt denken können. Nur nacheinander können wir im Falle eines sogenannten Wettstreites bald die eine, bald die andere, bald irgend eine der möglichen Zwischenfarben an der selben Stelle wahrnehmen....Je verschiedener die beiden sich deckenden Grenzfarben, desto auffallender ihr Wettstreit. (S. 213 und S. 236).

Bei der binokularen Überlagerung zweier Farbfelder gibt es also entweder eine Mischung im Gesamteindruck, die Dominanz eines der beiden oder die Rivalität der beiden Eindrücke. Hering zog aus seinen Beobachtungen Schlüsse darüber, welche Reizeigenschaften die Stabilität einer Fusion erhöhen. Zum einen sollten sich die Luminanzen der Farbfelder nicht allzu stark voneinander unterscheiden

⁴Wird eine Fläche auf dem Bildschirm von einem Palettenwert (0, 0, 0) auf einen anderen umgeschaltet, so kommt es innerhalb von zwei Minuten zu einer Luminanzeinbuße von etwa 2 – 3%.

(vgl. auch Dawson, 1915; Johannsen, 1930). Zum anderen bricht die Fusion bei Reizen mit einem visuellen Winkel von über 3.5° zu Gunsten der Rivalität zusammen (Thomas, Dimmick & Luria, 1961). Die hier verwendeten Reize sind zwar größer, allerdings enthalten sie auf beiden Seiten Linienstrukturen, die die Fusion sehr begünstigen (vgl. dazu deWeert & Wade, 1988). Zuletzt fördert eine eher moderate Sättigung und ein geringer Chromatizitätsunterschied die Fusion. Bei der Quantifizierung solcher maximalen Unterschiede fanden Ikeda *et al.* (1979, 1980) ellipsenförmige Gebilde um die Chromatizitätskoordinaten von Standardreizen, innerhalb derer alle Farben mit dem Standardreiz ohne solche Rivalitäten fusionierbar waren. Da sich solche Ellipsen wiederum von Person zu Person unterscheiden können, wurden die Reize bezüglich der Chromatizitätsunterschiede konservativ gewählt. Eine zusammenfassende Darstellung der Befunde zur binokularen Farbmischung gibt Hovis (1989).

Abbildung 4.5(a) zeigt einen Reiz für ein Auge, wie er in Experiment 1 verwendet wurde. Beide Infelder hatten zusammen einen visuellen Winkel von 2° , die Lücke dazwischen betrug $20'$. Die Hintergründe wiesen in der Höhe einen visuellen Winkel von 17° und in der Breite von 22.5° auf. Die Linienkonfigurationen umfassten 6° . 4.5(b) zeigt einen Reiz aus Experimenten 3 und 4. Hier ging die Außenkante des Hintergrundes in Form einer Gaußrampe in das Schwarz des äußeren Umfeldes über. Nach der ersten Versuchsserie zeigte sich, dass diese Eigenschaft Abgleiche weiter erleichtern konnte, denn schon nach kurzer Zeit stellte sich hier eine Art Ganzfeldwirkung ein, und der fusionierte Hintergrund erschien stark entsättigt. Teil (c) gibt ein Beispiel eines Reizes aus Experiment 5. Hier waren die Monitoreinstellung hinsichtlich des Eigenleuchtens bei schwarzer Bildfläche besonders konservativ vorgenommen worden. Die maximal darstellbare Luminanz betrug hier nur 35 cd/m^2 . (d) zeigt die Konfigurationen für beide Augen aus Experiment 2, 6 und 7. Auch hier wurden zum Teil Umfeldler mit Gaußrampe eingesetzt.

Wegen der physikalischen Beschränkungen der Monitorpräsentationen (siehe Abbildung 4.3) durften Hintergründe und Infelder lediglich in recht entsättigter und

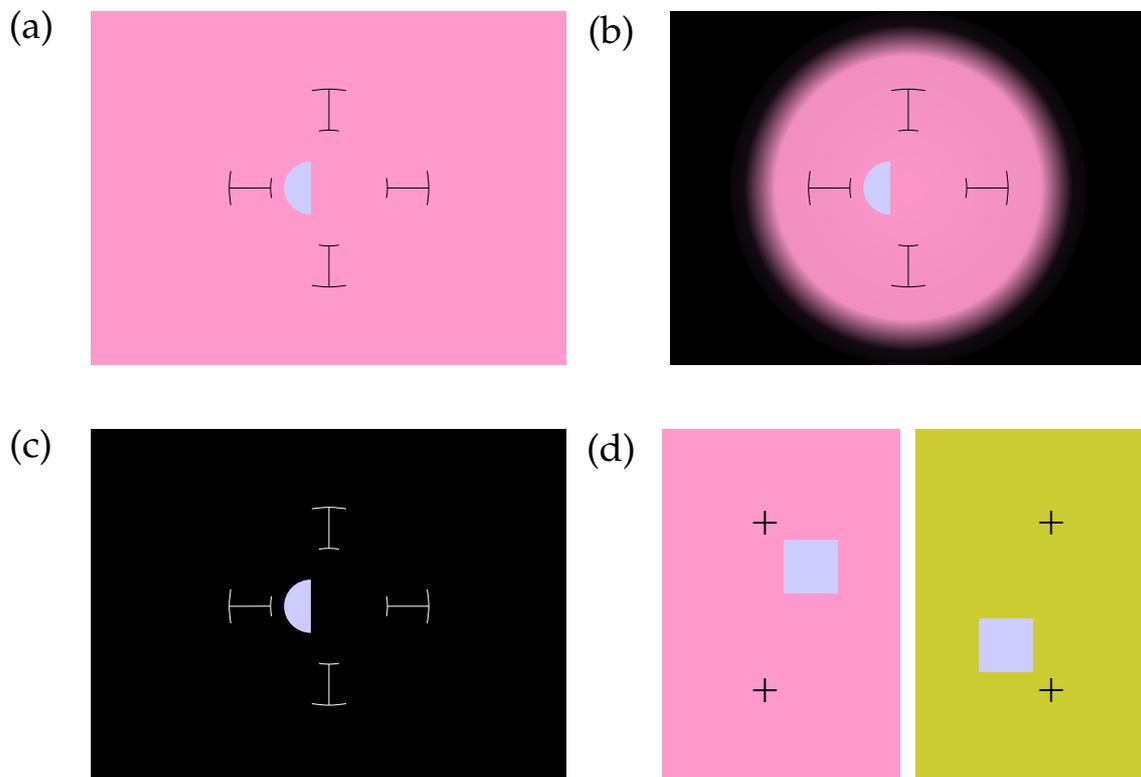


Abbildung 4.5: Monokulare Reizkonfigurationen: Die Linienelemente befinden sich auf beiden Teilreizen und dienen damit als 'Fusionsanker'. (d) zeigt beide Einzelreize für Apparat 2. Weitere Erläuterungen sind dem Text zu entnehmen.

in für den Monitorfarbraum mittelmäßig luminanter Ausprägung vorliegen. Dieser Umstand ging sicherlich zulasten der Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse⁵, doch genügten sie dadurch eher den Heringschen Kriterien für die Fusionierbarkeit. Eine weitere Einschränkung der Reizauswahl bedeuteten die Augenunterschiede. Die *LMS*-Koordinaten der Reize wurden durch Rezeptorsensitivitätskurven des Standardbeobachters, die sich von denen der Versuchspersonen durchaus unterscheiden können, gewonnen. Daher müssen inkrementelle oder dekrementelle Differenzsignale bezüglich der Standard-*LMS*-Koordinaten nicht unbedingt auch für die Farbräume der Versuchspersonen Inkremente oder Dekremente sein. Die Koordinatenachsen für die Differenzsignale werden also im

⁵Zudem wären bei größeren Unterschieden zwischen den beiden Hintergründen auch größere Inkrement-Dekrement-Asymmetrien zu erwarten.

allgemeinen in einer bestimmten Weise verlagert sein, so dass die wahren Achsen im Standardkoordinatensystem auch eine oblique Struktur annehmen können. Damit haben auch die Oktantenwände eine andere Gestalt. Adäquate Reize waren daher so zu wählen, dass die Differenzsignale auch sicher im intendierten Oktanten aller Versuchspersonen lagen, das heißt, die Reize müssen hinreichend weit von den Oktantenwänden des Standard-LMS-Koordinatensystems entfernt sein. Gleichzeitig sollten aber die Kontraste den Raum möglichst weit aufspannen, da dies die Güte später vorzunehmender Parameterschätzungen erhöht. Die Koordinaten der verwendeten Reize werden weiter unten jeweils gemeinsam mit den Experimenten beschrieben werden.

4.1.4 Versuchspersonen

Insgesamt nahmen an den verschiedenen Experimenten 12 Versuchspersonen teil. Davon waren neun hinsichtlich der Fragestellungen als gänzlich naiv einzustufen. Es handelte sich um Studenten verschiedener Fachrichtungen im Alter zwischen 19 und 30 Jahren. Eine diagnostische Prüfung der Farbtüchtigkeit wurde an allen Versuchspersonen mit Hilfe einschlägiger Farbtafeln (Ishihara, 1960) jeweils getrennt für beide Augen vorgenommen. Die Dichromaten aus Experiment 2 wurden mit Hilfe eines weiteren eigens entwickelten Verfahrens getestet, das die genaue Orientierung der sogenannten Verwechslungslinien im Graßmannraum ermitteln sollte (siehe Abschnitt 4.2.2).

Alle Versuchspersonen konnten zuvor eine intuitive Vorstellung von der Beschaffenheit des xyL -Farbraums entwickeln. Dazu wurde ihnen ein Beispielreiz binokular präsentiert bei gleichzeitiger Einblendung einer graphischen Veranschaulichung des Monitorgamuts in der jeweiligen Luminanzebene (vgl. Abbildung 4.3(b)). Ihr Navigationsverhalten wurde so unmittelbar durch entsprechende Veränderungen des Gamuts und der Chromatizitätskoordinaten zurückgemeldet.

Bei Experimenten an Apparat 1 wurde der Augenabstand der Versuchspersonen durch eine Schieblehre mit Nanometerschraube ermittelt, um die Lochblenden

darauf anpassen zu können. Dazu wurden die Versuchspersonen angewiesen, auf einer Kinnstütze ruhend, die Augen auf einen Gegenstand zu akkomodieren, der von den Augen dieselbe Entfernung hatte, wie die Reize im Experiment. Weiter waren gegebenenfalls geringfügige Justierungen am Spiegelsystem vorzunehmen, um die Fusionslinienkonfigurationen im Bildausschnitt zu zentrieren. Keine Versuchsperson berichtete darauf Schwierigkeiten bei der Fusion mit der kleinen Einschränkung geringer Fluktuationen an der Außenkante der fusionierten Umfelder bei Reizen aus Experiment 1 (siehe Abbildung 4.5(a)). Diese wirkten sich aber kaum nachteilig auf die Abgleichsaufgabe aus.

4.2 Modelltests

Die in diesem Abschnitt vorzustellenden vier Experimente bilden den Hauptteil der durchgeführten Erhebungen. Es werden zuerst die Experimente selbst samt der Beschaffenheit der verwendeten Reize vorgestellt. Die Ergebnisdarstellung erfolgt sodann geschlossen, um der engen Verflechtung der Einzelbefunde gerecht zu werden. Im Zuge der Vorstellung des zweiten Experiments wird ein kurzer Abriss zur Theorie der Dichromasie und ihrer Implikationen bezüglich der Kontrastkodierung gegeben.

4.2.1 *Experiment 1* – Kontextreize vor verschiedenen Testhintergründen

In diesem Teil der Untersuchung sollte die Prüfung sowohl der Modellvorhersagen als auch der Annahmen in der Sehbedingung ermöglicht werden. Hier sei nur der erste Aspekt vertieft, für den zweiten sei auf den Abschnitt 4.3 verwiesen.

Aus Gründen der Einfachheit werden die folgenden Ausführungen teilweise am Beispiel des von-Kries-Modells (2.3) verdeutlicht. Es bezeichnen (t, T) wieder Test- und (m, M) Abgleichsreize. Die Aussagen lassen sich leicht auf die übrigen

vorgestellten Modelle übertragen. Transformationen von Test- zu Abgleichskordinaten haben in allen Modellen lineare, affin lineare oder zumindest für bestimmte Teilmengen affin lineare Gestalt. Da die zugehörigen Matrizen Diagonalform haben, wären sie jeweils für eine Hintergrundkombination schon durch einen Abgleich $(t, T) \sim (m, M)$ festgelegt⁶. Es sollen hier allerdings wegen der Problematik der Augenunterschiede zunächst nur allgemeine lineare Transformationen unterstellt werden. Diese Verallgemeinerung führt für das Modell (2.3) also zu der Gleichung $\mathbf{m} = \mathbf{U}t$, wobei \mathbf{U} die gemeinte lineare Transformation bezeichne und \mathbf{m} den 'wahren' Abgleich. Um \mathbf{U} für eine feste Hintergrundkombination schätzen zu können, werden drei Abgleiche $(t_j, T) \sim (m_j, M)$ benötigt, bei denen die Graßmanncodes t_j der Testfelder linear unabhängig sind. Damit ist es aber noch nicht möglich, die Linearität zu testen, denn eine solche Matrix lässt sich auch bei beliebigen Abgleichen immer finden. Fasst man nämlich die Graßmannkoordinaten der Test- und Abgleichsreize⁷ spaltenweise in Matrizen \mathbf{R}_T und \mathbf{R}_M zusammen, so ist $\mathbf{U} = \mathbf{R}_M \mathbf{R}_T^{-1}$. Um die Linearitätsrestriktion innerhalb einer Teilmenge aller Reize⁸ prüfen zu können, braucht es also mindestens vier Abgleiche $(t_j, T) \sim (m_j, M)$. Unter den Graßmanncodes der Testfelder t_j müssen sich dabei drei linear unabhängige befinden. Ihre lineare Abhängigkeitsstruktur sei durch einen Koeffizientenvektor \mathbf{c} ausgedrückt, dessen Komponenten eine nichttriviale Lösung sind⁹ von

$$\sum_{j=1}^4 c_j t_j = \mathbf{0}.$$

Da aber dann folgt, dass

$$\sum_{j=1}^4 c_j \mathbf{m}_j = \sum_{j=1}^4 c_j \mathbf{U}t_j = \mathbf{U} \sum_{j=1}^4 c_j t_j = \mathbf{0}$$

⁶Eine Ausnahme bildet das partial discounting; dort sind noch zwei weitere Parameter zu bestimmen.

⁷Auch hier sind wieder die 'wahren' Abgleiche auf der theoretischen Ebene gemeint. Es ergibt sich im folgenden jeweils aus dem Kontext, ob nun empirische oder theoretische Matrizen betrachtet werden.

⁸Hier ist zum Beispiel an Reize aus einem Oktanten des Reizdifferenzraumes zu denken.

⁹Beim full discounting wären statt der Infeldkoordinaten t_j Kontrastkoordinaten $t_j - \mathbf{T}$ einzusetzen.

ist, wäre nun zu prüfen ob für die Abgleichsreize dieselbe Abhängigkeitsstruktur vorliegt. Es handelt sich dabei allerdings noch um einen recht *schwachen* Test der Linearität, könnten doch die Eigenschaften der Additivität und Multiplikatивität für die ausgewählten Reize zutreffen, nicht aber für andere. Es ist also sehr wohl möglich, die Linearitätsannahme zu verwerfen – zweifelsfrei annehmen kann man sie nicht. In gewissem Sinne kann man aber sagen, dass der Test umso 'stärker' wird, je mehr verschiedene Abgleiche betrachtet werden. Es gibt nämlich bei vier Reizpaaren nur *einen* 'linear unabhängigen' Test¹⁰. Bei $J > 3$ vielen verschiedenen Reizpaaren, deren Infeldcodes der Testreize vollen Rang r haben, können immer $(J - r)$ viele linear unabhängige Tests durchgeführt werden (siehe auch Anhang 5.3). Mit der Anzahl modellverträglicher Testergebnisse wächst schließlich auch die Zuversicht, dass die Restriktion zulässig ist. Im vorliegenden Fall wurden je fünf Infelder verwendet.

Die Kanalspezifität der Kontrastmechanismen kann anhand der Daten aus Experiment 1 wenigstens auf indirektem Wege geprüft werden. Dazu müssen jeweils vor fest gewählten Hintergründen getrennt nach untersuchten Oktanten die Transformationen U aus den Daten im Sinne des ALM durch \hat{U} geschätzt werden. Ergeben sich dabei in etwa Diagonalmatrizen, ist dies als Beleg für die Kanalspezifität zu werten. Zeigen sich dagegen weniger eindeutige Muster, so muss dies, wie weiter oben schon erwähnt, nicht gegen die Annahme sprechen. Möglicherweise haben dann Augenunterschiede dazu geführt, dass die Transformationen ihre Diagonalform einbüßen (vgl. (3.1) in Abschnitt 3.2.1). Damit handelt es sich in diesem indirekten Zugang also um einen äußerst schwachen Test der Kanalspezifität. Vielmehr hat man es mit einem Test über das Vorliegen von Augenunterschieden zu tun (siehe Abschnitt 4.3.1.1). Zur inferenzstatistischen Umsetzung dieses Tests sei auch an dieser Stelle wieder auf den Anhang 5.3 verwiesen.

Die zwei Ansätze zur Prüfung der Oktantenasymmetrien sind im vorangegangenen Kapitel schon skizziert worden. Den Ausführungen zur einfacheren, direkten Prüfung der Asymmetrien ist nichts hinzuzufügen. Die Prüfungsmethode unter

¹⁰Gemeint ist hier, dass alle Koeffizientenvektoren c skalare Vielfache voneinander sind.

Einschluss der Linearitätsannahme folgt den obigen Ausführungen. Seien einfachheitshalber die zwei reinen Oktanten betrachtet, so können die oktantenweise linearen Transformationen mit U^+ und U^- bezeichnet werden¹¹. Zugehörige Schätzungen \hat{U}^+ und \hat{U}^- ergeben sich wie oben im Sinne des ALM. Die Beschreibung des statistischen Tests über die Gleichheit der beiden Matrizen findet sich im Anhang 5.3.

Reize: Schon im Hinblick auf die Untersuchung der Fragestellung aus Abschnitt 3.2.3 sind hier vier verschiedene Hintergründe eingesetzt worden – auf der Testseite mit CIE-Koordinaten von (16.8, 14.3, 13.6) und (13.9, 17.2, 9.8) und auf der Abgleichsseite mit Koordinaten (13.9, 14.3, 13.9) und (11.0, 11.4, 18.4), deren jeweils zweite in cd/m^2 angegeben ist. Die Hintergründe erschienen in dieser Reihenfolge orange-rot, grün, grau und blau. Die farbigen Hintergründe waren aus oben genannten Gründen verhältnismäßig entsättigt. Abbildung 4.6 gibt die Koordinaten im Chromatizitätsdiagramm wieder.

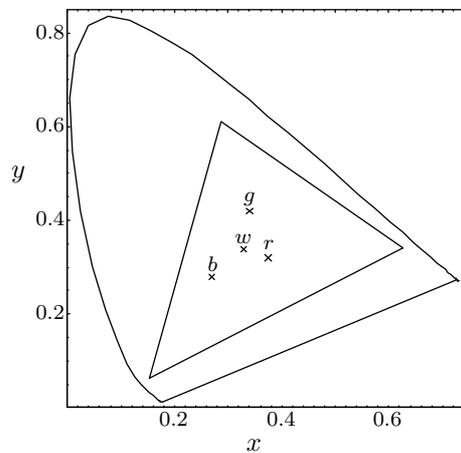


Abbildung 4.6: Experiment 1, die Chromatizitäten für das graue (w), blaue (b), grüne (g) und orange-rote (r) Umfeld.

Vor jedem Testumfeld wurden je fünf rein inkrementelle und fünf rein dekrementelle Infelder dargeboten. Die Untersuchungslogik von Andres (1997) erweiternd

¹¹Im multivariaten Zugang werden auch hier wegen möglicher Augenunterschiede keine Diagonalmatrizen zugrunde gelegt.

spannen sie den gesamten Raum auf. So gibt es innerhalb eines Oktanten je drei chromatisch und zwei achromatisch erscheinende Infelder. Trägt man dies im Raum der Differenzsignale von Infeld und Umfeld ab, so war ein achromatischer Kontrast doppelt so groß wie der andere und zudem die Summe der drei chromatischen Kontraste. Außerdem hatte jedes Infeld wie in Abschnitt 3.1.2 beschrieben einen im Nullpunkt gespiegelten Partner im gegenüberliegenden Oktanten¹². Abbildung 4.7 verdeutlicht das Konstruktionsprinzip im Raum der Differenzen der Smith-Pokorny-Koordinaten. Das selbe Konstruktionsprinzip liegt auch einer zweiten Staffel von Testreizen zugrunde, die Abgleiche exemplarisch vor der Hintergrundkombination blau-grün in einem 'schiefen' Oktanten erhebt¹³. Die Kontraste sind als moderat zu bezeichnen, so liegen sie bezüglich der Luminanz zwischen 2% und 94%.

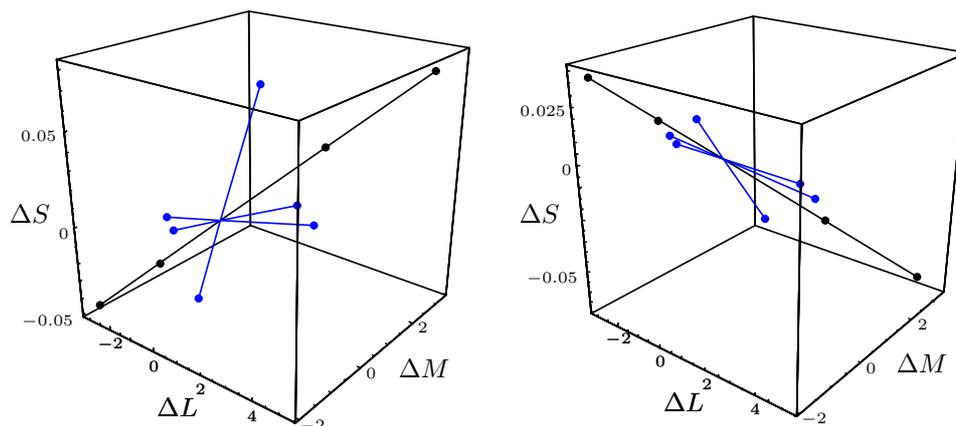


Abbildung 4.7: Experiment 1, Konstruktion der Testfelder im Differenzraum der Smith-Pokorny-Koordinaten. Die achromatisch erscheinenden Infelder sind einander skalare Vielfache. Der größere der beiden Kontraste ist die Summe der chromatisch erscheinenden Kontraste (•).

Jeder Abgleich wurde in zehnfacher Messwiederholung erhoben, das heißt, jede Versuchsperson hatte $2 \times 2 \times 2 \times 5 \times 10 = 400$ Durchgänge zu absolvieren. Die Erhebungen fanden pro Versuchsperson innerhalb einer Woche statt. Die

¹²Zusätzlich zur Spiegelung war aus Gründen des begrenzten Gamut eine Verkürzung der dekrementellen Kontraste vonnöten. Aber auch das ist für die beschriebene Testlogik hinreichend.

¹³Die Infelder aus diesem Oktanten haben innerhalb der drei Kanäle unterschiedliche Kontrastvorzeichen.

ungewöhnlich hohe Anzahl der Messwiederholungen leitete sich dabei aus der Notwendigkeit ab, zu Beginn eine möglichst genaue Vorstellung von den Kovarianzmatrizen innerhalb jeder Bedingung zu erhalten. Simulationsrechnungen hatten gezeigt, dass sich die Schätzungen der Halbmesser zugehöriger Streuungsellipsoide ab einer Stichprobengröße von etwa zehn Messwiederholungen zufriedenstellend stabilisierten.

4.2.2 Experiment 2 – Abgleichsaufgabe für Dichromaten

Dichromasie: Dichromaten können im Sinne des 2°-Paradigmas zu allen Lichtern durch eine Mischung nur zweier Primärlichter einen Abgleich erzielen. Sie werden unterteilt in *Protanopen*, *Deutanopen* und den sehr viel selteneren Typ der *Tritanopen*. Dichromasie betrifft etwa 2% der männlichen und 0.03% der weiblichen Bevölkerung. Als Ursache sind genetische Faktoren identifiziert. Sie wird gemeinhin mit dem Fehlen eines der drei Mechanismen in Verbindung gebracht. Nach dieser Vorstellung fehlt dem Protanopen der langwellensensitive Mechanismus (L-Zapfen), dem Deutanopen der M- und dem Tritanopen der S-Zapfen. Es wird angenommen, dass auch bei Dichromaten die Graßmanngesetze gelten. Zusätzlich gilt für einen Dichromaten, der jeden Abgleich eines bestimmten Trichromaten ebenfalls als Abgleich akzeptiert, dass sich dessen zwei color matching functions als Linearkombinationen der trichromatischen color matching functions ausdrücken lassen. Das bedeutet insbesondere, dass Dichromaten gewisse Reize als metamer betrachten, die im dreidimensionalen Graßmannraum auf sogenannten *Verwechslungslinien* liegen. Diese werden auch oft als Fehlfarben bezeichnet, da in diesen Gebilden für Trichromaten unterscheidbare Farben liegen, die den Dichromaten gewissermaßen fehlen. Legt man dabei den CIE-Standardbeobachter zugrunde, so kann die Dichromasie als eine reduzierte Form der Trichromasie aufgefasst werden. Diese oft getroffene Annahme kann im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht diskutiert werden – es sei hier verwiesen auf die Arbeit von Hurvich (1972).

Es sind nun dem folgenden Abschnitt einige Ausführungen zur Einbettung der Dichromasie in die bereits erläuterten Konzepte der Farbentheorie voranzustellen. Es sei im folgenden wieder der dreidimensionale Monitorlichterraum C willkürlich mit Standard- LMS -Koordinaten versehen - dieser soll informell auch weiter mit LMS -Raum bezeichnet werden. Eine beliebige Verwechslungslinie V ist ein eindimensionaler affiner Unterraum von C , in welchem alle gleichberechtigten Vertreter einer dichromatischen Äquivalenzklasse¹⁴ liegen. Weitere dichromatische Äquivalenzklassen sind ebenfalls Teilmengen von C und lassen sich gewinnen mit $c + V$, wobei c aus C ist. Geometrisch handelt es sich dabei um Parallelen von V . Innerhalb einer solchen Äquivalenzklasse ist naturgemäß kein Vektor v vor anderen ausgezeichnet - es könnte also aus jeder Verwechslungslinie ein beliebiger Repräsentant ausgewählt werden, um eine sogenannte Quotientenmenge C/V zu erhalten. Damit kann der dichromatische Farbraum innerhalb des Monitorlichterraums unter der Restriktion, dass nur jeweils ein Vertreter jeder Verwechslungslinie enthalten ist, beliebige Formen annehmen. Nun kann man aber die Quotientenmenge kanonisch zu einem Vektorraum machen, so dass $f : C \rightarrow C/V, c \mapsto c + V$ linear ist. Es lassen sich zu diesem Zweck wiederum beliebige lineare Unterräume von C auswählen, deren Lage in C keinerlei inhaltliche Bedeutung zukäme. Hier soll nun aus Darstellungszwecken eine weitere kanonische Wahl getroffen werden. Führt man als Hilfskonstrukt für C das Skalarprodukt ein, so kann man alle Äquivalenzklassen $c + V$ in dem linearen Unterraum D zusammenfassen, der durch orthogonale Projektion von C entsteht durch die Abbildung $f : C \rightarrow D, c \mapsto \mathbf{P}c$, wobei $\mathbf{P} = \mathbf{I} - \mathbf{v}\mathbf{v}' / \langle \mathbf{v}, \mathbf{v} \rangle$ und \mathbf{v} aus V ist. Eine gewisse Vorstellung von der Beschaffenheit der verschiedenen dichromatischen Farbräume erhält man hier also durch Projektion des Graßmannkegels auf die genannten Unterräume (siehe Abbildung 4.8).

Versieht man C mit den XYZ -Koordinaten des CIE-Farbraumes, so sind auch dann die Verwechslungslinien parallele Strecken innerhalb des Kegels. Projiziert man diese nun zentral auf die Ebene $X + Y + Z = 1$ und liest sodann die

¹⁴Die zugehörige Äquivalenzrelation ist die dichromatische Metamerierelation.

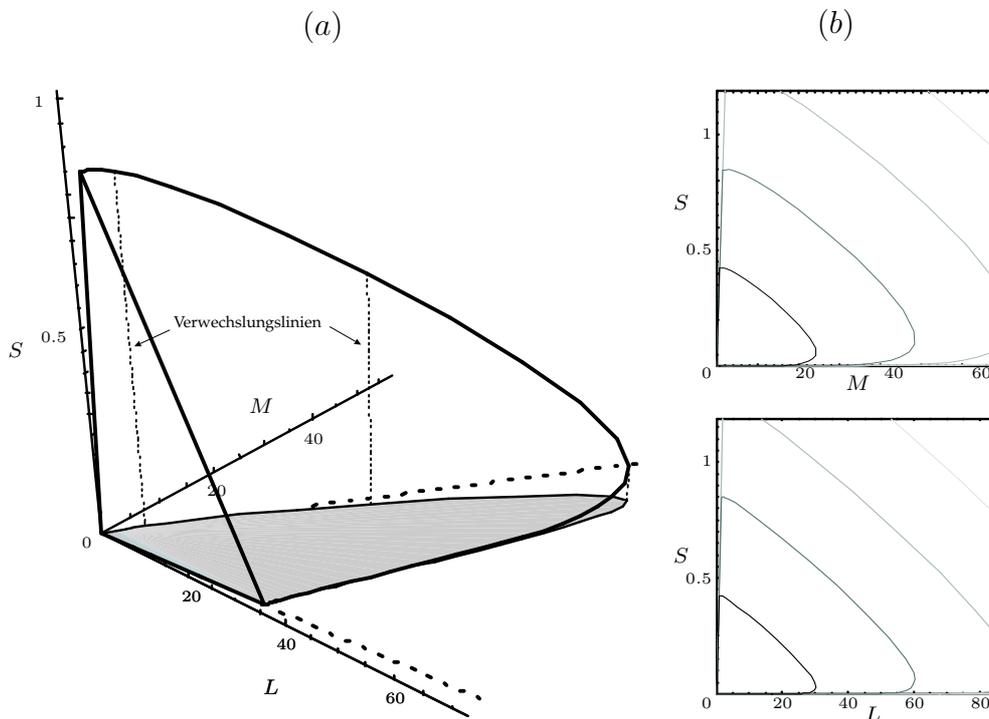


Abbildung 4.8: Farbräume von Standard-Dichromaten in der Smith-Pokorny-Koordinatisierung. (a) zeigt die Projektion eines abgeschnittenen Graßmannkegels auf die LM -Ebene entlang der Verwechslungslinien des Standard-Tritanopen. Angedeutet ist die Projektionen des gesamten Kegels. (b) gibt entsprechende Farbräume für Protanopen (MS -Diagramm) und Deutanopen (LS -Diagramm) wieder. Die angedeuteten 'Höhenlinien' sind die Projektionen von verschiedenen, parallelen Schnittgebilden des Farbkegels. Erläuterungen zur Koordinatisierung finden sich im Text.

X - und Y -Koordinaten der entstandenen Geraden ab, so erhält man Verwechslungslinien im xy -Chromatizitätsdiagramm. Diese sind nun nicht mehr parallel, sondern laufen in dem Punkt zusammen, an dem die Achse des fehlenden Mechanismus - also beispielsweise die L -Achse in XYZ -Koordinatisierung - die Ebene $X + Y + Z = 1$ durchstößt. Diesen Punkt nennt man Konfusionspunkt, und er ist indikativ für den dichromatischen Typ¹⁵. Die drei Konfusionspunkte sind in Abbildung 4.9 im Chromatizitätsdiagramm zu sehen. Die durch den Weißpunkt¹⁶ verlaufenden Konfusionslinien schneiden den Spektralrand in den

¹⁵Im übrigen wurden aus solchen Punkten rückbezüglich die hier verwendeten *cone fundamentals* bestimmt (Smith & Pokorny, 1975). Dieses Vorgehen entspricht dem Königschen Ansatz.

¹⁶Hier wird nach Wyszecki & Stiles das *equal energy white* mit Chromatizitätskoordinaten $(\frac{1}{3}, \frac{1}{3})$ verwendet.

sogenannten Neutralpunkten. Lichter der entsprechenden Wellenlängen werden vom betreffenden Dichromaten als achromatisch wahrgenommen. Die Neutralpunkte haben ebenfalls diagnostischen Wert bei der Prüfung der Art der Dichromasie. Sechs Versuchspersonen wurden mit Hilfe der Ishihara-Tafeln als Dichro-

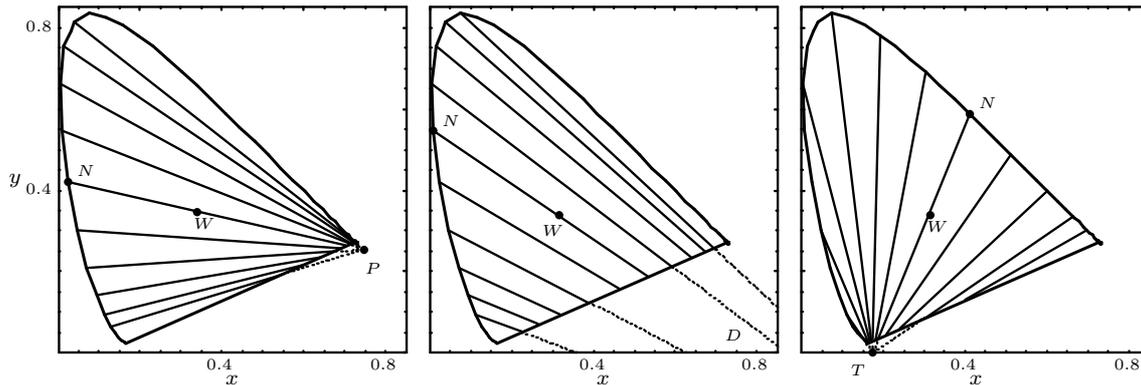


Abbildung 4.9: Die Konfusionspunkte der Dichromaten im Chromatizitätsdiagramm. Zu sehen sind P und T für Protanopen und Tritanopen. D liegt außerhalb des dargestellten Bereichs bei $(1.4, -0.4)$. Die Linie durch den Weißpunkt W schneidet den Spektralrand im Neutralpunkt N .

maten identifiziert. Eine nähere Prüfung mit der im folgenden vorzustellenden, eigens entwickelten Methode zur Konfusionslinienbestimmung ergab, dass es sich bei nur drei der untersuchten Personen tatsächlich um Dichromaten handelte. Die übrigen waren sogenannte anomale Trichromaten, deren Rezeptorsensitivitätskurven von denen des CIE-Standardbeobachters abweichen. In den häufigsten Fällen – der Protanomalie und der Deuteranomalie – sind die Kurven des L - beziehungsweise M -Zapfens in Richtung stärkerer Überlappung verschoben. Daraus ergibt sich eine verminderte Diskriminationsfähigkeit für Lichter mit einer dominanten Wellenlänge im mittel- und langwelligen Bereich.

Voruntersuchungen: Die Methode der Konfusionslinienbestimmung beruhte auf einem zweistufigen Vorgehen – der Flickerphotometrie und der eigentlichen

Ermittlung der Fehlfarben. Zunächst wurde über die sogenannte *Minimum-Flicker-Methode* zu einem Standardreiz in schwarzem Umfeld die zugehörige Äquiluminanzebene für die betreffende Versuchsperson bestimmt¹⁷ (vgl. auch Kaiser, 1979). In einem Messdurchgang wurden der Standardreiz und je ein chromatischer Abgleichsreiz in rascher Folge alternierend foveal präsentiert. Die Versuchsperson stellte nun die Intensität des Abgleichsfeldes so ein, dass das *Flickern* minimal wurde. Die Frequenz des Flickerns war so gewählt, dass eine chromatische Verschmelzung ermöglicht wurde, es aber nicht zu einer Luminanzverschmelzung kam. Dies ist möglich, da das Farbsehen eine geringere zeitliche Auflösung hat als das reine Helligkeitssehen. Auf diese Weise könnte mit spektralen Lichter im übrigen die *luminosity function* $V(\lambda)$ bestimmt werden, durch die die Luminanz definiert ist. Aus einer Vielzahl von Messungen – in unserem Fall 50 mit unterschiedlichen, zufällig gewählten Vorgabe-Chromatizitäten der Abgleichsreize – ergab sich nun die Möglichkeit über eine Fitprozedur der kleinsten Quadrate¹⁸ eine Äquiluminanzebene im *LMS*-Raum anzupassen. Abbildung 4.10 gibt eine geometrische Veranschaulichung der Prozedur. Die Ebene ist bestimmt durch den Standardreiz s und einen Normalenvektor n , der im *LMS*-Raum für den Dichromaten gewissermaßen eine 'Luminanzachse' erzeugt - diese soll kurz *Flickerachse* genannt werden, um zu verdeutlichen, dass es sich dabei keinesfalls um die echte Luminanzachse im dichromatischen Farbraum handelt. Bei einem Protanopen sollte die Luminanzachse allein durch den *M*-Zapfen beim Deutanopen hingegen allein durch den *L*-Zapfen kodiert werden. Es wird nämlich gemeinhin angenommen, dass der *S*-Zapfen zur Luminanz keinen Beitrag leistet. Bei der Schätzung des Normalenvektors können wegen der genannten Skalierungseigenschaft dennoch recht große Werte für die *S*-Koordinate geschätzt werden.

¹⁷Gemeint ist hier die dreidimensionale Koordinatisierung der Bildschirmfarben. Dichromaten besitzen nur Äquiluminanzgeraden, die man als Schnitt der hier gemeinten Ebenen mit ihrem Farbraum erhält.

¹⁸Da Abständen im *LMS*-Raum keine Bedeutung zukommt, wurden die quadratischen CIELuv-Abstände minimiert, obgleich die verbreitete Annahme, dieser Farbraum habe eine perceptuell bedeutungshaltige Metrik, durchaus angezweifelt werden kann.

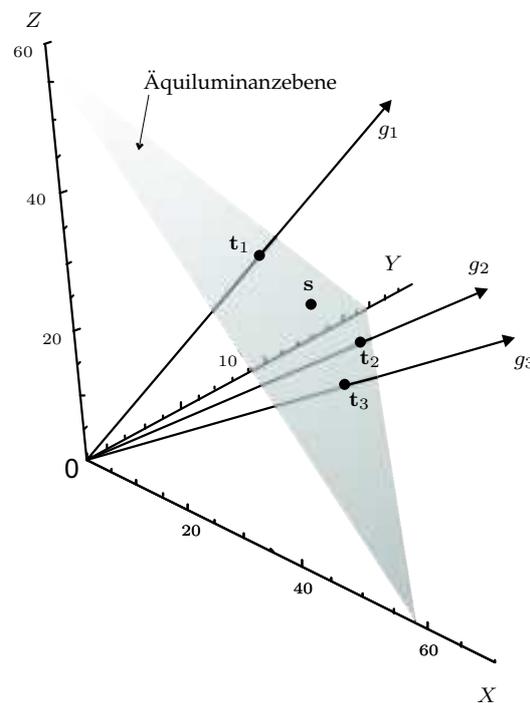


Abbildung 4.10: Die Methode der Flickerphotometrie. Standardreiz s wird alternierend mit dem i -ten Abgleichsreiz dargeboten. Dessen Intensität lässt sich entlang des Strahls g_i adjustieren, bis das Flickern minimal wird. Das liefert Durchstoßpunkte t_i durch die Äquiluminanzebene – hier beispielsweise durch die des Standard-Protanopen.

Im Anschluss folgte die eigentliche Bestimmung der Fehlfarben. Die Versuchspersonen sollten zu diesem Zweck solche Strecken im Monitorlichterraum finden, auf denen die Farbkoordinaten eines Reizes oszillieren konnten, ohne dass es für sie zu bemerken war. Die Reizkonfiguration bestand aus zwei aneinandergrenzenden Halbkreisflächen, die insgesamt einen Sehwinkel von 2° ausfüllten. Die Testreize wurden dabei in der oberen Kreishälfte dargeboten, die Abgleichsreize in der unteren. Das Kollektiv der sechs Testreize wurde so gewählt, dass sie alle in der zuvor ermittelten Äquiluminanzebene lagen. Und zwar auf einer Strecke, die im LMS -Raum orthogonal auf der Projektion der Achse des fehlenden Rezeptortyps in die Äquiluminanzebene stand und die durch den Weißpunkt mit Chromatizitätskoordinaten von $D75$ verlief. Durch diese Wahl sollten sich die Konfusionslinien (vgl. Abbildung 4.2.2) möglichst breit auffächern. Zum gleichen Zweck wurden als Anfangs- und Endpunkte dieser 'Teststrecken'

ihre Durchstoßpunkte mit dem Monitorgamut gewählt. Die Punkte der Testreize waren im *LMS*-Raum äquidistant – der gleiche Abstand wurde zwischen den gesättigten Reizen und zugehörigen Endpunkten der Strecken gewählt. Die Farbkoordinaten der Abgleichsreize pulsierten nun fortwährend auf einer Strecke hin und her, die ebenfalls in besagter Ebene lag. Sie lief dabei immer auch durch die Koordinate des Testreizes. Die Strecke wurde an beiden Enden durch den Monitorgamut begrenzt. Aufgabe der Versuchsperson war es nun, die Pulsationsstrecke in der Äquiluminanzebene so zu drehen, dass die Abgleichshälfte von der Testhälfte ununterscheidbar war. Dies war allerdings nur selten möglich. Deshalb lautete die Instruktion, das Pulsieren zu minimieren. Die eingestellten Strecken dienen als Schätzung der Konfusionslinien. Auch hier soll wieder eine geometrische Anschauung von der Prozedur gegeben werden (siehe Abbildung 4.11).

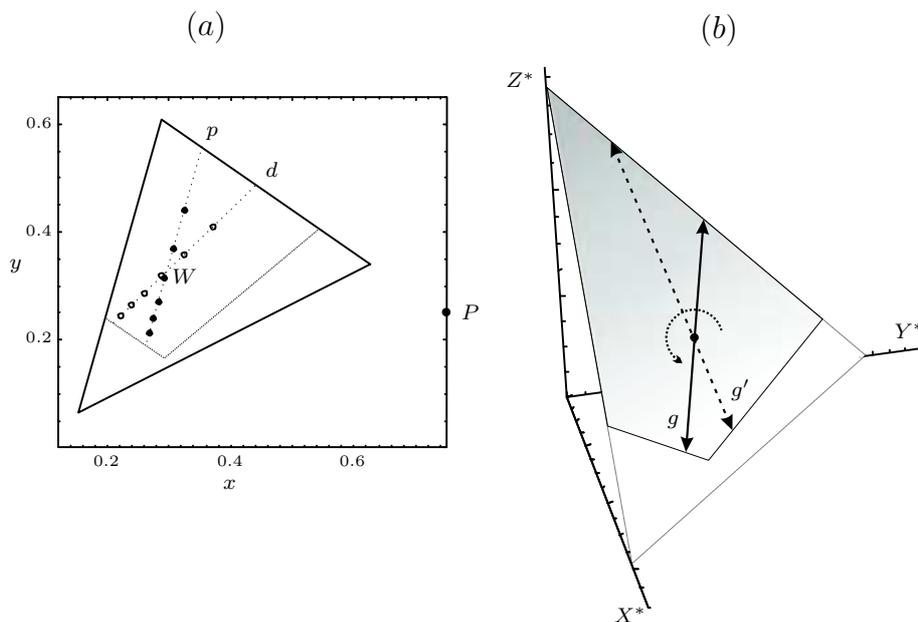


Abbildung 4.11: Die experimentelle Ermittlung der Konfusionslinien: (a) zeigt die Testreize für Protanopen auf der Strecke p und für Deuteranopen auf d . Beide Strecken verliefen durch den Weißpunkt W . (b) veranschaulicht in einem affin transformierten Graßmannraum den maximalen Monitorgamut als Spurgeradendreieck. Der in der gewählten Ebene realisierbare Gamut ist grau unterlegt. Die Pulsationsgerade g geht durch Rotation im Punkt, der die Testreizkoordinaten hat, in die neue Pulsationsgerade g' über.

Bei den drei verbliebenen Versuchspersonen nun handelte es sich um einen Deutanopien (MK) und zwei Protanopien (LE und SS). Für sie wurden wie beschrieben zunächst die Flickerachsen bestimmt. Es folgten die Konfusionslinien in fünf-facher Messwiederholung. Diese ließen sich unter Berücksichtigung der Äquivalenzebenen umrechnen in Geraden im LMS -Raum, die bis auf Messfehler weitgehend parallel verlaufen sollten. Aus der Mittelung der zugehörigen dreißig normierten Richtungsvektoren ergab sich die Richtungsschätzung der fehlenden Achse. Diese ließ sich sodann in Chromatizitäten transformieren und lieferte damit die Schätzung des Konfusionspunktes. Um zuletzt die Neutralpunkte berechnen zu können, war die Verbindungsstrecke vom Konfusionspunkt zum Graupunkt lediglich bis zum Spektralrand des Chromatizitätsdiagramms zu verlängern. Tabelle 4.1 enthält eine Ergebnisübersicht und Abbildung 4.12 zeigt gemittelte Konfusionslinien für die Versuchsperson LE.

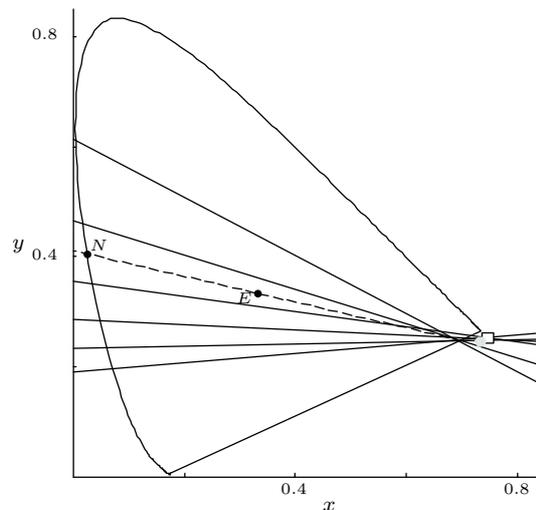


Abbildung 4.12: Konfusionslinien für Versuchsperson LE. (●) bezeichnet den geschätzten und (□) den in der Literatur berichteten Konfusionspunkt. Die gestrichelte Linie durchläuft den empirischen Konfusionspunkt, das equal energy white (E) und den Neutralpunkt (N).

Es wurden zur deskriptiven Bewertung der Flickerachsen deren L - und M -Koordinaten jeweils derart ins Verhältnis gesetzt, dass der erwartungsgemäß kleinere Wert im Zähler stand - bei Protanopien etwa sollte die L -Koordinate sehr gering

Tabelle 4.1: Daten der Dichromasiediagnostik: Die erste Spalte enthält das Verhältnis ℓ der L- und M-Koordinate des Richtungsvektors der Flickerachse der Versuchsperson. Es sind weiter aufgeführt normierte Richtungsvektoren der Fehlfarbenachsen in LMS-Koordinatisierung. Zuletzt sind die Chromatizitätskoordinaten der Konfusionspunkte und die Wellenlängen der achromatisch erscheinenden spektralen Lichter angegeben.

Vp	ℓ	L	M	S	x	y	λ	Typ
MK	$M/L = 0.1270$	-0.126	0.992	0.000	1.291	-0.291	500.4	Deutanop
LE	$L/M = 0.0005$	0.999	-0.003	0.001	0.734	0.246	494.5	Protanop
SS	$L/M = -0.074$	0.998	0.066	0.003	0.668	0.256	494.6	Protanop

ausfallen. Die Flickerachsen wurden jeweils hauptsächlich durch die erwartete Koordinate bestimmt, wenn auch MK einen merklich von Null verschiedenes Verhältnis erbrachte. Das lässt darauf schließen, dass die Fundamentalkurve seines L-Zapfens geringfügig in Richtung mittlerer Wellenlängen verschoben ist. Es könnte sich bei MK also um einen deuteranomalen Deutanopen handeln. Die geschätzten Richtungsvektoren der Konfusionslinien ergaben sich erwartungsgemäß mit einem großen Wert in der Koordinate des jeweils fehlenden Zapfentyps. Die Konfusionspunkte stimmten zumindest für LE sehr gut mit dem Erwarteten ($x_p = 0.747, y_p = 0.253$) überein. Bei MK kann die zunächst recht bedeutsam erscheinende Abweichung ebenso begründet werden, wie schon die Abweichung der Luminanzachse. Außerdem wirken sich in diesem Extrembereich des Chromatizitätsdiagramms geringe Schwankungen der Graßmannkoordinaten besonders stark aus. Für die Versuchsperson SS ist noch zu sagen, dass die Anpassung eines Schnittpunktes an die Konfusionslinien im Chromatizitätsdiagramm mit $x = 0.727$ und $y = 0.249$ eine Schätzung ergab, die sehr viel näher am erwarteten Konfusionspunkt für Protanopen lag. Zuletzt stimmen die zu den Neutralpunkten gehörigen Wellenlängen nahezu perfekt mit denen überein, die in der Literatur berichtet werden ($\lambda_p = 494\text{nm}$ und $\lambda_d = 499\text{nm}$).

Wie weiter oben erwähnt, ergibt sich der dichromatische Graßmannraum als Quotientenraum der durch die Verwechslungslinien gegebenen Äquivalenzrelation.

Für die folgenden Auswertungen sei jeweils der lineare Unterraum des *LMS*-Raumes kanonisch gewählt, der durch die entsprechenden 'verbliebenen' Standardrezeptorachsen aufgespannt wird. Da die wahren Rezeptorachsen dieses Unterraumes unbekannt sind, sollen die Reize weiterhin durch die 'verbliebenen' Standardkoordinaten charakterisiert werden.

Modelltests: Wie schon kurz erwähnt, gestatten Untersuchungen an Dichromaten, das Oktantenmodell auf ökonomische Art und Weise in allen Kompartimenten des Farbraums zu prüfen – es sind bei ihnen nämlich nur vier. Deshalb soll es für Dichromaten nun korrekterweise auch Quadrantenmodell genannt werden. Außerdem ergibt sich hierüber die Möglichkeit, die Auffassung von der Dichromasie als einer reduzierte Form der Trichromasie im Sinne der Projektion zu validieren.

Die entsprechenden Infeld-Umfeld-Reize wurden mittels der Apparatur 2 dargeboten. Das Konstruktionsprinzip folgt einer etwas anderen Logik als in Experiment 1. Zunächst war bei den Umfeldern darauf zu achten, dass sie sich vor allem in der Projektion auf den Unterraum unterschieden. Lägen Umfeldern entlang der Konfusionslinien, wären natürlich auch keine Quadrantenasymmetrien zu erwarten. Es wurden zwei Test- und zwei Abgleichsumfelder ausgewählt, deren Chromatizität zusammen mit denen der ausgewählten Infelder Abbildung 4.13 zu entnehmen sind. Wegen der geringeren Dimensionalität wurden nur je drei Infelder pro Testhintergrund und Quadrant erhoben, also insgesamt 24. Aus den Infeldern eines Quadranten wurden die Infelder der anderen Quadranten durch sukzessives Spiegeln an den Achsen des Kontrastraumes gewonnen.

Die zu untersuchenden Fragen entsprechen denen aus Experiment 1. Auch hier ergab sich aus der symmetrischen Konstruktion der Kontraste in den Oktanten die Möglichkeit der Prüfung der Quadrantenasymmetrien ohne die Voraussetzung der Linearität. Zusätzlich kann ein quadrantenweiser Vergleich geschätzter ρ -Quotienten erfolgen. Das Quadrantenmodell lautet in der Formulierung ohne

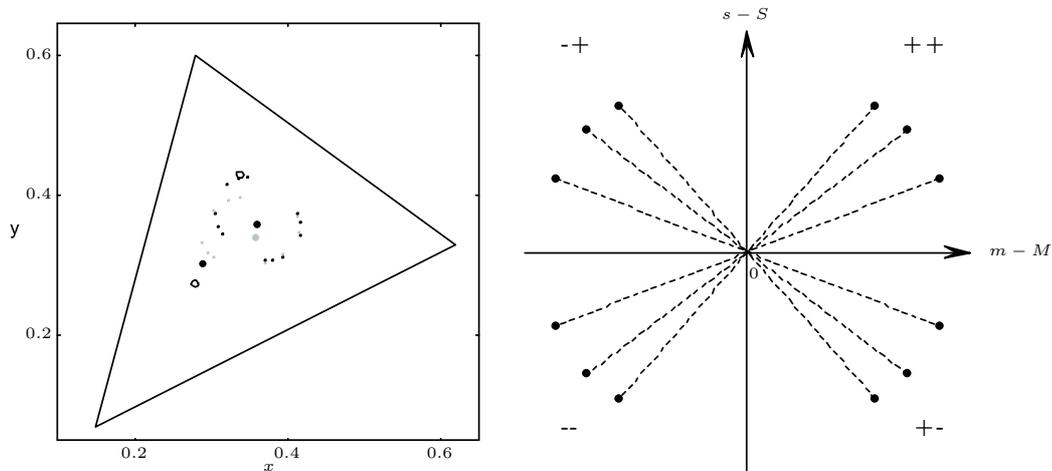


Abbildung 4.13: Eingesetzte Kontrastreize in der Untersuchung an Dichromaten. Links sind die Chromatizitäten der Testumfelder (\circ), der Abgleichsumfelder (\bullet) und ausgewählter Infelder (\cdot) abgebildet. (\bullet) ist der bei MK statt des benachbarten Umfeldes verwendete Hintergrundreiz. Rechts ist das Konstruktionsprinzip der Infelder (m, s) im Differenzraum bezüglich des Umfeldes (M, S) für einen Protanopen verdeutlicht. Die ($s - S$)-Koordinate ist der Anschaulichkeit wegen skalar gestreckt.

die Korrekturmatriizen:

$$\begin{aligned} (t, T) \sim (m, M) &\Leftrightarrow \mathbf{D}_{\mathbf{T}}^q (\mathbf{t} - \mathbf{T}) = \mathbf{D}_{\mathbf{M}}^q (\mathbf{m} - \mathbf{M}) \quad \text{bzw.} \\ &\Leftrightarrow (\mathbf{m} - \mathbf{M}) = \mathbf{D}_{\mathbf{M}}^{q^{-1}} \mathbf{D}_{\mathbf{T}}^q (\mathbf{t} - \mathbf{T}), \end{aligned} \quad (4.2)$$

wobei dieses jeweils für Reize aus dem Quadranten q gilt¹⁹. Die in Matrizen $\mathbf{D}_{\mathbf{M}}^q$ und $\mathbf{D}_{\mathbf{T}}^q$ enthaltenen ρ -Koeffizienten werden wie folgt notiert:

$$\mathbf{D}_{\mathbf{M}}^q = \begin{pmatrix} \rho_{1,q}^M & 0 \\ 0 & \rho_{2,q}^M \end{pmatrix} \quad \text{und} \quad \mathbf{D}_{\mathbf{T}}^q = \begin{pmatrix} \rho_{1,q}^T & 0 \\ 0 & \rho_{2,q}^T \end{pmatrix}.$$

Das Quadrantenmodell macht nun die Einschränkung, dass sich in Diagonalmatrizen benachbarter Quadranten jeweils ein ρ -Koeffizient gleich. Das sei durch die folgende Darstellung verdeutlicht:

¹⁹ q soll zur Erhöhung der Übersichtlichkeit nicht der üblichen Quadrantenzählung entsprechen, sondern die möglichen Ausprägungen ++, -+, -- und +- annehmen.

$$\begin{array}{cc}
\text{II.} & | & \text{I.} \\
D_{\mathbf{M}}^{-+} = \begin{pmatrix} \rho_{1-}^M & 0 \\ 0 & \rho_{2+}^M \end{pmatrix} & & D_{\mathbf{M}}^{++} = \begin{pmatrix} \rho_{1+}^M & 0 \\ 0 & \rho_{2+}^M \end{pmatrix} \\
\hline
D_{\mathbf{M}}^{--} = \begin{pmatrix} \rho_{1-}^M & 0 \\ 0 & \rho_{2-}^M \end{pmatrix} & & D_{\mathbf{M}}^{+-} = \begin{pmatrix} \rho_{1+}^M & 0 \\ 0 & \rho_{2-}^M \end{pmatrix} \\
\text{III.} & | & \text{IV.}
\end{array}$$

Diese Annahme lässt sich hier nun erschöpfend prüfen. Ist nämlich beispielsweise $\rho_{1++}^M = \rho_{1+-}^M$ und $\rho_{1++}^T = \rho_{1+-}^T$, so müssen auch $\rho_{1++}^T/\rho_{1++}^M$ und $\rho_{1+-}^T/\rho_{1+-}^M$ gleich sein. Mit Hilfe der Experimente lassen sich diese Quotienten nun schätzen – sie stehen als erstes Diagonalelement in den Matrizen $\mathbf{D}_{\mathbf{M}}^{+-1} \mathbf{D}_{\mathbf{T}}^{++}$ und $\mathbf{D}_{\mathbf{M}}^{+-1} \mathbf{D}_{\mathbf{T}}^{+-}$. Damit ergeben sich für jede Hintergrundkombination vier mögliche Einzelvergleiche.

Allerdings muss auch hier einschränkend erwähnt werden, dass natürlich die Augenunterschiede bisher unberücksichtigt blieben. Mit ihnen müsste (4.2) folgendermaßen umformuliert werden:

$$\begin{aligned}
(t, T) \sim (m, M) \Leftrightarrow (\mathbf{m} - \mathbf{M}) &= \mathbf{K}_R^{-1} \mathbf{D}_{\mathbf{M}}^{q-1} \mathbf{D}_{\mathbf{T}}^q \mathbf{K}_L (\mathbf{t} - \mathbf{T}) \quad \text{oder kurz} \\
&= \mathbf{U} (\mathbf{t} - \mathbf{T}). \tag{4.3}
\end{aligned}$$

Man gelangt also nicht direkt an die gewünschten Quotienten. Unter der Annahme, dass die Korrekturmatrizen von Identitätsmatrizen nicht allzu stark abweichen²⁰, können jedoch die betreffenden Diagonalelemente unter Vorbehalt gegeneinander getestet werden. Wären nämlich die besagten Quotienten tatsächlich gleich, so könnten die Korrekturtransformation lediglich dazu beitragen, dass die

²⁰Einschränkend muss hier wieder die Skalierungseigenschaft der *LMS*-Koordinaten erwähnt werden. Koeffizienten, die die 'Beiträge' des *S*-Zapfens zu den anderen Kanälen vermitteln, können wegen der sehr kleinen Werte von *S* durchaus große Ausprägungen annehmen. Das bedeutet allerdings nur ein Problem für die Schätzung, nicht aber für das Modell.

Unterschiede überschätzt würden. Die Prüfung wäre damit also konservativ und zwar *entgegen* der Einschränkung, die das Quadrantenmodell macht, das heißt, es könnten tatsächlich vorhandene Unterschiede womöglich unentdeckt bleiben. Für weitere Erläuterungen sei auch verwiesen auf Schulz (2002) und Schulz & Richter (2002).

4.2.3 Experiment 3 – Inkrementelle und dekrementelle ‘Skalen’

In Experiment 3 sollte der Aspekt der Multiplikatивität als eine der Linearitätsbedingungen näher untersucht werden. Im Falle der tatsächlich linearen Adaptationsmodelle (2.3,2.4) besagt die Linearitätsvoraussetzung, dass für Kontrastcodes von Reizen (a, A) unter anderem gelten muss:

$$\Psi^A(ca) = c\Psi^A(a).$$

In den Modellen des full discounting (2.8, 2.6, 2.10) muss die Voraussetzung hingegen für affine Graßmannräume formuliert werden:

$$\Psi^A(c\Delta_A + \mathbf{A}) = c\Psi^A(\Delta_A + \mathbf{A}) \quad \text{mit } c > 0. \quad (4.4)$$

Mit $\Delta_A = a - \mathbf{A}$ sei wieder der Kontrast bezeichnet. Wegen möglicher Asymmetrien sei die Annahme zunächst nur oktantenweise postuliert. Die Formulierung (4.4) bezieht sich also auf die Multiplikatивität in dem Graßmannraum mit, dessen Nullpunkt \mathbf{A} ist. Äquivalent ist die Formulierung

$$\Psi^A(ca + (1 - c)\mathbf{A}) = c\Psi^A(a).$$

Der Vollständigkeit halber sei hier auch noch die Formulierung innerhalb des partial discounting²¹ angefügt (vgl. 2.9):

$$\Psi^A(ca + ((1 - c)(1 - p_A))\mathbf{A}) = c\Psi^A(a).$$

²¹Es ist, wie schon begründet wurde, davon auszugehen, dass sich das partial discounting bei der hier verwendeten Variante der Heringschen Sehbedingung zu einem full discounting vereinfacht.

Für eine Abgleichssituation $(t, T) \sim (m, M)$ folgt nun unmittelbar, dass auch die nach Maßgabe der obigen Gleichungen linear oder affin transformierten Infelder metamer sein müssen. Wegen $\Psi^T(\mathbf{t}) = \Psi^M(\mathbf{m})$ folgt zum Beispiel für das full discounting, dass

$$\Psi^T(c\mathbf{t} + (1 - c)\mathbf{T}) = c\Psi^T(\mathbf{t}) = c\Psi^M(\mathbf{m}) = \Psi^M(c\mathbf{m} + (1 - c)\mathbf{M})$$

ist. Damit muss $(c \odot (t \ominus T) \oplus T, T) \sim (c \odot (m \ominus M) \oplus M, M)$ ein Abgleich sein.

Reize: Zur Prüfung wurden auf der Testseite Reize vom Typ $(c \odot T, T)$ vor achromatischem Hintergrund T mit der Chromatizität von $D75$ und einer Luminanz von 36 cd/m^2 verwendet. Damit liegt T etwa im Zentrum des Gamuts. Sechs inkrementelle und sechs dekrementelle Reize mit Luminanzen zwischen 28.8 und 43.2 cd/m^2 bildeten die 'Skalen'. Die Faktoren c_i für Reize $(c_i \odot T, T)$ rangierten wegen der Beschränkungen des Darbietungsapparats nur zwischen 0.8 und 1.2 , denn es sollten hier möglichst gesättigte Abgleichsumfelder zum Einsatz kommen²². Die Faktoren c_i wurden so gewählt, dass sie vom jeweiligen Nachbarn immer den gleichen Abstand p in \mathbf{R} hatten (vgl. Abbildung 4.14). Der Nullkontrast wurde naheliegenderweise nicht erhoben. Damit ergaben sich zwei Skalen, deren Reize mit jedem der sieben Abgleichshintergründe in dreifacher Messwiederholung gepaart wurden. Die Abgleichshintergründe bilden eine Teilmenge der Umfelder, die in Experiment 4 zum Einsatz kamen. Gewählt wurden die sechs gesättigsten Hintergründe und die fixierte Referenz.

Durch die punktsymmetrische Anordnung der Infelder können natürlich auch hier wieder Prüfungen der Oktantenasymmetrien in den reinen Oktanten ohne die Notwendigkeit der Linearitätsvoraussetzung durchgeführt werden. Die Ausführungen aus dem vorangegangenen Kapitel lassen durchaus erwarten, dass bei der simultanen Prüfung der Multiplikativität und Additivität vor allem für Reize niedrigen Kontrasts die Voraussetzungen verletzt sein könnten. Es ergibt

²²Sie machen die Entdeckung von möglicherweise vorhandenen Oktantenasymmetrien wahrscheinlicher.

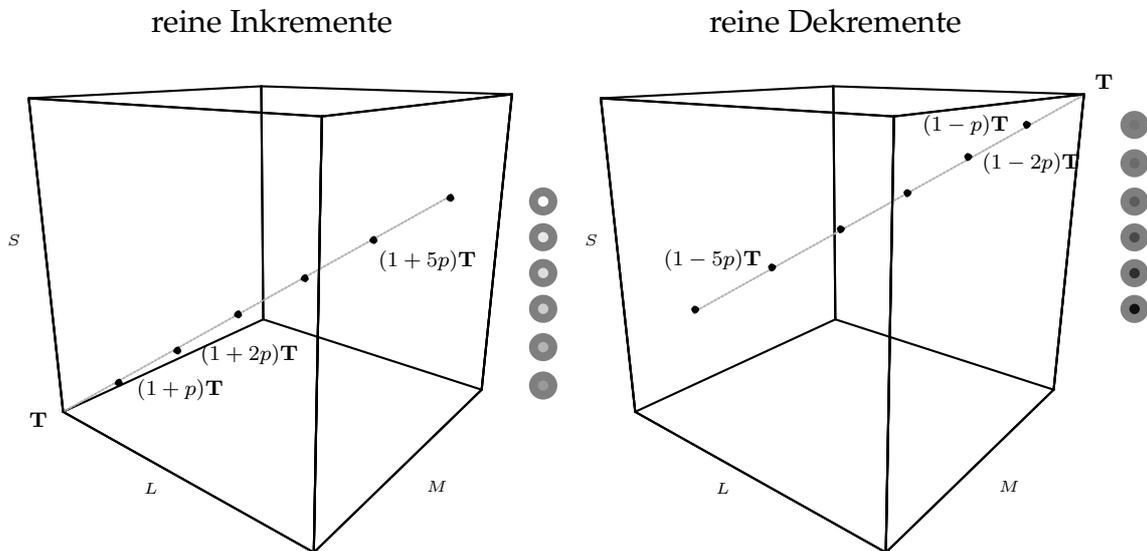


Abbildung 4.14: Inkrementelle und dekrementelle 'Kontrast-Skalen'. Ein achromatisches Testumfeld T wurde fest vorgegeben. Die Testfelder waren ebenfalls achromatisch und numerisch gleichabständig auf einer Geraden durch T im 'LMS-Raum' angeordnet. Es handelte sich also um Reize vom Typ $(c_i \odot A, A)$ mit $0.8 \leq c_i \leq 1.2$.

sich durch die Erhebungen von fixierten Referenzen - Bedingungen mit physikalisch identischen Test- und Abgleichsumfeldern - zudem die Möglichkeit, auftretende Oktantenasymmetrien unabhängig von der statistischen Absicherung zu stützen. Es sollten hier keine 'Knicks' auftreten²³, selbst wenn sich die ρ -Koeffizienten für inkrementelle und dekrementelle Reize unterscheiden sollten. Wenn nämlich $(a, A) \sim (b, A)$ ein Abgleich ist, dann muss daraus folgen, dass $\phi(a) = \phi(b)$. Die ρ -Koeffizienten heben sich auf. Treten statistisch dennoch Knicks auf, so wären Zweifel an der Bedeutsamkeit anderer aufgedeckter Effekte angebracht.

²³Die Augenunterschiede seien einmal außer Acht gelassen. Man erhält zwar womöglich perceptuell unterschiedliche Hintergründe, allerdings werden diese Unterschiede zu klein sein, um Asymmetrien zutage zu fördern.

4.2.4 Experiment 4 – Systematische Kontextvariationen

Das Hauptanliegen dieser Experimentalreihe war die direkte Prüfung der Kanalspezifität. Der indirekte Zugang bestand darin, lineare Transformationen zwischen Oktanten bei fest gewählten Hintergründen auf Diagonalität zu prüfen. Das setzt natürlich die Gültigkeit der Linearität voraus. Im direkten experimentellen Zugang braucht man diese Annahme nicht zu treffen. Zu zeigen ist hier lediglich, dass sich die Kontrastcodes Ψ nur hinsichtlich der Rezeptorachse j ändert, wenn die Graßmanncodes von zugehörigen Hintergründen A auch nur entlang dieser Achse variieren²⁴. Gegeben seien also K Hintergründe A_k mit Rezeptorkoordinaten $\mathbf{A}_k = (\phi_i(A_k))_{i=1,2,3}$, wobei $\phi_i(A_k)$ konstant ist für alle $i \neq j$. Der Kontrastcode als umfeldabhängige Funktion von Infeldern a mit Rezeptorkoordinaten \mathbf{a} sei notiert als $\Psi^{A_k}(\mathbf{a})$. Mit der Restriktion der Rezeptorunabhängigkeit kann man den Kontrastcode nun folgendermaßen schreiben

$$\Psi^{A_k}(\mathbf{a}) = \left(\psi_i^{\phi_i(A_k)}(\phi_i(a)) \right)_{i=1,2,3}. \quad (4.5)$$

Dabei bezeichnet ψ_i den Kontrastcode im i -ten Rezeptor. Da der Kontrastcode auf der Testseite konstant gehalten ist, müssen die i -ten Komponenten der Kontrastcodes von Reizen (a, A_k) bei Vorliegen von Kanalspezifität konstant sein für alle $i \neq j$. Diese Aussage sei wieder wegen möglicher Asymmetrien auf Reize (a, A_k) aus jeweils einem Oktanten beschränkt.

Bei Gültigkeit der Linearitätsannahme kann die Implikation (4.5) für Umfelder A und B auch alternativ in Termini der Parameter des Obermodells ausgedrückt werden:

$$\phi_i(A) = \phi_i(B) \Rightarrow \rho_{i\pm}^A = \rho_{i\pm}^B.$$

²⁴Die Gültigkeit der Linearität würde sogar implizieren, dass dies für beliebige Achsen im Graßmannraum gelten muss.

Es seien nun Abgleiche $(t, T) \sim (m_k, M_k)$ bei festgehaltenem Kontrastcode $\Psi^T(\mathbf{t})$ des Testinfeldes und Variation der Abgleichsumfelder M_k in der j -ten Rezeptorkoordinate erhoben worden. Dann muss für die Rezeptorkoordinaten abgeglichenen Infelder folgendes gelten:

$$\phi_i(m_k) = \begin{cases} \text{const.} & : i \neq j \\ f(\phi_j(M_k)) & : i = j \end{cases} \quad (4.6)$$

Die Funktion f , die Graßmanncodes der Umfelder auf zugehörige Graßmanncodes der Infelder abbildet, bleibt hier zunächst unbestimmt – machen doch nur die Ratiomodelle konkrete Vorhersagen darüber, wie die ρ -Koeffizienten sich berechnen lassen. In der inkrementellen Version (2.6) beispielsweise ergäbe sich:

$$\frac{(\phi_i(m_k) - \phi_i(M_k))}{\phi_i(M_k)} = \psi_i^{\phi_i(T)}(\phi_i(t)) \quad \text{und damit} \quad \phi_i(m_k) = c_i \phi_i(M_k).$$

Die $c_i = (\psi_i^{\phi_i(T)}(\phi_i(t)) + 1)$ sind Konstanten und für alle $i \neq j$ sind auch die $\phi_i(M_k)$ konstant. Es ergeben sich bei diesem Modell also die Infeldkoordinaten des Abgleichsreizes als lineare Funktionen der variierten Koordinate des Umfeldes, wobei der Steigungskoeffizient 0 ist, wenn man die Infeldkoordinaten der nicht variierten Zapfenkoordinaten betrachtet. Damit lassen sich also sehr spezifische Tests über Regressionsparameter durchführen. Weiter führen Ratiomodell und Walravenmodell zu noch spezifischeren, testbaren Vorhersagen der Regressionsparameter – es sei diesbezüglich auf den Auswertungsteil verwiesen.

Reize: Es wurden hier wie auch in Experiment 3 Reizkonfigurationen wie in Abbildung 4.5(b) verwendet. Auf der Testseite wurden vor einem festen achromatischen Hintergrund T mit einer Luminanz von 36 cd/m^2 zwei dekrementelle und zwei inkrementelle ebenfalls achromatische Infelder präsentiert. Ihre Luminanzen betragen etwa 30, 33, 40 und 44 cd/m^2 . Die Abgleichumfelder wurden nun ausgehend von den Koordinaten des Testumfeldes in Richtung der L , M und S Achse mindestens fünffach gestuft variiert (siehe Abbildung 4.15). Jede Reizkombination liegt in dreifacher Messwiederholung vor.

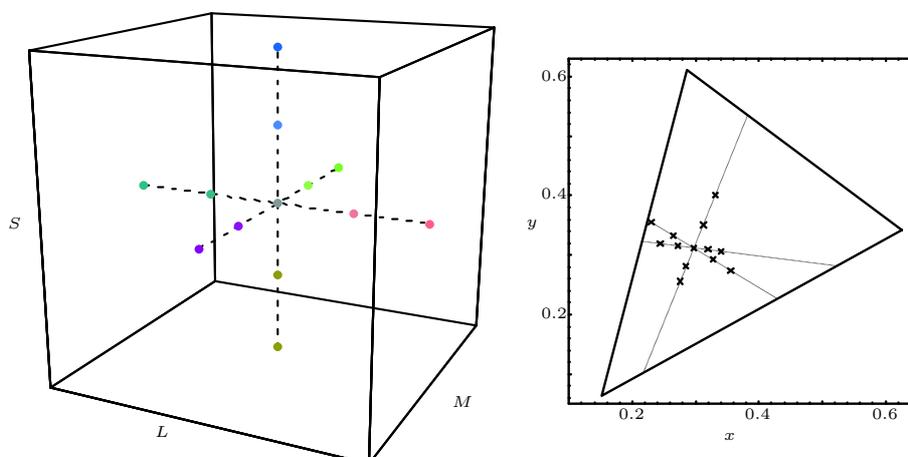


Abbildung 4.15: Reizkonstruktion in Experiment 4. Das Gebilde aller Abgleichsumfeldkoordinaten ist zentriert in der Koordinate des Testumfeldes. Im Chromatizitätsdiagramm rechts sind die Linien innerhalb des Monitorgamuts abgetragen. Es fehlen in dieser exemplarischen Darstellung der Reizkonstruktion einige Messbedingungen, die in Nacherhebung hinzugefügt wurden.

4.2.5 Ergebnisse der Modelltests

Es folgen hier nun die Ergebnisse der vorgestellten Experimente in einer Zusammenschau. Zum Verständnis der multivariaten statistischen Auswertungsmethoden sei auf den Anhang verwiesen. Standardverfahren werden in diesem Abschnitt an den entsprechenden Stellen nur kurz erläutert werden. Die Fragestellungen gliederten sich in drei Blöcke – die Linearität, die Rezeptorspezifität und die vergleichenden Modelltests.

4.2.5.1 Zur Annahme der Linearität

Das allgemeine, unrestringierte Modell (AM) sei jenes, das lediglich annimmt, dass Abgleiche im LMS -Raum bestimmte Erwartungswertvektoren besitzen, um die sie in der experimentellen Situation streuen. Gegen dieses Obermodell müssen sich nun die restringierten Modelle statistisch durchsetzen, das heißt, sie sollen bei vertretbarer Einbuße an Varianzaufklärung die Zahl der Parameter verringern. Die erste strukturelle Vereinfachung des unrestringierten Modells erbrachte

die Annahme eines linearen Zusammenhangs zwischen Test- und Abgleichsreizen, die natürlich auch lineare Prozesse bei der Kodierung selbst implizieren würde. Beim unrestringierten Modell wächst im Gegensatz zu linearen Modellen mit der Zahl der Reize auch die Zahl der Parameter. Es ist noch nicht geklärt, ob die Diagonalmatrizen tatsächlich dem Kriterium vertretbarer Einbußen bei der Varianzaufklärung genügen. Das allgemeine Modell (AM) wird folgendermaßen formuliert:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{XB} + \mathbf{E}. \quad (4.7)$$

Dabei enthält \mathbf{Y} ($n \times p$) die n vielen beobachteten Datenpunkte in p vielen Variablen. Das sind im vorliegenden Fall die Farbkoordinaten - 2 für Dichromaten und 3 für Trichromaten. Die Matrix \mathbf{X} ($n \times q$) ist bekannt, sie ist für das AM äquivalent mit der Designmatrix der multivariaten Varianzanalyse²⁵. Die Matrix \mathbf{B} ($q \times p$) enthält schließlich die Modellparameter und \mathbf{E} steht zuletzt für die unerklärten Fehlereinflüsse. Das AM liefert als Maximum-Likelihood-Schätzungen der Modellparameter beispielsweise die Zentroide der verschiedenen Experimentalbedingungen, die Parametermatrix ergibt sich damit also als

$$\hat{\mathbf{B}} = \begin{pmatrix} -\hat{\mathbf{y}}_1- \\ \vdots \\ -\hat{\mathbf{y}}_q- \end{pmatrix}.$$

Damit ergibt sich die oben beschriebene Vorhersageregeln, alle beobachteten Daten durch ihre Mittelwerte vorherzusagen.

$$\hat{\mathbf{Y}} = \begin{pmatrix} -\hat{\mathbf{y}}_1- \\ \vdots \\ -\hat{\mathbf{y}}_1- \\ -\hat{\mathbf{y}}_2- \\ \vdots \end{pmatrix}.$$

Die Frage, ob bestimmte Zusammenhänge zwischen den Erwartungswerten y der Abgleichsreize bestehen, kann nun mit einer geeigneten Matrix \mathbf{C}_1 ($g \times q$) als

²⁵ Diese Matrix hat soviele Spalten wie Untersuchungsbedingungen und soviele Zeilen wie Messungen insgesamt. Sie enthält in jeder Spalte soviele Einsen wie Messungen in der betreffenden Bedingungen vorgenommen wurden, der Rest ist mit Nullen aufgefüllt.

Nullhypothese folgendermaßen formuliert werden:

$$\mathbf{C}_1 \mathbf{B} = \mathbf{0}, \quad (4.8)$$

Die Matrix \mathbf{C}'_1 gehört spaltenweise zum Kern von \mathbf{B}' , falls die Nullhypothese gilt. Über die Zeilen dieser Matrix lassen sich also bestimmte Annahmen über Regressionseffekte formulieren. Diese Nullhypothesen werden durch sogenannte *Likelihood-Ratio-Tests* (LRT) behandelt. Dabei ist, wie schon weiter oben erwähnt, der Fall mit $q \leq p$ Experimentalbedingungen nicht interessant, da sich damit Linearität nicht prüfen lässt, lässt sich dabei doch mangels Restriktionen immer eine lineare Transformation finden²⁶. In Experiment 1 wurden Testreize gewählt, deren erster die Summe der letzten drei und gleichzeitig das doppelte des zweiten war. Damit sind für \mathbf{C}_1 zwei unabhängige Restriktionen vorgegeben, die sich mit

$$\mathbf{C}_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -1 & -1 & -1 \\ 1 & -2 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

zusammenfassen lassen²⁷. Die erste Zeile entspricht der Additivitäts- und die zweite der Multiplikativitätsrestriktion der Linearität. Es sollen nun auch diese Restriktionen für die Zentroide der Abgleichsseite gelten (siehe 4.8). Zur statistischen Prozedur der (LRT) sei wiederum auf Anhang 5.3 verwiesen.

Neben diesem 'Overall'-Test gibt es noch die Möglichkeit, nach dem sogenannten *Union-Intersection-Prinzip* (UIT) spezifischeren Hypothesen nachzugehen. Hierzu wird die multivariate Hypothese in eine Vielzahl univariater aufgespalten. Gilt nämlich (4.8), so muss auch

$$\mathbf{b}' \mathbf{C}_1 \mathbf{B} \mathbf{a} = 0 \quad (4.9)$$

²⁶Diesen Fall haben wir in Experimenten 2 und 3 mit kollinearen Testreizvektoren vorliegen. Es ergibt sich lediglich die Möglichkeit der Prüfung eines Teilaspekts der Linearität – der Multiplikation mit Skalaren. Die Additivität ist dann nur für einen eindimensionalen Unterraum zu testen.

²⁷Sie lassen sich natürlich in jeder beliebigen Linearkombination formulieren, zum Beispiel könnte eine Zeile auch $(0, -2, 1, 1, 1)$ lauten.

für beliebige Vektoren \mathbf{a} , \mathbf{b} entsprechender Länge gelten. Maximiert man für die dadurch entstehenden univariaten Tests die Prüfgröße, so erhält man einen Overall-Test mit günstigen Eigenschaften. Zum einen lassen sich natürlich beliebige univariate Fragen als geplante Vergleiche formulieren. Zum anderen ergibt sich die Möglichkeit, nach signifikant gewordenem multivariaten Test a posteriori spezifischere Hypothesen zu prüfen. Vektoren \mathbf{a} repräsentieren dabei Fragen über die Spalten von \mathbf{B} . Sie sind damit geeignet, Informationen über die Beiträge der einzelnen Zapfentypen im Falle der Zurückweisung der Nullhypothese zu liefern. Durch entsprechende Wahlen für \mathbf{b} lassen sich schließlich Fragen über die einzelnen Restriktionen oder Linearkombinationen von ihnen untersuchen. Allerdings sind diese Vorzüge der UI-Tests mit einer geringen Robustheit gegenüber Verletzungen der Modellannahmen des ALM – wie etwa der Varianzhomogenität in den einzelnen Messbedingungen – erkauft. Verletzungen dieser Art sind natürlich vor allem auch im Bereich der Farbforschung zu befürchten (MacAdam, 1937, 1942), denn das Streuungsverhalten von Einstellungen kann sich zwischen verschiedenen Farborten drastisch sowohl bezüglich der Größenordnungen als auch der Richtungen unterscheiden.

Tabelle 4.2 fasst die Ergebnisse der LRT und UIT zur Linearitätsannahme aus Experiment 1 zusammen. Für die Daten aus Experiment 2 finden sich Ergebnisse entsprechender Tests in Tabelle 4.3. Es fällt sofort ins Auge, dass bei den Dichromaten die Linearitätsannahme in allen Fällen als gegeben angenommen werden kann, während die Normalsichtigen sehr deutliche Abweichungen zeigen²⁸. Diese Diskrepanz der Befunde mag vor dem Hintergrund der Königschen Sichtweise zunächst einmal befremdlich erscheinen.

Erklärungen, wie etwa Unterschiede der beiden Apparaturen oder vielleicht gar die Vermutung eines grundsätzlichen Unterschieds zwischen dichromatischer und trichromatischer Kodierung tragen hier sicherlich wenig zur Klärung bei. Dieses deutliche Auseinanderklaffen der Ergebnisse lässt sich womöglich sehr viel einfacher erklären. In den dichromatischen Experimenten ist durch die Wahl

²⁸Auch die nicht aufgeführten Reize aus 'schiefen' Oktanten zeigen Signifikanzen derselben Größenordnung.

Tabelle 4.2: Ergebnisse der Linearitätstests aus Experiment 1. Tabelliert sind die Werte der $\theta(2, 44, 3)$ -verteilten Teststatistiken aus den Overall-UIT und der $F_{6,86}$ -verteilten Kenngrößen der LRT. Der Vollständigkeit halber sind auch die Werte $\lambda^{2/n}$, allerdings ohne Signifikanzmarkierung, aufgeführt, denn bei den entsprechenden Freiheitsgraden konnte eine exakte Transformation in die F -verteilten Prüfgrößen erfolgen.

Hintergrund- kombination		DW			ER			
		θ	$\lambda^{2/n}$	F	θ	$\lambda^{2/n}$	F	
rot	blau	-	.367**	.631	3.71**	.700**	.255	14.0**
		+	.306**	.684	3.00*	.740**	.249	14.4**
	grau	-	.695**	.290	12.3**	.731**	.188	18.7**
		+	.572**	.426	7.63**	.612**	.376	9.05**
grün	blau	-	.664**	.299	11.9**	.494**	.437	7.35**
		+	.541**	.442	7.22**	.622**	.365	9.40**
	grau	-	.435**	.482	6.30**	.295**	.684	3.00*
		+	.263*	.731	2.43*	.0935	.905	0.734

** $p < .01$, * $p < .05$

$\theta_{.01} = .284$, $\theta_{.05} = .218$
 $F_{.01} = 3.02$, $F_{.05} = 2.21$

von nur drei Infeldern je Hintergrundkombination und Quadrant für die Gültigkeit der Linearität in dem betrachteten zweidimensionalen Unterraum nur *eine* Restriktion des ALM eingeführt worden. Die Matrix C_1 hat also die Form eines Zeilenvektors der Länge $q = 3$. Im Gegensatz dazu ist mit fünffacher Messwiederholung und damit lediglich 15 Reizen zur Schätzung von Matrizen \hat{B} eine sehr viel geringere Datenbasis vorhanden, was bekanntlich eher eine geringe statistische Power erwarten lässt. In Experiment 1 haben wir hingegen 50 Messwerte pro Transformationsschätzung zur Verfügung. Außerdem ergeben sich durch die Auswahl von fünf Testfeldern zwei simultan zu testende Restriktionen, die von den Daten entsprechend schwieriger zu erfüllen sind, wenn es tatsächlich geringe Abweichungen von der Linearität gäbe. Schwieriger zu beantworten ist die Frage nach der Konsequenz dieser Befunde. Einerseits sollte die zentralen Bedeutung der Linearität für alle vorgestellten Modelle dazu führen, sich mit der

Annahme experimentell besonders gründlich zu befassen. Andererseits sind die Abweichungen, die man statistisch finden kann, möglicherweise gerade so weit von einer durchaus fruchtbaren, idealisierenden Vorstellung entfernt, wie man es von biologischen Systemen nicht anders erwarten kann. Diesem grundsätzlichen Dilemma zu entkommen, ist sehr schwierig, eine statistische Powerabschätzung in dieser multivariaten Situation ebenso. Es soll daher im schließenden Abschnitt (4.4) dieses Kapitels versucht werden, gesammelte statistische Effekte durch Diskriminationsexperimente zu ergänzen.

In Abbildung 4.16 sind die Streuungsellipsoide aller Einstellungen aus Experiment 1 im Chromatizitätsdiagramm abgetragen. Außerdem sind exemplarisch sowohl rein inkrementelle, rein dekrementelle als auch Abgleiche aus einem schiefen Oktanten für die Hintergrundkombination grün-blau im *LMS*-Differenzraum dargestellt. Die gestrichelten Linien zeigen auf Koordinaten, die für die beiden achromatischen Infelder bei Gültigkeit der Linearität zu erwarten wären, wenn die Zentroide der chromatischen Einstellungen exakt richtig wären. Entsprechende Grafiken für die übrigen Hintergrundkombinationen finden sich im Anhang 5.3. Der Streubereich der Daten umschließt in den meisten Fällen den durch Linearität vorhergesagten Punkt nicht.

Würde man allerdings zusätzlich die oktantenweise vorhergesagten Zentroide im Sinne der geschätzten linearen Transformationen eingetragen, so zeigte sich, dass diese in den meisten Fällen innerhalb der Streubereiche der betreffenden Punktwolken liegen. Solche Diagramme sind hier nicht gesondert abgebildet, lässt sich doch diese Aussage auch an den Diagrammen in Abbildung 4.22 und 6 prüfen. Man kann also mit großer Sicherheit davon ausgehen, dass die Abweichungen perzeptuell nur wenig bedeutsam sind.

Entsprechende Grafiken für die Hintergrundkombination rot-blau zeigt Abbildung 4.17 für die Dichromaten – auch hier sind die übrigen Daten im Anhang 5.3 zu finden. Die Linearität ist hier für alle Versuchsperson in allen Bedingungen auf eindrucksvolle Weise erfüllt. Die geringen Abweichungen liegen vollständig

Tabelle 4.3: Linearitätstests bei Dichromasie. Aufgeführt sind nur die Prüfgrößen aus den LRT. Es sind nämlich wegen $\text{Rang}(\mathbf{C}_1) = 1$ UIT und LRT äquivalent, Tests a posteriori erübrigen sich im vorliegenden Fall jedoch wegen des Ausbleibens von Signifikanzen in den Overall-Tests.

Hintergrund- kombination	SS		LE		MK		
	$\lambda^{2/n}$	F	$\lambda^{2/n}$	F	$\lambda^{2/n}$	F	
blau grau	--	.762	1.72	.778	1.57	.795	1.42
	+-	.986	0.080	.995	0.027	.685	2.53
	+-	.919	0.487	.929	0.421	.861	0.888
	++	.878	0.765	.922	0.466	.828	1.14
grün	--	.935	0.384	.908	0.558	.929	0.422
	+-	.979	0.116	.946	0.314	.990	0.054
	+-	.792	1.45	.963	0.210	.850	0.972
	++	.767	1.68	.819	1.22	.911	0.538
rot	--	.680	2.59	.889	0.688	.953	0.269
	+-	.979	0.117	.998	0.008	.881	0.740
	+-	.982	0.102	.863	0.875	.671	2.70
	++	.985	0.084	.861	0.885	.913	0.525
grün	--	.833	1.10	.931	0.408	.695	2.41
	+-	.670	2.70	.962	0.215	.908	0.557
	+-	.976	0.137	.908	0.556	.991	0.053
	++	.776	1.59	.849	0.977	.815	1.25

** $p < .01$, * $p < .05$

$F_{.01}=7.21$, $F_{.05}=3.98$

innerhalb der Streubereiche der Datenpunkte. Dieser Widerspruch zwischen Experiment 1 und 2 ist nun auch nicht mehr durch ein statistisches Argument auszuräumen. Leider wurden mit Apparat 2 keine Erhebungen zur Linearität bei Trichromaten durchgeführt, so dass die Erklärung, es könne sich dabei um gerätespezifische Unterschiede handeln, nicht auszuschließen ist. Die schwerwiegendere Interpretation ist auch hier wieder die Zweifelhaftigkeit der Königschen Idee.

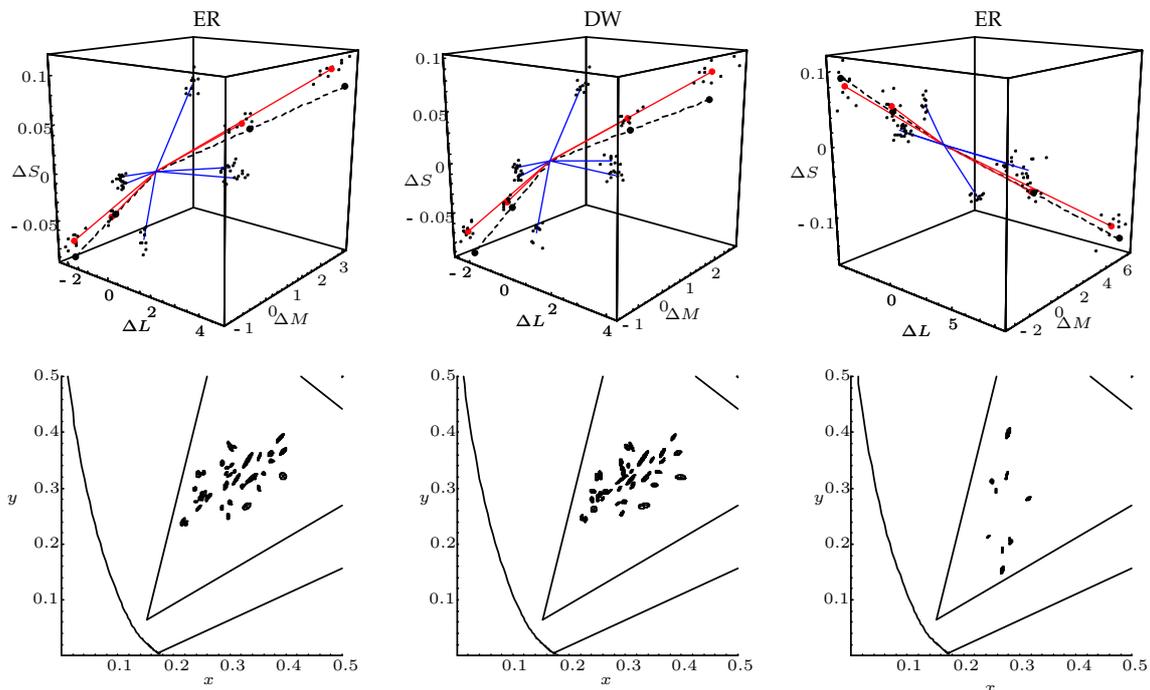


Abbildung 4.16: Das Streuungsverhalten der Daten aus Experiment 1. Unten ist der gesamte Datensatz in Chromatizitätsdiagrammen abgetragen, rechts die Daten für Erhebungen in einem schiefen Oktanten. In den oberen Diagrammen der Reizdifferenzräume sind für die Hintergrundkombination grün-blau die Abgleichsdaten (·) dargestellt. Durchgezogene Linien zeigen auf die Zentroide und gestrichelte Linien auf die Abgleiche der achromatischen Infelder, die man unter den zwei Linearitätsrestriktionen aus C_1 erwarten würde, wenn die chromatischen Zentroide exakt richtig wären.

Es ergibt sich nun für signifikante Ergebnisse die Möglichkeit, a posteriori gewisse Vermutungen über das Scheitern der Linearität zu formulieren. Das UI-Prinzip liefert bereits simultane Konfidenzintervalle für solche univariaten Tests, eine Adjustierung ist also nicht nötig. Kritischer Wert ist der des multivariaten Tests. Geprüft wurde, ob einer der Farbkanäle oder die Summe von L - und M -Kanal, also die Luminanz, als hauptverantwortlich für das Scheitern der Linearitätshypothese identifiziert werden können. Es lassen sich weiterhin a posteriori bestimmte Linearkombinationen der eingeführten Restriktionen bei fester Gewichtung der Farbkanäle testen. Hier bietet es sich an, die Additivität und die Multiplikativität, die in der obigen Formulierung von C_1 schon 'dekomponiert'

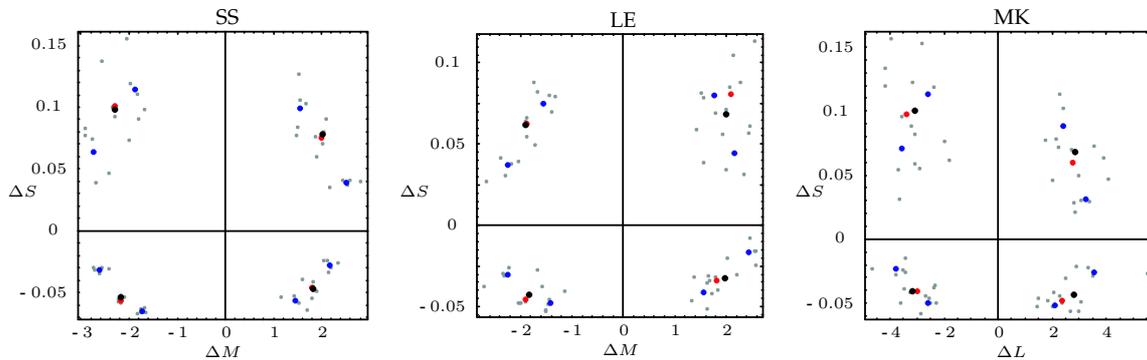


Abbildung 4.17: Dichromatische Abgleiche im Lichte der Linearität. In Reizdifferenzräumen der entsprechenden Koordinaten sind Abgleiche (\cdot), Zentroide (\bullet , \bullet) und die durch die Linearitätsrestriktion im Sinne von C_1 zu erwartenden Abgleiche (\bullet), wenn die achsennäheren Zentroide exakt wären, für die Reize mit roten Zentroidpunkten abgetragen.

waren, getrennt zu untersuchen. Zudem soll die Additivität für beide achromatischen Reize geprüft werden. Seien die Zeilen von C_1 mit c_{11} und c_{12} bezeichnet. Dann lassen sich die Ergebnisse aller Tests auf dem 5%-Niveau bei verschiedenen Linearkombinationen der Farbkanäle und der Restriktionen so kondensieren, wie in Tabelle 4.4 geschehen.

Tabelle 4.4: Post-hoc-Tests der Linearitätshypothese bezüglich der Farbkanäle und der an die Abgleiche gestellten Restriktionen. In jeder Zelle steht die Anzahl der auf dem 5%-Niveau signifikanten Ergebnisse aus jeweils acht Tests (vgl. Tabelle 4.2) für DW und, wegen der zusätzlichen Erhebungen im schiefen Oktanten, zehn Tests für ER.

	L		M		S		$L + M$		Σ
	DW	ER	DW	ER	DW	ER	DW	ER	
Additivität weiß c_{11}	0	0	0	3	0	2	0	1	6
Additivität grau $c_{11} - c_{12}$	1	1	0	1	5	4	1	0	13
Multiplikativität c_{12}	1	3	1	0	2	1	1	2	11
Σ	2	4	1	4	7	7	2	3	

Etwa die Hälfte aller Signifikanzen vereinigt der *S*-Kanal auf sich. Als grober Indikator für eine generelle Tendenz mag an dieser Stelle einmal der durchschnittliche Wert der Statistiken dienen²⁹. Im *S*-Kanal erhält man einen Wert, der als einziger größer ist als der kritische Wert der Post-hoc-Tests. Vergleichbare Ergebnisse bezüglich des nichtlinearen 'Störeinflusses' des Blaukanals sind bereits mehrfach gefunden worden (Larimer, Krantz & Cicerone, 1975; Cicerone, Krantz & Larimer, 1975). Vor diesem Hintergrund ist es geradezu verwunderlich, warum die Dichromaten so gute Übereinstimmungen mit der Linearität zeigen, ist doch bei ihnen der Blaukanal zu einem viel größeren Anteil an der Gesamtvariation möglicher Farbeindrücke beteiligt. Ein uneinheitlicheres Bild ergibt sich für die Restriktionen. Sieht man einmal von den deutlichen Ergebnissen des Blaurezeptors bei der mit dem grauen Infeld geprüften Additivität ab, so scheint die Multiplikativität eher ein Problem zu sein. Die Abweichungen sind in allen Zapfen zu finden.

Nun war in Experiment 3 die Multiplikativität noch einmal genauer untersucht worden. Dabei stand vor allem das Abgleichsverhalten in Bereichen niedrigen Kontrasts im Mittelpunkt des Interesses. In den reinen Oktanten waren 5 skalare Vielfache zu einem Einheitskontrastes auf der Testseite vorgegeben worden. Damit ergibt sich als Matrix der Restriktionen:

$$C_1 = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 3 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 4 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ 5 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 \\ 6 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \end{pmatrix}.$$

In dieser Reihenfolge sollen sich auch gegebenenfalls Post-hoc-Tests anschließen. Einen ersten Überblick über die Daten gibt Abbildung 4.18.

Es sind Abgleiche der neutralen Bedingung dargestellt. Test- und Abgleichshintergrund sind Stimuluskoordinaten identisch. Die Abbildungen für die übrigen

²⁹Das ist im Grunde nicht zulässig, weil hier womöglich aus unterschiedlichen Verteilungen stammende Realisierungen vermengt werden.

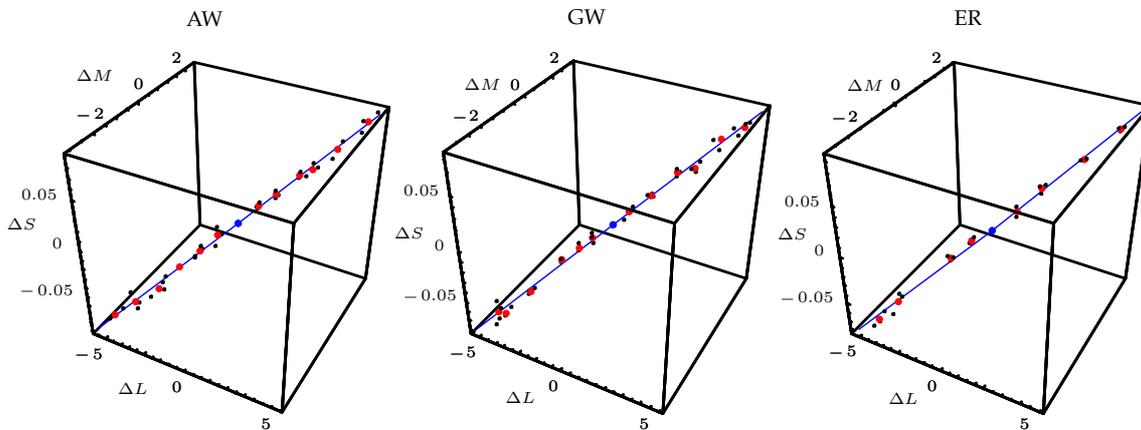


Abbildung 4.18: Die Multiplikation mit einem Skalar – Daten aus Experiment 3. Als Beispieldatensatz dient hier die fixierte Referenz. Die blauen Linien sind vom Nullpunkt des Reizdifferenzraumes ausgehend in die betreffenden Oktanten hinein durch das Zentroid des zugehörigen Gesamtdatensatzes gelegt.

Bedingungen sind im Anhang 5.3 zu finden. Wie erwartet zeigen sich in dieser Bedingung keine Knicks – darauf wird noch Bezug zu nehmen sein. Es fällt weiter die gute Richtungsanpassung ins Auge. Das ist bei einem rein achromatischen Abgleich allerdings auch nicht ungewöhnlich. Es ergeben sich auf den zweiten Blick jedoch erhebliche Abweichungen von der auf der Testseite vorgegebenen Gleichabständigkeit auf den Strahlen. Dies ist ein erstes Indiz, dass hier womöglich substantielle Verletzungen dieses Teilaspekts der Linearität vorliegen. Gewissheit verschafft Tabelle 4.5. Hier sind wieder Ergebnisse multivariater Auswertungen mit LRT und UIT aufgeführt.

Hier ergeben sich für AW und GW weit mehr signifikante Ergebnisse, als gemäß der Binomialverteilung $B(13, .05)$ zu erwarten wäre³⁰. Der kritische Wert auf dem 1%-Niveau lag hier bei 3. Zumindest die Ergebnisse des LRT würden für ER unterhalb dieses Kriteriums liegen. Die UI-Tests hingegen lieferten genau

³⁰Eine Alternative zur Adjustierung bei multiplen Tests besteht darin, nachträglich die Anzahl signifikanter Ergebnisse mittels Binomialtests mit der kritischen Zahl von Erfolgen bei einer Erfolgswahrscheinlichkeit α - dem Signifikanzniveau der multiplen Tests - zu vergleichen. Wird diese kritische Zahl überschritten, so spricht dies für eine überzufällige Anzahl signifikanter Ergebnisse. Diese Testlogik wird noch an mehreren Stellen zum Einsatz kommen.

Tabelle 4.5: LRT und UIT zur Multiplikativitätshypothese. ER absolvierte nur Skalen mit vier Reizen je Bedingung. Die Werte der Statistiken müssen daher mit Fraktile unterschiedlicher Verteilungen verglichen werden – für ER mit $\theta(3, 8, 3)$ - und $\Lambda(3, 8, 3)$ -, für AW und GW mit $\theta(3, 12, 5)$ - und der $\Lambda(3, 12, 5)$ -Verteilung. Mit dem orangen Abgleichshintergrund wurden nur dekrementelle Testreize dargeboten.

Abgleichshintergrund		AW		GW		ER	
		$\lambda^{2/n}$	θ	$\lambda^{2/n}$	θ	$\lambda^{2/n}$	θ
graublau	-	0.145	0.735	0.096*	0.830*	0.228	0.764
	+	0.054*	0.866*	0.118*	0.753*	0.497	0.455
türkis	-	0.016*	0.941*	0.007*	0.976*	0.383	0.488
	+	0.058*	0.833*	0.038*	0.880*	0.305	0.658
blau	-	0.136	0.741	0.193	0.731	0.074	0.893
	+	0.327	0.503	0.065*	0.834*	0.121	0.854
grau	-	0.566	0.269	0.085*	0.866*	0.206	0.615
	+	0.262	0.566	0.253	0.530	0.017*	0.925*
gelb	-	0.084*	0.761*	0.014*	0.916*	0.234	0.720
	+	0.029*	0.895*	0.168	0.791*	0.174	0.619
rot	-	0.167	0.713	0.069*	0.794*	0.017*	0.977*
	+	0.154	0.748	0.210	0.544	0.048	0.948*
orange	-	0.233	0.696	0.064*	0.833*	0.077	0.841

* $p < .05$, $\lambda_{.05}^{2/n} = .130$ $\theta_{.05} = .751$, $\lambda_{.05}^{2/n} = .040$ $\theta_{.05} = .895$,

3 signifikante Ergebnisse. Post-hoc Tests sind in Tabelle 4.6 in ähnlicher Weise zusammengefasst, wie oben. Es wurde für jede der vier Rezeptorlinearkombinationen ein vollständiger Paarvergleichsplan geprüft, in den Zellen stehen die Häufigkeiten signifikanter Ergebnisse unter Beteiligung des Reizes der Zeile. In der Tabellensumme ergeben sich damit doppelt so viele Signifikanzen wie in der Summe aller Tests.

Es hat sich tatsächlich die Erwartung erfüllt, dass vor allem im Bereich niedriger Kontraste zumindest in den luminanzbezogenen Farbkanälen für GW und ER

Tabelle 4.6: Post-hoc-Tests zur Multiplikation mit einem Skalar als Häufigkeitstabelle der Beteiligungen an signifikanten Paarvergleichen. Sortiert wurde nach absoluter Kontraststärke und nach den Kanalhypothesen. Jede Zelle führt die Anzahlen signifikanter Ergebnisse aus 30 Paarvergleichen für AW und GW und aus 12 Tests für ER auf. Es konnten nämlich jeweils 6 über 2 beziehungsweise 4 über 2 Paarvergleiche durchgeführt werden.

$\Delta T/T$	<i>L</i>			<i>M</i>			<i>S</i>			<i>L + M</i>		
	AW	GW	ER	AW	GW	ER	AW	GW	ER	AW	GW	ER
$\pm 20.00\%$	6	4	2	0	1	0	7	10	5	2	2	1
$\pm 16.67\%$	3	6	2	2	6	0	3	3	8	3	6	1
$\pm 13.33\%$	6	14	-	5	15	-	4	6	-	5	15	-
$\pm 10.0\%$	6	11	1	6	14	0	5	5	3	5	13	0
$\pm 6.67\%$	11	13	7	7	11	1	6	6	15	9	13	5
$\pm 3.33\%$	9	12	-	7	12	-	3	4	-	8	13	-

recht deutliche Verletzungen der Linearität auftreten. Eine gewisse Sonderrolle scheint auch hier der Blaukanal einzunehmen. Für zwei der Versuchspersonen kehrt sich die Reihenfolge der für die Linearität 'schädlichsten' Kontraste gewissermaßen um.

Es ist nun schwierig, eine Entscheidung über das weitere Vorgehen zu treffen, fußen doch die Modelle und auch die entsprechenden statistischen Auswertungen zumeist in der Linearität der Einstellungen. Es wird daher in Abbildung 4.19 noch ein Blick auf das Verhältnis der CIELuv-Vorhersagefehler des (AM) und des multivariaten Oktantenmodells, also dem mit Korrekturtransformationen, geworfen. Bei der durch das Oktantenmodell vorgenommenen Idealisierung werden in der Vorhersage im Durchschnitt größere Fehler um die Faktoren 1.24 für Trichromaten und 1.02 für Dichromaten gemacht. Die Einbuße in der Varianzaufklärung wird noch im Experiment 7 für Trichromaten auf ihre Vertretbarkeit hinsichtlich der Unterschiedsschwellen untersucht werden. Die unerheblichen Einbußen für die Dichromaten waren aus obigen Ergebnissen schon zu erwarten.

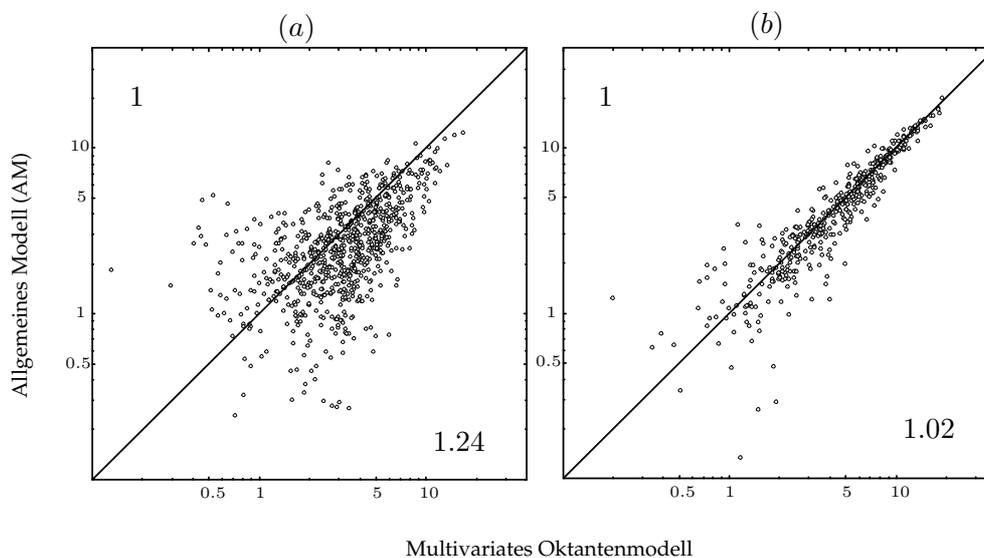


Abbildung 4.19: Absolute CIELuv-Vorhersagefehler von multivariatem Oktantenmodell und (AM) in Log-Log-Diagrammen. (a) zeigt die gesamten Daten aus Experiment 1 und (b) die Daten für Dichromaten aus Experiment 2. Auf der Geraden der Steigung Eins liegen alle Punkte, die durch beide Strategien gleich gut vorhergesagt, unterhalb all jene, die durch das multivariate Oktantenmodell schlechter vorhergesagt werden. Das Verhältnis der mittleren Fehler beider Strategien ist jeweils als Bruch angegeben - der Zähler steht links oben, der Nenner rechts unten.

Im Weiteren wird hier nun zweigleisig fortgefahren. Zum einen soll zumindest das Oktantenmodell in seiner Version mit Korrekturtransformationen als das am wenigsten restringierte der vorgestellten Modelle zugrunde gelegt werden. Zum anderen sollen aufgeworfene Fragen möglichst auch durch Strategien geprüft werden, die die Gültigkeit der Linearität nicht voraussetzen müssen.

4.2.5.2 Zur Kanalspezifität

Die Kanalspezifität der Kontrastmechanismen sollte auf zwei Wegen geprüft werden - einmal mit und einmal ohne Linearitätsvoraussetzung. Im ersten Fall war zu prüfen, ob es sich bei Transformationen von Test- zu Abgleichskontrasten um

eine Diagonalmatrix handelt. Es wurden vor fest gewählter Hintergrundkombination Testkontraste aus einem Oktanten vorgegeben. Diese lassen sich zeilenweise, nach Maßgabe der Messwiederholungen vervielfacht in der Matrix \mathbf{X} zusammenfassen. Abgleichskontraste können unter Beachtung der Reihenfolge ebenso zeilenweise in der Matrix \mathbf{Y} aufgeführt werden. Ein linearer Mechanismus führt nun zum multivariaten Regressionsmodell (RM): $\mathbf{Y} = \mathbf{XB} + \mathbf{E}$. Aus erhobenen Vorgabe- und Abgleichsreizen erhält man eine Schätzung $\hat{\mathbf{B}}$ für die Matrix der Parameter³¹. Betrachtet man $\hat{\mathbf{B}}$ als Zufallsmatrix, so sind die einzelnen Zellen unabhängig normalverteilt, wenn das RM gültig ist³². Unter der Annahme der Kanalspezifität haben die Zellen außerhalb der Diagonalen Erwartungswert Null, so dass sich die Möglichkeit zur Prüfung dieser Annahme im Rahmen von Union-Intersection-Tests ergibt (siehe Anhang 5.3). Da sich Abweichungen von der Kanalspezifität im genannten Sinne auch als Indiz für das Vorliegen von Augenunterschieden deuten lassen, werden die Ergebnisse dieser Tests sowohl für Di- als auch für Trichromaten in Abschnitt 4.3.1.1 vorgestellt.

Neben diesem multivariaten Vorgehen lässt sich die Annahme, dass \mathbf{B} eine Diagonalmatrix ist und dass damit die univariaten Modelle gültig sind, natürlich auch schon zur bequemeren Schätzung verwenden. Strebt man nämlich für jeden Farbkanal isolierte Vorhersagen an, so kann dies über univariate, einfache Regressionen geschehen. Die drei getrennten Schätzungen der Steigungsparameter lassen sich in der Matrix $\hat{\mathbf{D}}$ als Diagonalelemente zusammenfassen. Die quadrierten Vorhersagefehler sind gegenüber der multivariaten Schätzung in der Summe dabei natürlich größer oder höchstens gleich. Das Verhältnis der mittleren Fehler³³ beider Vorhersagestrategien kann damit ebenfalls als ein Maß für die Abweichung von der Kanalspezifität angesehen werden. Abbildung 4.20 veranschaulicht das Fehlerverhältnis für die Gesamtzahl der Messungen aus Experiment 1. Abgetragen sind die absoluten CIELuv-Fehler bei Vorhersage durch

³¹Zu beachten ist, dass \mathbf{B} hier die transponierte Matrix der Parameter \mathbf{U} ist, wie sie in Gleichung 3.2 eingeführt wurde, da hier die Reize als Zeilenvektoren notiert sind.

³²Eine Begründung findet sich in Anhang 5.3.

³³Mit Fehler sind hier die inhaltlich zunächst wenig erhellenden euklidischen Längen der Residuen gemeint. Bei Betrachtung der CIELuv-Fehler muss die Aussage, dass die Fehlerquadratsumme bei der multivariaten Schätzung immer kleiner oder gleich der bei univariater Schätzung ist, genaugenommen nicht gelten, da die CIELuv-Transformation nicht linear ist.

das multivariate Oktantenmodell gegen die des univariaten Oktantenmodells. Die Vorhersagen mittels 'reiner' Diagonalmatrizen gehen einher mit 8 und 7% größeren Fehlern für Tri- und Dichromaten. Die Kanalspezifität ist in den vorliegenden Erhebungen damit in beiden Untersuchungsgruppen ähnlich gut erfüllt. Die Berücksichtigung von Augenunterschieden sowohl zwischen den Augen der einzelnen Beobachter als auch zwischen den Augen der verschiedenen Beobachter scheint also nur eine relativ kleine Verbesserung der Vorhersage zu bewirken.

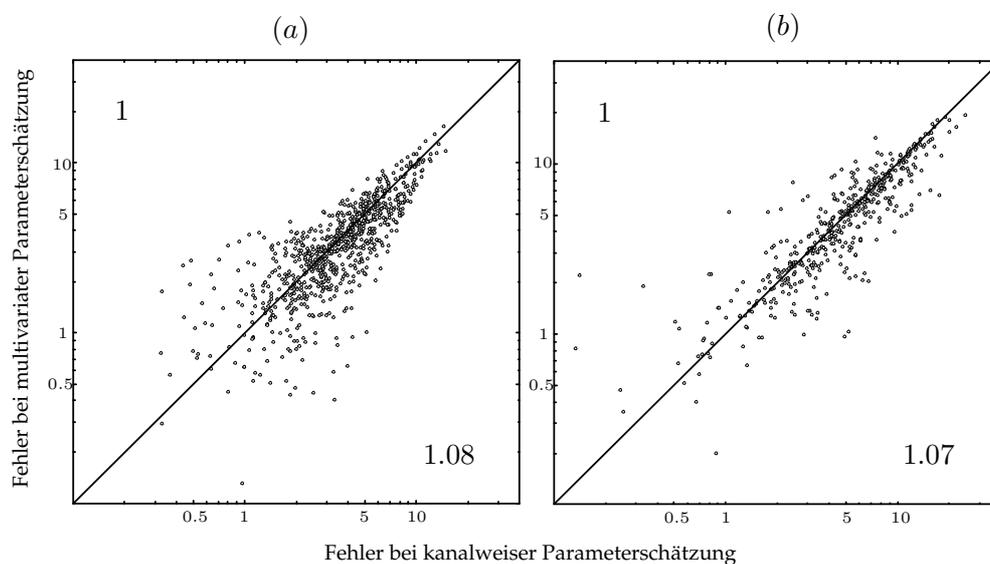


Abbildung 4.20: Absolute CIELuv-Vorhersagefehler bei uni- und multivariater Schätzung der Transformationen in Log-Log-Diagrammen. Die Darstellung folgt der aus Abbildung 4.19.

Durch geringfügige Verletzungen der Kanalspezifität könnten sich möglicherweise bedeutsame Fehlerzuwächse in univariaten Modellvarianten ergeben. Im folgenden werden die Befunde daher vornehmlich multivariat diskutiert werden. Sie werden allerdings jeweils durch univariate Betrachtungen zu ergänzen sein.

Die zweite in Abschnitt 4.2.4 beschriebene Methode der Behandlung der Kanalspezifität führt zu den Daten aus Experiment 4. Die systematischen Variationen des Abgleichshintergrunds entlang der vermeintlichen Rezeptorachsen sollte bei festgehaltenem Teststimulus nur zu Variationen der Testinfeldkoordinaten innerhalb des selben Kanals führen - dieser wird in der Folge jeweils *korrespondierender*

Kanal genannt. Abbildung 4.21 veranschaulicht einen Ausschnitt aus den Ergebnissen. Gezeigt sind hier am Beispiel des größeren inkrementellen Tesreizes kanalweise z-standardisierte Daten der Versuchspersonen AW und GW. Die Standardisierung wurde durchgeführt, um die unterschiedlichen Skalierungseigenschaften der Farbkanäle beim Vergleich der Abhängigkeiten herauszuhalten. Die erste Spalte enthält Grafiken zu den L -Kanal-Variationen des Abgleichsumfeldes, diese sind auf der Abszisse abgetragen. Die zweite und dritte Spalte enthält Daten zur M - und S -Kanalvariation der Abgleichsumfelder. Auf der Ordinate finden sich die z-standardisierten Koordinatenwerte der Abgleiche. L -, M - und S -Werte sind hier rot, grün und blau eingefärbt. Eine lineare Regression ist jeweils an die Abgleichskordinaten des zugehörigen variierten Kanals angepasst. Die Abgleichskordinaten der anderen Kanäle sollten keinen Zusammenhang mit dem variierten Kanal aufweisen. Diagramme für drei weitere feste Testreize finden sich im Anhang 5.3.

Es wurden neben der linearen Regression explorativ weitere Funktionstypen an die Daten angepasst. Dazu gehörten neben polynomischen und logarithmischen auch Exponential- und Potenzfunktionen. Wird wie oben erwähnt für den gesamten Definitionsbereich \mathbf{R}_0^+ eine monotone Steigung der Funktionen gefordert, so erbringt keine Prozedur nennenswerte Zuwächse der Varianzaufklärung. Der Median der 24 Determinationskoeffizienten für lineare Regressionen zwischen den korrespondierenden Kanälen von Umfeld und Infeld war 0.991, während die 48 Zusammenhänge mit nichtkorrespondierenden Kanälen zu einem Median von 0.060 führten. Fünf der nichtkorrespondierenden Steigungskoeffizienten waren auch bei Adjustierung des 5%-Niveaus signifikant von Null verschieden. Dies kann als erstes Indiz für die Verletzung der Kanalspezifität bezogen auf LMS -Standardkoordinaten interpretiert werden. Das bedeutet natürlich unter der Annahme von Augenunterschieden wieder nicht, dass die Kontrastmechanismen in den versuchspersonenspezifischen Farbräumen nicht doch kanalspezifisch arbeiten. Bis auf das Ratioprinzip macht keines der Modelle konkrete Vorhersagen über die funktionale Abhängigkeit der ρ -Koeffizienten von den Zapfenerregungen, die das Umfeld induziert. Umso erstaunlicher ist der hier gefundene, klar

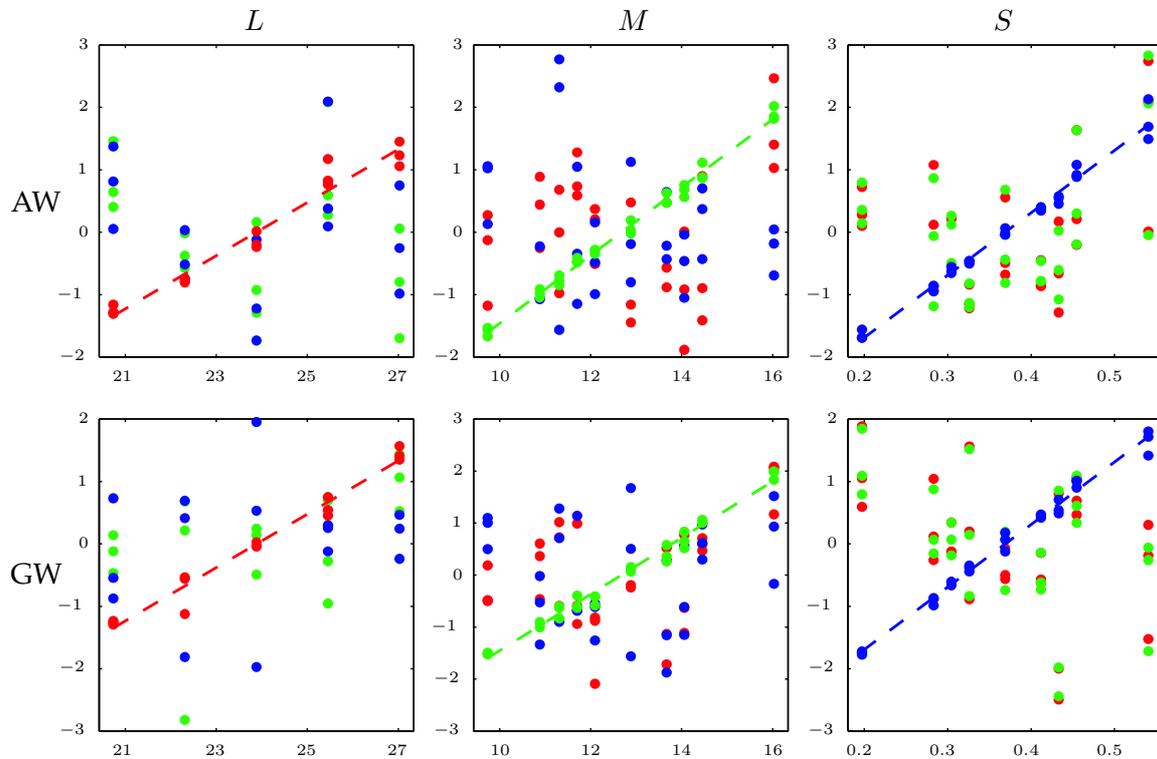


Abbildung 4.21: Datenbeispiel zur systematischen Kontextvariation. Daten für die Versuchspersonen AW und GW stehen in den Zeilen. Die Spalten enthalten in Diagramme abgetragene, z-standardisierte Koordinaten der Abgleichsinfelder bei Variation des Abgleichsumfeldes entlang der drei Koordinatenachsen. Erläuterungen finden sich im Text.

lineare Zusammenhang. Das Ergebnis sei an dieser Stelle festgehalten – es wird darauf noch im nächsten Abschnitt Bezug zu nehmen sein.

4.2.5.3 Vergleichende Modelltests

Multivariate Teststrategien konnten in Experimenten 1 und 2 verfolgt werden. Parameterschätzungen ohne die Annahme der Kanalspezifität waren im Falle der anderen Experimente wegen linearen Anhängigkeit der Testkontraste nicht möglich. Zur Prüfung der Oktantenasymmetrien war hier eine Strategie des Paarvergleichs von Einzelreizen geplant, die ebenfalls ohne die Annahme der Linearität auskommt. In Experiment 1 konnten wegen der besonderen Konstruktion

der Reize beide Strategien zum Einsatz kommen. Es schließt sich eine eingehendere Analyse der Daten aus dem Experiment 4 mit systematischer Kontextvariation an. Auch hier können Vorhersagen des Ratiomodells und des Oktantenmodells geprüft werden.

Tests mit Matrizenschätzungen Seien für eine feste Hintergrundkombination inkrementelle Testkontraste³⁴ gemäß ihrer Messwiederholung vervielfacht in der Matrix \mathbf{X}^+ zeilenweise zusammengefasst – dekrementelle Kontraste in der Matrix \mathbf{X}^- . Zugehörige Abgleiche seien in den Matrizen \mathbf{Y}^+ und \mathbf{Y}^- in entsprechender Reihenfolge aufgeführt. Formuliert man nun mit $\mathbf{Y} = \mathbf{XB} + \mathbf{E}$ wieder das RM, so ist dies für das Oktantenmodell zu spezifizieren als

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}^+ \\ \mathbf{Y}^- \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}^+ & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}^- \end{pmatrix} \quad \text{und} \quad \mathbf{B} = \begin{pmatrix} \mathbf{B}^+ \\ \mathbf{B}^- \end{pmatrix}.$$

Die Matrizen \mathbf{B}^+ und \mathbf{B}^- sind die Transponierten der Transformationen von Test- zu Abgleichsreizkontrasten³⁵ im inkrementellen und dekrementellen Oktanten. Die Restriktion der Oktantensymmetrie kann nun wieder ausgedrückt werden durch die prüfbare Hypothese:

$$\mathbf{C}_1 \mathbf{B} = \mathbf{0} \quad \text{mit} \quad \mathbf{C}_1 = (\mathbf{I}, -\mathbf{I}).$$

Der 'multivariate Kontrast' \mathbf{C}_1 enthält die dreidimensionale Matrixeins und ihr negatives. Die Alternativhypothese steht also für das Vorhandensein der Oktantenasymmetrie. Da an den Dichromaten in allen vier Quadranten Daten erhoben wurden, ist das RM für sie zu spezifizieren als

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}^{++} \\ \mathbf{Y}^{+-} \\ \mathbf{Y}^{-+} \\ \mathbf{Y}^{--} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}^{++} & & & \mathbf{0} \\ & \mathbf{X}^{+-} & & \\ & & \mathbf{X}^{-+} & \\ \mathbf{0} & & & \mathbf{X}^{--} \end{pmatrix} \quad \text{und} \quad \mathbf{B} = \begin{pmatrix} \mathbf{B}^{++} \\ \mathbf{B}^{+-} \\ \mathbf{B}^{-+} \\ \mathbf{B}^{--} \end{pmatrix}.$$

Es sollen hier also unter der Nullhypothese alle vier Transformationen gleich sein. Man könnte nun die Transformationen in obigem Sinne paarweise testen. Hier

³⁴Gemeint sind wieder Differenzen der *LMS*-Koordinaten von Infeld und Umfeld.

³⁵Diese wurden in Gleichung 3.2 auch \mathbf{U} bzw. in Abschnitt 4.2.1 \mathbf{U}^+ und \mathbf{U}^- genannt

soll allerdings zunächst der Overall-Test kontruiert werden mit

$$C_1 = \begin{pmatrix} \mathbf{I} & -\mathbf{I} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{I} & \mathbf{0} & -\mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{I} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & -\mathbf{I} \end{pmatrix}.$$

Alle möglichen Einzelvergleiche von Transformationen aus verschiedenen Oktanten lassen sich übrigens post-hoc durch multivariate Kontraste³⁶ formulieren.

Die Ergebnisse entsprechender LRT und UIT für Daten aus Experiment 1 und 2 sind in Tabelle 4.7 wiedergegeben. Den deutlichen Signifikanzen wäre kaum etwas hinzuzufügen, hätte man gewisse Vorstellungen über die Effekstärken der Tests. Um sich von Effekstärken ein Bild machen zu können, ist es daher erforderlich, ein Blick auf die Daten zu werfen (siehe Abbildung 4.22 und 4.23).

Tabelle 4.7: Ergebnisse der Overall-Tests auf Oktantenasymmetrien. Aufgeführt sind die Werte der Statistiken aus LRT und UIT für die vier Hintergrundkombinationen. ER absolvierte zusätzlich eine Messbedingung in 'schiefen' Oktanten. Die LRT-Statistiken konnten für Dichromaten in approximativ F -verteilte und für Trichromaten über Bartlett's Approximation in χ^2 -verteilte transformiert werden. Alle Tests wurden auf dem 1%-Niveau signifikant – auch bei Adjustierung für alle 21 Tests.

DW		ER		SS		LE		MK	
χ^2	θ	χ^2	θ	F	θ	F	θ	F	θ
135.8	0.737	92.6	0.591	43.1	0.955	22.6	0.909	12.1	0.822
133.9	0.693	80.8	0.405	20.2	0.862	15.5	0.816	5.06	0.583
149.6	0.717	162.7	0.745	11.0	0.761	7.81	0.685	4.85	0.569
75.8	0.433	121.4	0.667	52.3	0.955	42.5	0.959	22.3	0.907
		76.3	.381						
$\chi^2_{9;.01}=21.7,$		$\theta(3,94,3;.01)=.221$		$F_{12,104;.01}=2.57,$		$\theta(2,52,6;.01)=.329$			

³⁶Als multivariater Kontrast sei in diesem Zusammenhang eine 'Linearkombination' der 'Zeilen' von C_1 bezeichnet. Dabei ist mit 'Zeile' hier jeweils eine der drei Matrixpartitionen gemeint – 'Linearkombinationen' der 'Zeilen' haben in diesem Sinne matrixwertige 'Koeffizienten'.

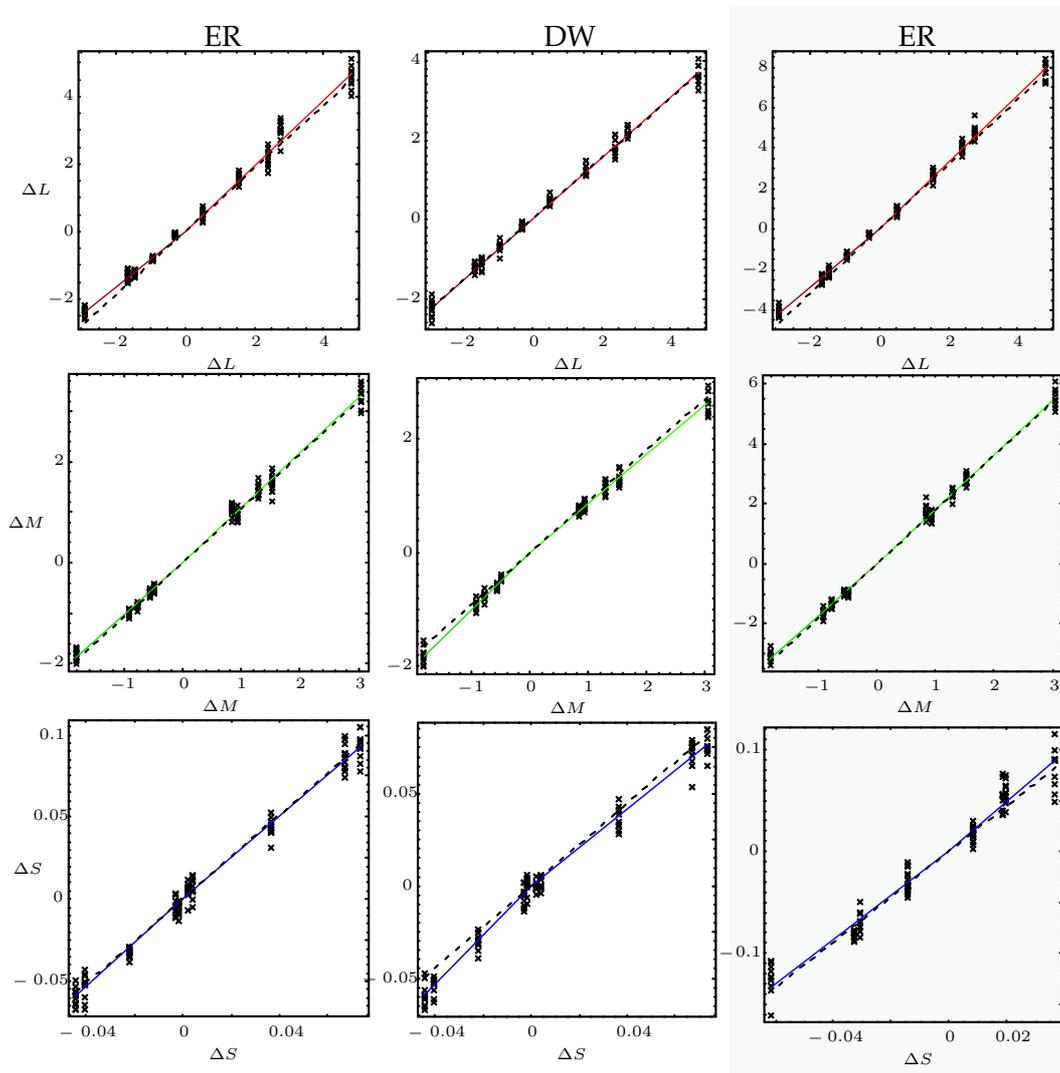


Abbildung 4.22: Datenbeispiel zu den Oktantenasymmetrien aus Experiment 1. Für DW und ER sind Daten für die erste Hintergrundkombination aus Tabelle 4.7 abgebildet. Rechts finden sich die Abgleiche von ER aus dem 'schiefen' Oktanten. Abgetragen sind kanalweise Test- gegen Abgleichskontraste mit zugehörigen oktantenweisen Regressionsgeraden. Die gestrichelten Linien sind Regressionsgeraden des Walravenmodells.

Zunächst fällt auf, dass für Trichromaten die zuvor als signifikant befundenen 'Knicks' vergleichsweise marginal anmuten. So überlappen die Streubereiche jeweils vollständig beide Regressionsgeraden – ein Indiz dafür, dass die entsprechenden modellverträglichen Vorhersagen nur schwer unterscheidbar sein

dürften. Zudem wurden im S -Kanal zum Teil Inkremente durch Dekremente abgeglichen und umgekehrt. Dies dürfte nach allen Modellen nicht vorkommen. Die Kontrastsensitivität im S -Kanal ist jedoch gegenüber den anderen Kanälen bekanntermaßen um etwa ein Fünffaches geringer (Pugh & Mollon, 1979). Es könnten daher die Vorkehrungen bei der Reizkonstruktion nicht hinreichend gewesen sein. Andererseits aber handelt es sich hier um Standardkoordinaten, die wie schon begründet nicht mit den individuellen Rezeptorachsen übereinstimmen müssen. Die Abgleiche könnten sich also in individuellen Farbräumen durchaus im vorhergesagten Oktanten befinden.

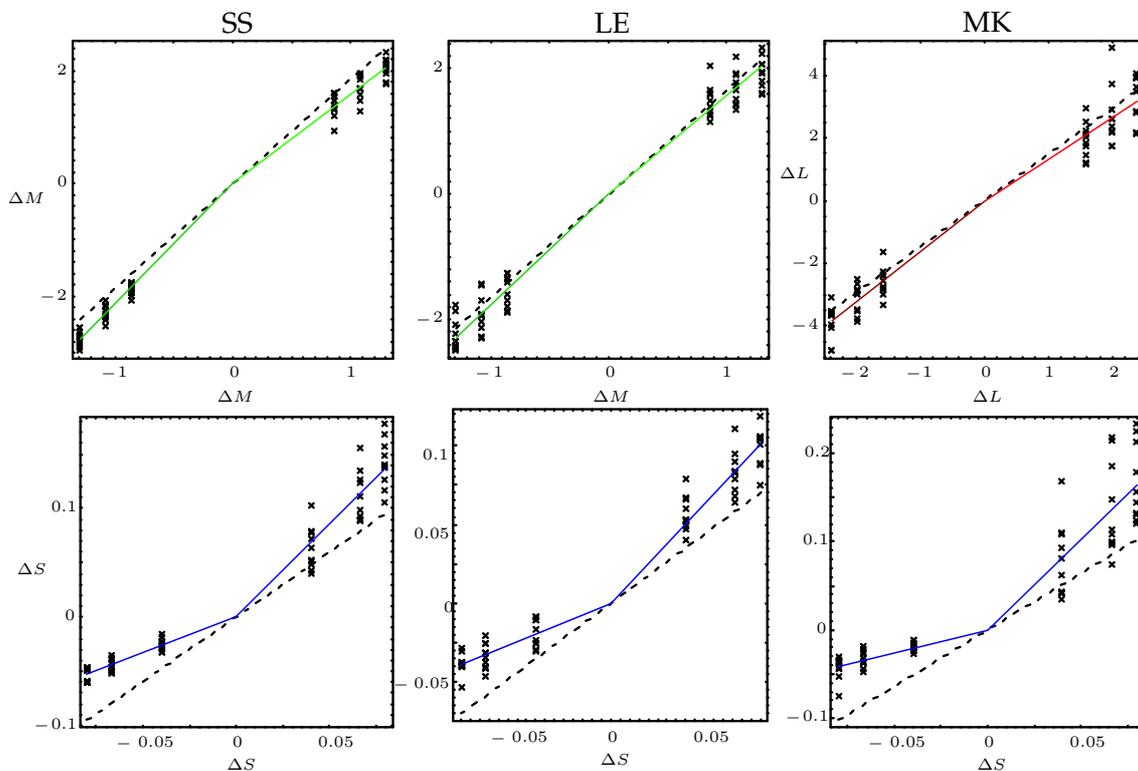


Abbildung 4.23: Datenbeispiel zu den Oktantenasymmetrien aus Experiment 2. Die Art der Darstellung folgt der aus Abbildung 4.22. Hier finden sich in jedem Diagramm Abgleiche aus allen vier Quadranten.

Die Daten für Dichromaten zeigen durchweg stärkere 'Knicks'. Der Hauptanteil liegt dabei immer auf dem S -Zapfen. Die Luminanzeinschätzung - also der

M-Kanal beim Protanopen oder der *L*-Kanal beim Deutanopen – scheint hingegen eine sehr viel geringere Asymmetrie aufzuweisen. Dieses Muster ist stabil über alle Hintergrundkombinationen hinweg. Heterogener sind die Befunde bei den Trichromaten – an den sehr viel kleineren Knicks haben in unterschiedlichen Reizkonstellationen unterschiedliche Zapfentypen den Hauptanteil. Diesen Befund bestätigen entsprechende Post-hoc-Tests; bei den Trichromaten werden von insgesamt 27 Tests 3 *L*-, 3 *M*- und 2 *S*-Knicks signifikant, bei den Dichromaten ergeben sich von 24 Tests 6 signifikante Asymmetrien in *M* beziehungsweise *L*. Außerdem werden alle 12 *S*-Knicks signifikant. In keiner Bedingung treten Inkrement-Dekrement-Abgleiche auf. Das aber liegt sicherlich allein an der unterschiedlichen Reizauswahl – der kleinste absolute *S*-Kontrast auf der Vorgabe-seite ist hier mit 15% etwa 10 mal größer als in Experiment 1. Diagramme für die übrigen Hintergrundkombinationen finden sich wieder im Anhang 5.3. Weiteren Aufschluss über die Bedeutsamkeit der Verallgemeinerung des Walravenmodells zum Oktantenmodell gibt Abbildung 4.24 – abgetragen sind für alle Messwerte CIELuv-Vorhersagefehler beider Modelle in Log-Log-Diagrammen.

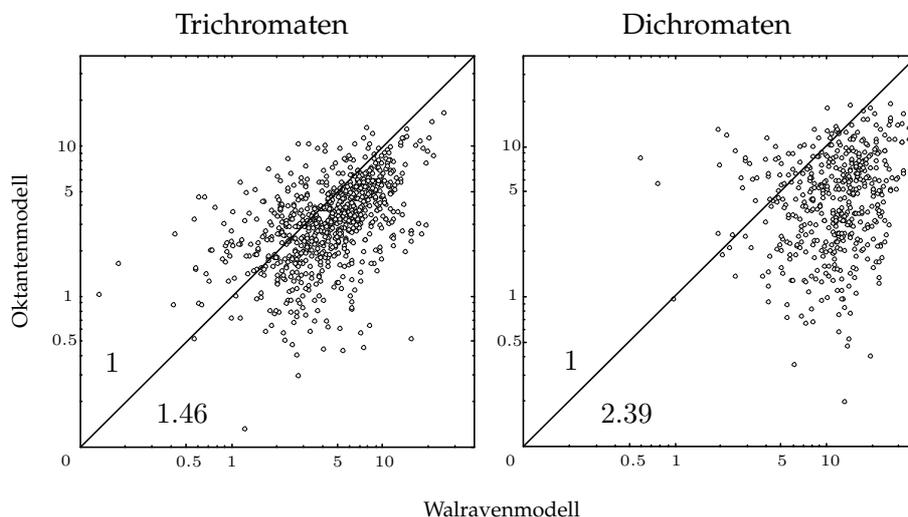


Abbildung 4.24: CIELuv-Vorhersagefehler von Oktanten- und Walravenmodell getrennt für Tri- und Dichromaten in Log-Log-Diagrammen.

Die deutlichen Unterschiede in der Knickstärke zwischen Tri- und Dichromaten treten auch hier deutlich zutage. Zwar sind die beiden Experimente mit den

unterschiedlichen Apparaten durchgeführt worden, aber stichprobenartige Messungen mit Apparat 2 an der Versuchsperson ER ergaben keine nennenswerten Unterschiede zu den Messungen aus Experiment 1. Diese experimentelle Konfundierung kann damit als wenig bedeutsam eingestuft werden. Es scheinen sich hier also grundsätzlichere Unterschiede bei der Kontrastcodierung zwischen Di- und Trichromaten zu offenbaren³⁷. Dieser Befund spricht nun ebenfalls gegen die Auffassung, bei der Dichromasie handele es sich lediglich um eine reduzierte Form der Trichromasie.

Vergleiche von Reizpaaren Da die Diagramme aus Abbildung 4.22 und 4.23 Standardkoordinaten zugrunde legen, wurde noch ein zweiter Weg der Untersuchung von Oktantenasymmetrien besprochen. Dabei sollten paarweise Abgleichskontraste, die zu jeweils am Nullpunkt gespiegelten Paaren von Testkontrasten gehörten, verglichen werden (siehe Abbildung 4.16). Wegen der Anforderungen an die Konstruktion der Testreize konnten entsprechende Tests an Daten aus den Experimenten 1, 3 und 4 durchgeführt werden. Es sollte dabei zugunsten einzelner Paarvergleiche mit anschließendem Binomialtest auf einen varianzanalytischen Overall-Test verzichtet werden, um die Auswirkungen der Varianzhomogenitätsverletzungen möglichst gering zu halten. Es kam also eine ganze Batterie an Hotellings T^2 -Tests für zwei Stichproben zum Einsatz. Damit nicht Verletzungen der Oktantensymmetrie nachgewiesen werden, die hauptsächlich zulasten der oben gefundenen Verletzung der Multiplikativität gehen, wurden die Daten vor den Tests oktantenweise derart transformiert, dass der jeweilige Mittelwertsvektor Länge Eins hatte³⁸. Damit wurden nur die 'Knicks' in ihrer Richtung, nicht aber unterschiedliche Skalierungen in den Oktanten geprüft. Für

³⁷Wie schon oben gesehen, ergaben sich auch bei der Linearität deutliche Unterschiede.

³⁸Korrekterweise müssten bei der Wahl der geeigneten kritischen Werte gewisse Zusatzbetrachtungen angestellt werden. Die verschiedenen Zentroide werden durch die genannte Normalisierung alle in einer kugelförmigen Manigfaltigkeit liegen. Durch geeignete Transformation dieses Gebildes in eine ebene 'Karte' könnten Tests im Zweidimensionalen durchgeführt werden. Dies würde allerdings womöglich zu einer Vergrößerung der Varianzhomogenitätsproblematik führen. Es werden hier deshalb die Tests so durchgeführt, als gäbe es drei freie Dimensionen. Bei der Wahl entsprechender Freiheitsgrade handelt man damit zudem konservativ.

AW, GW, ER und DW ergaben sich damit insgesamt 141 unabhängige Signifikanztests. Hinzu kommen für AW und GW insgesamt 4 Paarungen als fixierte Referenz – diese sollten auch nach dem Oktantenmodell keine Asymmetrien aufweisen. Alle p -Werte sind in Form einer Häufigkeitsverteilung in Abbildung 4.25 zusammengefasst.

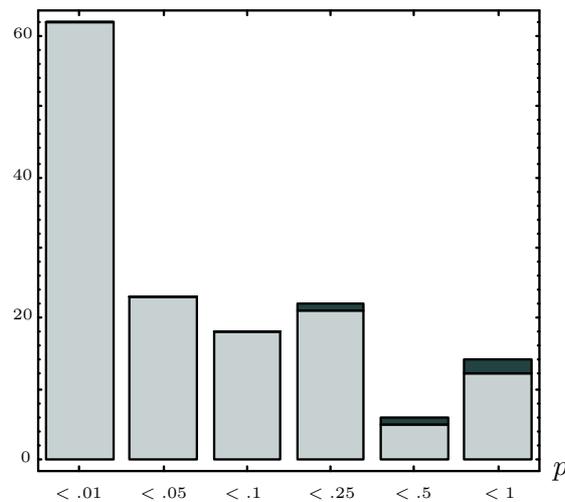


Abbildung 4.25: Ergebnisse der Paarvergleiche aus gegenüberliegenden Oktanten als disjunkte Zerlegung der erhaltenen p -Werte. Die dunklen Säulen gehören zu den Tests der fixierten Referenzen.

Auch hier zeigen sich wieder überwältigende statistische Belege für die Asymmetrien; 85 der 141 Tests werden auf dem 5%-Niveau signifikant und der p -Wert der zugehörigen Binomialverteilung $B(141, .05)$ für die Symmetrie ist nahe Null. Außerdem ergibt sich mit den fixierten Referenzen eine einfache Validitätsprüfung der aufgetretenen Signifikanzen. Nicht einmal auf dem 10%-Niveau wurde einer der entsprechenden vier Tests signifikant. Es stand ebenso zu erwarten, dass die Knicks mit größerer Verschiedenheit von Test- und Abgleichshintergrund auch größere Ausprägung haben. Interessanterweise waren aber die p -Werte als gewisses Maß für die Knickstärke und die CIELuv-Abstände zugehöriger Hintergründe nahezu unkorreliert ($r^2 < .01$).

Modelltests durch systematische Kontextvariation Abschnitt 4.2.5.2 hatte gezeigt, dass sich die i -te Koordinate von Abgleichsinfeldern m bei festgehaltenem Kontrastcode Ψ der Testseite jeweils in sehr guter Näherung linear aus den betreffenden variierten Hintergrundkoordinaten $\phi_i(M)$ gewinnen ließ. Es war also möglich, diesen Zusammenhang in Form einer einfachen Regressionsgleichung zu fassen:

$$\phi_i(m) = a_i \phi_i(M) + b_i \quad \text{mit } a_i \in \mathbf{R}^+ \quad \text{und } b_i \in \mathbf{R}.$$

Nicht korrespondierende Kanäle zeigten hingegen nur sehr schwache Kovariation mit dem jeweils manipulierten Kanal der Abgleichsumfelder. Da dies für eine eher schwache Verletzung der Annahme der Augengleichheit innerhalb eines Beobachters spricht, sollen die folgenden Ausführungen zunächst Augenunterschiede nicht berücksichtigen. Das Ratiomodell macht nun für die Parameter dieser Regression spezifische Vorhersagen. Es soll in einer Abgleichssituation $(t, T) \sim (m, M)$ für alle Farbkanäle i gelten, dass

$$\frac{\phi_i(t) - \phi_i(T)}{\phi_i(T)} = \frac{\phi_i(m) - \phi_i(M)}{\phi_i(M)}$$

ist, und nach Umstellung erhält man

$$\phi_i(m) = \frac{\phi_i(t)}{\phi_i(T)} \phi_i(M).$$

Da im vorliegenden Fall der Testkontrast konstant gehalten wurde, folgt, dass $a_i = \phi_i(t)/\phi_i(T)$ und $b_i = 0$ sein muss (siehe Abbildung 4.26(a)). Diese Vorhersagen konnten mittels eines Overall-Tests und anschließend mit univariaten t -Tests innerhalb der Regression überprüft werden. Eine Auflistung der Parameterschätzungen aller 24 Regressionen³⁹ gibt Tabelle 4.8. Von den 24 Regressionen wichen 13 auf dem 5%-Niveau signifikant von den Modellvorhersagen ab. Bezüglich der Steigungsparameter ergaben sich 11 auf dem 5%-Niveau signifikante Abweichungen von der Vorhersage des Ratiomodells⁴⁰. Für die Achsenabschnitte waren entsprechend 9 Abweichungen signifikant. Die Anzahlen

³⁹Für zwei Versuchspersonen wurde bei 4 festgehaltenen Testkontrasten jeder Farbkanal getrennt variiert.

⁴⁰Bei Verwendung der fixierten Referenzen statt der ursprünglich Testreizkoordinaten ergaben sich gar 14 signifikante Ergebnisse.

führten in anschließenden Binomialtests zu p -Werten nahe Null. Danach wäre das Ratiomodell abzulehnen. Gestützt wird dieses Urteil weiter dadurch, dass der durchschnittliche CIELuv-Vorhersagefehler des Ratiomodells für Daten aus Experiment 1 um ein 2.64-faches höher ist, als der des multivariaten Oktantenmodells.

Tabelle 4.8: Parameterschätzungen für Regressionen $\phi_i(m) = a_i\phi_i(M) + b_i$ aus Experiment 4. Alle Testkontraste wurden vor demselben Hintergrund präsentiert. Da es sich bei Testreizen um solche des Typs ($c \odot T, T$) handelte, war $\phi_i(t_j)/\phi_i(T)$ je Reiz in allen Kanälen gleich groß.

Parameter	Testkontrast (%)	AW			GW		
		L	M	S	L	M	S
Steigung	-20	0.758	0.771	0.773	0.912	0.844	0.798
	-10	0.894	0.905	0.845	0.908	0.939	0.903
	10	1.030	1.138	1.029	1.070	1.095	1.024
	20	1.131	1.141	1.029	1.205	1.122	1.144
Achsenabschnitt	-20	1.118	0.328	0.007	-2.377	-0.421	0.004
	-10	0.455	0.002	0.021	0.319	-0.317	0.004
	10	1.546	-0.623	0.023	0.656	0.077	0.027
	20	1.517	0.566	0.057	-0.036	0.990	0.020

Auch aus der Symmetrierestriktion, $\rho_{i+}^M = \rho_{i-}^M = \rho_i^M$, des Walravenmodells lassen sich bezüglich der Regressionsparameter Vorhersagen ableiten. In einer Abgleichssituation $(t, T) \sim (m, M)$ soll bei Symmetrie für alle Farbkanäle i gelten, dass

$$\phi_i(m) = \frac{\psi_i^T}{\rho_i^M} + \phi_i(M)$$

ist, wobei ψ_i^T den hier konstanten Kontrastcode des Testinfeldes im Kanal i bezeichnete.

Schreibt man den Kehrwert von ρ_i^M als Funktion $f(\phi_i(M))$, so ergibt sich

$$\phi_i(m) = \phi_i(M) + \psi_i^T f(\phi_i(M)). \quad (4.10)$$

Da sich der Zusammenhang zwischen den Abgleichsinfeldern und -umfeldern oben empirisch als in recht guter Annäherung als linear erwies, soll mit dieser Annahme auch hier weitergearbeitet werden – damit wäre $\psi_i^T f(\phi_i(M))$ von der Form $c_i\phi_i(M) + d_i$. Da hier wieder am Nullpunkt des Reizdifferenzraumes gespiegelte Kontrastreize auf der Testseite eingesetzt wurden, hatten diese bei Gültigkeit der Symmetrieannahme in Kanal i Kontrastcodes ψ_i^T und $-\psi_i^T$. Für die zwei zugehörigen Regressionen ergibt sich damit

$$\begin{aligned} R^+ : \quad \phi_i(m) &= (1 + c_i)\phi_i(M) + d_i, \\ R^- : \quad \phi_i(m) &= (1 - c_i)\phi_i(M) - d_i. \end{aligned}$$

Es müssen also die zu entsprechend gepaarten inkrementellen und dekrementellen Testreizen gehörigen Regressionsgeraden an beliebigen Umfeldstellen zur Winkelhalbierenden des Achsenkreuzes den gleichen y-Achsenabstand haben (siehe Abbildung 4.26(b)). Es seien die Koordinatenwerte $\phi_i(M_j)$ der Abgleichsumfelder M_j für den inkrementellen Testreiz gemäß ihrer Messwiederholung vervielfacht in dem Spaltenvektor \mathbf{x}^+ zusammengefasst – entsprechend ergebe sich \mathbf{x}^- für den zugehörigen dekrementellen Testreiz. Der Spaltenvektor \mathbf{y} fasse alle erhobenen Messwerte $\phi_i(m)$ unter Beachtung der Reihenfolge zusammen. Die Designmatrix enthalte die beiden Regressionsmodelle und habe damit folgende Form:

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}^+ & \mathbf{1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{x}^- & \mathbf{1} \end{pmatrix}.$$

Das univariate statistische Modell soll wie üblich $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e}$ mit Parametervektor $\boldsymbol{\beta} = (a_i^+, b_i^+, a_i^-, b_i^-)'$ lauten. Die Symmetriestriktion kann nun über parametrische Funktionen getestet werden. Die Nullhypothesen lauteten also $b_i^+ + b_i^- = 0$ und $a_i^+ + a_i^- = 2$. Es ergaben sich in je 12 Prüfungen für die Steigungsparameter 5 und für die Achsenabschnitte 4 auf dem 5%-Niveau signifikante Verletzungen der Symmetrieannahme. Auch das führt in anschließenden Binomialtests zu p -Werten nahe Null. Die Symmetrieannahme ist damit zu verwerfen. Im übrigen haben diese Symmetrieprüfungen gegenüber den obigen beiden Strategien einen entscheidenden Vorteil. Konnten die Knicks zuvor durch gegenseitige

Kompensation der ρ -Koeffizienten kleiner anmuten, als ein Blick in den 'wahren' monokularen Kontrastcoderaum offenbaren würde, so war es hier möglich, durch Betrachtung einer Vielzahl von ρ -Koeffizienten auf der Abgleichsseite bei gleichzeitiger Konstanthaltung des Testkontrastes die Variationen der Modellparameter isoliert in einem Auge zu behandeln. Vorhandene Asymmetrien konnten sich damit nicht kompensieren. Umso schwerer wiegen allerdings nun auch die rein deskriptiven Befunde, die mit dieser Strategie verbunden waren. Ein Blick in Spalte (b) von Abbildungen 4.26 und 7 zeigt recht deutlich, dass die Symmetrie bei oberflächlicher Betrachtung kaum verletzt zu sein scheint. Wie auch schon in Experiment 1 ist man versucht, die Asymmetrien gewissermaßen als Marginalie einzustufen. Die Zulässigkeit dieser Auffassung wird in Experiment 7 noch geprüft werden.

Zum Schluss kann auch aus dem Oktantenmodell eine Restriktion bezüglich der Regressionsparameter abgeleitet werden. Sie betrifft die Multiplikatitätsannahme, die hier damit auf alternativem Wege behandelt werden kann. Es wurden innerhalb eines Oktanten je zwei Testinfelder vorgegeben, wobei ein Kontrast das Doppelte des anderen war. Nach der Multiplikatitätsrestriktion hatten sie damit in Kanal i Kontrastcodes $2\psi_i^T$ und ψ_i^T . Ersetzt man nun wieder $\psi_i^T f(\phi_i(M))$ aus Gleichung (4.10) durch $c_i\phi_i(M) + d_i$ so ergeben sich die zwei Regressionsmodelle:

$$R1 : \quad \phi_i(m) = (1 + c_i)\phi_i(M) + d_i,$$

$$R2 : \quad \phi_i(m) = (1 + 2c_i)\phi_i(M) + 2d_i.$$

Es müssen also alle Werte der einen Regression von der Winkelhalbierenden einen doppelt so großen Abstand haben wie zugehörige Werte der anderen Regression (siehe Abbildung 4.26(c)). Für die zwei Reize ergibt sich ein ganz entsprechendes Vorgehen wie bei der Symmetrieprüfung. Mit dem Parametervektor $\beta = (a_{i1}, b_{i1}, a_{i2}, b_{i2})'$ lauteten die Nullhypothesen entsprechend $2b_{i1} - b_{i2} = 0$ und $2a_{i1} - a_{i2} = 1$. Je 12 Tests der Steigungs- und Achsenabschnittsrestriktion ergaben 7 und 3 auf dem 5%-Niveau signifikante Ergebnisse. Auch hier ist die getestete Annahme aufgrund des anschließenden Binomialtests mit p -Werten nahe Null

zu verwerfen. Tabelle 4.8 fasst die Parameterschätzungen aller Regressionen zusammen. Eine weitere Möglichkeit eines deskriptiven Vergleichs der geprüften Modellrestriktionen ergibt sich hier auch wieder über die unterschiedlichen Vorhersagefehler. Die Zuwächse der Fehlerquadratsummen über alle angepassten Regressionen hinweg gemessen an der Fehlerquadratsumme der gänzlich freien linearen Regression betragen für das Ratiomodell 69.8%, für das Walravenmodell 36.1% und für das Oktantenmodell 14.6%.

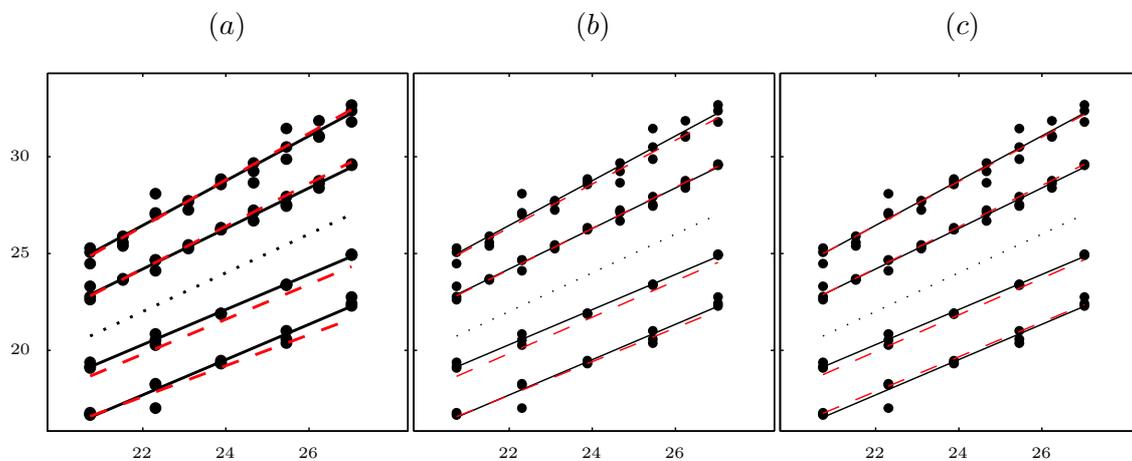


Abbildung 4.26: Graphische Veranschaulichung der Restriktionen in Experiment 4 am Beispiel der L -Kanalvariation für die Versuchsperson GW. Auf der x-Achse sind die variierten Testumfeldkoordinaten und auf der y-Achse die eingestellten Infeldkoordinaten angetragen. Oberhalb der gestrichelten Geraden $x = y$ befinden sich die inkrementellen Abgleiche, unterhalb die dekrementellen. Die schwarzen Regressionsgeraden sind restriktionsfrei für die einzelnen Bedingungen angepasst worden. Die roten Linien sind Regressionsgeraden, die unter den geprüften Restriktionen angepasst wurden: (a) zeigt modellverträgliche Regressionen zum Ratiomodell. In (b) ergeben sich die symmetrieverträglichen Geraden durch paarweise Optimierung der dekrementellen und inkrementellen Regressionen. (c) veranschaulicht die Multiplikativitätsrestriktion. Modellverträgliche Geraden sind hier jeweils aus Abgleichen innerhalb eines Oktanten gewonnen worden. Der Datensatz ist in allen drei Diagrammen derselbe.

Weitere Grafiken finden sich wieder im Anhang 5.3. Auch hier scheinen die Modelle trotz der teils deutlich signifikanten Abweichungen eine im Großen und

Ganzen durchaus zulässige Idealisierungen des Abgleichsverhaltens wiederzugeben. Dies kommt auch abschließend in Abbildung 4.27 zum Ausdruck. Es lassen sich oktantenweise für jeden eingesetzten Abgleichshintergrund univariante Schätzungen der ρ -Quotienten des variierten Kanals berechnen. Jede dieser Schätzungen beruht dabei allerdings auf nur sechs Datenpunkten. Trägt man nun die Schätzungen für Kanal i gegen die zugehörigen Umfeldkoordinaten $\phi_i(M)$ auf, so müssten diese nach dem Ratiomodell auf einer Geraden mit der Steigung $1/\phi_i(T)$ liegen, die durch den Ursprung verläuft, ist dort doch der *rho*-Quotient nichts anderes als das Verhältnis $\phi_i(M)/\phi_i(T)$ der Umfelderegungen. Insbesondere muss der Quotient an der Stelle, wo die Koordinate des Abgleichsumfeldes gleich der des Testumfeldes ist, den Wert Eins haben.

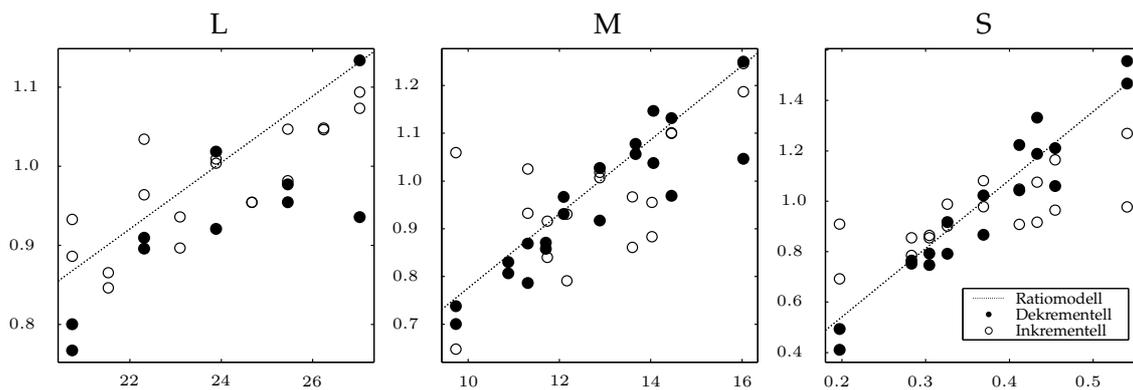


Abbildung 4.27: Schätzungen von ρ -Quotienten in Abhängigkeit vom Abgleichsumfeld. Die Ergebnisse von AW und GW sind zusammengefasst. Die gestrichelte Linie verdeutlicht die Vorhersage des Ratiomodells.

In dem Diagramm sind die Schätzungen getrennt für die drei Kanäle abgetragen. Die beiden Versuchspersonen wurden zusammengefasst, da sich zwischen ihnen keine systematischen Unterschiede zeigten. Die Schätzungen für inkrementelle und dekrementelle Bedingungen sind mit unterschiedlichen Symbolen dargestellt. Die Streuungen sind erwartungsgemäß groß wegen der angesprochenen kleinen Datenmenge, die jeder Schätzung zugrunde liegt. Die Ratiohypothese kann hier in einiger Annäherung eigentlich nur für die dekrementellen Reize als

erfüllt angesehen werden. Die mittleren quadrierten Abweichungen aller inkrementellen ρ -Quotienten von den Vorhersagen des Ratiomodells sind etwa 3.7 mal größer als die der dekrementellen ρ -Quotienten.

Oktantenübergreifende Parametervergleiche Da bei den Dichromaten Erhebungen aus allen Quadranten vorliegen, konnte sich die Prüfung einer weiteren Restriktion, die im Oktantenmodell enthalten ist, anschließen. Die ρ -Koeffizienten müssen danach nämlich mit je einem *korrespondierenden* Koeffizienten aus den beiden benachbarten Quadranten übereinstimmen, während sie sich hinsichtlich der jeweils anderen – *komplementären* – benachbarten Koeffizienten im allgemeinen unterscheiden sollten. Damit kann auf schöne und sehr einfache Weise eine Plausibilitätsprüfung der Asymmetrieauffassung erfolgen. Natürlich waren auch hier die Parameter des statistischen Modells wieder nicht die ρ -Koeffizienten selbst, sondern deren Quotienten. Es wurde das Modell zur Prüfung der Oktantenasymmetrien von oben (vgl. S. 114) für die Einzelvergleiche herangezogen. Die entsprechenden Hypothesen ließen sich in Form von Kontrasten a posteriori formulieren. Die Parametermatrix B (8×2) enthielt untereinander die vier Matrizen in transponierter Form, welche jeweils innerhalb der vier Quadranten Test- in Abgleichsreize überführen. Damit ließen sich die Einzelvergleiche über parametrische Funktionen $b'Ba$ formulieren. Über die Wahl von Spaltenvektoren der (2×2) Identitätsmatrix für a konnten die Farbkanäle isoliert betrachtet werden, und durch geeignete Vektoren b' war es möglich, die jeweils interessierenden Bedingungs-paare auszuwählen. Für die vermutet verschiedenen ρ -Quotienten-paare sind damit je Versuchsperson und je Hintergrundkombination vier Vergleiche durchzuführen und ebenso für die vermutet gleichen Paare. Dabei wurde für erstere mit 0.01 ein konservatives Signifikanzniveau festgelegt, während für die Gleichheitsvermutung ein liberales Niveau von 0.10 eingeräumt wurde, da hier die Nullhypothese unserer Erwartung entsprach. Tabelle 4.9 enthält alle verglichenen ρ -Quotienten-paare und die Statistiken zugehöriger Tests.

Tabelle 4.9: Paarvergleiche der ρ -Quotienten aus benachbarten Quadranten als post-hoc-Tests bei Dichromaten. Verglichen wurden jeweils Diagonalelemente der Matrizen \hat{B} aus reinen Oktanten mit zugehörigen Elementen der Matrizen aus benachbarten Mischquadranten. Die linke Seite enthält Vergleiche zwischen korrespondierenden Quotienten, auf der rechten Seite sind die komplementären Vergleiche aufgeführt. Die Quotienten sind etwas ungenau mit ρ_i bezeichnet. Der kritische Wert konnte aus simultanen Konfidenzbereichen der parametrischen Funktionen innerhalb des UIT bestimmt werden (vgl. A.10), die Freiheitsgrade für θ_α waren 2, 52 und 6.

Hintergrund- kombination		SS			LE			MK				SS			LE			MK		
		rein	schief	$\frac{\theta}{1-\theta}$	rein	schief	$\frac{\theta}{1-\theta}$	rein	schief	$\frac{\theta}{1-\theta}$		rein	schief	$\frac{\theta}{1-\theta}$	rein	schief	$\frac{\theta}{1-\theta}$	rein	schief	$\frac{\theta}{1-\theta}$
grün	ρ_1^-	2.11	2.05	0.00	1.78	1.62	0.01	1.53	1.69	0.00	$\rho_1^{-/+}$	2.11	1.52	0.40	1.78	1.33	0.08	1.53	1.34	0.00
	ρ_2^-	0.76	0.63	0.01	0.45	0.52	0.00	0.51	0.59	0.00	$\rho_2^{-/+}$	0.76	1.94	1.48*	0.45	1.09	0.44	0.51	1.96	0.31
	ρ_1^+	1.61	1.52	0.00	1.42	1.33	0.00	1.59	1.34	0.01	$\rho_1^{+/-}$	1.61	2.05	0.23	1.42	1.62	0.01	1.59	1.69	0.00
	ρ_2^+	1.77	1.94	0.03	1.20	1.09	0.01	2.28	1.96	0.01	$\rho_2^{+/-}$	1.77	0.63	1.36*	1.20	0.52	0.51*	2.28	0.59	0.42
	ρ_1^-	2.11	2.04	0.00	1.93	1.73	0.01	1.87	1.60	0.01	$\rho_1^{-/+}$	2.11	1.69	0.28	1.93	1.85	0.00	1.87	1.65	0.00
	ρ_2^-	2.97	2.83	0.00	2.18	2.07	0.00	2.76	2.70	0.00	$\rho_2^{-/+}$	2.97	2.10	0.27	2.18	1.43	0.14	2.76	1.77	0.11
blau	ρ_1^+	1.58	1.69	0.01	1.43	1.85	0.07	1.56	1.65	0.00	$\rho_1^{+/-}$	1.58	2.04	0.32	1.43	1.73	0.03	1.56	1.60	0.00
	ρ_2^+	2.27	2.10	0.01	1.77	1.43	0.02	2.10	1.77	0.01	$\rho_2^{+/-}$	2.27	2.83	0.11	1.77	2.07	0.02	2.10	2.70	0.04
	ρ_1^-	1.52	1.56	0.00	1.34	1.27	0.00	1.16	1.08	0.00	$\rho_1^{-/+}$	1.52	1.25	0.17	1.34	1.43	0.00	1.16	1.17	0.00
grün	ρ_2^-	0.99	0.85	0.00	0.63	0.67	0.00	0.76	0.80	0.00	$\rho_2^{-/+}$	0.99	1.63	0.16	0.63	1.12	0.12	0.76	1.47	0.09
	ρ_1^+	1.50	1.25	0.16	1.11	1.43	0.07	0.95	1.17	0.01	$\rho_1^{+/-}$	1.50	1.56	0.00	1.11	1.27	0.01	0.95	1.08	0.00
	ρ_2^+	1.64	1.63	0.00	1.20	1.12	0.00	1.48	1.47	0.00	$\rho_2^{+/-}$	1.64	0.85	0.25	1.20	0.67	0.14	1.48	0.80	0.08
rot	ρ_1^-	1.59	1.45	0.05	1.30	1.39	0.00	1.16	1.16	0.00	$\rho_1^{-/+}$	1.59	1.43	0.07	1.30	1.39	0.00	1.16	1.20	0.00
	ρ_2^-	3.90	3.65	0.01	3.35	2.22	0.24	4.28	3.19	0.12	$\rho_2^{-/+}$	3.90	2.35	0.68*	3.35	1.27	0.84*	4.28	1.58	0.74*
	ρ_1^+	1.24	1.43	0.10	1.20	1.39	0.02	1.40	1.20	0.01	$\rho_1^{+/-}$	1.24	1.45	0.13	1.20	1.39	0.02	1.40	1.16	0.02
	ρ_2^+	1.93	2.35	0.05	1.47	1.27	0.00	1.66	1.58	0.00	$\rho_2^{+/-}$	1.93	3.65	0.85*	1.47	2.22	0.11	1.66	3.19	0.23
	ρ_1^-	1.59	1.45	0.05	1.30	1.39	0.00	1.16	1.16	0.00	$\rho_1^{-/+}$	1.59	1.43	0.07	1.30	1.39	0.00	1.16	1.20	0.00
	ρ_2^-	3.90	3.65	0.01	3.35	2.22	0.24	4.28	3.19	0.12	$\rho_2^{-/+}$	3.90	2.35	0.68*	3.35	1.27	0.84*	4.28	1.58	0.74*

† $p < .10 \quad \theta_{.10}/(1-\theta_{.10})=0.314$

* $p < .01 \quad \theta_{.01}/(1-\theta_{.01})=0.490$

Es ergaben sich wie erwartet in keiner Bedingung Unterschiede zwischen korrespondierenden Quotienten auch bei dem vergleichsweise liberalen Signifikanzniveau. Innerhalb einer jeden Hintergrundkombination ist durch die Post-Hoc-Strategie schon eine Adjustierung enthalten. Insgesamt ist damit das α -Niveau für ein signifikantes Ergebnis für jede Versuchsperson um den Faktor Vier aufgebläht – was in diesem Zusammenhang als Tugend zu werten ist, werden Verletzungen des Oktantenmodells doch deshalb noch eher aufgedeckt werden. Die Restriktionen bezüglich der Parameter des Oktantenmodells können also durchaus als begründet angesehen werden. Die Anzahlen von Bedingungen mit signifikanten Ergebnissen für nicht korrespondierende Quotienten lagen mit 3, 2 und 2 für jede Versuchsperson über dem kritischen Wert 1 zum 1%-Niveau der Binomialverteilung $B(4, 0.10)$.

Partial discounting und die Heringsche Sehbedingung Zuletzt seien noch einige Worte über das partial discounting im Zusammenhang mit den Experimenten 1 und 2 verloren. Es hatten sich bereits für das Oktantenmodell in der Version des full discounting zumindest für die Trichromaten trotz statistischer Signifikanzen zum Teil nur geringe Gewinne in der Varianzaufklärung ergeben. Das Oktantenmodell würde natürlich in der Version des partial discounting weitere Gewinne erbringen, da es eine höhere Parametersättigung aufweist. Es zeigte sich allerdings, dass der mittlere CIELuv-Vorhersagefehler des reinen Oktantenmodells nur geringfügig größer war, und zwar um den Faktor 1.06 für Trichromaten und um den Faktor 1.04 für Dichromaten. Trotz dieser dürftigen Zugewinne wurde auch dieses Modell statistisch in Gänze behandelt. Es wird nun zunächst dargestellt, dass ein Test gegen das (AM) wegen des Identifizierbarkeitsproblems nur in einer Version durchgeführt werden könnte, die äquivalent ist zum Test des full discounting gegen das (AM). Danach wird kanalweise geprüft, ob die Parameterreduktion des Oktantenmodells in seiner Version des full discounting im Lichte der empirischen Daten zu rechtfertigen ist.

Seien zunächst Test- und Abgleichskontraste wieder kurz mit $\Delta_T = t - T$ und $\Delta_M = m - M$ bezeichnet, dann lautet das Modell 2.9 mit Berücksichtigung der

Augenunterschiede in einer etwas anderen Formulierung:

$$\begin{aligned}
 (t, T) \sim (m, M) &\Leftrightarrow \Delta_M = \mathbf{K}_M^{-1} \mathbf{D}_M^{-1} \mathbf{D}_T \mathbf{K}_T \Delta_T \\
 &\quad + p_T \mathbf{K}_M^{-1} \mathbf{D}_M^{-1} \mathbf{D}_T \mathbf{K}_T \mathbf{T} - p_M \mathbf{M} \\
 &= \mathbf{U} \Delta_T + \mathbf{v}.
 \end{aligned} \tag{4.11}$$

Weil der Vektor \mathbf{v} durch die zwei Parameter p_T und p_M bestimmt wird, darf er theoretisch nur aus einem bestimmten zweidimensionalen Unterraum stammen. Da dieser allerdings unbekannt bleibt, lässt sich diese Restriktion nicht prüfen, und damit wird sie im Modell auch nicht weiter berücksichtigt – \mathbf{v} muss also gänzlich freigegeben werden. Bei der Formulierung einer Restriktion eines allgemeineren Modells können hier wieder die Eigenschaften der Testreize, dass nämlich $\mathbf{C}_1 \mathbf{R}_T = \mathbf{0}$ ist⁴¹, herangezogen werden. Soll nun das zugehörige statistische Modell zunächst mit einem Allgemeinen Modell $(\text{AM})_p$:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}_p \mathbf{B}_p + \mathbf{E} \tag{4.12}$$

verglichen werden, so ist nun auch der varianzanalytischen Designmatrix \mathbf{X} des Allgemeinen Modells von oben (siehe Fußnote 25) noch eine Spalte und der Parametermatrix \mathbf{B} eine Zeile für den hinzugekommenen Vektor hinzuzufügen. Diese lauten damit

$$\mathbf{X}_p = (\mathbf{X}, \mathbf{1}_n) \quad \text{und} \quad \mathbf{B}'_p = (\mathbf{B}', \mathbf{v}'),$$

wobei \mathbf{v} der theoretische Verschiebungsvektor und $\mathbf{1}_n$ die Vektoreins der Länge n bezeichne. Soll nun eine Hypothese der Form $\mathbf{C}_p \mathbf{B}_p = \mathbf{0}$ geprüft werden, dann muss die Hypothesenmatrix \mathbf{C}_p nun noch eine Spalte mehr als \mathbf{C}_1 besitzen. Diese Spalte enthält die Koeffizienten für den Verschiebungsvektor und lautet

$$\mathbf{C}_p = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -1 & -1 & -1 & -2 \\ 1 & -2 & 0 & 0 & 0 & -1 \end{pmatrix},$$

da der Vektor jeweils konstant hinzuzuaddieren ist. Da die Matrix \mathbf{X}_p aber nicht vollen Rang hat, denn es gilt $\mathbf{1}_n = \mathbf{X} \mathbf{1}_q$, sind die Parameter aus \mathbf{B}_p nicht identifizierbar. Es sind aber dennoch Hypothesen über bestimmte Linearkombinationen der Zeilen von \mathbf{B}_p überprüfbar auch ohne, dass die Parameter im einzelnen

⁴¹Die Matrix \mathbf{R}_T enthielt zeilenweise die Testreizkontraste einer Hintergrundkombination und \mathbf{C}_1 war in der Folge von Gleichung 4.8 spezifiziert worden.

geschätzt werden können. Es können nämlich gewisse testbare Funktionen der Parameter geschätzt werden. Eine solche Möglichkeit ergibt sich, wenn die beiden Restriktionen aus C_p , die auf die spezielle Reizkonstruktion in Experiment 1 zurückgehen, simultan geprüft werden. Dazu muss eine solche Linearkombination der Spalten von C_p gewählt werden, bei der die letzte Zelle Null wird, also beispielsweise $C_p^* = \begin{pmatrix} 1 & -4 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$. Wird die letzte Spalte von C_p^* gestrichen und das Ergebnis C_2 genannt, so kann jetzt die Hypothese $C_2B = 0$ aufgestellt werden. Es handelt sich hierbei im übrigen um einen Kontrast innerhalb des Tests aus Abschnitt 4.2.5.3, der hier allerdings a priori für vier Hintergrundkombinationen und getrennt nach Oktanten geprüft werden soll. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 4.10.

Tabelle 4.10: Ergebnisse der Linearitätstests aus Experiment 1 im Sinne des partial discounting. Tabelliert sind die Werte der $F_{3,43}$ -verteilten Kenngrößen der LRT. Kritische Werte waren $F_{.01} = 4.27$ und $F_{.05} = 2.82$. Dieses Vorgehen ist äquivalent zum UIT, da C_2 nur einen Rang von Eins hat.

Hintergrund- kombination		DW		ER	
		F		F	
rot	blau	–	0.21	3.40	
		+	0.61	8.89**	
	grau	–	1.23	6.24**	
		+	0.29	4.90**	
grün	blau	–	3.74	3.82	
		+	3.35	3.46	
	grau	–	4.80**	3.12	
		+	3.52	1.08	

** $p < .01$, * $p < .05$

Wie schon in Tabelle 4.2 ergeben sich einige Abweichungen vom formulierten Modell. Dass bei DW nur ein Test signifikant wird, mag daran liegen, dass die zweite Zeile aus C_1 doppelt gewichtet in den Kontrast eingeht. Diese Zeile hatte

bei den Post-hoc-Tests aus Tabelle 4.4 nämlich auch schon keine Signifikanzen gezeigt. Man kann daher insgesamt sagen, dass das Modell des partial discounting kaum besser abschneidet als das Oktantenmodell.

In einem zweiten Schritt sollte nun geprüft werden, ob sich für die kanalweisen Regressionsmodelle annehmen lässt, dass deren Achsenabschnitte Null sind. Die multivariaten Modelle mit Korrekturtransformationen sind hier nicht gegeneinander getestet worden, ergäben hier doch Parameterschätzungen unter Umständen unsinnig große oder kleine Werte für die Elemente außerhalb der Diagonalen von \hat{U} . Ein statistisches Regressionsmodell $(RM)_p^i$, das zum kanalweisen Oktantenmodell mit Achsenabschnitt gehört, besitzt dann einen Parametervektor mit nunmehr drei statt nur zwei Elementen – die Steigungsparameter der beiden Oktanten und der gemeinsame Achsenabschnitt. Da v einen Umfeld-einfluss modelliert, sollte der Achsenabschnitt nämlich in allen Oktanten gleich sein. Für die Untersuchungen an Trichromaten lautet $(RM)_p^i$ damit:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b}_i + \mathbf{e} = \begin{pmatrix} \mathbf{t}_i^+ & \mathbf{0} & \mathbf{1} \\ \mathbf{0} & \mathbf{t}_i^- & \mathbf{1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_i^+ \\ u_i^- \\ v_i \end{pmatrix} + \mathbf{e}, \quad (4.13)$$

wobei Vektoren \mathbf{t}_i^\pm ($1 \times n^\pm$) die Testreizkontraste des Kanals i für den jeweiligen reinen Oktanten enthalten. Die Spaltenvektoren $\mathbf{1}$ ($1 \times n^\pm$) vermitteln den Umfeld-einfluss. Für die Experimente an Dichromaten enthalten die \mathbf{t}_i^\pm untereinander geschriebene Kontraste je zweier Quadranten – eines gemischten und eines reinen, denn es wurden hier bezüglich des *gains* keine Asymmetrien geprüft. Das full discounting fordert nun die Restriktion, dass alle $v_i = 0$ sind, und das kann mittels einfacher parametrischer Funktionen von \mathbf{b}_i geprüft werden. Ergebnisse der Tests über die kanalweisen Anteile der Verschiebungsvektoren fasst Tabelle 4.11 zusammen. Es sind nicht die absoluten geschätzten Verschiebungen \hat{v}_i angegeben, sondern deren kanalweiser prozentualer Kontrast zum jeweiligen Abgleichsumfeld. Ohne Adjustierung zeigen sich für vier der fünf Versuchspersonen auf dem 1%-Niveau signifikante Unterschiede der Verschiebungen von Null. Das war zwar nicht zu erwarten, allerdings wird an den Kontrasten recht deutlich in welcher Größenordnung sich die Effekte bewegen. Die absoluten Schwellen der

Kontrastsensitivitäten werden mit 2% für L - und M -Kanal berichtet und mit 8% für den S -Kanal (Pugh & Mollon, 1979). Die signifikanten Verschiebungen stellen damit bis auf eine Ausnahme unterschwellige Kontrastreize dar.

Tabelle 4.11: Kanalweiser statistischer Vergleich von partial und full discounting. Aufgeführt sind die prozentualen Kontrastwerte der geschätzten Verschiebungen \hat{v}_i in den Farbkanälen. In entsprechenden Tests signifikant gewordene Abweichungen der Verschiebungskontraste von 0 sind mit einem Sternchen gekennzeichnet.

Hintergründe		DW			ER		
		$L_{[%]}$	$M_{[%]}$	$S_{[%]}$	$L_{[%]}$	$M_{[%]}$	$S_{[%]}$
rot	blau	1.32*	0.32	-1.04	1.33	-0.70	-0.40
	grau	0.11	0.34	3.70*	0.59	-0.03	3.55*
grün	blau	0.92	-0.02	-6.10*	1.38*	0.51	-4.67*
	grau	0.29	0.05	-1.95*	0.71	-0.29	-0.15
		SS		LE		MK	
		$M_{[%]}$	$S_{[%]}$	$M_{[%]}$	$S_{[%]}$	$L_{[%]}$	$S_{[%]}$
grau	grün	-0.31	-3.48	1.41	4.05	-1.48	-1.09
	blau	0.11	-2.74	-0.55	-6.27*	-0.05	-1.48
rot	grün	-0.81	-0.65	1.48	0.38	-1.03	0.70
	blau	0.006	-6.35*	0.73	-8.83*	-0.74	-5.41

* $p < .01$, kritische Werte $t_{57;.01}$ für Dichromaten und $t_{97;.01}$ für Trichromaten

Die Verbesserung der Vorhersageleistung im Sinne durchschnittlicher CIELuv-Vorhersagefehler beim Vergleich von Walravenmodell und dem reinen partial discounting fallen ähnlich hoch aus, wie bei dem Vergleich zwischen Walraven- und Oktantenmodell. Dadurch, dass beim partial discounting der Neutralpunkt nicht an den Nullkontrast gebunden ist, dürften die Zugewinne bei der Vorhersageleistung durch Translation oktantenübergreifender Vorhersagegeraden jedoch zum großen Teil schon durch die Oktantenasymmetrien erklärbar sein und nicht, wie gedacht, durch additive Einflüsse des Hintergrundes.

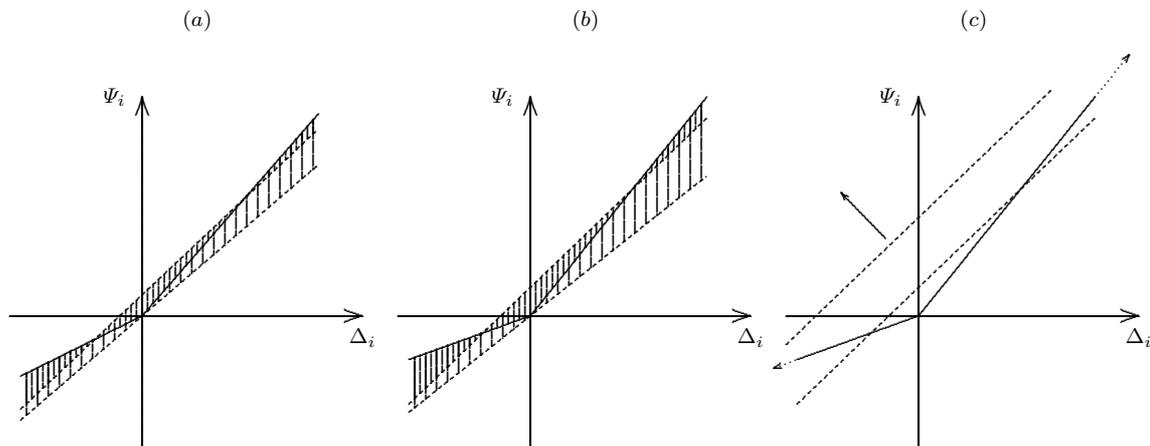


Abbildung 4.28: Implikationen der Parameterschätzung des reinen partial discounting in einer graphischen Veranschaulichung. Die 'geknickte' Gerade repräsentiert den theoretischen Zusammenhang von Kontrasten Δ_i zum Kontrastcode Ψ_i im Farbkanal i vor festem Hintergrund bei Oktantenasymmetrie. (a) enthält neben Geraden für das Walravenmodell und das Modell des reinen partial discounting schraffierte Flächen zur Veranschaulichung der Vorhersagefehler. Der wahre Neutralpunkt wird vom partial discounting trotz insgesamt besserer Vorhersagen verfehlt. (b) verdeutlicht, dass zu schätzende Achsenabschnitte mit der Stärke des Knicks variieren – größere Asymmetrien werden als größerer Umfeldeinfluss fehlgedeutet. (c) zeigt den Zusammenhang von geschätztem Achsenabschnitt und den verwendeten Kontraststärken.

Abbildung 4.28 veranschaulicht an einem etwas überzeichneten Beispiel, dass ein Modell des partial discounting durch die 'Freigabe' des Neutralpunktes dem Walravenmodell umso überlegener wird, je stärker die Knicks ausgeprägt sind. Das bedeutet, dass die Achsenabschnitte in systematischer Weise mit den 'Knickrichtungen' kovariieren. An der Grafik wird außerdem noch eine zweite Eigenschaft des Modells offenbar. Wenn in einer experimentellen Situation für fest gewählte Hintergründe Knicks vorhanden sind, so hängen die Schätzungen für die Achsenabschnitte auch davon ab, welche Kontraststärken verwendet werden. Gäbe es keine additiven Einflüsse der Hintergründe, so würde der Achsenabschnitt genauer gesagt proportional mit dem betrachteten Kontrastbereich zusammenhängen. Werden also sehr lichtstarke Inkremente oder Umfelder verwendet oder kommt zum Beispiel ein Maxwellian-View-System zum Einsatz,

welches hohe retinale Illuminanzen zu erzeugen vermag, so findet man vermeintlich starke additive Einflüsse des Umfeldes, die zumindest zu einem gewissen Grade auf Oktantenasymmetrien zurückgeführt werden könnten. Es muss an dieser Stelle erwähnt werden, dass diese Kritik die Arbeiten von Shevell (1978) nicht betrifft, dort wurden nämlich nur Inkremente verwendet. Der Grund dafür liegt wahrscheinlich im unvergleichlich höheren experimentellen Aufwand bei der Präsentation von Dekrementen mit dem Maxwellian-View-System. Damit waren gefundene Achsenabschnitte also nicht durch Oktantenasymmetrien 'verunreinigt'. Allerdings handelte es sich auch um die in Kapitel 2 erwähnten Reize vom Typ I. Diese sind weniger gut geeignet, die Gesetzmäßigkeiten der Kontrastcodierung in reiner Form zu untersuchen.

4.3 Untersuchung der experimentellen Methode

In diesem Abschnitt wird nun ein Anschlussexperiment zur Untersuchung der Augenunterschiede vorgestellt. Es schließt sich dessen Ergebnisdarstellung an sowie umfangreiche Reanalysen der Daten aus der ersten Experimentalstaffel zur Frage nach der Unabhängigkeit.

4.3.1 *Experiment 5* – Isolierte Lichter

Vorhandene Augenunterschiede würden bei der Schätzung der Modellparameter große Schwierigkeiten bereiten. Man wäre auf die multivariate Verfahrensweise beschränkt; Aussagen in Termini der Smith-Pokorny-Koordinaten wären immer Aussagen über bestimmte Linearkombinationen der wahren Koordinaten, die sich von Versuchsperson zu Versuchsperson unterscheiden können. Über Mechanismen der Farbkanäle können dann also nur sehr schwache Aussagen getroffen werden. Zum Teil sind die Auswertungen aus der ersten Staffel schon unter diesem Vorbehalt vorgenommen worden.

In diesem Abschnitt soll nun in einem gesonderten HSD-Experiment vor schwarzen Hintergründen der Frage nach der Notwendigkeit der Berücksichtigung von Augenunterschieden nachgegangen werden. Es werden dazu Reize vor schwarzen Hintergründen erhoben. Im diesem Spezialfall kann man nämlich davon ausgehen, sowohl physikalisch als auch perzeptuell identische Hintergründe, nämlich solche mit Graßmannwert Null, zu verwenden. Damit gelangt man ohne Umfeldeinflüsse im Sinne des klassischen 2°-Paradigmas zu augenspezifischen Farbkoordinaten. Für das linke Auge sei ein Testreiz t zunächst gegeben durch seine LMS-Koordinaten \mathbf{t} , die in dem dreidimensionalen 'Monitorlichterraum' physikalisch realisiert werden. Entsprechend der Graßmann-Theorie wird der physikalische Reiz wieder durch eine lineare Abbildung \mathbf{K}_L in augenspezifische Farbkoordinaten $\phi_L(t)$ des linken Auges transformiert. Analog ergeben sich die augenspezifischen Farbkoordinaten $\phi_R(m)$ des dem rechten Auge dargebotenen Abgleichsreizes m mit LMS-Koordinaten \mathbf{m} als $\mathbf{K}_R^{-1}\mathbf{K}_L\mathbf{t}$. Die Reize werden dann als Abgleich $t \sim m$ empfunden, wenn $\phi_L(t) = \phi_R(m)$. Auch hier wird natürlich die Linearität angenommen, was allerdings unproblematisch sein sollte, weil es direkt aus der wohlgesicherten Graßmann-Theorie folgt. Kommen beiden Augen identische Farbräume zu, so müssten \mathbf{K}_L und \mathbf{K}_R gleich sein und damit auch \mathbf{t} und \mathbf{m} . Hat man nun zu $i > 2$ Testreizen deren LMS-Koordinatenvektoren vollen rang besitzen, \mathbf{t}_i entsprechende Abgleiche mit Koordinaten \mathbf{m}_i erhalten, so muss man diese auf Gleichheit untersuchen. Kann man dabei mit guter berechtigung davon ausgehen, dass sich keine Unterschiede ergeben, so wäre sofort auch die Linearität für die ausgewählten reize erfüllt. Findet man hingegen Unterschiede, so ist die Linearität gesondert zu prüfen. Es lassen sich die Test- und Abgleichskordinaten spaltenweisen in Matrizen \mathbf{T} und \mathbf{M} zusammenfassen. Es ergibt sich bei Linearität, dass mit der (3×3) -Matrix \mathbf{U} $\mathbf{M} = \mathbf{U}\mathbf{T}$ gelten muss, was zu prüfen wäre.

In unserem Falle wurden fünf Testreize verwendet, die in zehnfacher Messwiederholung an sieben Versuchspersonen beiderlei Geschlechts im Alter zwischen 21 und 28 Jahren erhoben wurden. Zwei weitere Versuchspersonen GW und AW haben zu einem späteren Zeitpunkt nur sechs Messwiederholungen mit anderen

Testreizen absolviert. Die zugehörigen Koordinaten sind Tabelle 4.12 zu entnehmen.

Tabelle 4.12: Smith-Pokorny-Koordinaten und Chromatizitäten der ausgewählten Testreize. Die Bezeichnung 'grau' dient lediglich zur Unterscheidung vom helleren achromatischen Reiz – auch er erschien leuchtend weiß.

Reiz	L	M	S	x	y
rot	7.32	2.63	0.046	0.464	0.341
grün	10.18	5.74	0.061	0.328	0.454
blau	7.45	3.98	0.236	0.259	0.208
grau	12.33	6.11	0.170	0.328	0.312
weiß	22.02	11.56	0.335	0.306	0.309

4.3.1.1 Zu den Augenunterschieden

Kennwerte der Daten lassen sich Abbildung 4.29 entnehmen – die übrigen Diagramme finden sich im Anhang 5.3. Es sind sowohl Chromatizitäten der Einstellungen samt ihren Streuungsellipsen als auch Luminanzen mit zugehörigen Regressionsgeraden durch den Ursprung abgetragen. Bemerkenswert ist, dass die Ellipsen zwischen Versuchspersonen zwar in ihren Halbachsenlängen stark variieren, die Orientierungen jedoch verhältnismäßig ähnlich zu sein scheinen. Zudem sind die Eigenvektoren sehr gut verträglich mit denen der MacAdams-Ellipsen, was zu erwarten war. Auffällig sind die verhältnismäßig großen Fehlerstreuungen der eingestellten Luminanzen. Zuerst wurde im LMS -Raum multivariat geprüft, ob sich die Zentroide der Einstellungen von den Testreizen unterscheiden, ob also Augenunterschiede überhaupt vorlagen. Hierüber gibt Hotellings T^2 Aufschluss. Die in F -Werte transformierten Statistiken finden sich in Tabelle 4.13. Ein Vergleich mit dem kritischen Wert der entsprechenden Binomialverteilung zeigt, dass die Anzahl signifikanter Ergebnisse bei weitem die Anzahl zu erwartender Signifikanzen bei zutreffenden Nullhypothesen übersteigt. Die Abweichungen sind besonders deutlich bei DW, AO, AW und GW. Bei den übrigen

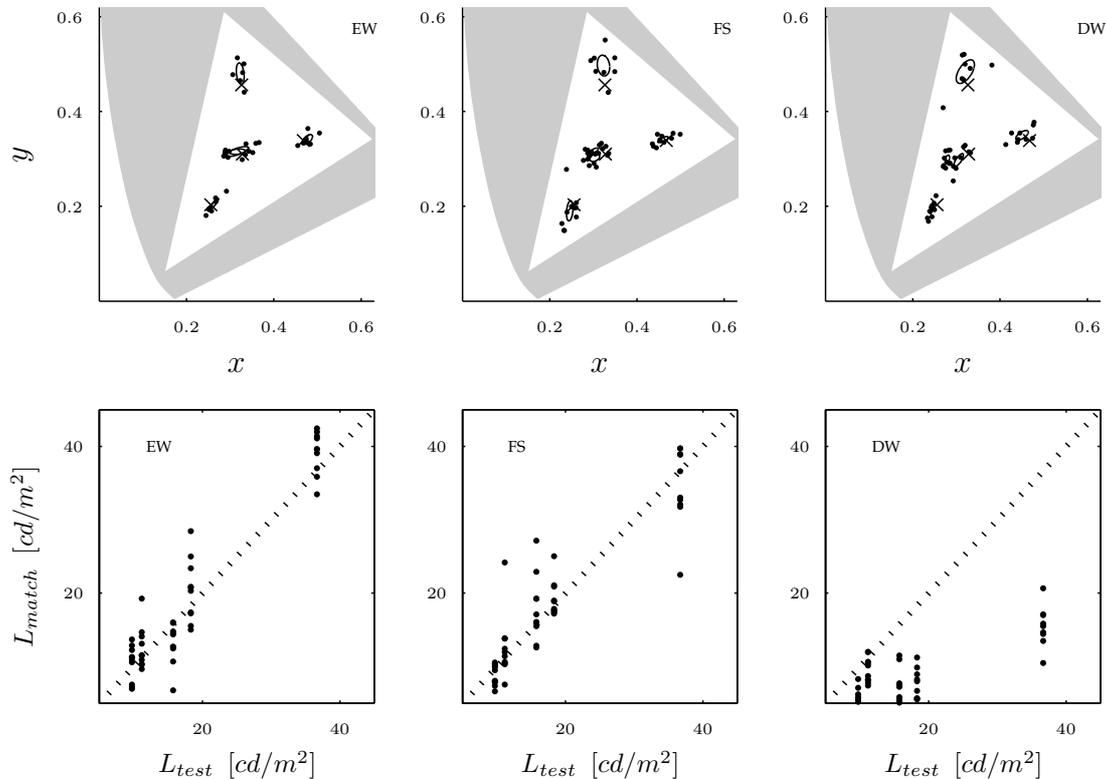


Abbildung 4.29: Daten aus Experiment 5: Die Datenpunkte in Chromatizitätsdiagrammen sind für drei repräsentative Versuchspersonen samt Streuungsellipsen für jede Bedingung eingezeichnet. Die Testreize sind durch Kreuze gekennzeichnet. Unten sind die Luminanzen der Einstellungen gegen die Testreizluminanzen zusammen mit Identitätsgeraden, auf der sich die Einstellungen unter der Nullhypothese befinden müssten, aufgetragen.

Versuchspersonen fallen die Augenunterschiede eher gering aus. Zu TS ist zu sagen, dass ihre Streuungen mit Abstand die größten waren, so dass sich Unterschiede hier kaum aufdecken lassen. Insgesamt waren die Streuungen um ein Vielfaches größer als bei Messungen im Zusammenhang mit Kontextreizen. Offenbar scheint dem visuellen System hier ein Anker zu fehlen, was sich vor allem in starken Luminanzschwankungen zeigt (vgl. hierzu Wallach, 1948b; Gilchrist, Kossyfidis, Bonato, Agostini, Cataliotti, Li, Spehar, Annan & Economou, 1999). Die Einstellungen von DW zeigen für alle Reize extreme Signifikanzen. Auch diese gingen bei post-hoc Analysen vor allem auf Luminanzunterschiede

Tabelle 4.13: Hotellings T^2 für Tests zu Augenunterschieden. Aufgeführt sind in F-Werte transformierte Statistiken für die Tests auf Verschiedenheit der Zentroide der Einstellungen von zugehörigen Testreizen. Auf dem 1%-Niveau signifikante Ergebnisse sind mit Doppelsternchen gekennzeichnet (kritischer Wert $F_{3,7,.01} = 8.45$); auf dem 5% signifikante Ergebnisse erhielten nur ein Sternchen (kritischer Wert $F_{3,7,.05} = 4.35$). Für AW und GW galten wegen weniger Messwiederholungen kritische Werte $F_{3,3,.01} = 29.46$ und $F_{3,3,.05} = 9.28$.

Versuchsperson	F_{rot}	$F_{\text{grün}}$	F_{blau}	F_{grau}	$F_{\text{weiß}}$
AO	8.78**	15.84**	1.33	3.05	14.79**
EW	1.50	3.58	0.97	0.82	6.53*
FS	0.96	2.15	1.12	0.77	8.36*
LB	1.10	12.36**	3.85	2.01	10.32**
TS	0.05	4.04	1.73	0.96	2.93
DW	9.19**	15.43**	31.61**	23.30**	70.75**
ER	4.76*	1.22	1.59	2.50	3.34
AW	6.42	21.52*	263.39**	48.32**	30.34**
GW	13.81*	3.51	84.83**	2.80	20.16*

zurück. Es stand aber dennoch zu vermuten, dass hier womöglich auch der Pupillenabstand nicht korrekt eingestellt war. Allerdings erbrachten Nacherhebungen kaum geringere Signifikanzen auch bei Entfernung der künstlichen Pupillen. Die Luminanzeinschätzungen unterschieden sich in den Nacherhebungen immerhin noch um den Faktor 0.7. Die geringsten Streuungen zeigten die Daten von ER, auch findet sich bei ihm nur eine nennenswerte Abweichung. Die Datenlage lässt sich zusammenfassend als inhomogen bezeichnen. Augenunterschiede sind für fünf der Versuchsperson nicht von der Hand zu weisen. Bei ihnen können also Parameterschätzungen aus den vorangegangenen Abschnitten kaum interpretiert werden.

Deskriptiv lassen sich die Daten durch ein lineares Modell hinreichend gut beschreiben. Als Beispiel sind die Daten zweier typischer Versuchspersonen im LMS -Raum in Abbildung 4.30 zu sehen. Es ist sofort zu erkennen, dass sich auch

hier zum Teil deutliche Unterschiede zwischen den Zentroiden und den Testreizen ergaben. In der Abbildung sind zwei weitere Punkte eingezeichnet und mit gestrichelten Linien verbunden. Sie sind die Linearkombinationen der drei zu den chromatischen Reizen gehörigen Zentroide mit den gleichen Koeffizienten, durch die sich aus den drei zugehörigen Testfeldern die anderen beiden Testfelder ergeben. Rein deskriptiv scheint es hier gute Übereinstimmungen zu geben – für jeden Testreiz liegt die entsprechende resultierende Linearkombination aus den Zentroiden der jeweils übrigen Testfelder deutlich innerhalb des Streuungsellipsoids der zugehörigen Einstellungen.

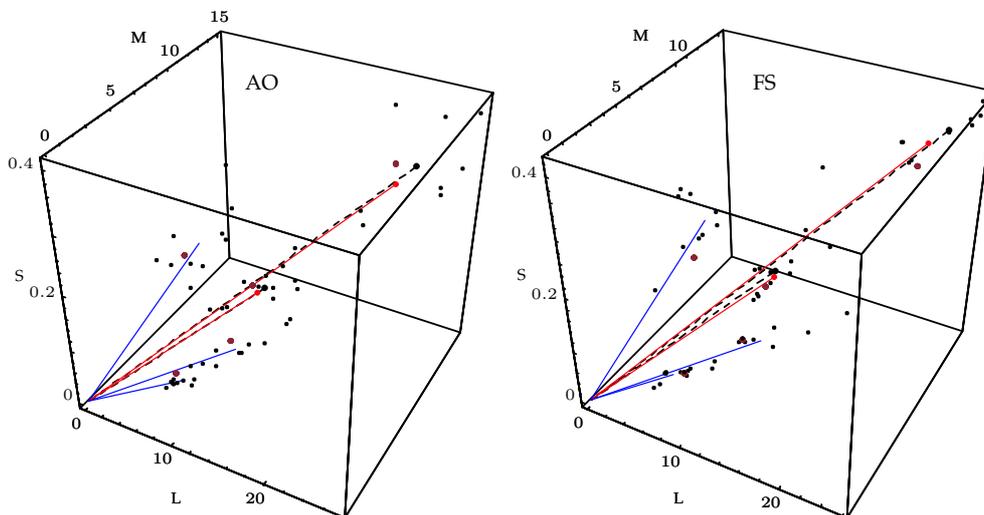


Abbildung 4.30: Daten aus Experiment 5 im *LMS*-Raum. Die Wolken kleiner Punkte stehen für die Abgleiche, durchgezogene Linien zeigen auf die fünf Zentroide. Die Testreizkoordinaten sind braune Punkte. Die Bedeutung der gestrichelten Linien wird im Text erläutert.

Die statistischen Auswertungen ergaben jedoch bei fünf Versuchspersonen signifikante Abweichungen von der Linearitätshypothese. Die zugehörigen Teststatistiken finden sich in Tabelle 4.14.

Bei der Stärke dieser Abweichungen bestehen also selbst bei Verletzung der Homogenitätsvoraussetzung an der Gültigkeit der Linearität berechnete Zweifel. Zur Absicherung dieser Folgerung sicherheitshalber durchgeführte Simulationen haben gezeigt, dass die Verletzung der Homogenität in der hier vorgefundenen

Tabelle 4.14: Aufgeführt sind die Werte der Teststatistiken unter der Nullhypothese $\lambda^{2/n} \sim \Lambda(3, 45, 2)$ des LRT und $\theta \sim \theta(3, 45, 2)$ des UIT aus der Überprüfung der Linearitätshypothese gegen das Allgemeine Lineare Modell. Zusätzlich aufgeführt sind die Box-M-Statistiken der Tests auf Homogenität der Kovarianzmatrizen. Auf dem 1%-Niveau signifikante Tests sind wieder gekennzeichnet (kritische Werte auf dem 1%-Niveau sind .69 (λ), .288 ($\theta_{.01}$) und 42.98 für Box-M, für AW und GW gelten wieder andere Werte).

Versuchsperson	Box-M	$\lambda^{2/n}$	θ
AO	127.49*	.81	.19
DW	103.14*	.54*	.45*
ER	115.87*	.53*	.45*
EW	103.10*	.35*	.61*
FS	84.95*	.89	.10
LB	102.01*	.40*	.55*
TS	103.15*	.67*	.32*
AW	121.30*	.76	.20
GW	142.04*	.90	.06

Stärke die Sensitivität der durchgeführten Tests nicht so stark erhöht, dass die Signifikanzen auf die Verletzung zurück geführt werden könnte. Da allerdings die Linearität in der gängigen Theorie als ein so gut bestätigter Befund gilt, soll hier mit dieser Annahme weitergearbeitet werden, wenn auch nicht mehr mit der gleichen unerschütterlichen Zuversicht.

Ein weiteres Argument für die Notwendigkeit von Korrekturgliedern kann sich durch die Reanalyse der Daten aus dem ersten Experiment ergeben. Dazu muss die Gültigkeit der Kanalspezifität und der Linearität bei der Kontrastcodierung trotz angebrachter Zweifel, die sich durch einige Befunde der ersten Staffel geweckt wurden, zunächst postuliert werden. Führt man nun bei den Schätzungen der Test-Abgleichstransformationen U Prüfungen über die Elemente außerhalb der Diagonalen durch, so sollten diese Null sein, wenn es keine Augenunterschiede gibt. Sollte sich nun zeigen, dass dies nicht der Fall ist, so könnte dies

auf Augenunterschiede zurückgeführt werden und die Tragfähigkeit der Modelle kann weiter angenommen werden – nur eben in den uns unzugänglichen personen- und augenspezifischen Koordinatensystemen. Das birgt natürlich die Gefahr der Theorieimmunsierung. Um diesem Dilemma zu entrinnen, sollten daher solche Korrekturtransformationen möglichst bestimmt werden. Ein solcher Versuch, und, das sei hier erwähnt, kein von Erfolg gekrönter, wird in Anhang 5.3 erläutert. Der UI-Test im Sinne des Regressionsmodells RM für die genannten Elemente der Transformationen U ist wiederum im Anhang 5.3 beschrieben. Univariate Fragestellungen entsprechen im übrigen den Post-hoc-Tests zur Hypothese der Kanalspezifität (siehe Tabelle 4.8). Hier werden die Tests allerdings als apriori-Tests verstanden – es werden alle Matrizen in die Auswertung einbezogen. Es waren demnach sechs Matrizenelemente für jede der acht Transformation – dekrementelle und inkrementelle für die vier Hintergrundkombinationen – zu prüfen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4.15 wiedergegeben.

Die geschätzten Transformationen finden sich im Anhang 5.3 – sie zeigen numerisch hohe Abweichungen von der Null in den Elementen der dritten Zeile, die die Werte des S-Kanals erzeugt. Zu beachten ist wieder, dass es sich hier gemäß den statistischen Modellformulierungen um die transformierten Versionen der Matrizen U handelt. Der Schwankungsbereich der einzelnen Elemente ist in den Zeilen gemäß den Kodierungseigenschaften zugehöriger Koordinaten ausgeprägt⁴². So werden in der dritten Zeile außerhalb der Diagonalen Werte von -5 bis 2.9 erreicht. Das ist dem Betrage nach entschieden größer als alle Diagonalelemente. Die Tests liefern für DW 6 und für ER 19 auf dem 5%-Niveau signifikante Ergebnisse. Es wurde hier wieder auf eine Adjustierung verzichtet, der Vergleich mit der kritischen Anzahl signifikanter Tests aus der Binomialverteilung $B(48, .05)$ zum 1%-Niveau ist 6. Die Augenunterschiede von DW sind gerade noch signifikant mit einem p -Wert von $.0095$, bei ER können keine Zweifel an der Notwendigkeit der Berücksichtigung der Augenunterschiede bestehen. Interessanterweise war DW die Versuchsperson, die in obigem Experiment vor schwarzen Hintergründen die größten Augenunterschiede zeigte, während ER

⁴²Koeffizienten, die den S-Zapfenbeitrag zu den anderen Kanälen bewirken, können wegen der kleinen Werte von S also durchaus größer werden, als die Diagonalelemente selbst.

Tabelle 4.15: Ergebnisse der UI-Tests zu Augenunterschieden bei Kontextreizen. Die Teststatistiken der unter der Nullhypothese $\frac{1}{45} F_{1,45}$ -verteilten Prüfgröße sind für alle Einzeltests in der untransponierten Anordnung aufgeführt. Kritische Werte zu Niveaus von 1% und 5% waren .153 und .086.

		DW		ER			
rot	blau		.022	.065	.092*	.008	
		-	.003	.071	.115*	.000	
			.004	.034	.377**	.088*	
			.001	.001		.097*	.000
		+	.010	.005	.098*	.003	
		.013	.000	.002	.038		
	grau		.000	.186**	.048	.089*	
		-	.017	.089*	.193**	.142*	
			.059	.059	.249**	.177**	
			.001	.000	.093*	.000	
+		.009	.028	.036	.000		
	.000	.000	.000	.015			
grün	blau		.119*	.004	.048	.002	
		-	.002	.029	.004	.005	
			.050	.012	.184**	.165**	
			.042	.034	.026	.004	
		+	.087*	.003	.017	.010	
		.000	.046	.009	.101*		
	grau		.001	.072	.001	.013	
		-	.055	.067	.008	.003	
			.024	.006	.007	.056	
			.095*	.000	.116*	.017	
+		.167**	.001	.333**	.063		
	.011	.023	.092*	.102*			

dort zu denen gehörte, deren Augeneigenschaften am ehesten als gleich angenommen werden konnten. Diese Tatsache steht im Widerspruch zu der Auffassung, dass die Abweichung der Transformationen U von Diagonalmatrizen auf Augenunterschiede zurückzuführen sind und als Folgerung also auch mit der Annahme der Kanalspezifität.

Gleichartige Tests zu Elementen außerhalb der Diagonalen konnten auch für die Experimente mit Dichromaten durchgeführt werden. Die tabellierten Prüfgrößen finden sich im Anhang 5.3. Es lieferten die Versuchspersonen SS, LE, MK bei jeweils 32 Tests 4, 7 und 2 auf dem 5%-Niveau signifikante Ergebnisse. Die Binomialverteilung $B(32, .05)$ liefert zugehörige p -Werte von 0.02, 0.00 und 0.21. Damit ergaben sich nur bei MK keine klaren Belege entweder für die Verletzung der Kanalspezifität oder die Notwendigkeit, Augenunterschiede zu berücksichtigen.

4.3.1.2 Zur Annahme der Unabhängigkeit

Die Behandlung der Frage der Unabhängigkeitsannahme werden geschieht durch zwei alternative Ansätze, die zwar beide mit gewissen Problemen behaftet sind, einander aber dennoch ergänzen, da sie zu vergleichbaren Ergebnissen gelangen und damit in ihrer Kombination die Befundstützung stärken. Zur Prüfung der Unabhängigkeitsannahme waren Abgleiche zweiter Ordnung zu betrachten – Abgleiche, die innerhalb des Abgleichsanges vor zwei verschiedenen Hintergründen mit identischen Testreizen hergestellt wurden. Es wurden Daten aus Experiment 1 und 2 herangezogen. Da in beiden Experimenten jeweils zwei Test- und Abgleichshintergründe zum Einsatz kamen, konnten Abgleichstransformationen zweiter Ordnung über zwei 'Übersetzungshintergründe' miteinander verglichen werden (vgl. Abschnitt 3.2.3). Die Schätzung solcher Transformationen innerhalb des ALM wirft hier allerdings gewisse Probleme auf. Bezeichnen U und \dot{U} wieder Transformationen für Abgleiche erster Ordnung von Testkontrasten Δ_T zu Abgleichskontrasten Δ_M bzw. $\Delta_{\dot{M}}$, so ergibt sich $\Delta_{\dot{M}}$ als Abgleich zweiter Ordnung aus Δ_M durch die Transformation $U_T = \dot{U}U^{-1}$. Zwar können U und \dot{U} , wie geschehen, direkt geschätzt werden, bei der Schätzung von U_T allerdings ergibt sich das Problem, dass die Verteilung inverser Zufallsmatrizen anzugeben wären – dies ist nicht Teil des standardisierten Methodenkanons. Innerhalb des ALM sind zudem keine Hypothesentests über Produkte von Parametermatrizen möglich.

Für die erste etwas konventionellere Methode sei wieder sei wieder folgende Situation betrachtet, in der vor Hintergründen M und \dot{M} bei Testhintergründen T und \dot{T} Abgleiche $m_T, m_{\dot{T}}, \dot{m}_T$ und $\dot{m}_{\dot{T}}$ gewonnen wurden. Es wurde eine Transformation direkt zwischen den Abgleichen bei Hintergrundkombination T, M und denen bei Hintergrundkombination T, \dot{M} geschätzt. Diese wurde sodann verglichen mit der Transformation für Abgleiche bei \dot{T}, M und \dot{T}, \dot{M} , die aus den schon gewohnten Abgleichsbedingungen abzuleiten waren: Für alle $m_T, m_{\dot{T}}, \dot{m}_T$ und $\dot{m}_{\dot{T}}$ gilt, dass

$$\begin{aligned} (m_T, M) \approx (\dot{m}_T, \dot{M}) &\Leftrightarrow \Delta_{\dot{M}} = \mathbf{U}_T \Delta_M \quad \text{und} \\ (m_{\dot{T}}, M) \approx (\dot{m}_{\dot{T}}, \dot{M}) &\Leftrightarrow \Delta_{\dot{M}} = \mathbf{U}_{\dot{T}} \Delta_M. \end{aligned}$$

Es gibt nun aber keine eindeutige Zuordnung von Abgleichen zweiter Ordnung zueinander. Das Problem hierbei ist, dass die jeweiligen 'Prädiktoren' Δ_M bei Testhintergrund T und \dot{T} fehlerbehaftet sind und dass damit auch die Transformationsschätzungen mit unterschiedlicher Sortierung der Messwiederholungen schwanken. Deshalb wurden in einer ersten Annäherung alle Abgleiche, die als Prädiktor dienen sollten, je festem Testkontrast durch ihren jeweiligen Zentroid ersetzt. Bei der Mittelung sollten damit die Messfehler der Prädiktoren verringert werden. Da die Wahl eines der beiden Abgleichskollektive als 'Prädiktior' beliebig ist, wurde diese Prozedur in beiden Richtungen ausgeführt. Wenn $\bar{\mathbf{X}}_1$ die nach Maßgabe der Messwiederholung vervielfältigten Zentroide der Abgleiche bei der Hintergrundkombination M, T und $\bar{\mathbf{X}}_2$ entsprechende Zentroide der Hintergrundkombination M, \dot{T} zeilenweise enthält und wenn weiter \mathbf{Y}_1 und \mathbf{Y}_2 die Abgleiche bei Hintergrundkombination \dot{M}, T und \dot{M}, \dot{T} zeilenweise zusammenfasst, so lautet das statistische Modell in dieser einen Richtung:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{Y}_1 \\ \mathbf{Y}_2 \end{pmatrix} = \mathbf{Y} = \mathbf{X}\mathbf{B} + \mathbf{E} = \begin{pmatrix} \bar{\mathbf{X}}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \bar{\mathbf{X}}_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{U}'_T \\ \mathbf{U}'_{\dot{T}} \end{pmatrix} + \mathbf{E}.$$

Bei Unabhängigkeit sollten die beiden Teilmatrizen \mathbf{U}'_T und $\mathbf{U}'_{\dot{T}}$ von \mathbf{B} nun gleich sein. Diese Hypothese konnte wieder wie üblich über einen multivariaten 'Kontrast' mit der 'Koeffizientenmatrix' $\mathbf{C}_1 = (\mathbf{I}, -\mathbf{I})$ geprüft werden. Die Ergebnisse entsprechender LR-Tests bei versuchspersonenweise adjustiertem 5%-Niveau finden sich in Tabelle 4.16.

Tabelle 4.16: Ergebnisse der Tests auf Unabhängigkeit. Aufgeführt sind oktanten- bzw. quadrantenweise approximativ χ^2 -verteilten Teststatistiken für beide Prädiktionsrichtungen – diese sind mit zugehörigen Abgleichshintergründen benannt. Die erste Spalte enthält die Tests für Trichromaten, die zweite Tests für Dichromaten.

Richtung	Oktant	DW	ER	Richtung	Quadrant	SS	LE	MK
blau → grau	-	22.83*	41.09*	grün → blau	--	1.39	1.19	4.03
					+-	4.97	5.99	2.63
	+	12.46	46.62*		+-	1.53	7.99	5.33
					++	14.99*	4.99	7.78
grau → blau	-	22.85*	40.57*	blau → grün	--	2.90	0.88	3.07
					+-	3.82	4.05	4.35
	+	11.61	40.87*		+-	0.67	12.45	10.05
					++	13.60	3.97	4.70
* $p < .05$		$\chi_{9;.05/4}^2 = 21.03$		$\chi_{4;.05/8}^2 = 14.35$				

Für die Trichromaten ergeben sich in beiden Richtungen bei drei von vier Vergleichen signifikant unterschiedliche Transformationen für die Abgleiche zweiter Ordnung mit unterschiedlichen Testhintergründen. Bei den Dichromaten hingegen ist dies hingegen nur für SS der Fall. Auch hier ist aber wieder wegen größerer Anzahl Messwiederholungen und der stärkeren Linearitätsrestriktion mit einer sehr viel größeren Power der Tests für die Trichromaten auszugehen. Ein weiterer Grund für eine höhere Power liegt in dem Verfahren begründet, mit dem die Messfehler in den Prädiktoren entfernt wurden. Wegen größerer Anzahl Messwiederholungen werden auch die Schätzfehlervarianzen unterschiedlich stark verringert, was im Falle der Trichromaten wieder zu einem stärkeren Powerzuwachs führen dürfte.

Es sollte im zweiten Ansatz mit einem *bootstrap*-artigen Verfahren aus verschiedenen Permutationen der Originaldaten innerhalb einer jeden Messbedingung eine große Anzahl verschiedener Transformationsschätzungen generiert werden. Für jede dieser Schätzungen konnten wiederum Tests wie oben durchgeführt werden. Es ergab sich daraus eine Verteilung von Teststatistiken für jede Hintergrundkombination. Bezeichnet n die Zahl der Messwiederholungen einer Bedingung

und q die Anzahl der verwendeten Testfelder, so können durch Permutation aus den Originaldaten $n!^{2q}$ viele Designmatrizen \mathbf{X} erzeugt werden⁴³. Es genügt nämlich, Permutationen nur für einen der beiden Richtungen Permutationen zu generieren, um alle möglichen Paarungen zu erhalten. In einer Simulation wurden nun 10000 zufällige Permutationen gezogen, um einen Eindruck vom Verhalten der Prüfstatistiken geben zu können – entsprechende Ergebnisse finden sich in Tabelle 4.17. Dort sind zusätzlich Teststatistiken für im Kollektiv ausgezeichnete Permutationen angegeben. Es lieferten nämlich zugehörige Designmatrizen Transformationsschätzungen, die von allen 10000 den geringsten ‘Abstand’ im Sinne eines zellenweisen Kleinstquadrat-Kriteriums von den zusammengesetzten Matrixschätzungen $\hat{\mathbf{U}}\hat{\mathbf{U}}^{-1}$ von oben hatten. Diese bootstrap-Methode ist lediglich als Ergänzung zu verstehen und hätte allein angewendet sicherlich kaum Erkenntniswert.

Es fallen zunächst die für Trichromaten kleineren Statistiken auf, eine Tatsache, die der stärkeren Varianzeinschränkung durch die Mittelbildung beim Prädiktor von oben geschuldet ist. Qualitativ erbrachte diese Methode aber die gleichen Befunde. Abbildung 4.31 zeigt die Verteilungen der Teststatistiken für die verschiedenen Hintergrundkombinationen für Di- und Trichromaten – als gestrichelte Linien sind die nicht adjustierten, kritischen Werte in all jenen Diagrammen abgetragen, die auch signifikante Ergebnisse enthalten. Es zeigen sich zudem gute Übereinstimmungen zu angepassten γ -Verteilungen, die ihrerseits mit χ^2 -Verteilungen in inhaltlicher Verbindung stehen (Benton & Krishnamoorthy, 2003). Es wurde von der Anpassung nonzentraler γ -Verteilung (siehe Knüsel & Bablok, 1996) abgesehen. Zur Begründung des gewählten Vorgehens wurde zusätzlich eine Simulation angestellt. Abbildung 4.32 zeigt die Verteilungen von Teststatistiken, die mit der beschriebenen Methode aus virtuellen Daten gewonnen wurden, die sowohl unter der Nullhypothese als auch mit verschiedenen ‘wahren’ Unterschieden bei zu prüfenden Transformationen erzeugt wurden. Die Ergebnisse sind verträglich mit der gewählten Argumentation.

⁴³Das wären beispielsweise in Experiment 1 je Versuchsperson und Test über $3.9 \cdot 10^{65}$. In Experiment 2 ergäben sich jeweils immerhin noch etwa $4.3 \cdot 10^{16}$ Permutationen.

Tabelle 4.17: Ergebnisse der Tests auf Unabhängigkeit mit 10000 permutierten Datenmatrizen. Aufgeführt sind oktanten- bzw. quadrantenweise mittlere χ^2 -approximierte Teststatistiken, ihre Streuungen, die Anzahlen N_s auf dem 5%-Niveau signifikanter Ergebnisse und p -Werte zugehöriger Binomialverteilungen. In der letzten Spalte sind die Teststatistiken χ_m^2 derjenigen Permutationen aufgelistet, deren zugehörige Parameterschätzungen denen der zusammengesetzten Schätzung $\hat{U}\hat{U}^{-1}$ am ähnlichsten waren. Auch die mittleren Statistiken sind informell mit Sternchen versehen, wenn sie für sich genommen in einem Test aufgetreten und dabei auf dem 5%-Niveau signifikant geworden wären.

Vp	Oktant	$M(\chi^2)$	$S(\chi^2)$	N_s	p_{binom}	χ_m^2
DW	–	9.38	1.207	0	1.00	7.94
	+	7.31	0.758	0	1.00	7.44
ER	–	18.55	2.268	3893	0.00	20.79*
	+	24.19*	2.369	9974	0.00	26.51*
SS	--	0.96	0.209	0	1.00	1.01
	–+	2.31	0.567	0	1.00	5.46
	+–	1.19	0.199	0	1.00	1.13
	++	9.33	1.540	272	1.00	11.84
LE	--	0.82	0.301	0	1.00	0.56
	–+	4.94	0.926	0	1.00	4.85
	+–	4.28	1.384	0	1.00	7.48
	++	5.92	1.067	0	1.00	5.59
MK	--	2.28	0.741	0	1.00	3.26
	–+	4.10	0.702	0	1.00	5.23
	+–	3.16	1.035	0	1.00	3.06
	++	3.30	0.873	0	1.00	5.11

* $p < .05$, $\chi_{9,05/2}^2 = 19.02$, $\chi_{4,05/4}^2 = 12.76$, $B(0.05, 10000; .05) = 464$

Zurückkehrend zum ersten Auswertungsansatz wurden zuletzt für die signifikanten Tests bei DW und ER Post-hoc-Tests angeschlossen, die die Beteiligung der Farbkanäle und der unterschiedlichen Infeldreize klären sollten. Zwar sind

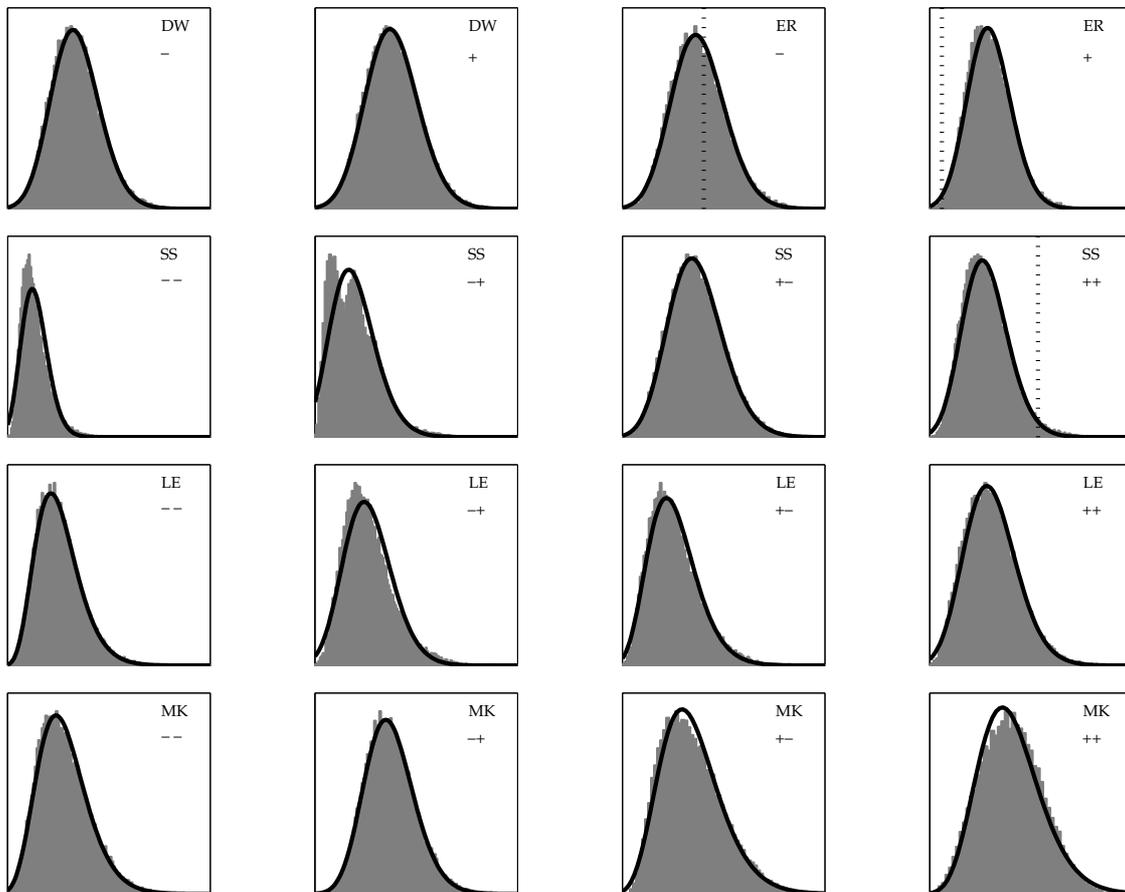


Abbildung 4.31: Verteilungen der Statistiken von Tests der Unabhängigkeitsannahme. Es wurden 10000 Permutationen der Messwiederholungen für Modelltests herangezogen. Sofern in einer Bedingung signifikante Ergebnisse auftraten, sind auch die kritischen Werte der Tests durch gestrichelte Linien verdeutlicht. In der Notation von Tabelle 4.16 wurde nur die erste Testrichtung geprüft. Es sind zusätzlich Anpassungen für die γ -Verteilung eingezeichnet.

in Tabelle 4.16 nur Teststatistiken der LR-Tests aufgeführt, es wurden aber gleichermaßen UI-Tests mit parallelen Ergebnissen durchgeführt, so dass hier wieder in gleicher Weise wie schon zuvor entsprechende univariate Hypothesen behandelt werden konnten. Die Ergebnisse gibt Tabelle 4.18 wieder.

Bei DW lässt sich keiner der untersuchten Kanäle maßgeblich für das Zustandekommen der Signifikanzen aus den overall-Tests verantwortlich machen. Für

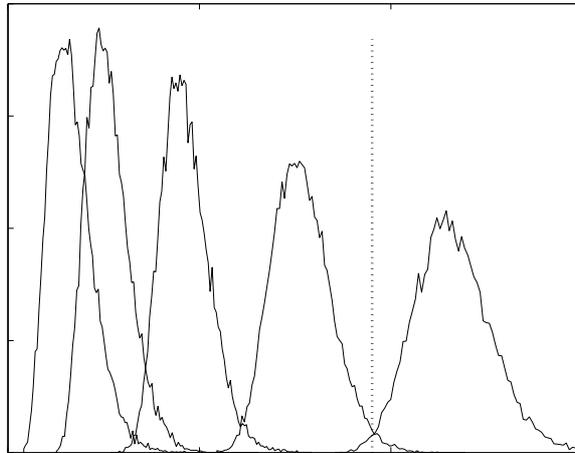


Abbildung 4.32: Verteilungen der Statistiken von Tests der Unabhängigkeitsannahme an virtuellen Daten. Verwendet wurden 'wahre' Transformationen mit unterschiedlich großen Unterschieden. Dabei lagen die Unterschiede für korrespondierende Zellen innerhalb der fünf Matrizenpaare 'gleichabständig' auf Geraden. Auch hier wurden 10000 Permutationen der Messwiederholungen für Modelltests herangezogen. Die gestrichelte Linie steht für den kritischen Wert des zugehörigen Tests.

Tabelle 4.18: Ergebnisse der kanalweisen Tests a posteriori auf Unabhängigkeit. Die Sortierung der Teststatistiken entspricht der aus Tabelle 4.16 – für nicht signifikante overall-Tests brauchten keine Prüfungen vorgenommen zu werden. Einbezogen ist zusätzlich der Luminanzkanal $L + M$.

	DW				ER			
	L	M	S	L+M	L	M	S	L+M
blau → grau	0.135	0.132	0.054	0.144	0.155	0.099	0.286*	0.141
					0.262*	0.321*	0.261*	0.290*
grau → blau	0.093	0.121	0.112	0.111	0.140	0.075	0.251*	0.120
					0.269*	0.312*	0.170	0.291*

* $p < .05$ $\frac{\theta_{.05}}{1-\theta_{.05}} = 0.179$

ER hingegen ergibt sich ein interessantes Muster. Für die dekrementellen Reize scheint der S -Kanal die Unabhängigkeitsannahme maßgeblich zu verletzen,

während sich bei den inkrementellen Reizen hauptsächlich die Luminanzeinstellungen als verantwortlich erweisen. Da sich dieser Befund nur an einer Versuchsperson und für eine Prüfung ergibt, besteht kaum Veranlassung zu weiteren Interpretationen oder Verallgemeinerungen.

Zusammenfassend kann die Unabhängigkeitsannahme für alle Versuchspersonen bis auf ER als kaum verletzt gelten, wohl wissend, dass dabei im Sinne der Nullhypothese argumentiert wird. Im folgenden Abschnitt wurde sich der Frage der Bedeutsamkeit der Abweichungen bei ER zusätzlich mit Hilfe von Unterschiedsschwellen genähert.

4.4 Experimente 6 und 7 – gefundene Abweichungen im Lichte von Unterschiedsschwellen

Da für die durchgeführten Modelltests keine sinnvolle Effektstärkenabschätzung zulässt, wurden zwei Experimente durchgeführt, die helfen sollten, die Befunde aus Experimenten 1 und 3 abschließend zu bewerten. Auch hier wird wieder getrennt auf die Modellvoraussetzungen, die vergleichenden Modelltests und die Voraussetzung der Unabhängigkeit bei der Sehbedingung einzugehen sein. Es handelte sich bei diesen Experimenten um die Messung von Unterschiedsschwellen – im Mittelpunkt stand also jeweils die Frage, wie stark sich die gefundenen colorimetrischen Abweichungen zwischen unterschiedlichen Vorhersagen perceptuell auswirken.

4.4.1 Linearität, Kanalspezifität und vergleichende Modelltests

Die Untersuchungen wurden mittels Apparat 2 und Konfigurationen mit Gaußrampe (vgl. Abbildung 4.5(d) und 4.33) durchgeführt. Dabei wurde auf dem als

Testseite bezeichneten Auge kein Infeld dargeboten, während sich auf der bisherigen Abgleichsseite zwei Infelder befanden. Die Displays waren von der Versuchsperson also nicht von denen aus den bisherigen Experimenten zu unterscheiden. Hier nun wäre es möglich gewesen, die beiden Infelder zur exakteren Schwellenbestimmung direkt aneinander grenzen zu lassen, worauf aus Gründen möglichst vergleichbarer Bedingungen allerdings verzichtet wurde.

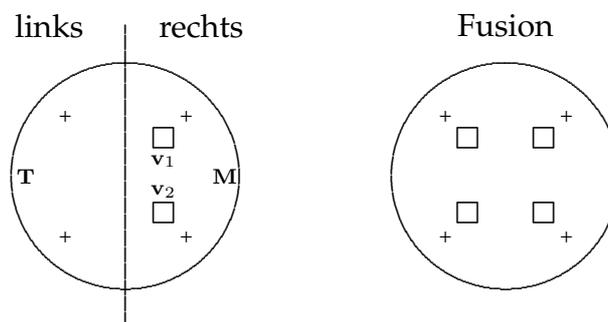


Abbildung 4.33: Reizkonfiguration der Schwellenexperimente. Auf der linken Seite wurden die Testhintergründe aus Experiment 1 dargeboten, auf der rechten die Abgleichshintergründe und die zu beurteilenden Infelder v_1 und v_2 .

Die verwendeten Hintergründe hatten die gleichen Farbkoordinaten wie jene aus Experiment 1. In Experiment 6a wurde nun zunächst die Unterscheidbarkeit von Vorhersagen des Allgemeinen Modells und denen des multivariaten Oktantenmodells (MO) geprüft. Die Vorhersagen ließen sich für alle in Experiment 1 verwendeten Testinfelder berechnen; zwischen diesen wurde die Strecke im Farbraum durch fünf euklidisch äquidistante Punkte einschließlich der Vorhersagen selbst unterteilt. Eines der beiden Infelder hatte immer die Farbkoordinaten der Vorhersage des AM, das andere die Koordinaten einer Teiletappe. Die Darbietungsorte wurden randomisiert. Nicht randomisiert wurden die Hintergrundkombinationen, da wegen der Vielzahl der zu erhebenden Urteile eine jeweils neuerlich nötig werdende Adaptation die Experimentalzeit über Gebühr verlängert hätte. Stattdessen wurden die einzelnen Hintergrundkombinationen geblockt dargeboten, so dass nur eingangs jeder Sitzung neu zu adaptieren war. Die Versuchsperson hatte die Aufgabe, per Knopfdruck zu entscheiden, ob sie

die beiden Felder als unterschiedlich wahrnahm. Mit vier Hintergrundkombinationen, fünf zu inkrementellen und dekrementellen Testinfeldern gehörigen Vorhersagen, zwanzig Messwiederholungen und fünf Distanzen zwischen den Vorhersagen mussten also 4000 Urteile gefällt werden. Diese und die folgenden recht aufwendigen Erhebungen wurden an nur einer Versuchsperson, ER, durchgeführt.

Tabelle 4.19 führt die relativen Häufigkeiten der Unterschiedsurteile für alle größten physikalischen Unterschiede je erhobener Bedingung auf. Für die folgende Auswertung wurden die Daten hinsichtlich der erhobenen Hintergrundkombinationen zusammengefasst, weil sich über die Bedingungen hinweg das gleiche Bild ergab. Damit enthielt jede Zelle des Versuchsplans 80 Messwerte.

Tabelle 4.19: Relative Häufigkeiten der Unterschiedsurteile im Vergleich von Daten-Zentroiden und Linearitätsvorhersagen. Aufgeführt sind nur jene relativen Häufigkeiten für die Bedingungen der größten physikalischen Unterschiede.

Hintergründe	Oktant	Infelder				
		1	2	3	4	5
rot → grau	–	0.261	0.269	0.385	0.404	0.396
	+	0.255	0.215	0.353	0.362	0.400
grün → blau	–	0.275	0.227	0.351	0.433	0.343
	+	0.257	0.191	0.318	0.239	0.299
rot → grau	–	0.276	0.242	0.397	0.355	0.475
	+	0.310	0.242	0.284	0.242	0.328
grün → blau	–	0.288	0.262	0.317	0.408	0.485
	+	0.178	0.302	0.245	0.307	0.224

Für die gefundenen Häufigkeiten der Unterschiedsurteile bei Vergleichen zwischen beiden Modellvorhersagen – also den Endpunkten der Strecke – wurden

jeweils Binomialtests ohne Adjustierung durchgeführt, um die Schwellennähe der Vergleiche zu untersuchen. Bedingungen, deren relative Häufigkeiten signifikant größer als 0.5 waren, wurden als überschwellig klassifiziert. Ergebnisse, die signifikant kleiner als 0.5 waren, wurden als unterschwellig und die übrigen als schwelennah bezeichnet. Zur besseren Übersichtlichkeit sind in Abbildung 4.34 und allen folgenden Diagrammen diese Klassifizierungen für die letzten Punkte der Messstrahlen durch schwarze, rote und dunkelrote Pfeile am Rand gekennzeichnet. Außerdem wurden für die relativen Häufigkeiten der einzelnen Bedingungen psychometrische Funktionen angepasst⁴⁴, wobei die Summe der an den Streuungen der einzelnen Stufen relativierten Abweichungsquadrate zur Minimierung herangezogen wurde. Die relativen Häufigkeiten für die Vergleiche zwischen Reizen auf den Endpunkten der Strecken sind in Tabelle 4.20 aufgeführt.

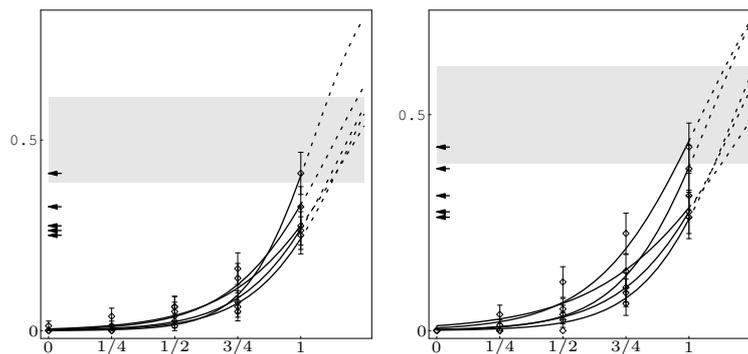
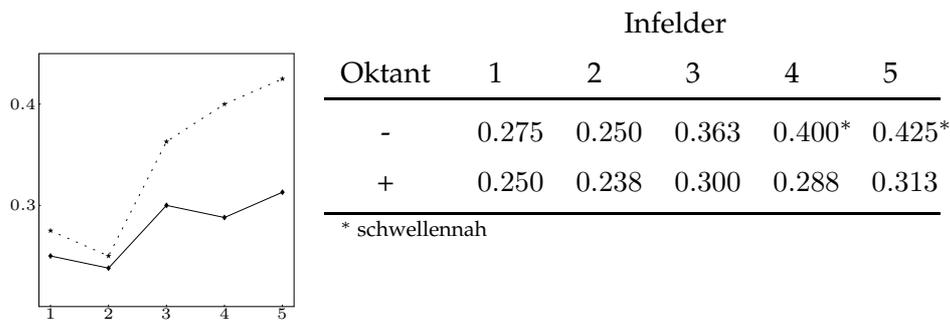


Abbildung 4.34: Unterschiedsschwellen zwischen Vorhersagen des Allgemeinen Modells und des multivariaten Oktantenmodells. Die 0 steht für Urteile mit identischen Infeldern, die 1 für Urteile zwischen den Vorhersagen. Abgebildet sind die relativen Häufigkeiten von Unterschiedsurteilen mit zugehörigen Standardschätzfehlern der Zellenmittelwerte. Im grau unterlegten Bereich liegen die gemäß der Binomialtests als schwelennah eingestuft relative Häufigkeiten, darunter die unter- und darüber die überschwelligen Bedingungen. Im linken Diagramm sind alle dekrementellen, im rechten alle inkrementellen Bedingungen getrennt aufgeführt.

⁴⁴Es bieten sich dafür unterschiedliche Funktionstypen an und es wurde aus traditionellen Gründen auf die Normalogive zurückgegriffen. Das Problem des Nullpunktes ist in der vorliegenden Situation lediglich ein numerisches. Die Auswahl der Funktion ist letzten Endes arbiträr, denn sie sollte im Grund nur monoton sein.

Tabelle 4.20: Relative Häufigkeiten der Unterschiedsurteile zwischen AM und MO samt deren grafischer Veranschaulichung. Die gestrichelte Linie steht hier für die dekrementellen Bedingungen.



Die in diesem Experiment gemessenen Schwellen nun können als Effektstärken der Verletzungen der Linearität für ER angesehen werden (vgl. auch Tabelle 4.2). Nur in der dekrementellen Untersuchungsbedingung führen die beiden achromatischen Infelder zu Vorhersagen für das AM und das MO, die als schwelennah zu bezeichnen wären.

Das folgende Experiment 6b hatte zum Ziel, die Effekte einiger vergleichender Modelltests nachträglich zu bewerten. Hier nun wurde als fester Vergleichsreiz jeweils die Vorhersage des MO gewählt. Verglichen wurde diese Vorhersage mit den Vorhersagen aus dem kanalweisen Oktantenmodell (OM), dem Walraven- (WM) und dem Ratiomodell (RM). Die Abstufungen zwischen dem MO auf der einen und den Alternativmodellen auf der anderen Seite geschah nach der gleichen Prozedur, wie schon in Experiment 6a, und auch hier wurden wieder Vorhersagen für alle Bedingungen aus Experiment 1 zugrunde gelegt. Bei nur fünf-facher Messwiederholung wurden hier von ER also 3000 Urteile abgegeben. Die Ergebnisdarstellung findet sich in Abbildung 4.35 und Tabelle 4.21.

Jeder relativen Häufigkeit im linken Diagramm lagen 100 Messungen zugrunde. Das Muster entpricht hinsichtlich der Modelle den Erwartungen – für das Ratiomodell ergaben sich für 32 der 40 verwendeten Vergleichsreize die größten

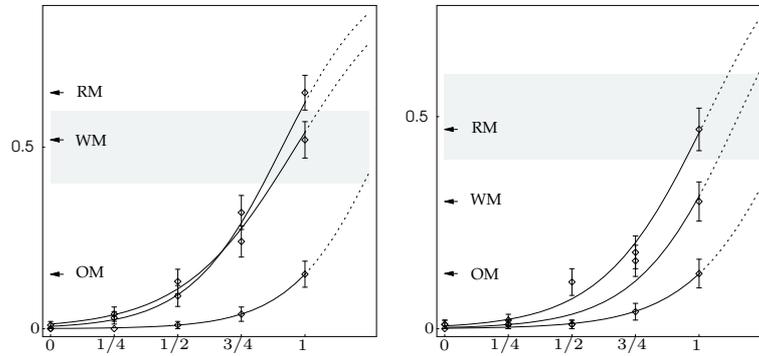
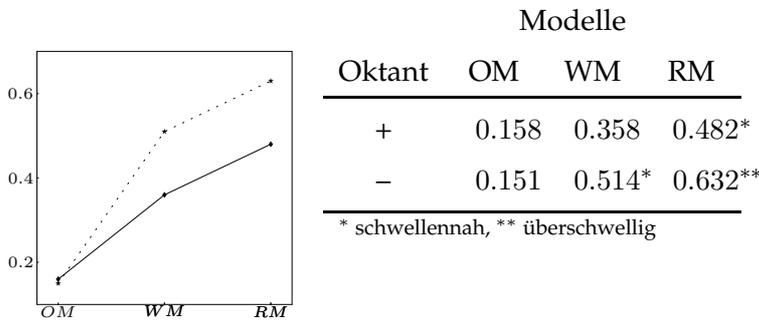


Abbildung 4.35: Unterschiedsschwellen zwischen Vorhersagen des MO und Vorhersagen ausgewählter anderer Modelle. Die Art der Darstellung folgt der aus Abbildung 4.34. Im linken Diagramm sind alle nach Infeldern zusammengefassten dekrementellen, im rechten alle inkrementellen Bedingungen getrennt aufgeführt.

Tabelle 4.21: Relative Häufigkeiten der Unterschiedsurteile zwischen MO und ausgewählten anderen Modellen und deren grafische Veranschaulichung für die zusammengefassten Daten.



perzeptuellen Unterschiede zum MO. Auch waren die Vorhersagen des Walra-
 venmodells in allen Fällen perzeptuell bedeutend unterschiedlicher von den Vor-
 hersagen des MO. Insgesamt scheint sich abzuzeichnen, dass die perzeptuel-
 len Effekte für diese Alternativmodelle bei inkrementellen Reizen größer sind,
 was sich auch schon in Experiment 1 gezeigt hat. Bei Binomialtests, die an den
 in Tabelle 4.21 zusammengefassten Daten durchgeführt wurden, ergab sich eine
 Überlegenheit des MO, da nur ein Ergebnis im unterschwelligen, die übrigen drei
 im schwelennahen und überschwelligen Bereich lagen. In den Ergebnissen zum
 OM scheint sich hingegen abzuzeichnen, dass die Verletzung der Kanalspezifität

im Sinne des *LMS*-Standardbeobachters perzeptuell kaum bedeutsam ist. Entsprechende Modellvorhersagen sind im Grunde kaum von den Vorhersagen des multivariaten Modells zu unterscheiden. Damit hätte die Einführung der Korrekturmatrizen perzeptuell bei den ausgewählten Reizen womöglich nur wenig bedeutsame Konsequenzen. Allerdings ist bei einer solchen Folgerung Vorsicht geboten, da auch eine Antworttendenz zum Gleichheitsurteil die Befunde verzerren kann. Die Reihenfolge der Unterscheidbarkeiten der verschiedenen Modellvorhersagen bleibt davon aber unberührt.

4.4.2 Unabhängigkeit

In ähnlicher Weise wurde nun die zentrale Voraussetzung beim Einsatz der verwendeten Sehbedingung geprüft. Es konnten, wie weiter oben geschehen, für Abgleiche zweiter Ordnung je Oktant zunächst zwei unterschiedliche Transformationen U_T , $U_{\dot{T}}$ geschätzt werden (siehe Abschnitt 4.3.1.2); eine für den Übergang via Testhintergrund T und eine für den Übergang via \dot{T} . Damit können zu beliebigen Reizen (m_i, M) innerhalb des zugehörigen Oktanten Abgleiche zweiter Ordnung (\dot{m}_{1i}, \dot{M}) und (\dot{m}_{2i}, \dot{M}) berechnet werden. Da bei Unabhängigkeit $U_T = U_{\dot{T}}$ gelten muss, sollten sich auch zugehörige Vorhersagen nicht unterscheiden. Da in Abschnitt 4.3.1.2 statistische Abweichungen aufgetreten sind, ist hier nun zu prüfen, ob diese Effekte auch perzeptuell bedeutsam sind. Die Auswahl der Reize für dieses Experiment 7 geschah wie folgt: Zunächst wurden oktantenweise zufällige neue Infelder \mathbf{m}_i generiert – gewissermaßen handelt es sich dabei um virtuelle Abgleiche, die nicht in Experiment 1 erhoben worden sein mussten⁴⁵. Zu Kontrasten $(\mathbf{m}_i - \mathbf{M})$ konnten nun zwei colorimetrisch unterschiedliche, realisierbare Abgleichsvorhersagen vor dem Hintergrund \dot{M} berechnen mit $\dot{\mathbf{m}}_{1i} - \dot{M} = U_T(\mathbf{m}_i - \mathbf{M})$ bzw. $\dot{\mathbf{m}}_{2i} - \dot{M} = U_{\dot{T}}(\mathbf{m}_i - \mathbf{M})$. Auch hier ließ sich nun die Verbindungsstrecke zwischen beiden Vorhersagen in der in Experiment 6 beschriebenen Weise unterteilen. In der einen Hälfte der Durchgänge wurden

⁴⁵Dabei ist darauf geachtet worden, dass diese recht deutlich innerhalb des intendierten Oktanten lagen. Der Zufallsauswahl lag dabei die Überlegung zugrunde, eine größere Stichprobe von Reizen aus dem Farbraum zu entnehmen.

dabei die Vorhersagen (\hat{m}_{1i}, \hat{M}), in der zweiten die Vorhersagen (\hat{m}_{2i}, \hat{M}) als feste Wahl, das heißt als Nullpunkt der jeweiligen Strecke, vorgegeben. Die Positionen der Infelder im Display war randomisiert. Die Prozedur wurde für beide ehemaligen Abgleichshintergründe durchgeführt. Je Abstufung wurden 100 Urteile abgegeben – als contralateraler Hintergrund wurde in je einer Hälfte der Darbietungen einer der ehemaligen Testhintergründe geblockt dargeboten. Ergebnisse zeigt Abbildung 4.36 und Tabelle 4.22.

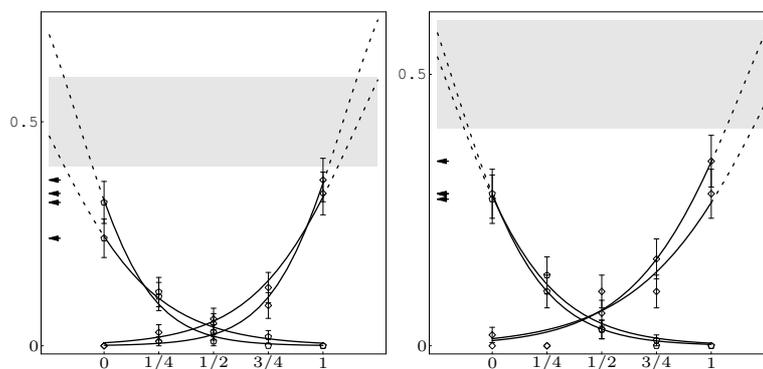
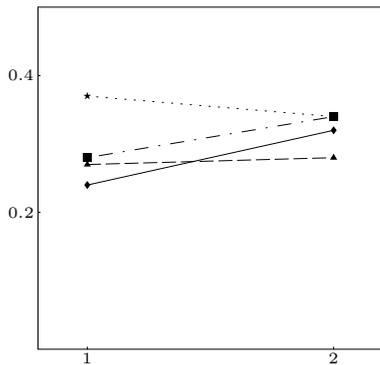


Abbildung 4.36: Unterschiedsschwellen und die Unabhängigkeitsvoraussetzung. Die beiden Diagramme stehen für Präsentationen vor den beiden ehemaligen Abgleichshintergründen. Die psychometrischen Funktionen wurden jeweils für inkrementelle und dekrementelle und außerdem getrennt für die konstanten Vergleichsreize angepasst.

Alle relativen Häufigkeiten führen zu Klassifikationen als unterschwellige Unterschiede. Zudem wird bei einer Auswertung der zugehörigen 3-faktoriellen ANOVA auf dem 5%-Niveau kein Effekt signifikant, das heißt, hinsichtlich Oktanten und Testhintergründen ergaben sich keine Unterschiede. Auch scheint die Symmetrie bei den Vergleichen erfüllt zu sein. Zu beachten ist hierbei, dass die experimentellen Bedingung in dem Fall der Extrempolvergleiche natürlich absolut identisch waren. Zur Ausgewogenheit der Zellenbesetzungen wurde allerdings hier die doppelte Anzahl an Messwerten erhoben und zufällig auf die jeweils zwei Zellen innerhalb einer Oktanten-Testhintergrund-Bedingung verteilt. Die Befunde lassen sich damit als ein Hinweis für die geringe Bedeutsamkeit der statistischen Verletzung der Unabhängigkeitsannahme deuten. Einschränkend ist zu bemerken, dass sich die Befunde nicht ohne weiteres auf mit anderem Gerät

Tabelle 4.22: Relative Häufigkeiten der Unterschiedsurteile für Abgleichsvorhersagen zweiter Ordnung und ihre grafische Veranschaulichung. Die Ergebnisse sind unterteilt nach den beiden Hintergründen auf der Urteilsseite.



contra lateral	Oktant	Vergleiche	
		M ₁ /M ₂	M ₂ /M ₁
T ₁	-	0.370	0.340
	+	0.240	0.320
T ₂	-	0.280	0.340
	+	0.270	0.280

* schwelennah, ** überschwellig

realisierbare Reize generalisieren lassen. Würde man die hier geschätzten Transformationen heranziehen, um Reize für ein Maxwellian-View-System zu generieren, dürfte sicherlich mit bedeutenden Problemen zu rechnen sein. Allerdings ist ebenfalls davon auszugehen, dass auch die Schätzung der Transformationen besser werden, wenn man sie aus Abgleichen mit jenem Gerät gewönne.

Kapitel 5

Diskussion der Befunde

In den folgenden beiden Abschnitten wird zunächst eine kurze Zusammenfassung der zentralen Befunde zu den Codierungsmodellen und der Sehbedingung erfolgen. Diese werden sodann in den Forschungskontext eingebettet, um schließlich im letzten Abschnitt in einen Ausblick zu münden.

5.1 Die Modelle

Zum Abschluss sei ein zusammenfassender Überblick über alle erwähnten Modellvarianten in Abbildung 5.1 gegeben. Das Diagramm verdeutlicht durch Pfeile, in welcher Reihenfolge die Modelle durch entsprechende Verallgemeinerungen auseinander hervorgehen und damit auch, welche Modelle statistisch direkt gegeneinander getestet werden können. Die Allgemeinheit der Modelle nimmt nach unten ab. Bei paarweisen statistischen Prüfungen stellte damit das jeweils untere Modell die Nullhypothese.

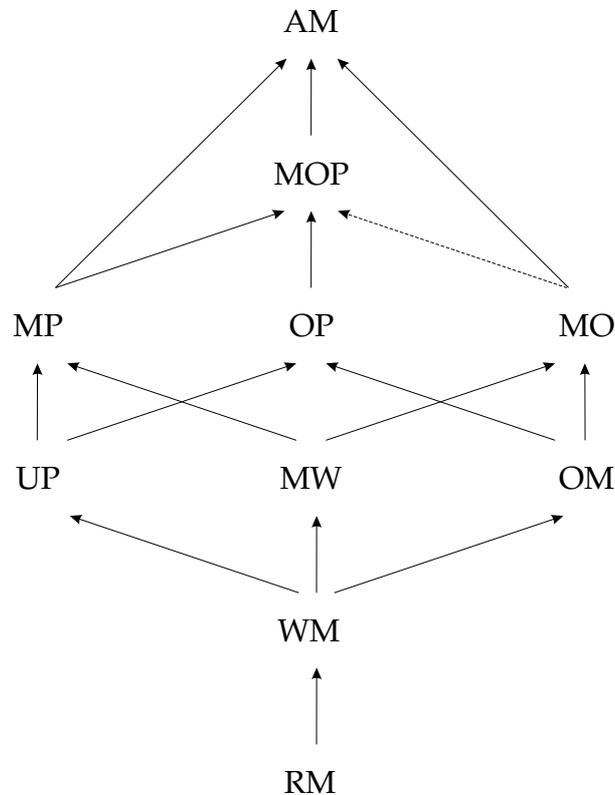


Abbildung 5.1: Hierarchischer Überblick über die Modelle. Beginnend von allgemeineren oben hin zu jeweils restringierteren Modellen darunter. Im einzelnen seien sie hier benannt mit:

AM	Allgemeines Modell (varianzanalytisches Modell)	(Gl. 4.7),
MOP	Multivariates Oktantenmodell mit partial discounting	(Gl. 4.11),
MP	Multivariates partial discounting ohne Oktantenasymmetrien	(Gl. 4.11),
OP	Univariates Oktantenmodell mit partial discounting	(Gl. 2.11),
MO	Multivariates Oktantenmodell mit full discounting	(Gl. 4.3),
UP	Univariates reines partial discounting	(Gl. 2.9),
MW	Multivariates Walravenmodell	(Gl. 3.3),
OM	Univariates Oktantenmodell	(Gl. 2.10),
WM	Univariates Walravenmodell	(Gl. 2.8),
RM	Ratiomodell	(Gl. 2.6).

Die Pfeile verdeutlichen, welche Modelle statistisch gegeneinander getestet werden konnten, die gestrichelte Linie verdeutlicht das Identifizierbarkeitsproblem aus Abschnitt 4.2.5.3.

Einen Vergleich der mittleren CIELuv-Vorhersagefehler der Modelle getrennt für Tri- und Dichromaten ermöglicht Abbildung 5.2. Die multivariaten und univariaten Modellvarianten sind getrennt dargestellt und innerhalb dieser beiden Säulengruppen erfolgte die Sortierung von links nach rechts gemäß ihrer Parametersättigungen.

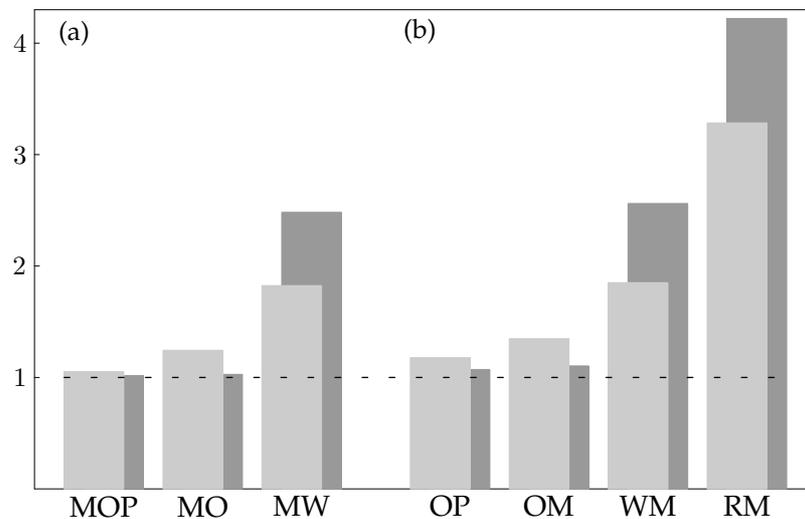


Abbildung 5.2: Vergleich der mittleren CIE Luv-Vorhersagefehler ausgewählter Modelle. Die Werte sind jeweils am Vorhersagefehler des AM normiert. Säulengruppe (a) umfasst die multivariaten und (b) die univariaten Modellvarianten. Die dunklen Säulen stehen für die Dichromaten, die hellen für die Trichromaten. In diese vollständige Übersicht gehen auch Auswertungen ein, die in der bisherigen Befunddarstellung nicht vorgestellt wurden.

Die Gegenüberstellung der Vorhersagegüten kann in gewisser Weise als Ersatz für eine Abschätzung der Effektstärken der verschiedenen Modelltests angesehen werden. Die Befunde stehen in guter Übereinstimmung mit denen aus den durchgeführten Schwellenexperimenten. Die Aussagekraft der statistischen Signifikanzen muss daher zum Teil als begrenzt angesehen werden. Die Einschränkung der Gültigkeit auf die verwendeten Reize muss allerdings an dieser Stelle wiederholt werden.

Linearität: Eine gewisse Abschätzbarkeit der Abweichungen von der oktantenweisen Linearitätsvoraussetzung wird durch einen Vergleich der Fehlersäule des MO mit der gestrichelten Linie - also dem mittleren Fehler des AM - in Abbildung 5.2 ermöglicht. Es scheint sich danach um eine durchaus zulässige Restriktion zu handeln. Auch die Auswertungen zu Experimenten 1 und 3 zeigten trotz gewisser statistischer Abweichungen, dass die oktantenweise Linearitätsannahme durchaus als gerechtfertigt gelten kann. Lediglich im Bereich kleiner Kontraste

ergaben sich bedeutsame Abweichungen. Nun ist aber im Ansatz des Oktantenmodells dem Gedanken der qualitativen Trennung der Phänomene und damit einhergehender Verarbeitungsmechanismen durch unterschiedliche lineare Beziehungen in den Oktanten Rechnung getragen. Das bedeutet, diese in den meisten Situationen tragfähige Heuristik braucht für die Situation kleiner Kontraste nicht allzu ernst genommen zu werden. Hier scheinen weitere Mechanismen Wirkungen zu entfalten, wie etwa die Kontrastverstärkung durch *crispening* (vgl. hierzu Takasaki, 1966), die zu den beobachteten Abweichungen führen können.

Zuletzt konnten bei Dichromaten keine Hinweise auf eine Verletzung der Linearitätsannahme gefunden werden. Was ein Argumentieren für die Nullhypothese allerdings ein wenig schwächt, ist die geringere Anzahl an Messwiederholungen. Es sind zudem keine allzu kleinen Kontraste zum Einsatz gekommen. Dies führte auch dazu, dass keine Messungen zu verzeichnen waren, in denen für irgendeinen Farbkanal ein Inkrement durch ein Dekrement oder umgekehrt abgeglichen worden wäre. Experimente 1 und 3 hingegen lieferten Durchgänge solcher Art. Das lässt den Schluss zu, dass hier zum Teil in näheren Umgebungen zu Nullkontrasten erhoben wurde, die auch durch das oben erwähnte *crispening* nicht merklich werden konnten. Dadurch wahrscheinlichere fälschliche Zuordnungen einzelner Reize zu einem Oktanten bewirken natürlich zusätzliche Fehler bei statistischen Prüfungen zu Ungunsten der Linearitätsannahme.

Augenunterschiede: Es zeigen sich kaum nennenswerte Unterschiede in mittleren Vorhersagefehlern zwischen den multivariaten und den univariaten Ansätzen – erstere waren durch die Befürchtung motiviert, Augenunterschiede könnten zu einer Beeinträchtigung der Datenerhebung führen. Augenunterschiede, die in der Situation isolierter Lichter teils drastisch durchbrachen, scheinen bei Kontextfarben nur geringe Wirkungen zu zeigen. Das liegt sicherlich zum Teil an der robusteren Einschätzbarkeit der Infeldfarben aufgrund von Ankereffekten (vgl. Gilchrist et al., 1999 für achromatisches Reizmaterial). Dieses Phänomen wird vor allem auch durch die um Größenordnungen kleineren Streuungen der Einstellungen bei Kontextreizen deutlich.

Auch lieferten die Schätzungen von Korrekturtransformationen nur schlecht interpretierbare Lösungen. Dies lässt entweder Zweifel an der Vorstellung aufkommen, dass die Stimuluskoordinaten linear zu Versuchspersonenkoordinaten korrigiert werden könnten, oder, dass die Auswirkungen von Augenunterschieden in der Sehbedingung tatsächlich als substantiell zu bezeichnen wären. Beispielsweise ergaben sich bei Urgelbeinstellungen interokulare Unterschiede bezüglich der dominanten Wellenlänge bei Reizen mit 2° , nicht aber bei solchen mit 7° visuellem Winkel (Shevell & He, 1995). Eine auf die Infelder beschränkte Anwendung linearer Korrekturtransformationen würde allerdings ebenfalls zu Problemen mit den Nullkontrasten führen. Eine alternative Möglichkeit wäre, die Korrekturstärke entsprechend der Exzentrizität als fließend veränderlich zu modellieren – etwa als Idealisierung in Form einer Gaußglocke. Dabei ergibt sich allerdings die Notwendigkeit einer plausiblen Annahme darüber, wie die Infeld- und Umfeldgradienten zu jeweils isolierten Codes zu integrieren wären, so dass der Nullpunkt des full discounting erhalten bliebe.

Beim Versuch der Ermittlung linearer Korrekturglieder mit über alle Sehgebiete gleichverteilten Korrekturstärken konnten die mittleren Vorhersagefehler der univariaten Anpassungen nicht unterschritten werden – siehe Anhang 5.3. Das spricht entweder dafür, dass diese Modellierung nicht adäquat war, oder aber dass die Effekte von Augenunterschieden als vernachlässigbar erachtet werden können. Schließlich weisen auch die Ergebnisse aus den Schwellenexperimenten in Richtung der letzteren Deutung. Der multivariate Zugang wäre damit nicht länger notwendig, und die Schätzungen der Quotienten von ρ -Koeffizienten aus der univariaten Herangehensweise könnten als hinreichende Approximationen erachtet werden.

Kontrastcodierung: Weiter werden nur geringe Zugewinne bei der Vorhersage gegenüber dem Oktantenmodell in der Version des full discounting erzielt, wenn man den Ansatz des partial discounting verfolgt¹. Dies war schon aus eingangs

¹Die zugehörigen mittleren Vorhersagefehler in der Grafik sind geringfügig unterschätzt, da hier mögliche Verschiebungen nicht auf die Umfeldrichtung beschränkt waren.

dargelegten Argumenten zu erwarten. Vergleicht man hingegen das Oktantenmodell mit dem full discounting im Sinne von Walraven, so ergeben sich deutlichere Zugewinne. Konnten die Knicks bei den Trichromaten in Experimenten 1, 3 und 4 in der geometrischen Anschauung zum Teil kaum überzeugen, so lieferten die zugehörigen statistischen Prüfungen und auch die Ergebnisse aus den Schwellenexperimenten durchgehend deutliche Befunde in Richtung der Asymmetrien. Dichromaten zeigten zudem sehr viel größere Effekte als die Trichromaten. Dies steht im Einklang mit den statistischen Befunden und den unterschiedlichen Knickstärken für die beiden Probandengruppen. Die Königsche Sichtweise, dass es sich bei der Dichromasie lediglich um eine reduzierte Form der Trichromasie handele, muss damit in Zweifel gezogen werden (vgl. hierzu auch Mitchell & Rushton, 1971). Der Versuch einer Begründung für diesen Befund geht allerdings über den Rahmen der vorliegenden Arbeit hinaus.

Betrachtet man zuletzt das Ratiomodell, so zeigt sich ein weiteres substantielles Anwachsen der Vorhersagefehler. Dies mag zunächst als klarer Hinweis erscheinen, diesen Ansatz zu verwerfen. Berücksichtigt man allerdings die Tatsache, dass hier über die Kenntnis der Reizeigenschaften hinaus *keine* Modellparameter nötig sind, so mag es dennoch erstaunen, dass diese äußerst einfache Vorstellung schon eine so gute Annäherungen an tatsächliches Einstellungsverhalten vor allem bei inkrementellen Reizen liefert. Die Ergebnisdarstellung aus Experiment 4 steht zudem in gutem Einklang mit dem Ratiomodell und zu jüngeren Befunden, die mit einer ähnlichen Methode bei geblitzten Infeldern vor perzeptuell homogenen Umfeldern gewonnen wurden² (Beer & MacLeod, 2001).

5.2 Das Paradigma

Wie schon festgehalten können die Augenunterschiede in der vorliegenden Sehbewingung als Einfluss von nur geringer Auswirkung angesehen werden. Das

²Eines der Umfeldern ging in Form einer zweidimensionalen Gaußrampe in ein alles umgebendes Umfeld über und verschmolz daher nach kurzer Zeit mit diesem.

bedeutet insbesondere, dass im HSD-Verfahren direkt auf die Schätzungen der ρ -Quotienten Bezug genommen werden kann. Dieser tröstliche Befund betrifft allerdings lediglich die Fehler innerhalb einer Messbedingung. Sollen hingegen Befunde aus Messungen an einer Hintergrundkombination auf andere Reizbedingungen verallgemeinert werden können, so ist die Gültigkeit der Unabhängigkeit von zentraler Bedeutung. Entsprechende Tests dieser Voraussetzung konnten an Daten aus den Experimenten 1 und 2 durchgeführt werden. Auch hier zeigten sich wieder Unterschiede zwischen den beiden Probandengruppen – für die Dichromaten schien es keinen Grund zu geben, die Unabhängigkeitsannahme anzuzweifeln. Die deutlichen statistischen Verletzungen vor allem bei einer Versuchsperson aus der Gruppe der Trichromaten (vgl. auch Richter, 1998) könnte die Auffassung stützen, dass in der HSD-Situation eben nicht nur primäre Kontrastcodierung isoliert wird. Sollten übergeordnete Kontrastmechanismen (siehe zum Beispiel Shevell, 1978; Land, Hubel, Livingstone, Hollis & Burns, 1983) bei der Codierung wenn schon nicht allein verantwortlich so doch maßgeblich beteiligt sein, so müsste bei zentraler Modifikation der Codes auch die Fusion der Hintergründe hinsichtlich ihrer Kontrastwirkung auf die Infelder einbezogen werden. Damit könnte also bei der verwendeten Sehbedingung nicht zwischen Mechanismen unterschieden werden, die auf Rezeptorebene oder in nachgeschalteten Arealen lokalisiert sind.

Die Befunde zur Unabhängigkeit konnten allerdings durch eines der Schwellenexperimente in der vorliegenden Arbeit relativiert werden. Hier zeigte sich, dass Vorhersagen mit und ohne Unabhängigkeitsvoraussetzung perzeptuell nicht unterscheidbar waren. Damit kann der Anteil retinaler Mechanismen am Zustandekommen der Abgleiche als weitaus bedeutsamer aufgefasst werden – dies wird auch plausibel aufgrund schon recht alter Befunde, die eine frühe und isolierte Verschaltung der unterschiedlichen Rezeptorklassen nachwiesen (Svaetichin & MacNichol, 1958; Wiesel & Hubel, 1966).

Es ist die Generalisierbarkeit von Befunden aus vorliegenden HSD-Daten möglicherweise auch aus einem anderen Grund eingeschränkt. So liefert die Art der Reizdarbietung mittels Computermonitoren nämlich nur einen relativ kleinen

Ausschnitt aus dem Farbraum – einen Teil des unteren Endes der Farbtüte. Damit sind natürlich auch die Wahlmöglichkeiten für die Reizkonfigurationen stark eingeschränkt. So sind bei größerer Verschiedenheit der beteiligten Hintergründe stärker ausgeprägte Knicks zu erwarten, als diejenigen aus den vorliegenden Experimenten.

Als Ergänzung zu Befunden, die mit ähnlichen Verfahren (Wuerger, 1996; Beer & MacLeod, 2001; Ekroll, Faul, Niederée & Richter, 2002) oder auch anderen Darbietungsapparaten und Methoden (Walraven, 1976; Shevell, 1982; Mausfeld & Niederée, 1993) gewonnen wurden, stellen die haploskopisch fusionierten Hintergründe allerdings sicherlich eine nützliche und fruchtbare experimentelle Herangehensweise dar, wenn bei der Interpretation anfallender Daten die nötige Vorsicht waltet.

5.3 Ausblick

In den einführenden Kapiteln klang bereits streiflichtartig die Problematik der Dimensionalität vollständiger Codes für Kontextfarben an. Mit einem Stetigkeitsargument, welches auf phänomenologischen Überlegungen beruhte, konnte Niederée (1999) nachweisen, dass solche Codes sich nur in mehr als drei Dimensionen fassen lassen. Die Graßmanngesetze für Reize im Dunkelkontext sind davon allerdings unberührt. Ebenso können danach stets verschiedene Infelder vor demselben Hintergrund durch dreidimensionale Matchingprozeduren abgeglichen werden. Problematisch werden erst Abgleiche vor verschiedenen Hintergründen, denn hier müssen und werden in aller Regel nach dem Dimensionalitätsatz keine vollständigen Abgleiche existieren. Werden Versuchspersonen hier allerdings zu Abgleichen gezwungen, so ergeben sich dabei nur solche Abgleiche, bei denen von bestimmten Unterschiedlichkeiten abstrahiert werden muss – weiter oben war in diesem Zusammenhang von *modes of appearance* die Rede. Die genannten Unterschiedlichkeiten können sich auf sehr subtile Aspekte der Reizqualität beziehen. Erwähnt sei das Phänomen der Verhüllung der Infeldfarbe

durch gewisse Eigenschaften des Kontextes. So findet man vor allem für kleine Kontraste Effekte, die zusammenfassend als eine Aufspaltung der Infeldfarbe in einen 'objekthaften' und einen 'beleuchtungshaften' Anteil beschrieben werden können. Dabei ergibt sich oft auch der Eindruck, es läge eine transparente Schicht über dem Infeld, welche die Chromatizität des Umfeldes annimmt. Dieser 'duale Aspekt' (vgl. auch Mausfeld, 1998; Faul & Ekroll, 2002) der Wahrnehmung von Kontextfarben spiegelt sich auf der Seite der Codes in einer höheren Dimensionalität wider. Statt eines *discounting the background* muss danach eher von einem *keeping the background* gesprochen werden – das visuelle System verwirft damit keine 'Information' in der durch dreidimensionale Codierungsmodelle nahegelegten Weise. Diese Codierungsmodelle zusammen mit entsprechend gezwungenen Abgleichsbedingungen können damit nur Approximationen der viel reichhaltigeren Phänomenologie liefern.

Es schließt sich die Frage an, ob die genannte Zerlegung tatsächlich schon auf der untersten Ebene retinaler Verschaltungen implementiert ist. Damit wären dann auch Farbabgleiche mit der hier verwendeten Sehbedingung von der Dimensionalitätsproblematik betroffen. Innerhalb eines fest gewählten Umfeldes ließen sich alle Farbcodes als dreidimensionale Mannigfaltigkeit des höherdimensionalen Raumes auffassen. In der Abgleichssituation vor unterschiedlichen Hintergründen ergäben sich unter Umständen keine zusammenfallenden Bereiche der beiden Gebilde, so dass vollständige Abgleiche nicht erzielt werden könnten. Den oben beschriebenen subtilen und nicht auflösbaren Unterschiedlichkeiten begegnet man hier allerdings nicht. Abgleiche gelangen stets und zur Zufriedenheit aller Probanden. Daraus lässt sich mit gewisser Berechtigung schließen, dass die genannten Phänomene eher auf nachgeordneten Verarbeitungsstufen erzeugt werden. Die Verhüllung geschähe also bezüglich des fusionierten Perzepts, der 'beleuchtungshafte' Aspekt der Infeldfarben käme erst auf der Ebene der phänomenalen Wahrnehmung hinzu. Eine solche Entkopplung der retinalen Kontrastmechanismen von der Beleuchtungszuschreibung im Perzept führte dazu, dass sich zugehörige Codes immer innerhalb derselben Mannigfaltigkeit

befänden. Es könnten damit grundsätzlich vollständige Abgleiche erzielt werden. Diese Vermutung kann wiederum durch phänomenale Beobachtung untermauert werden – wählt man im Haploskop, um deutliche Effekte zu erhalten, beliebige geringe Kontraste aus einem Oktanten vor unterschiedlichen Hintergründen aus, so lassen sich für beide Infelder zweifellos gleichartige Verhüllungen wahrnehmen, und zwar in der Farbe des fusionierten Hintergrundes. Ein weiterer Hinweis liegt in der Verletzung der starken Unabhängigkeit. Verändert man das contralaterale Umfeld, so geht dies mit Änderungen des ipsilateralen Infeldeindrucks einher, da sich auch das fusionierte Umfeld ändert. Der Befund, dass statistische Abweichungen von der schwachen Version der Unabhängigkeit sich unterhalb der Entdeckbarkeit zu befinden scheinen, spricht hingegen dafür, dass mit der Heringschen Sehbedingung tatsächlich retinale Mechanismen abgegriffen werden.

Interessanterweise zeigen sich dennoch Oktantenasymmetrien. Diese wären danach als zum retinalen Mechanismus der Kontrastcodierung gehörig zu verstehen. Es fließen also auch schon auf der *Low-Level*-Ebene Beleuchtungsaspekte in die Verarbeitung mit ein, die in die Richtung der genannten Segmentierungsleistungen weisen. Das mag man so verstehen, dass sich strukturelle Merkmale, die das visuelle System zur Bearbeitung dieser fundamentalen Aufgabe befähigen, natürlich auch schon auf sehr frühen Stufen der Verarbeitung zeigen müssen. Die retinalen Mechanismen lassen sich auch als Vorverarbeitung auffassen, die die Reizeigenschaften in möglichst ökonomischer Weise mit möglichst hohem 'Sinngelalt' abbildet. Nachgeordneten Mechanismen würde damit eine effiziente Weiterverarbeitung gestattet, die schließlich die endgültigen Interpretationen mit allen ihren Erscheinungsweisen hervorbringt. So wäre jede Ebene auf ein gemeinsames Ziel hin nach den Möglichkeiten der Komplexität ihnen zugeordneter Verschaltungen organisiert.

Die Besonderheit haploskopischer Darbietungen liegt also in der Möglichkeit, die retinalen Aspekte der Gesamtleistung weitgehend isoliert zu untersuchen. Dies lässt sich wie beschrieben durch phänomenologische Beobachtungen stützen. Bei den klassischen asymmetrischen Abgleichen mit sichtbaren Umfeldern wirken

sich die höheren Segmentierungsmechanismen hingegen nicht gleichartig aus. Dies macht eine systematische Untersuchung der retinalen Mechanismen schließlich unmöglich. Infeld-Umfeld-Reize für sich haben natürlich nach wie vor einen unverzichtbaren Wert bei der Beantwortung von Fragen, die die höheren Leistungen betreffen. Diesbezügliche Gesetzmäßigkeiten lassen sich allerdings besser im Rahmen von Äquilibriumseinstellungen oder rein phänomenologischen Betrachtungen behandeln. Quantifizierende Untersuchungen zur Kontrastcodierung müssen hingegen mit experimentellen Strategien untersucht werden, die die genannten Eigenschaften mit der Methode haploskopischer Darbietungen teilen. Idealerweise sollten dabei die angeklungenen Probleme, die sich durch Augenunterschiede oder störende Interaktionen zwischen den Augen ergeben können, vermieden oder klein gehalten werden. Neben den schon erwähnten Ansätzen mit 'verschmierten' Umfeldkanten (Wuerger, 1996; Beer & MacLeod, 2001) kommen auch Verfahren in Betracht, die sich eher strukturellen Eigenschaften von Kontrasträumen widmen (Ekroll, Faul, Niederée & Richter, 2002).

Anhang

A Datenauswertung nach dem ALM

Die Methode der Wahl für multivariate Auswertungen in der vorliegenden Arbeit war die aus dem Allgemeinen Linearen Modell (ALM) abgeleitete Regressionsanalyse. Die folgenden Ausführungen orientieren sich weitestgehend an Mardia, Kent und Bibby (1983) unter Auslassung der zugehörigen Beweise. Alle zu betrachtenden Modelle lassen sich folgendermaßen formulieren:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\mathbf{B} + \mathbf{E}, \quad (\text{A.1})$$

wobei \mathbf{Y} ($n \times p$) eine Matrix von n Zufallsbeobachtungen in p Variablen und \mathbf{X} ($n \times q$) die das Modell spezifizierende Parametermatrix¹ bezeichnet. Sie soll zunächst der Einfachheit halber vollen Rang besitzen. \mathbf{B} ($q \times p$) ist die Matrix der Modellparameter und \mathbf{E} ist die Matrix der nicht beobachtbaren Fehler. Diese sei multinormalverteilt mit Erwartungswert $\mathbf{0}$ und Kovarianzmatrix Σ .

Maximum Likelihood Schätzung der Modellparameter

Zunächst sei die symmetrische ($n \times n$)-Matrix \mathbf{P} definiert als

$$\mathbf{P} = \mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'. \quad (\text{A.2})$$

¹Enthält diese spaltenweise die Prädiktoren, so handelt es sich um ein Regressionsmodell. Die Designmatrix der multivariaten Varianzanalyse enthält hingegen nur Nullen und Einsen.

Sie hat Rang $(n - q)$ und projiziert Vektoren in den zu den Spalten von \mathbf{X} orthogonalen Unterraum des \mathbf{R}^n . Nun lauten die Maximum-Likelihood-Schätzer für \mathbf{B} und $\mathbf{\Sigma}$:

$$\hat{\mathbf{B}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \text{ und} \quad (\text{A.3})$$

$$\hat{\mathbf{\Sigma}} = n^{-1}\mathbf{Y}'\mathbf{P}\mathbf{Y}. \quad (\text{A.4})$$

Dabei ist $\hat{\mathbf{B}}$ erwartungstreu und $\hat{\mathbf{E}}$ die Schätzung des Fehlers. Es gilt $E(\hat{\mathbf{E}}) = E(\mathbf{Y}) - \mathbf{X}E(\hat{\mathbf{B}}) = \mathbf{X}\mathbf{B} - \mathbf{X}\mathbf{B} = \mathbf{0}$ und $\hat{\mathbf{B}}$ ist statistisch unabhängig von $\hat{\mathbf{E}}$ und $\hat{\mathbf{\Sigma}}$. Außerdem sind $\hat{\mathbf{B}}$ und $\hat{\mathbf{E}}$ multinormalverteilt. Beide sind nämlich lineare Funktionen von \mathbf{E} , denn es gilt:

$$\hat{\mathbf{E}} = \mathbf{P}\mathbf{E} \text{ und } \hat{\mathbf{B}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{X}\mathbf{B} + \mathbf{E}) = \mathbf{B} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{E}.$$

Die Allgemeine Lineare Hypothese

In der vorliegenden Arbeit ergeben sich Hypothesen der Form

$$\mathbf{C}_1\mathbf{B}\mathbf{M}_1 = \mathbf{0}, \quad (\text{A.5})$$

wobei sich mit der Matrix \mathbf{C}_1 ($g \times q$) wie schon im Experimentalkapitel ausgeführt über ihre Zeilen Hypothesen bezogen auf Linearkombinationen der Spalten von \mathbf{X} formulieren lassen. Diese Hypothesenmatrix habe immer vollen Rang g . Die Spalten von \mathbf{M}_1 ($p \times r$) hingegen machen bestimmte Aussagen über Linearkombinationen der abhängigen Variablen². Definiert man eine $(n \times n)$ -Matrix \mathbf{P}_2 als

$$\mathbf{P}_2 = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{C}'_1[\mathbf{C}_1(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{C}'_1]^{-1}\mathbf{C}_1(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}', \quad (\text{A.6})$$

so erhält man mit $\mathbf{H} = \mathbf{M}'_1\mathbf{Y}'\mathbf{P}_2\mathbf{Y}\mathbf{M}_1$ die SSP-Matrix (*sum of squares and product*) des durch \mathbf{C}_1 restringierten Modells und mit $\mathbf{F} = \mathbf{M}'_1\mathbf{Y}'\mathbf{P}\mathbf{Y}\mathbf{M}_1$ die SSP-Matrix der Residuen.

²In den vorliegenden Auswertungen werden stets solche Spezialfälle von (A.5) behandelt, bei denen \mathbf{M}_1 gleich der Identitätsmatrix ist.

Der Likelihood-Ratio-Test

Der Likelihood-Ratio-Test der Hypothese (A.5) des Modells (A.1) erfolgt über die Teststatistik, die unter der Nullhypothese folgendermaßen verteilt ist

$$\lambda^{2/n} = |\mathbf{F}| / |\mathbf{H} + \mathbf{F}| \sim \Lambda(p, n - q, g). \quad (\text{A.7})$$

Die Nullhypothese wird für kleine Werte dieser Wilk's-Lambda-Statistik verworfen. Für den univariaten Spezialfall $p = 1$ werden die Matrizen darin zu Skalaren, und üblicherweise wird hier die F -Statistik zu Rate gezogen, die unter der Nullhypothese folgendermaßen verteilt ist

$$\mathbf{H}/\mathbf{F} \sim \frac{g}{n - q} F_{g, n - q}. \quad (\text{A.8})$$

Die Nullhypothese wird nun für große Werte der Statistik verworfen.

Der Union-Intersection-Test

Die multivariate Hypothese (A.5) trifft genau dann zu, wenn für alle \mathbf{a} , \mathbf{b} die Beziehung, dass $\mathbf{b}'\mathbf{C}_1\mathbf{B}\mathbf{a} = 0$ gilt. Ersetzt man nun in Ausdruck (A.8) \mathbf{C}_1 durch $\mathbf{b}'\mathbf{C}_1$ und \mathbf{M}_1 durch $\mathbf{I}\mathbf{a}$, so kann jede der univariaten Hypothesen in der Beziehung mit der Statistik

$$\frac{\{\mathbf{b}'\mathbf{C}_1(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}\mathbf{a}\}^2}{\{\mathbf{b}'\mathbf{C}_1(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{C}_1'\mathbf{b}\}\{\mathbf{a}'\mathbf{F}\mathbf{a}\}} \quad (\text{A.9})$$

getestet werden, die für feste \mathbf{a} und \mathbf{b} unter der Nullhypothese eine $(n - q)^{-1}F_{1, n - q}$ -Verteilung aufweist. Das Maximum von (A.9) für alle \mathbf{b} ist $\mathbf{a}'\mathbf{H}\mathbf{a}/\mathbf{a}'\mathbf{F}\mathbf{a}$, welches für festes \mathbf{a} eine $\frac{g}{n - q}F_{1, n - q}$ -Verteilung aufweist. Sucht man hierfür wieder das Maximum über alle \mathbf{a} , ergibt sich als Teststatistik λ_1 des Union-Intersection-Tests der größte Eigenwert von $\mathbf{H}\mathbf{F}^{-1}$. Vertafelt ist häufig *Roy's largest root*, die unter der Nullhypothese verteilt ist wie folgt $\theta = \lambda_1/(1 + \lambda_1) \sim \theta(p, n - q, g)$. Für den Fall $g = 1$, also dass \mathbf{C}_1 Rang 1 hat, sind UIT und LRT im übrigen äquivalent – es braucht über \mathbf{b} nicht maximiert zu werden. Die Teststatistik ist unter der Nullhypothese in diesem Fall $\frac{p}{n - q - r + 1}F_{p, n - q - r + 1}$ -verteilt.

Bezeichne θ_α den kritischen Wert der $\theta(p, n - q, g)$ -Verteilung, dann lassen sich simultane Vertrauensbereiche für parametrische Funktionen von \mathbf{B} angeben mit

$$P(\mathbf{b}'\mathbf{C}_1\mathbf{B}\mathbf{a} \in \mathbf{b}'\mathbf{C}_1(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}\mathbf{a} \pm \left\{ \frac{\theta_\alpha}{1 - \theta_\alpha} (\mathbf{a}'\mathbf{F}\mathbf{a})(\mathbf{b}'\mathbf{C}_1(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{C}_1'\mathbf{b}) \right\}^{1/2}, \text{ für alle } \mathbf{a}, \mathbf{b}) = 1 - \alpha. \quad (\text{A.10})$$

Sind \mathbf{a} , \mathbf{b} oder gar beide a priori gegeben, so sind statt θ_α die entsprechenden kritischen F -Werte wie oben angegeben einzusetzen.

Für die Vertafelung der θ - und Λ -Verteilungen und verfügbare Approximationen durch alternative Verteilungen sei wieder auf die eingangs erwähnte Literatur verwiesen.

B Schätzung der Korrekturtransformationen

Das multivariate Oktantenmodell umgeht die Probleme der fixierten Referenz um den Preis, dass die Quotienten der von-Kries-Koeffizienten nicht direkt bestimmt werden können. Dieser Nachteil wäre nur zu beseitigen, wenn sich eine numerische Vorstellung von den Korrekturgliedern gewinnen ließe. Testkontraste $(\mathbf{t} - \mathbf{T})$ werden beim multivariaten Ansatz vermittels einer Transformation \mathbf{U} auf zugehörige Abgleichskontraste $(\mathbf{m} - \mathbf{M})$ abgebildet:

$$\mathbf{m} - \mathbf{M} = \mathbf{K}_M^{-1}\mathbf{D}_M^{-1}\mathbf{D}_T\mathbf{K}_T(\mathbf{t} - \mathbf{T}) = \mathbf{U}(\mathbf{t} - \mathbf{T}).$$

Fasst man die beiden von-Kries-Matrizen mit \mathbf{D} zusammen, so enthält diese die gewünschten ρ -Quotienten, und es ergibt sich:

$$\mathbf{U} = \mathbf{K}_M^{-1}\mathbf{D}^{-1}\mathbf{K}_T.$$

Mit geeigneten Schätzungen $\hat{\mathbf{K}}_T$ und $\hat{\mathbf{K}}_M$ für die Korrekturmatrizen ergäben sich sofort auch Schätzungen für die ρ -Quotienten aus $\hat{\mathbf{D}}$. Als geeignet sollen solche Korrekturmatrizen angesehen werden, die mit

$$\hat{\mathbf{K}}_M\hat{\mathbf{U}}_b\hat{\mathbf{K}}_T^{-1} = \hat{\mathbf{D}}_b \quad (\text{B.1})$$

für Schätzungen \hat{U}_b aller B Bedingungen aus Experiment 1 Matrizen \hat{D}_b liefern, die ihrerseits Diagonalmatrizen möglichst ähnlich sind. Als Kriterium für die Ähnlichkeit sei hier eines der kleinsten Quadrate gewählt:

$$f(\mathbf{K}_1, \mathbf{K}_2) = \sum_{b=1}^B \sum_{i=1}^3 \sum_{\substack{j=1,2,3 \\ j \neq i}} s_{i,b}^{-2} s_{j,b}^{-2} (\mathbf{e}'_i \mathbf{K}_1 \hat{U}_b \mathbf{K}_2^{-1} \mathbf{e}_j)^2. \quad (\text{B.2})$$

Dabei bezeichne \mathbf{e}_i den i -ten Spaltenvektor der (3×3) -Einheitsmatrix und $s_{i,b}^2$ die Varianz in Kanal i in der Bedingung b als Gewichtungsfaktor³. Die Elemente von \mathbf{K}_1 und \mathbf{K}_2^{-1} sind Parameter der zu minimierenden Funktion. Sind allerdings \mathbf{K}_1 und \mathbf{K}_2^{-1} Lösungen der Gleichung (B.1), so sind Matrizen $\mathbf{M}_D \mathbf{K}_1$ und $\mathbf{K}_2^{-1} \mathbf{M}_D$ mit \mathbf{M}_D als einer beliebigen Diagonalmatrix ebenfalls Lösungen. Deshalb wurden 3 der 18 Parameter, und zwar die Diagonalelemente von \mathbf{K}_1 , vorerst auf Eins fixiert. Da auch $\mathbf{P} \mathbf{K}_1$ und $\mathbf{K}_2^{-1} \mathbf{P}'$ mit \mathbf{P} als einer beliebigen Permutationsmatrix Lösungen sind, können Ergebnisse der Minimierung nachträglich nicht nur in der angegebenen Weise mit beliebigen Diagonalmatrizen multipliziert, sondern auch beliebigen Zeilenvertauschungen unterzogen werden.

Die Suche nach lokalen Minima von (B.2) geschah mittels Gradientenverfahren – in 1000 Durchläufen lieferten Zufallsstartwerte⁴ für die Parameter mehrere Lösungen, die nicht durch die genannten Permutations- und Diagonalmatrizen ineinander überführbar waren. Es lassen sich nun für diese Lösungen neben den zugehörigen Werten der Minimierungsfunktion zwei weitere Gütekriterien formulieren. Zum einen sollten durch $\mathbf{K}_1^{-1} \mathbf{K}_2$ die vor schwarzen Hintergründen gewonnenen Transformationsmatrizen möglichst gut reproduziert werden. Zum anderen sollten die Modellvorhersagen des multivariaten Ansatzes nicht schlechter sein, als die der univariaten Vorhersagen des Oktantenmodells. Dazu sind bei den Schätzungen \hat{D}_b alle Elemente außerhalb der Diagonalen durch Nullen zu ersetzen. Resultierende Diagonalmatrizen \hat{D}_b^0 können dann in das multivariate Modell eingesetzt werden. Entsprechende mittlere Vorhersagefehler lassen sich

³Das Produkt der Varianzen entspricht wegen weitgehender Unabhängigkeit der Kanäle etwa dem Wert der zugehörigen Unterdeterminante der Kovarianzmatrix.

⁴Die Startwerte für die drei freien Diagonalelemente von \mathbf{K}_2 waren immer Eins. Die übrigen Startwerte wurden zufällig aus dem Intervall $] - 1, +1[$ gewählt.

für jede Lösung berechnen und mit denen der univariaten Vorhersagen vergleichen.

Keine der Lösungen konnten den letzten beiden Kriterien in zufriedenstellendem Maße genügen. Im günstigsten Falle wurde der Vorhersagefehler in der Dunkelkontextsituation durch die zusammengesetzte Matrix etwa um den Faktor 4.1 gegenüber der ursprünglichen Vorhersage verschlechtert. Dieser Befund sollte allerdings weniger schwer wiegen. Die Vergleichbarkeit der beiden Experimente scheint kaum gegeben, waren die Streuungen in der Situation dunkler Hintergründe doch um ein Vielfaches größer, als in der Situation aus Experiment 1. Schwerer wiegt die offenbar schlechtere Vorhersageleistung des multivariaten Modells. Wird in der beschriebenen Weise verfahren, so kann in keinem Falle die Vorhersage der direkten univariaten Parameterschätzung verbessert werden. Im Gegenteil, die mittleren CIELuv-Vorhersagefehler sind im günstigsten Falle 1.2-fach vergrößert. Damit rückt die Vorhersageleistung schon fast an die des univariaten Walravenmodells heran. Der Versuch, die postulierten Korrekturglieder numerisch zu ermitteln muss damit als gescheitert bezeichnet werden.

C Weitere Ergebnisdiagramme

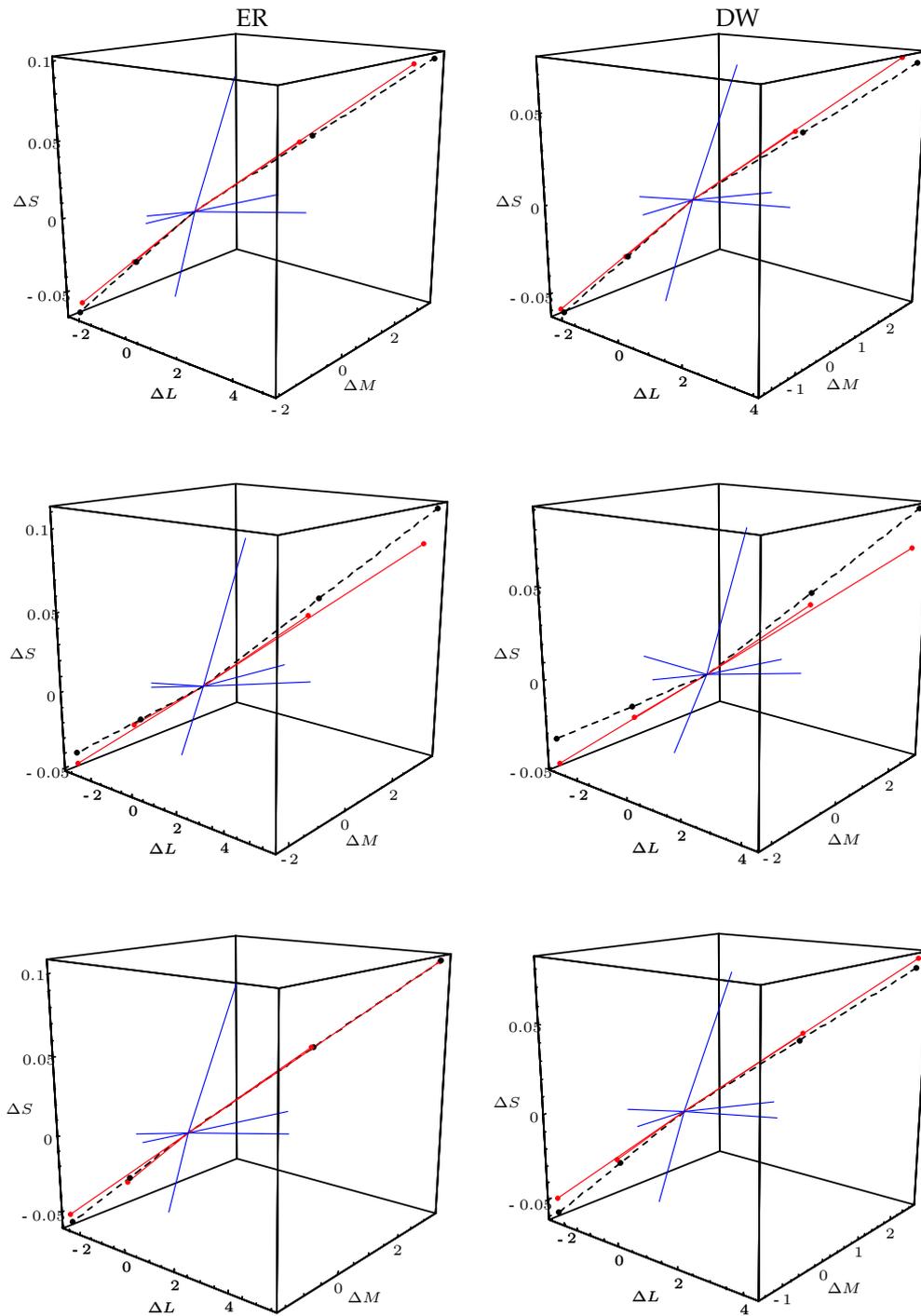


Abbildung 1: Die Linearitätsannahme bei Daten aus Experiment 1. In Reizdifferenzräumen für Abgleiche bei Hintergrundkombinationen rot-blau, rot-grau und grün-grau sind die Zentroide mit durchgezogenen Linien verbunden. Gestrichelte Linien zeigen auf die Abgleiche der achromatischen Infelder, die man unter den zwei Linearitätsrestriktionen aus C_1 erwarten würde.

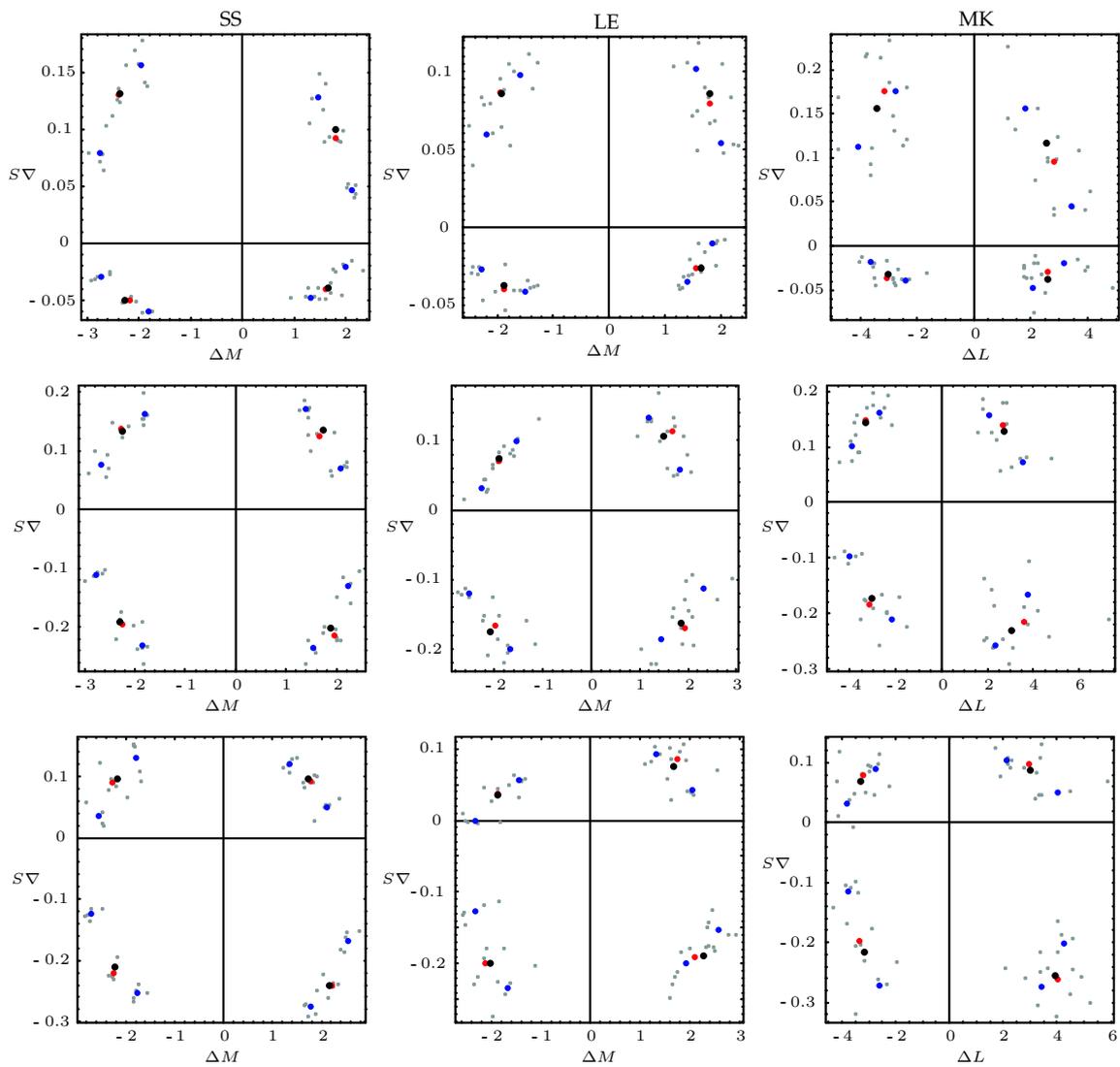


Abbildung 2: Dichromatische Abgleiche im Lichte der Linearität. Hintergrundkombinationen sind grau-blau, grau-grün und rot-grün. Erklärung in Abschnitt 4.2.5.1.

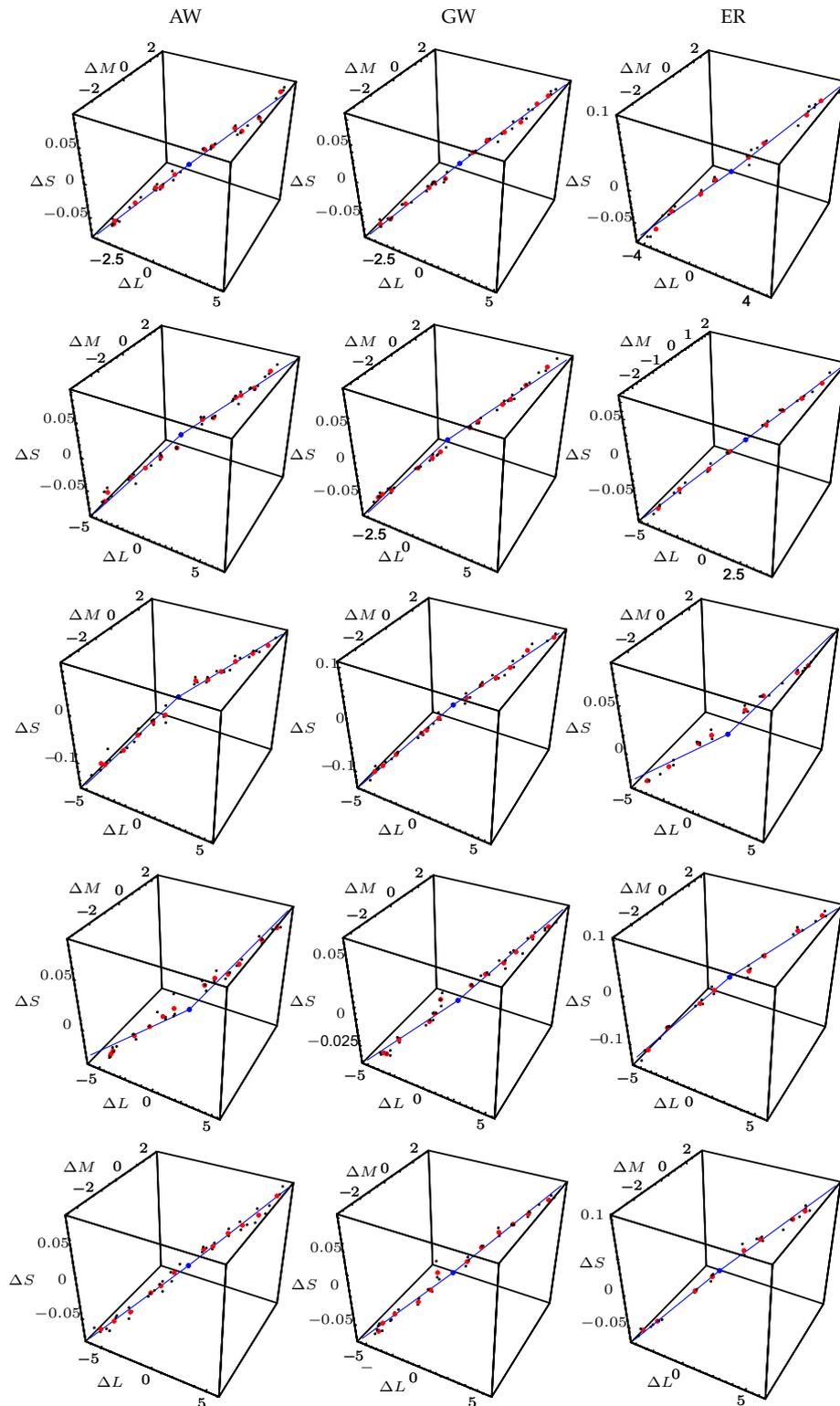


Abbildung 3: Die Multiplikation mit einem Skalar – Daten aus Experiment 3.

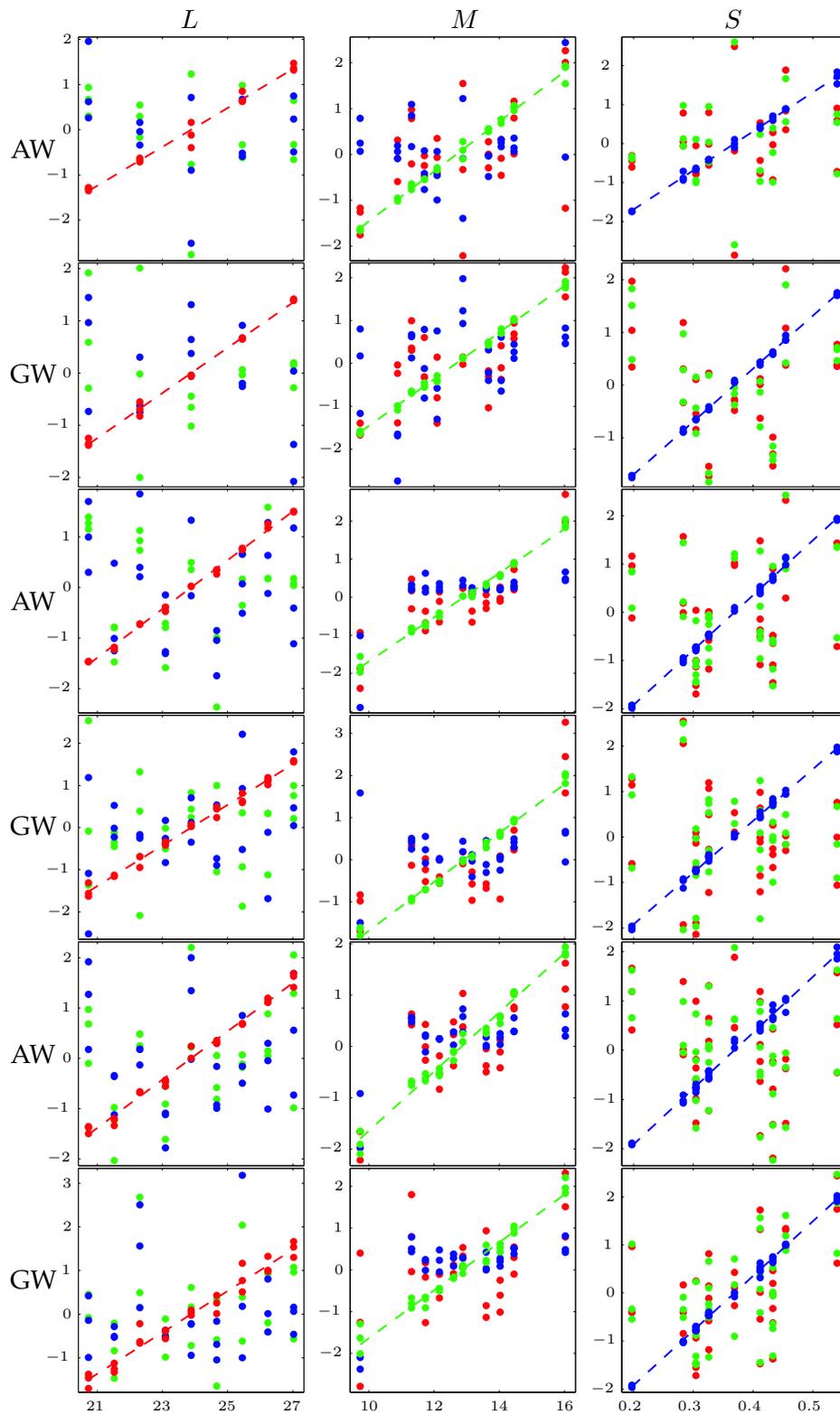


Abbildung 4: Daten zur systematischen Kontextvariation für Versuchspersonen AW und GW. Die Spalten enthalten in Diagramme abgetragene, z-standardisierte Koordinaten der Abgleichsfehler bei Variation des Abgleichsumfeldes entlang der drei Koordinatenachsen. Erläuterungen finden sich in Abschnitt 4.2.5.2.

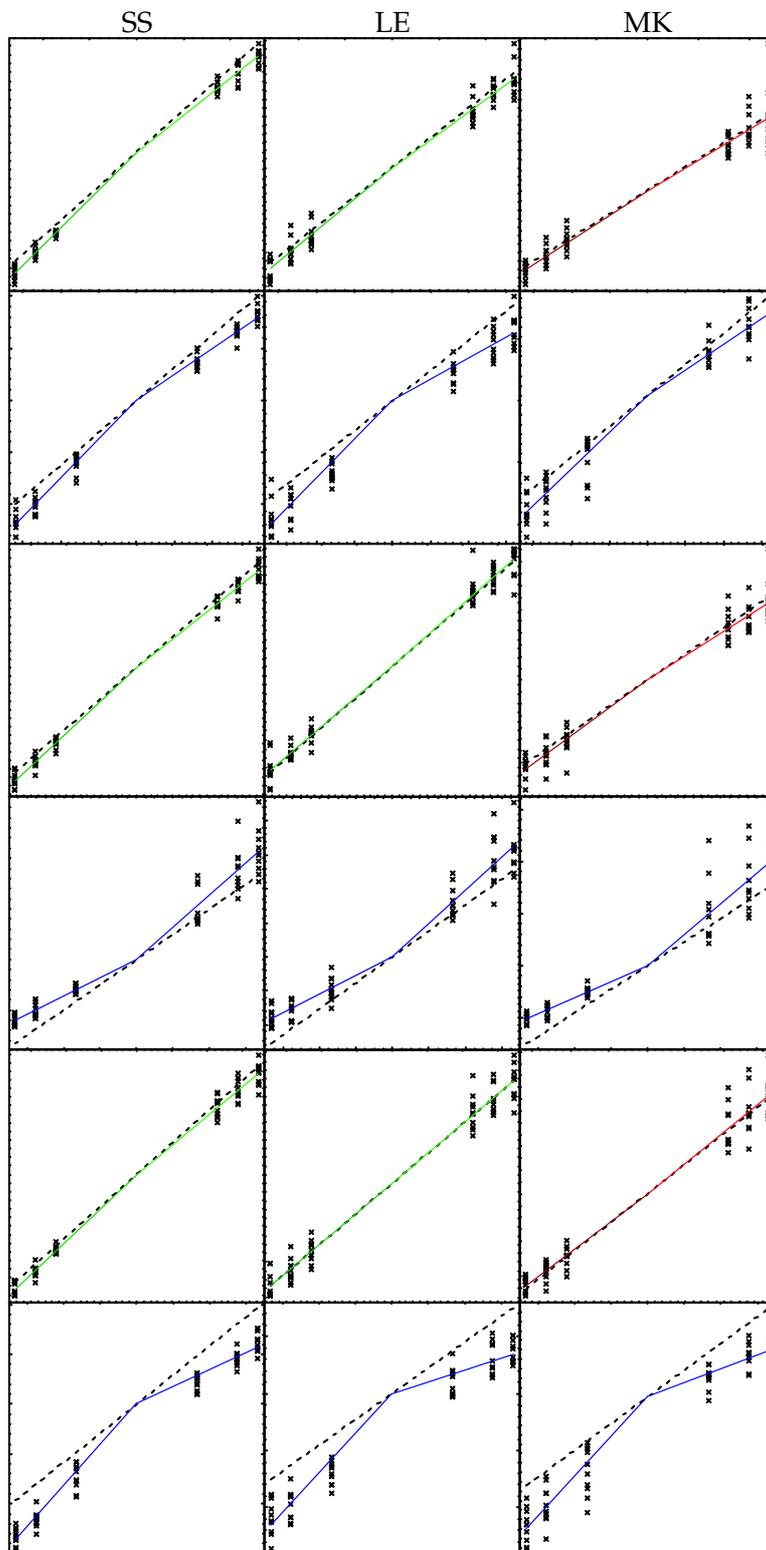


Abbildung 5: Oktantenasymmetrien bei den Dichromaten. Erläuterungen finden sich in Abschnitt 4.2.5.3.

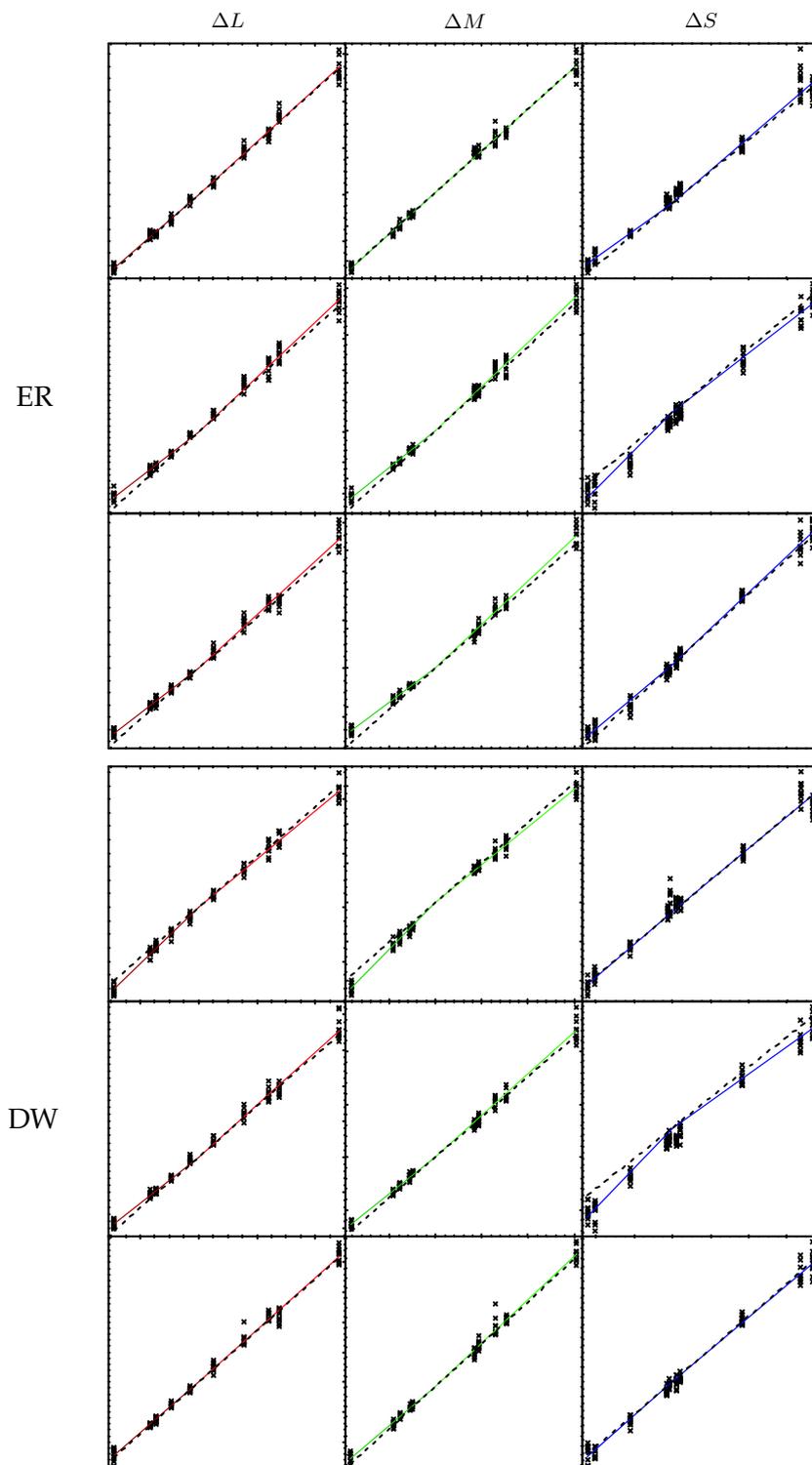


Abbildung 6: Oktantenasymmetrien bei den Trichromaten. Erläuterungen finden sich in Abschnitt 4.2.5.3.

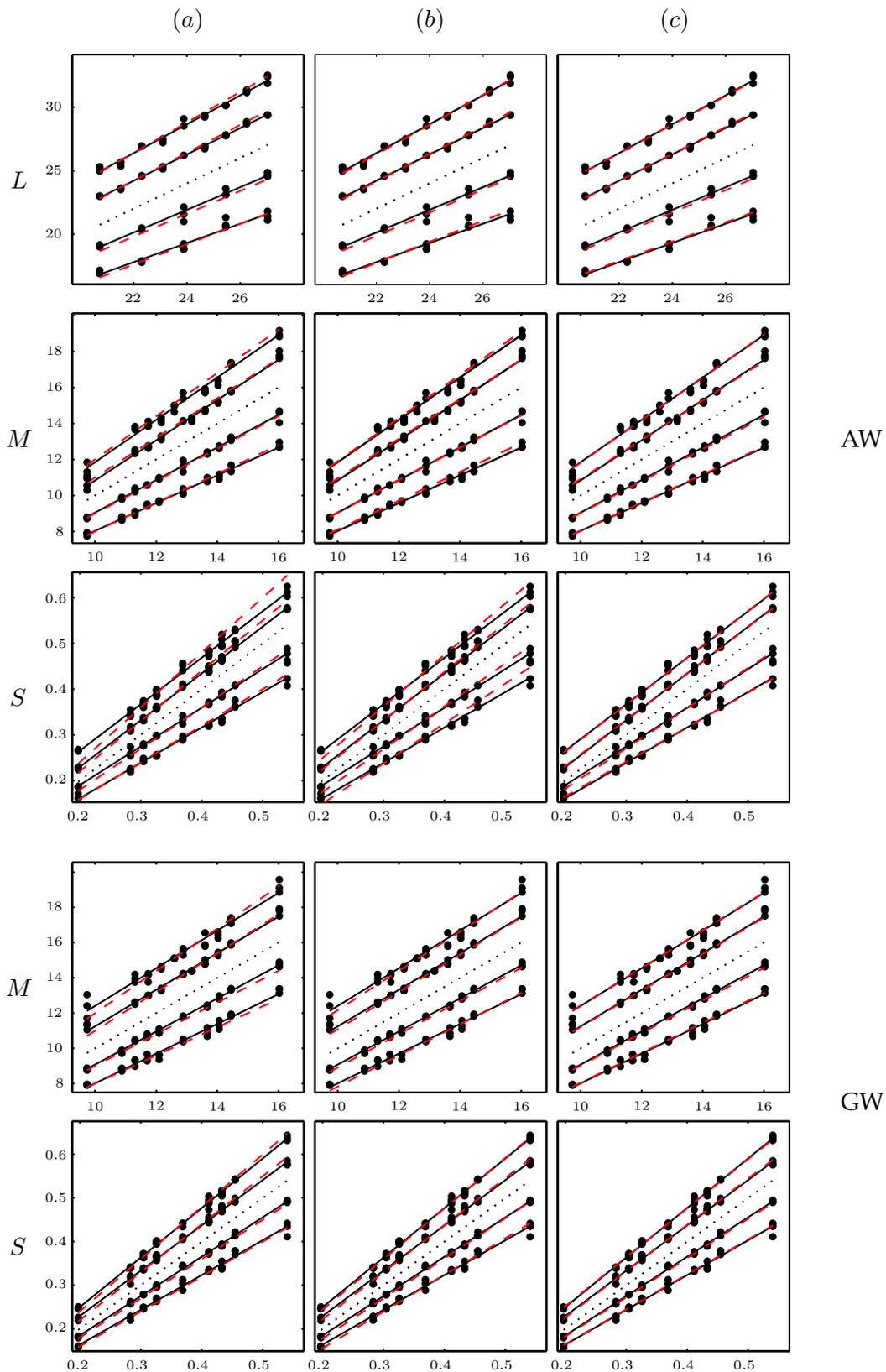


Abbildung 7: Graphische Veranschaulichung der Modellrestriktionen und ihrer Passung zu den Daten aus Experiment 4. (a) Ratio, (b) Symmetrie und (c) Multiplikativität. Die fehlende Abbildung für GW und die Erläuterungen finden sich in Abbildung 4.26.

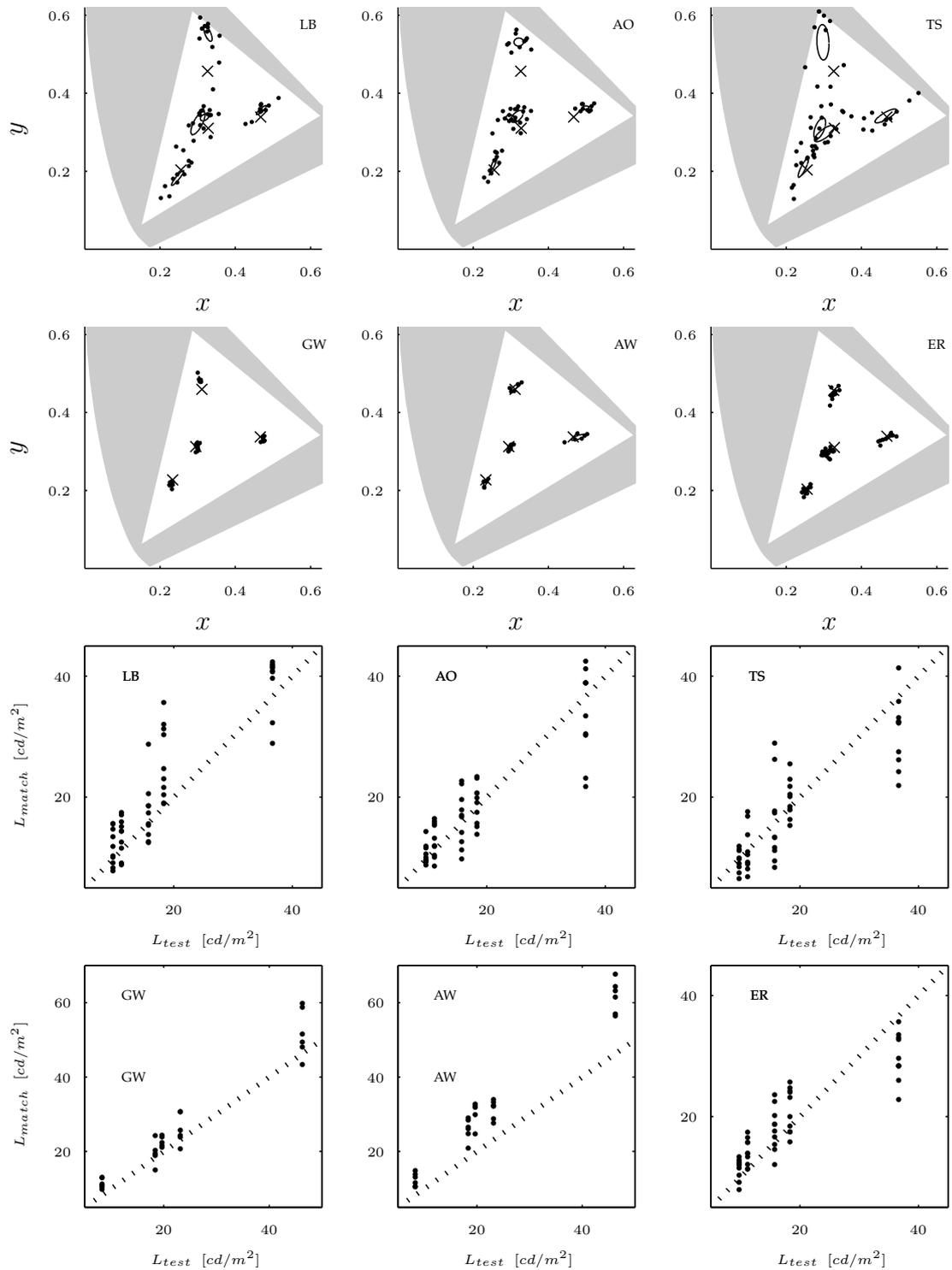


Abbildung 8: Daten aus Experiment 5 vor schwarzen Hintergründen. Oben: Chromatizitäten für Abgleiche und Testfelder (x). Unten: Luminanz, Abgleichs- gegen Testfelder samt Identitätsgeraden. Die Daten von GW und AW stammen aus einer zweiten Versuchsreihe und sind im Text nicht in die Auswertungen aufgenommen worden.

D Ergebnistabellen

Tabelle 1: Die geschätzten Transformationen \hat{U} aus Experiment 1.

		DW			ER			
rot	blau	-	0.744	-0.033	-0.003	0.765	-0.062	0.001
			0.044	1.014	0.007	0.189	1.174	0.000
			-0.745	1.322	1.267	-5.196	-1.965	1.306
			0.792	0.008	0.000	1.132	0.066	0.000
			-0.061	0.857	-0.001	-0.258	1.027	0.001
		1.040	-0.025	1.092	0.636	-1.330	1.246	
	grau	-	1.066	0.001	-0.006	0.968	-0.044	0.003
			-0.104	1.151	0.009	0.295	1.352	-0.007
			2.890	1.959	1.021	-5.104	-2.722	1.168
			0.930	0.009	0.000	1.231	0.077	0.000
		-0.071	0.943	-0.003	-0.163	1.051	0.000	
	0.187	0.104	1.124	-0.213	1.003	1.257		
grün	blau	-	0.678	-0.046	-0.001	0.746	-0.033	0.001
			-0.022	0.776	0.007	0.035	0.869	0.003
			-1.559	-0.473	1.480	-3.323	-1.975	1.573
			0.638	-0.039	-0.002	0.863	-0.035	0.001
			0.178	0.877	0.002	0.099	1.037	-0.003
		-0.203	-1.320	1.153	-1.129	-2.173	1.372	
	grau	-	0.912	-0.005	-0.003	0.962	-0.006	0.001
			-0.137	0.794	0.006	-0.058	0.923	-0.001
			1.392	0.427	1.121	-0.812	-1.162	1.211
			0.737	-0.058	0.000	0.896	-0.070	-0.001
		0.256	0.997	-0.001	0.453	1.271	0.004	
	-1.026	-0.918	1.153	-3.641	-2.146	1.310		

Tabelle 2: Ergebnisse der UI-Tests zu Augenunterschieden bei Kontextreizen für Dichromaten. Die Teststatistiken der $\frac{1}{12}F_{1,12}$ -verteilten Prüfgröße sind für alle Nicht-Diagonal-Elemente von $\hat{\mathbf{B}}$ aufgeführt. Jeweils in der linken Spalte steht das Element aus der ersten Zeile. Kritische Werte zum 1%- und 5%-Niveau von und waren .778 und .396.

		SS		LE		MK	
		$F^{(1,2)}$	$F^{(2,1)}$	$F^{(1,2)}$	$F^{(2,1)}$	$F^{(1,2)}$	$F^{(2,1)}$
grün	--	0.035	0.022	0.478*	0.004	0.008	0.000
	+-	0.000	0.366	0.192	0.062	0.115	0.000
	+-	0.199	0.000	0.745*	0.146	0.034	0.000
	++	0.784**	0.031	0.017	0.166	0.543*	0.126
grau	--	0.020	0.000	0.494*	0.002	0.027	0.382
	+-	0.025	0.027	0.488*	0.003	0.124	0.015
	+-	0.171	0.067	0.164	0.020	0.313	0.000
	++	0.547*	0.000	0.052	0.001	0.022	0.093
rot	--	0.052	0.004	0.601*	0.022	0.035	0.001
	+-	0.028	0.011	0.000	0.008	0.046	0.053
	+-	0.012	0.000	0.108	0.068	0.000	0.057
	++	0.236	0.223	0.024	0.288	0.313	0.042
blau	--	0.006	0.041	0.078	0.054	0.230	0.022
	+-	0.563*	0.112	6.378**	0.055	0.067	0.048
	+-	1.298**	0.139	1.190**	0.068	1.189**	0.174
	++	0.318	0.021	0.007	0.002	0.001	0.181

** $p < .01$, * $p < .05$

Abbildungsverzeichnis

1.1	Die Spektren zweier exemplarischer Lichter.	2
1.2	Typisches Experiment zur Bestimmung von Tristimulus Koordinaten.	4
1.3	Berechnung der Tristimuluskoordinaten aus den color-matching functions.	6
1.4	Der Graßmannkegel und das Chromatizitätsdiagramm.	7
1.5	Die <i>L-,M-, und S-cone fundamentals</i> nach Smith & Pokorny (1975).	9
1.6	Eine 'ökologische' Szene.	11
1.7	Kanteninformation in der Farbwahrnehmung.	12
1.8	'Transparenz', 'Oberflächen' und ein 'Selbstleuchter'.	14
1.9	Der Simultankontrast.	15
1.10	Abgleichsexperimente zur Prüfung von Kontrastcodierungsmodellen.	17
2.1	Konfigurationen beim cross-context matching.	23
2.2	Die Heringsche Sehbedingung.	26

2.3	Skizze einer Realisierung der HSD-Sehbedingung.	27
2.4	Psychophysikalische Inkremente und Dekremente.	35
2.5	Grafische Darstellung der behandelten Modelle.	37
3.1	Direkter experimenteller Zugang zur Kanalspezifität.	43
3.2	Veranschaulichung der Linearitätsimplikation.	45
3.3	Oktantenasymmetrien im Paarvergleich.	48
3.4	Korrekturmatrizen in der Modellbildung.	53
3.5	Die Transitivitätsvoraussetzung.	57
3.6	Die Unabhängigkeitsvoraussetzung.	58
4.1	Versuchsaufbau I.	62
4.2	Luminanzfunktionen für Monitorfarbkanonen.	65
4.3	Der Monitorgamut.	66
4.4	Versuchsaufbau II.	67
4.5	Monokulare Reizkonfigurationen.	72
4.6	Experiment 1, die Umfeldchromatizitäten.	77
4.7	Experiment 1, Konstruktion der Testfelder.	78
4.8	Farbräume von Standard-Dichromaten.	81
4.9	Die Konfusionspunkte der Dichromaten.	82
4.10	Die Methode der Flickerphotometrie.	84
4.11	Die Ermittlung der Konfusionslinien.	85

4.12	Konfusionslinien für Versuchsperson LE.	86
4.13	Eingesetzte Kontrastreize in der Untersuchung an Dichromaten. . .	89
4.14	Inkrementelle und dekrementelle 'Kontrast-Skalen'.	93
4.15	Reizkonstruktion in Experiment 4.	96
4.16	Das Streuverhalten der Daten aus Experiment 1.	103
4.17	Dichromatische Abgleiche im Lichte der Linearität.	104
4.18	Die Multiplikation mit einem Skalar – Daten aus Experiment 3. . .	106
4.19	Vorhersagefehlerverhältnis von multivariatem Oktantenmodell und (AM).	109
4.20	Vorhersagefehler bei uni- und multivariater Schätzung der Trans- formationen.	111
4.21	Datenbeispiel zur systematischen Kontextvariation.	113
4.22	Datenbeispiel zu den Oktantenasymmetrien aus Experiment 1. . .	116
4.23	Datenbeispiel zu den Oktantenasymmetrien aus Experiment 2. . .	117
4.24	CIELuv-Vorhersagefehler von Oktanten- und Walravenmodell. . .	118
4.25	Ergebnisse der Paarvergleiche aus gegenüberliegenden Oktanten. .	120
4.26	Graphische Veranschaulichung der Restriktionen in Experiment 4.	125
4.27	Schätzungen von ρ -Quotienten in Abhängigkeit vom Abgleichsum- feld.	126
4.28	Implikationen der Parameterschätzung des reinen partial discoun- ting.	134
4.29	Daten aus Experiment 5.	138

4.30	Daten aus Experiment 5 im <i>LMS</i> -Raum.	140
4.31	Verteilungen der Statistiken von Tests der Unabhängigkeitsannahme.	149
4.32	Verteilungen der Statistiken von Tests der Unabhängigkeitsannahme an virtuellen Daten.	150
4.33	Reizkonfiguration der Schwellenexperimente.	152
4.34	Unterschiedsschwellen zwischen Vorhersagen des Allgemeinen Mo- dells und des multivariaten Oktantenmodells.	154
4.35	Unterschiedsschwellen zwischen Vorhersagen des MO und Vor- hersagen ausgewählter anderer Modelle.	156
4.36	Unterschiedsschwellen und die Unabhängigkeitsvoraussetzung. .	158
5.1	Hierarchischer Überblick über die Modelle.	162
5.2	Vergleich der mittleren Fehler ausgewählter Modelle.	163
 Anhang		
1	Die Linearitätsannahme bei Daten aus Experiment 1.	180
2	Die Linearitätsannahme bei Daten aus Experiment 2.	181
3	Die Multiplikation mit einem Skalar – Daten aus Experiment 3. . .	182
4	Daten zur systematischen Kontextvariation.	183
5	Oktantenasymmetrien bei den Dichromaten.	184
6	Oktantenasymmetrien bei den Trichromaten.	185
7	Graphische Veranschaulichung der Restriktionen in Experiment 4.	186
8	Daten aus Experiment 5.	187

Tabellenverzeichnis

4.1	Daten der Dichromasiediagnostik.	87
4.2	Ergebnisse der Linearitätstests aus Experiment 1.	100
4.3	Linearitätstests bei Dichromasie.	102
4.4	Post-hoc-Tests der Linearitätshypothese.	104
4.5	LRT und UIT zur Multiplikativitätshypothese.	107
4.6	Post-hoc-Tests zur Multiplikation mit einem Skalar.	108
4.7	Ergebnisse der Overall-Tests auf Oktantenasymmetrien.	115
4.8	Parameterschätzungen für Regressionen aus Experiment 4.	122
4.9	Paarvergleiche der ρ -Quotienten aus benachbarten Quadranten bei Dichromaten.	128
4.10	Ergebnisse der Linearitätstests aus Experiment 1 im Sinne des par- tial discounting.	131
4.11	Statistischer Vergleich von partial und full discounting.	133
4.12	Smith-Pokorny-Koordinaten der ausgewählten Testreize.	137
4.13	Hotellings T^2 für Tests zu Augenunterschieden.	139

4.14	Linearitätstests für Experiment 5.	141
4.15	Ergebnisse der UI-Tests zu Augenunterschieden bei Kontextreizen.	143
4.16	Ergebnisse der Tests auf Unabhängigkeit.	146
4.17	Ergebnisse der Tests auf Unabhängigkeit mit permutierten Datenmatrizen.	148
4.18	Ergebnisse der kanalweisen Tests a posteriori auf Unabhängigkeit.	150
4.19	Relative Häufigkeiten der Unterschiedsurteile im Vergleich von Datenzentroiden und Linearitätsvorhersagen.	153
4.20	Relative Häufigkeiten der Unterschiedsurteile zwischen AM und MO.	155
4.21	Relative Häufigkeiten der Unterschiedsurteile zwischen MO und ausgewählten anderen Modellen.	156
4.22	Relative Häufigkeiten der Unterschiedsurteile für Abgleichsvorhersagen zweiter Ordnung.	159

Anhang

1	Die geschätzten Transformationen \hat{U} aus Experiment 1.	188
2	Ergebnisse der UI-Tests zu Augenunterschieden bei Kontextreizen für Dichromaten.	189

Literaturverzeichnis

- Adelson, E. H. (1981). Looking at the world through a rose-colored ganzfeld. 21 (pp. 749–750).
- Andres, J. (1997). *Formale Modelle der Farbkonstanz und ihre Untersuchung durch die Methode der stetigen Szenenvariation*. Habilitationsschrift, Universität Kiel.
- Bartleson, C. J. (1979). Predicting corresponding colors with changes in adaption. *Color Research and Application*, 4, 143–155.
- Bäumel, K.-H. (2001). Increments and decrements in color constancy. 18 (pp. 2419–2429).
- Beer, R. & MacLeod, D. (2001). Afterimage appearance and adaptation [Abstract]. *Journal of Vision*, 1(3), 458a, <http://journalofvision.org/1/3/458>, DOI 10.1167/1.3.458.
- Brainard, D. H. (1989). Calibration of a computer controlled color monitor. *CO-LOR research and application*, 14, 23–34.
- Brainard, D. H. & Wandell, B. A. (1992). Asymmetric color-matching: How color appearance depends on the illuminant. 9 (pp. 1433–1448).
- Buchsbaum, G. (1980). A spatial processor model for object colour perception. *Journal of the Franklin Institute*, 310, 1–26.
- Burnham, R. W., Evans, R. M. & Newhall, S. M. (1952). Influence on color perception of adaption to illuminant. 42 (pp. 597–605).

- Burnham, R. W., Evans, R. M. & Newhall, S. M. (1957). Prediction of color appearance with different adaptation illumination. *47* (pp. 35–42).
- Chevreul, M. E. (1839). *De la loi du contraste simultane des couleurs*. Pitois Levreault: Paris.
- Chichilnisky, E. J. & Wandell, B. A. (1995). Photoreceptor sensitivity changes explain color appearance shifts induced by large uniform backgrounds in dichoptic matching. *35* (pp. 239–254).
- Chichilnisky, E. J. & Wandell, B. A. (1996). Seeing Gray through the ON and OFF Pathways. *Visual Neuroscience*, *13*, 591–596.
- Cicerone, C. M., Krantz, D. H. & Larimer, J. (1975). Opponent-process additivity. III. Effect of moderate chromatic adaptation. *Vision Research*, *15*, 1125–1135.
- Cole, G. R., Stromeyer, C. F. & Kronauer, R. E. (1990). Visual interactions with luminance and chromatic stimuli. *Journal of the Optical Society of America A*, *7*, 128–140.
- Dawson, S. (1915). The experimental study of binocular colour mixture. *I. British Journal of Psychology*, *7*, 510–551.
- deWeert, C. M. M. & Wade, N. J. (1988). Compound binocular rivalry. *28* (pp. 1031–1040).
- Ekroll, V., Faul, F., Niederée, R. & Richter, E. (2002). The natural center of chromaticity space is not always achromatic: A new look at color induction. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *99*, 13352–13356.
- Essock, E. A., Sinai, M. J. & Fechtner, R. D. (1999). Interocular symmetry in nerve fiber layer thickness of normal eyes as determined by polarimetry. *Journal of Glaucoma*, *8*, 90–98.
- Evans, R. M. (1959). Fluorescence and gray content of surface colors. *49* (pp. 1049–1059).
- Evans, R. M. (1964). Variables of perceived color. *54* (pp. 1467–1474).

- Faul, F. & Ekroll, V. (2002). Psychophysical model of chromatic perceptual transparency based on subtractive color mixture. *19* (pp. 1084–1095).
- Gelb, A. (1932). Die Erscheinungen des simultanen Kontrastes und der Eindruck der Feldbeleuchtung. *Zeitschrift für Psychologie*, *127*, 42–59.
- Gilchrist, A., Kossyfidis, C., Bonato, F., Agostini, T., Cataliotti, J., Li, X., Spehar, B., Annan, V. & Economou, E. (1999). An anchoring theory of lightness perception. *Psychological Review*, *106*, 795–834.
- Grassmann, H. (1853). Zur Theorie der Farbenmischung. *Poggendorff's Annalen der Physik*, *89*, 69–84.
- Guild, J. (1931). The colorimetric properties of the spectrum. *Philosophical Transactions of the Royal Society, A*, *230*, 149–187.
- Helmholtz, H. v. (1852). Über die Theorie der zusammengesetzten Farben. *Poggendorff's Annalen*, *87*, 45–66.
- Helson, H., Judd, D. B. & Warren, M. H. (1952). Object-color changes from daylight to incandescent filament illumination. *Illumination Engineering*, *47*, 221–233.
- Hering, E. (1890). Beitrag zur Lehre vom Simultankontrast. *Zeitschrift für Psychologie und Physiologie der Sinnesorgane*, *1*, 18–28.
- Hering, E. (1920). *Grundzüge der Lehre vom Lichtsinn*. Berlin: Springer.
- Hess, C. & Pretori, H. (1894). Messende Untersuchung über die Gesetzmäßigkeit des simultanen Helligkeitskontrastes. *Gräfes Archiv für Ophthalmologie*, *40*, 1–24.
- Heyer, D. (1997). *Psychophysikalische Modelle der primären Farbkodierung: Experimentelle und theoretische Studien zur Beziehung von Kontrastkodierung und opponierten Mechanismen*. Habilitationsschrift, Universität Kiel.
- Hovis, J. K. (1989). Review of dichoptic color mixing. *Optometry and Vision Science*, *66*, 181–190.

- Hunt, R. W. G. (1950). The effects of daylight and tungsten light-adaption on color perception. *40* (pp. 362–371).
- Hurvich, L. M. (1972). Color vision deficiencies. In D. Jameson & L. Hurvich (Eds.), *Handbook of Sensory Physiology, Vol. VII/4, Visual Psychophysics* chapter 4, (pp. 582–624). New-York: Springer-Verlag.
- Ikeda, M. & Nakashima, Y. (1980). Wavelength difference limit for binocular color fusion. *20* (pp. 693–697).
- Ikeda, M. & Sagawa, K. (1979). Binocular color fusion limit. *69* (pp. 316–320).
- Irtel, H. (1987). A Conjoint Grassmann Structure for Testing the Additivity of Binocular Color Mixtures. *31* (pp. 192–202).
- Ishihara, S. (1960). *Tests for colour-blindness* (3rd Ed.). London: H.K. Lewis & Co., Ltd.
- Jameson, D. (1972). Theoretical issues of color vision. In D. Jameson & L. M. Hurvich (Eds.), *Handbook of Sensory Physiology, Vol. VII/4, Visual Psychophysics* chapter 22. New York: Springer-Verlag.
- Jameson, D. & Hurvich, L. M. (1955). Some quantitative aspects of an opponent-colors theory. i. chromatic responses and spectral saturation. *Journal of the Optical Society of America, 45*, 546–552.
- Jameson, D. & Hurvich, L. M. (1959). Perceived color and its dependence on focal, surrounding, and preceding stimulus variables. *49* (pp. 890–898).
- Jameson, D. & Hurvich, L. M. (1972). Color adaption: Sensitivity, contrast, and afterimages. In D. Jameson & L. M. Hurvich (Eds.), *Handbook of Sensory Physiology, Vol. VII/4* (pp. 568–581). Berlin: Springer.
- Johannsen, D. E. (1930). A quantitative study of binocular color vision. *Journal of General Psychology, 4*, 282–308.

- Kaiser, P. K. (1979). Spectral sensitivity function measured by a rapid scan flicker photometric procedure. *Investigative Ophthalmology and Visual Science*, 18, 1264–1272.
- Katz, D. (1911). *Die Erscheinungsweisen der Farben und ihre Beeinflussung durch die Individuelle Erfahrung*. Leipzig: Barth.
- Kaushall, P. (1975). Functional asymmetries of the human visual system as revealed by binocular rivalry and binocular brightness matching. *American Journal of Optometry and Physiological Optics*, 52, 509–520.
- König, A. & Dieterici, C. (1886). Die Grundempfindungen und ihre Intensitäts-Vertheilung im spectrum. *Sitzungsberichte Akademie der Wissenschaften, Berlin* (pp. 805–829).
- Krantz, D. H. (1968). A theory of context effects based on cross-context matching. 5 (pp. 1–48).
- Krantz, D. H. (1975a). Color measurement and color theory I: Representation theorem for Grassmann structures. 12 (pp. 283–303).
- Krantz, D. H. (1975b). Color measurement and color theory: II. opponent-colors theory. *Journal of Mathematical Psychology*, 12, 304–327.
- Krantz, D. H., Luce, R. D., Suppes, P. & Tversky, A. (1971). *Foundations of measurement: Vol. I. Additive and polynomial representations*. New York: Academic Press.
- Krauskopf, J. (1963). Effect of retinal image stabilization on the appearance of heterochromatic targets. 53 (pp. 741–744).
- Krauskopf, J., Williams, D. R., Mandler, M. B. & Brown, A. M. (1986a). Higher order colour mechanisms. 26 (pp. 23–32).
- Krauskopf, J., Zaidi, Q. & Mandler, M. B. (1986b). Mechanisms of simultaneous color induction. *Journal of the Optical Society of America A*, 3, 1752–1485.
- Kries, J. v. (1882). *Die Gesichtsempfindungen und ihre Analyse*. Leipzig: Veit.

- Kries, J. v. (1902). Theoretische Studien über die Umstimmung des Sehorgans. In *Festschrift der Albrecht-Ludwigs-Universität in Freiburg*. Freiburg: Wagners Universitäts-Buchdruckerei.
- Kries, J. v. (1905). Die Gesichtsempfindungen. In W. Nagel (Ed.), *Handbuch der Physiologie des Menschen*. Vol. 3 (pp. 109–282). Braunschweig: Vieweg.
- Land, E. H. (1964). The retinex. *American Scientist*, 52, 247–264.
- Land, E. H. (1986). Recent advances in retinex theory. 26 (pp. 7–21).
- Land, E. H., Hubel, D. H., Livingstone, M. S., Hollis, S. H. & Burns, M. M. (1983). Color-generating interactions across the corpus callosum. *Nature*, 303, 616–618.
- Larimer, J. (1981). Red/green opponent colors equilibria measured on chromatic adapting fields: Evidence for gain changes and restoring forces. 21 (pp. 501–512).
- Larimer, J., Krantz, D. H. & Cicerone, C. M. (1974). Opponent-process additivity. I. Red/green equilibria. *Vision Research*, 14, 1127–1140.
- Larimer, J., Krantz, D. H. & Cicerone, C. M. (1975). Opponent-process additivity. II. Yellow/blue equilibria and nonlinear models. *Vision Research*, 18, 723–731.
- Lindsay, P. H. & Norman, D. A. (1977). *Human information processing: An introduction to psychology*. New York: Academic Press.
- MacAdam, D. L. (1937). Projective transformations of i.c.i. color specifications. 27 (pp. 294–299).
- MacAdam, D. L. (1942). Visual sensitivities to color differences in daylight. 32 (p. 247).
- MacAdam, D. L. (1961). A nonlinear hypothesis for chromatic adaptation. 1 (pp. 9–41).
- Mardia, K. V., Kent, J. T. & Bibby, J. M. (1983). *Multivariate Analysis* (3rd Ed.). London: Academic Press.

- Mausfeld, R. (1998). Colour Perception: From Grassmann codes to a dual code for object and illuminant colours. In W. G. K. Backhaus, R. Kliegl & J. S. Werner (Eds.), *Color Vision: Perspectives from different Disciplines* chapter 12, (pp. 219–250). Berlin, New York: Walter de Gruyter.
- Mausfeld, R. & Niederée, R. (1993). Inquiries into Relational Concepts of Colour Based on an Incremental Principle of Colour Coding for Minimal Relational Stimuli. 22 (pp. 427–462).
- Maxwell, J. C. (1860). On the theory of compound colours and the relations of the colours of the spectrum. *Proceedings of the Royal Society London*, 10, 404–484.
- Mitchell, D. E. & Rushton, W. A. H. (1971). Visual pigments in dichomats. 11 (pp. 1033–1043).
- Nayatani, Y., Takahama, K. & Sobagaki, H. (1981). Formulation of a nonlinear model of chromatic adaptation. *Color Research and Application*, 6, 161–171.
- Nerger, J. L., Piantanida, T. P. & Larimer, J. (1993). Color appearance of filled-in backgrounds affects hue cancellation, but not detection thresholds. 33 (pp. 165–172).
- Niederée, R. (1999). *Die Erscheinungsweisen der Farben und ihre stetigen Übergangsformen. Theoretische und experimentelle Untersuchungen zur relationalen Farbcodierung und zur Dimensionalität vollständiger perzeptueller Farbcodes*. Habilitationsschrift, Universität Kiel.
- Niederée, R. & Mausfeld, R. (1997). Increment-decrement asymmetry in dichoptic matching with haploscopically superimposed backgrounds. 37 (pp. 613–615).
- Pugh, E. N. & Mollon, J. D. (1979). A theory of the π_1 and π_2 color mechanisms of Stiles. 19 (pp. 293–312).
- Richmond, B. J., Gawne, T. J. & Jin, G. X. (1997). Neural codes: reading them and learning how their structure influences network organisation. *Biosystems*, 40, 149–157.

- Richter, E. M. (1998). *Ist die Unabhängigkeitsvoraussetzung beim Paradigma des haplo-skopischen Farbabgleichs mit binokular fusionierten Hintergründen verletzt?* Diplomarbeit, Universität Kiel.
- Rinner, O. & Gegenfurtner, K. (2000). Time course of chromatic adaptation for color appearance and discrimination. *40* (pp. 1813–1826).
- Sakai, H. M., Machuca, H., Korenberg, M. J. & Naka, K. I. (1997). Processing of color- and noncolor-coded signals in the gourami retina: III. Ganglion cells. *Journal of Neurophysiology*, *78*, 2034–2047.
- Schiller, P. H. (1992). The ON and OFF channels of the visual System. *Trends in Neurosciences*, *15*, 86–92.
- Schor, C. & Heckman, T. (1989). Interocular differences in contrast and spatial frequency: effects on stereopsis and fusion. *29* (pp. 837–847).
- Schultz, S. (2002). *Kontrastcodierung und Dichromasie*. Diplomarbeit, Universität Halle-Wittenberg.
- Schultz, S. & Richter, E. (2002). Kontrastkodierung bei Dichromasie. In *Beiträge zur 5. Tübinger Wahrnehmungskonferenz*. Knirsch Verlag Kirchentellinsfurt.
- Semmelroth, C. C. (1970). Prediction of lightness and brightness on different backgrounds. *60* (pp. 1685–1689).
- Shepherd, A. J. (1997). A vector model of colour contrast in a cone-excitation colour space. *Perception*, *26*, 455–470.
- Shepherd, A. J. (1999). Remodelling colour contrast: implications for visual processing and colour representation. *Vision Research*, *39*, 1329–1345.
- Shevell, S. K. (1978). The dual role of chromatic backgrounds in color perception. *18* (pp. 1649–1661).
- Shevell, S. K. (1982). Color perception under chromatic adaption: Equilibrium yellow and long-wavelength adaption. *22* (pp. 279–292).

- Shevell, S. K. & He, J. C. (1995). Interocular difference in Rayleigh matches of color normals. In B. Drum (Ed.), *Colour Vision Deficiencies* chapter 12, (pp. 185–191). Dordrecht: Kluwer Academic Press.
- Shevell, S. K. & Humanski, R. A. (1984). Color perception under contralateral and binocularly fused chromatic adaption. *24* (pp. 1011–1019).
- Smith, V. C. & Pokorny, J. (1975). Spectral sensitivity of the foveal cone photopigments between 400 and 500 nm. *15* (pp. 161–171).
- Spring, K. H. & Stiles, W. S. (1948). Variation of pupil size with change in the angle at which the light stimulus strikes the retina. *British Journal of Ophthalmology*, *32*, 340–354.
- Stockman, A. & Sharpe, L. T. (2000). Tritanopic color matches and the middle- and long-wavelength-sensitive cone spectral sensitivities. *40* (pp. 1739–1750).
- Svaetichin, G. & MacNichol, E. G. (1958). Retinal mechanisms for chromatic and achromatic vision. *Annals New York Academy of Science*, *74*, 385–404.
- Takasaki, H. (1966). Lightness change of grays induced by change in reflectance of gray background. *56* (pp. 504–509).
- Thomas, F. H., Dimmick, F. L. & Luria, S. M. (1961). A study of binocular color mixture. *1* (pp. 108–120).
- Volbrecht, V. J. & Kliegl, R. (1998). The perception of blackness: An historical and contemporary review. In R. K. W. Backhaus & J. S. Werner (Eds.), *Color Vision: Perspectives from Different Disciplines* (pp. 219–250). Berlin: de Gruyter.
- Wallach, H. (1948a). Brightness constancy and the nature of achromatic colors. *Journal of Experimental Psychology*, *38*, 310–324.
- Wallach, H. (1948b). Brightness constancy and the nature of achromatic colors. *Journal of Experimental Psychology*, *38*, 310–324.
- Walraven, J. (1976). Discounting the background – The missing link in the explanation of chromatic induction. *16* (pp. 289–295).

- Walraven, J. (1979). No additive effect of backgrounds in chromatic induction. *19* (pp. 1061–1063).
- Walraven, J. (71–76). Colour signals from incremental and decremental light stimuli. *17*.
- Wassef, E. G. T. (1958). Investigations into the theory of predictions of the appearance of colours and its bearing on the theory of colour vision. *Optica Acta*, *5*, 101.
- Wassef, E. G. T. (1959). Linearity of the relationship between the tristimulus values of corresponding colours seen under different conditions of chromatic adaption. *Optica Acta*, *6*, 378.
- Whittle, P. (1973). The brightness of coloured flashes on backgrounds of various colours and luminances. *Vision Research*, *13*, 621–638.
- Whittle, P. (1986). Increments and decrements: Luminance discrimination. *26* (pp. 1677–1691).
- Whittle, P. (1992). Brightness, discriminability and the 'Crispening Effect'. *32* (pp. 1493–1507).
- Whittle, P. (1994). Contrast Brightness and Ordinary Seeing. In A. L. Gilchrist (Ed.), *Lightness, Brightness and Transparency* (pp. 111–157). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Whittle, P. & Arend, L. (1991). Homochromatic colour induction. *Perception*, *20*, 99.
- Whittle, P. & Challands, P. D. C. (1969). The effect of background luminance on the brightness of flashes. *Vision Research*, *9*, 1095–1110.
- Wiesel, T. & Hubel, D. H. (1966). Spatial and chromatic interactions in the lateral geniculate body of the rhesus monkey. *Journal of Neurophysiology*, *29*, 1115–1156.

- Wood, J. M. & Bullimore, M. A. (1996). Interocular differences in visual function in normal subjects. *Ophthalmic and Physiological Optics*, 16, 507–512.
- Wright, W. D. (1929). A re-determination of the trichromatic coefficients of the spectral colors. *Transactions of the Optical Society London*, 30, 141–164.
- Wright, W. D. (1934). The measurement and analysis of colour adaption phenomena. *Proceedings of the Royal Society (London)*, 115B, 49–87.
- Wuerger, S. M. (1996). Color appearance changes resulting from iso-luminant chromatic adaption. 36 (pp. 3107–3118).
- Wyszecki, G. & Stiles, W. S. (1982). *Color Science: Concepts and Methods, Quantitative Data and Formulae* (2nd Ed.). New York: Wiley.
- Young, T. (1802). *On the theory of light and colors*. London: The Society.

Erklärung

Hiermit erkläre ich an Eides statt, dass ich die vorliegende Arbeit selbständig angefertigt, keine anderen Hilfsmittel als die angegebenen benutzt und die den benutzten Werken wörtlich oder inhaltlich entnommenen Stellen kenntlich gemacht habe.

(Ort, Datum)

(Eike Richter)

Lebenslauf

Persönliche Daten

Name: Eike Martin Richter
Anschrift: Oppelner Str. 28
10997 Berlin
Geburtsdatum/-ort: 17.08.1971 in Berlin

Bildungsweg

Schulischer Bildungsweg

07/78 Einschulung Spreewald-Grundschule in Berlin-Schöneberg
06/91 Abitur an der Lornsen Schule Schleswig - Gymnasium; Note: 1,8

Studium

09/92 - 07/93 Christian-Albrechts-Universität zu Kiel,
Studium Mathematik/Physik für höheres Lehramt

ab 09/93 Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Studium der Psychologie

02/95 - 10/95 und 06/96 - 05/99 Anstellung als wissenschaftliche Hilfskraft am Lehrstuhl für Allgemeine Psychologie II (Wahrnehmung und Kognition) bei Prof. Dr. R. Mausfeld

10/95 Vordiplom, Note: sehr gut

ab 10/97 Diplomarbeit in der Farbwahrnehmung; Betreuung PD Dr. Johannes Andres

10/97 - 01/98 Durchführung eines Tutoriums zum Seminar „Das Allgemeine Lineare Modell“ von PD Dr. J. Andres als Teil des Curriculums Methodenlehre

05/99 Studienabschluß als Diplom-Psychologe, Note: sehr gut

Wissenschaftliche Tätigkeiten

09/99 - 09/01 Anstellung als wissenschaftlicher Mitarbeiter im DFG-Projekt „Kontrastkodierung“ an der Universität Kiel, Antragsteller PD Dr. J. Andres

01/00 - 09/02 Anstellung als wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Psychologie an der Universität Halle-Wittenberg, Abteilung Methodenlehre bei Prof. Dr. D. Heyer

10/02 - dato Anstellung als Projektmitarbeiter am Institut für Psychologie an der Universität Potsdam, Abteilung Allgemeine Psychologie I bei Prof. Dr. R. Kliegl