

Une comparaison de deux tests de dominance oculaire : la dominance des lettres et la rivalité binoculaire

Xiaoxin Chen, Ph. D.,
boursier postdoctoral¹,
ORCID 0000-0001-7201-0695

Arijit Chakraborty, Ph. D.,
professeur auxiliaire¹,
professeur agrégé²,
ORCID 0000-0002-6204-053X

William Bobier, Ph. D.,
professeur émérite, professeur
auxiliaire¹,
ORCID 0000-0003-1302-985X

Benjamin Thompson, Ph. D.,
professeur¹, président-directeur
général et directeur scientifique³,
professeur honoraire⁴,
ORCID 0000-0002-3902-2712

¹ École d'optométrie et de
sciences de la vision, Université
de Waterloo, Ontario, Canada

² Midwestern University, Downers
Grove, Illinois, États-Unis

³ Centre for Eye and Vision
Research, Hong Kong

⁴ Liggins Institute, Université
d'Auckland, Auckland, Nouvelle-
Zélande

Résumé

Objectif

La dominance oculaire peut être évaluée par une variété de tests, qui peuvent ne pas donner les mêmes résultats. La présente étude a comparé la répétabilité et la concordance des résultats de deux tests de dominance oculaire, un nouveau test de dominance des lettres et un test de rivalité binoculaire bien établi.

Méthodologie

Trente-neuf adultes (28 femmes et 11 hommes) ayant une vision normale ont participé à trois séances de tests de rivalité binoculaire et de dominance des lettres. Sept autres adultes n'ont participé qu'à une seule séance. La répétabilité des tests a été évaluée au moyen du coefficient de corrélation intraclasse et de l'écart-type, tandis que la concordance entre les tests a été évaluée au moyen de l'analyse de Bland-Altman, du coefficient de corrélation intraclasse et des directions de dominance oculaire.

Résultats

L'analyse des résultats intratest a indiqué que le test de dominance des lettres avait une meilleure répétabilité que le test de rivalité binoculaire (coefficient de corrélation intraclasse : dominance des lettres = 0,829 et rivalité = 0,790; écart-type : dominance des lettres = 0,015 [médiane] et rivalité = 0,023 [médiane], $P = 0,015$). L'analyse des résultats entre les tests a indiqué que les deux tests avaient une concordance moyenne à bonne (CCI de 0,712) et qu'ils identifient le même œil comme dominant pour la plupart des participants, mais pas pour tous (39 cohérents entre les tests et 7 incohérents avec une mesure stricte de l'équidominance).

Conclusion

Ces analyses révèlent que le test de dominance des lettres est une mesure plus reproductible de la domination oculaire que le test de rivalité binoculaire, et que les mesures de la force de la dominance oculaire varient d'un test à l'autre.

Mots clés

dominance oculaire, vision binoculaire, tests psychophysiques, test de rivalité binoculaire, test de dominance des lettres

Citation suggérée

Chen X, Chakraborty A, Bobier W, Thompson B.
Une comparaison de deux tests de dominance
oculaire : la dominance des lettres et la rivalité
binoculaire. *Can J Optom.* 2025;87(4):39-50. doi :
10.15353/cjo.v87i4.6125

La vision binoculaire normale nécessite un équilibre entre les actions suppressives de chaque œil sur l'autre œil¹⁻³. Cet équilibre peut être perturbé par des facteurs tels que le strabisme et l'amblyopie, un œil devenant alors plus dominant^{3,4}. Cependant, des pondérations inégales de la dominance oculaire peuvent être observées chez des personnes ne présentant pas d'anomalies binoculaires reconnues^{5,6}. Les schémas de dominance ont été étudiés chez des personnes à qui l'on envisage de prescrire un traitement de presbytie en monovision⁷⁻¹¹. Cela a conduit à diverses évaluations de la dominance oculaire chez des sujets normaux sur le plan binoculaire à qui l'on a prescrit la monovision.

Au départ, la dominance oculaire était mesurée à l'aide de la visée (alignement des yeux), comme les tests de Miles et de Porta¹²⁻¹⁵. La recherche a montré que les résultats de ces tests étaient très variables et dépendaient de conditions spécifiques^{16,17}. Par exemple, de meilleurs résultats ont été obtenus pour la monovision avec des tests de dominance utilisant la suppression du flou¹⁸. De nombreux tests de dominance oculaire sensorielle ont été mis au point. Dans ce cas, la contribution relative de chaque œil est évaluée en réponse à une image cyclopéenne visualisée dans des conditions dichoptiques. Le test des 4 points de Worth¹⁹ est un exemple classique connu et utilisé depuis longtemps. Le développement ultérieur de tests sensoriels plus quantitatifs et plus sensibles, comme le test du seuil de cohérence du mouvement dichoptique^{5,20}, la combinaison de la phase binoculaire²¹⁻²³, la combinaison de l'orientation binoculaire^{24,25} et la rivalité binoculaire²⁶⁻³², a permis de constater que la force de la dominance oculaire sensorielle variait de faible (contribution équilibrée des deux yeux à la perception binoculaire) à forte (contribution significativement plus importante d'un œil) chez les personnes ayant une vision monoculaire et binoculaire normale^{5,6}.

La concordance entre ces tests a été rapportée comme étant de modérée à faible en raison des différents mécanismes visuels impliqués^{17,33-35}. Plus important encore, la précision des différents tests de dominance oculaire varie^{36,37}. Si les changements de dominance doivent être utilisés pour surveiller l'amélioration clinique, ces tests doivent être suffisamment robustes non seulement pour suivre les changements subtils, mais aussi pour être facilement appliqués dans les environnements cliniques.

En 2018, un test de dominance oculaire composé de lettres aux polarités de contraste opposées a été mis au point³⁷. Le jugement psychophysique à choix forcé requis est parallèle à celui de la composante subjective d'une réfraction standard. Au lieu de choisir « quelle lettre semble plus claire », le critère de décision est « quelle lettre semble plus lumineuse ». Après comparaison avec d'autres tests de combinaison binoculaire et de rivalité binoculaire, les auteurs ont conclu que ce nouveau test de dominance oculaire présentait la meilleure fiabilité³⁷.

Dans le présent article, nous fournissons des données supplémentaires indiquant que ce test de dominance des lettres est mieux adapté à la mesure de la dominance oculaire qu'un autre test de rivalité binoculaire couramment utilisé qui implique la présentation dichoptique de réseaux d'orientation orthogonale (ci-après le « test de rivalité binoculaire »)²⁶⁻³².

Méthodologie

Les données de référence sur la dominance oculaire sensorielle de nos deux précédentes études de stimulation cérébrale non invasive^{38,39} ont été combinées et réanalysées rétrospectivement. Dans le cadre de la première étude³⁸, tous les participants avaient une acuité visuelle assistée $\leq 0,0$ logMAR dans chaque œil. La stéréoacuité n'a pas été consignée pour les participants à cette étude. Dans le cadre de la deuxième étude³⁹, des critères plus stricts ont été adoptés : les participants avaient une acuité visuelle assistée $\leq 0,0$ logMAR dans chaque œil, une stéréoacuité ≤ 40 secondes d'arc et une dominance oculaire de référence de l'ordre de $0,5 \pm 0,2$. Le dernier critère était l'absence de dominance oculaire extrême chez les participants afin de ne pas masquer l'effet interventionnel dans cette étude.

Au total, ce sont 46 participants pour lesquels nous disposons d'au moins une mesure pour chaque test (âge moyen de $24,63 \pm$ écart-type de $2,41$ ans; 30 femmes et 16 hommes). Parmi eux, 39 ont effectué trois séances distinctes de mesures de la dominance oculaire pour chaque test (âge moyen de $24,49 \pm 2,38$ ans; 28 femmes et 11 hommes). Les 46 ensembles de données étaient indépendants. Les ensembles de données complets sont inclus dans le tableau supplémentaire 1. La première étude a été approuvée par le comité d'éthique de la Midwestern University et la seconde par le comité d'éthique de la recherche de l'Université

de Waterloo. Les deux études étaient conformes à la *Déclaration d'Helsinki*, et tous les participants ont donné leur consentement éclairé par écrit aux études respectives.

Dans les deux études, les participants ont passé les deux tests lors de chacune des trois visites, les visites étant programmées à au moins deux jours d'intervalle. Dans la première étude, les participants ont toujours passé le test de rivalité binoculaire en premier. Dans la deuxième étude, la séquence des deux tests a été déterminée aléatoirement par personne et par visite. Les stimuli de dominance des lettres ont été générés en Python 3.6.6 à l'aide du module PsychoPy. Dans la première étude³⁸, les stimuli de rivalité des réseaux ont été générés dans MATLAB R2019a (MathWorks, Natick, Massachusetts, États-Unis) en utilisant Psychtoolbox 3.0.15. Les deux stimuli ont été présentés sur un moniteur ROG PG278QR (taux de rafraîchissement de 60 Hz, résolution de 1920×1080, correction gamma) à 108 cm (luminance d'un fond gris moyen de 48 cd/m²). Dans la deuxième étude³⁹, les stimuli de rivalité des réseaux ont été générés dans MATLAB R2018a en utilisant Psychtoolbox 3.0.18. Les deux stimuli ont été présentés sur un moniteur Asus VG279 (taux de rafraîchissement de 60 Hz, résolution de 1920×1080, correction gamma) à 86 cm (luminance d'un fond gris moyen de 53 cd/m²). Des mentonnières ont été utilisées pour maintenir la position de la tête des participants.

Test de dominance des lettres

Ce test a été conçu par Bossi et al.³⁷ Deux lettres ont été choisies au hasard parmi les 10 lettres de Sloan (C, D, H, K, N, O, R, S, V, Z) dans chaque essai. Ces lettres ont été placées à 2,75° d'excentricité verticale par rapport à la croix de fixation et présentées en dichoptique (figure 1). Chaque lettre représentait un angle visuel de 2,75° (équivalent à 1,52 logMAR ou 6/198 en Snellen). À l'aide d'un stéréoscope à miroir, les participants ont fusionné les frontières fusionnelles et ont vu une lettre en haut et une lettre en bas. On leur a demandé d'indiquer laquelle des deux lettres apparaissait plus blanche en cliquant sur la flèche du haut ou du bas. Chaque essai était présenté jusqu'à ce que les participants fassent un choix, pendant une durée maximale de 4,5 secondes. Le contraste de Weber des lettres a été manipulé de manière conjuguée de sorte que :

1. les lettres du haut et du bas avaient des contrastes opposés et
2. les lettres diagonales avaient des contrastes dont la somme était de ± 1 (figure 1A).

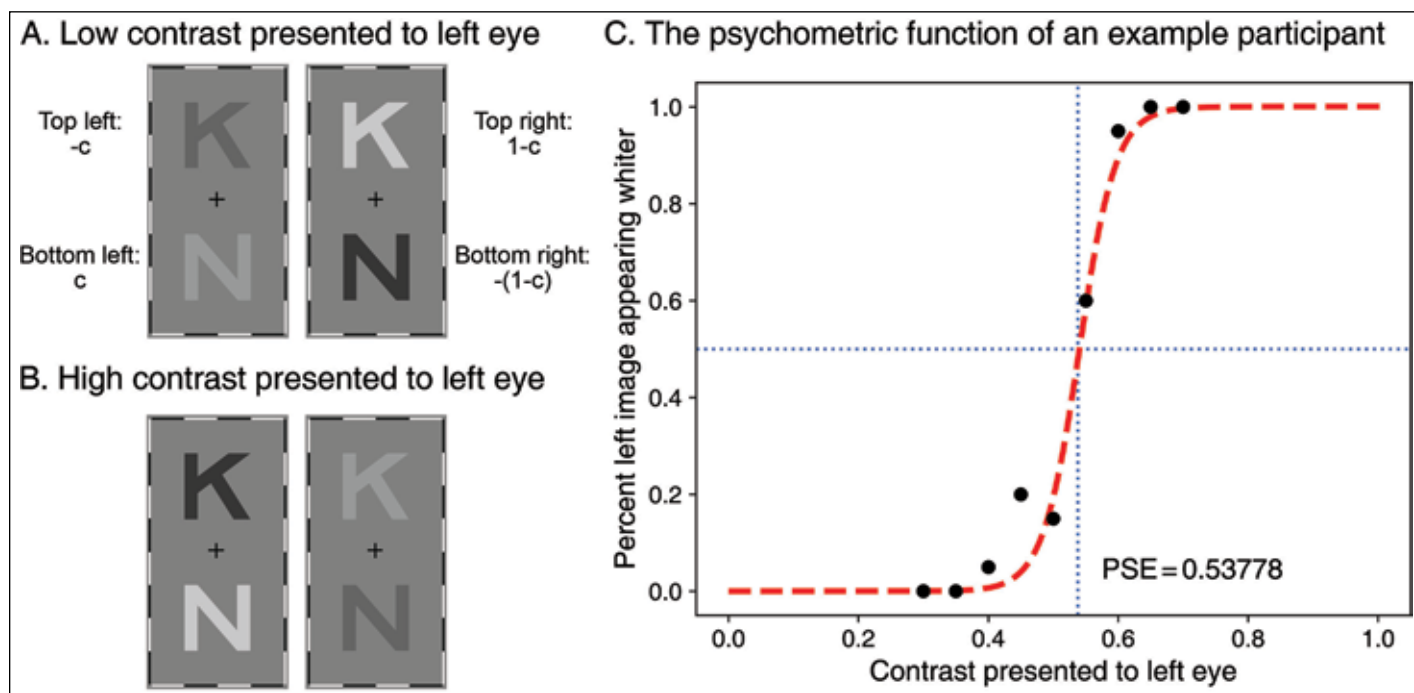
La valeur du contraste variait de 0,3 à 0,7, par incréments de 0,05 (neuf niveaux de contraste au total). Avec une valeur plus faible, les lettres de gauche avaient un contraste plus faible et les lettres de droite un contraste plus élevé, et vice versa avec une valeur de contraste plus élevée. Les contrastes positifs et négatifs étaient répartis au hasard entre les lettres du haut et du bas. Un contraste positif indiquait un gris plus clair (luminance plus élevée) que la couleur d'arrière-plan, tandis qu'un contraste négatif indiquait un gris plus foncé (luminance plus faible) que la couleur d'arrière-plan. Chacun des neuf niveaux de contraste a été testé 20 fois, soit un total de 180 essais.

Une fonction logistique a été utilisée pour ajuster les données. Le point d'égalité subjective (PES), où les participants avaient la même probabilité de répondre plus blanc en haut ou plus blanc en bas (c'est-à-dire le point d'équilibre du contraste), a été calculé et utilisé comme mesure de la dominance oculaire dans ce test. Un PES inférieur à 0,5 indiquait une plus grande dominance de l'œil gauche, et un PES supérieur à 0,5 indiquait une plus grande dominance de l'œil droit.

Test de rivalité binoculaire

Dans ce test, deux réseaux circulaires stationnaires, orientés orthogonalement ($\pm 45^\circ$) ont été présentés à chaque œil séparément (figure 2). Les réseaux avaient un diamètre de 2°, une fréquence spatiale de deux cycles par degré (c/deg)^{29,30,40-42} et un contraste de Michelson de 100 %. Les participants ont utilisé l'un des quatre boutons pour indiquer leur perception (c'est-à-dire exclusive à gauche, exclusive à droite, fragmentaire et superposée) et ont maintenu le bouton enfoncé pendant toute la durée de leur perception. Chaque essai a duré une minute, et il y a eu six essais au total. Pour calculer la dominance oculaire, nous avons combiné les durées des perceptions fragmentaires et superposées en une durée de perception mixte. La contribution de l'œil droit a été calculée comme la somme de la durée des perceptions exclusives à droite et de la moitié des durées mixtes divisée par la durée totale (équation sous la figure 2B). Ce pourcentage a été utilisé comme mesure de la dominance oculaire pour ce test. Comme dans le test

Figure 1. Contrastes de Weber dans le test de dominance des lettres et exemple de fonction psychométrique



Pour chaque essai, deux lettres ont été choisies au hasard parmi les 10 lettres de Sloan.

(A) De chaque côté, la somme des contrastes des lettres du haut et du bas est égale à zéro. Sur chaque diagonale, les contrastes de deux lettres s'additionnent jusqu'à ± 1 . Un contraste de zéro signifie qu'il n'y a aucune différence de luminance par rapport à l'arrière-plan (c'est-à-dire gris moyen). Le « ± 1 » représente le contraste le plus fort par rapport à l'arrière-plan (c'est-à-dire +1 signifie entièrement blanc et -1, entièrement noir). La valeur de contraste c (toujours attribuée à l'œil gauche, mais aléatoirement en haut ou en bas) peut varier de 0 à 1. Des contrastes positifs et négatifs ont été attribués de manière aléatoire aux lettres du haut et du bas au cours des essais. Dans cet exemple, un contraste faible ($c < 0,5$) a été présenté à l'œil gauche. Les participants étaient plus susceptibles de percevoir la lettre du haut (le « K » présenté à l'œil droit) comme plus blanche que la lettre du bas.

(B) Lorsqu'un contraste plus élevé ($c > 0,5$) était présenté à l'œil gauche, les participants étaient plus susceptibles de percevoir la lettre du bas (le « N » présenté à l'œil gauche) comme étant plus blanc que la lettre du haut.

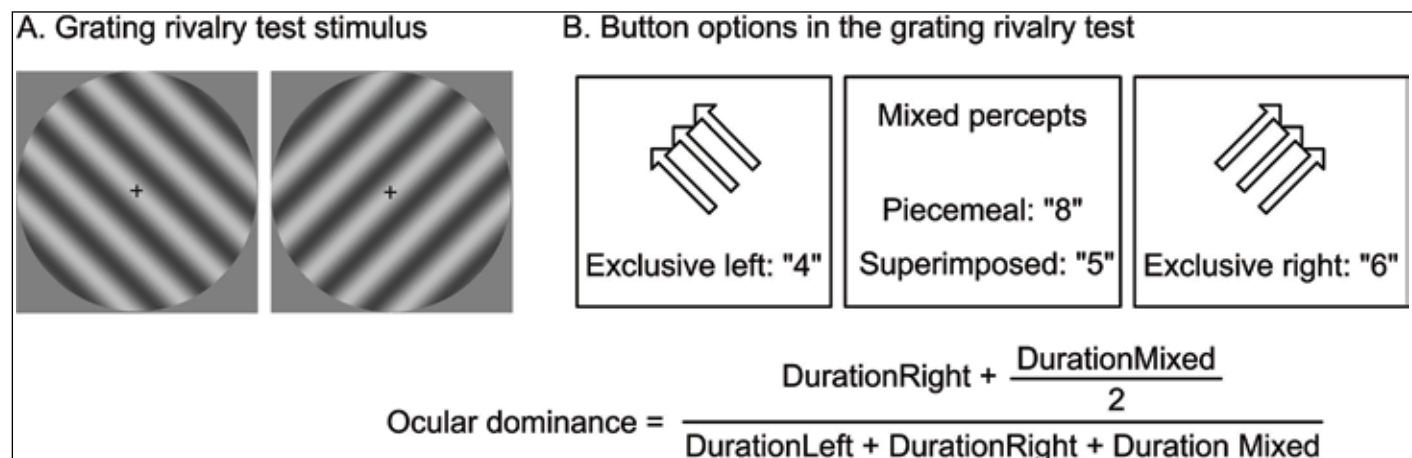
(C) Il s'agit d'un exemple de résultats de test et de fonction psychométrique pour un participant. Comme nous nous attendions à ce que les participants ayant une vision normale aient une dominance oculaire équilibrée (c'est-à-dire un point d'égalité subjective [PES] = 0,5), nous n'avons testé que les contrastes de 0,3 à 0,7, au lieu de la plage complète de 0 à 1, afin de réduire la durée du test. La fonction psychométrique (marquée en rouge) a été ajustée à l'aide d'une fonction logistique. Le PES a été utilisé comme dominance oculaire dans ce test.

de dominance des lettres, une dominance oculaire inférieure à 0,5 indiquait une plus grande domination par l'œil gauche et une dominance oculaire supérieure à 0,5 indiquait une plus grande dominance par l'œil droit.

Analyse des données

Des analyses de répétabilité intratest ont été effectuées avec les données pour lesquelles trois mesures de référence étaient disponibles ($n = 39$). Les

estimations du coefficient de corrélation intraclasse (CCI) et leur intervalle de confiance (IC) à 95 % ont été calculés avec un modèle à effets mixtes, deux facteurs, mesure unique ($k = 1$) et cohérence absolue^{43,44}. Nous avons aussi calculé les écarts-types pour chaque sujet afin d'évaluer la variabilité de chaque test. Les tests de normalité ont été effectués à l'aide du test de Shapiro-Wilk. Les écarts-types ont été comparés à l'aide d'un test t pour échantillons appariés ou, en cas d'écart par rapport à une

Figure 2. Stimuli visuels (A) et boutons (B) utilisés dans le test de rivalité binoculaire

Les participants ont utilisé quatre boutons du pavé numérique pour indiquer leurs perceptions tout au long du test. L'équation de dominance oculaire tenait compte de la durée des perceptions exclusifs à l'œil droit et de la moitié de la durée des perceptions mixtes, afin d'inclure la contribution de l'œil droit aux perceptions mixtes. Elle est mathématiquement équivalente à l'« indice de dominance oculaire » calculé par Min et al.³⁶

distribution normale, à l'aide d'un test des rangs signés de Wilcoxon.

La concordance entre les résultats des tests a été examinée en utilisant les données de la première visite de tous les ensembles de données ($n = 46$). Un graphique de Bland-Altman a été utilisé pour illustrer la dispersion des ensembles de données⁴⁵. Les limites de concordance (LC) de Bland-Altman à 95 % ont été calculées comme étant $\bar{d} \pm 1,96 s$, où $\bar{d}$ est la moyenne des différences (c'est-à-dire la polarité des lettres moins la rivalité des réseaux) et s est l'écart-type des différences. Les LC à 95 % représentent l'intervalle dans lequel 95 % des différences entre deux mesures devraient se trouver^{45,46}. Une régression linéaire a été appliquée pour déterminer s'il existait un biais proportionnel⁴⁷. Les valeurs aberrantes ont été identifiées à l'aide de la méthode de l'intervalle interquartile (IIQ) (valeurs de plus de $1,5 \times \text{IIQ}$ en dehors de l'IIQ) et ont été supprimées de cette analyse de régression. Les estimations du CCI et leur IC à 95 % basées sur un modèle à effets mixtes, deux facteurs, mesure unique ($k = 1$) et cohérence absolue ont également été utilisées pour illustrer la concordance entre les tests. Enfin, la concordance des directions de dominance oculaire entre les tests a été évaluée. Pour exclure les cas de dominance oculaire très faible, où le résultat de la dominance oculaire pouvait tomber au hasard dans l'une ou

l'autre direction, un critère de différence intertest a été fixé à 0,04 (0,02 de part et d'autre). Les directions opposées avec une différence intertest supérieure à 0,04 ont été considérées comme une non-concordance dans les directions de dominance oculaire. Il convient de noter que ce critère était arbitraire et qu'il était strict par rapport à d'autres mesures d'équidominance proposées⁴⁸.

Le CCI a été calculé dans SPSS (IBM Corp., Armonk, New York, États-Unis). Toutes les autres analyses statistiques ont été effectuées dans JASP.

Résultats

Répétabilité intratest

La répétabilité de chaque test de dominance oculaire a été évaluée à l'aide du CCI. L'IC à 95 % de l'estimation du CCI (tableau 1) indique que le niveau de répétabilité était modéré à bon pour le test de polarité des lettres (0,730-0,899) et le test de rivalité binoculaire (0,674-0,875).

Les écarts-types individuels de chaque test ont également été calculés pour évaluer leur variabilité. Les données n'étaient normalement pas distribuées ($W = 0,908$; $P = 0,004$). La comparaison a montré que le test de polarité des lettres avait des écarts-types significativement plus faibles (médiane de 0,015; quartiles de 0,009-0,019) que le test de rivalité

Tableau 1. CCI pour la répétabilité intratest et la concordance intertest

Test	Estimation du CCI	IC à 95 %
Polarité des lettres	0,829	0,730-0,899
Rivalité des réseaux	0,790	0,674-0,875
Intertest	0,712	0,535-0,829

Comme recommandé par Koo et Li⁴³, une valeur de CCI < 0,5 indique une mauvaise fiabilité, de 0,5 à 0,75 fiabilité modérée, de 0,75 à 0,9 fiabilité bonne et > 0,9 fiabilité excellente.

Abréviations : IC, intervalle de confiance; CCI, coefficient de corrélation intraclasse.

binoculaire (médiane de 0,023; quartiles de 0,012-0,034) ($W = 563$; $Z = 2,414$; $P = 0,015$).

Concordance intertest

La différence entre les deux tests a d'abord été illustrée avec un graphique de Bland-Altman pour les données de la première séance (figure 3A). Comme le recommande Ludbrook⁴⁷, nous avons effectué une analyse de régression linéaire pour examiner tout biais proportionnel. Les hypothèses de cette analyse ont initialement été validées avec l'ensemble des données ($n = 46$). Puis, après l'élimination de cinq valeurs aberrantes ($n = 41$), le modèle de régression linéaire a été ajusté comme suit : $\hat{y} = 0,034 - 0,085 x$ (figure 3A). La pente ne s'écarte pas significativement de zéro ($t = -0,478$; $P = 0,635$), ce qui indique qu'il n'y a pas de biais proportionnel. (Une analyse de régression linéaire supplémentaire incluant les valeurs aberrantes n'indiquait toujours pas de biais proportionnel entre les deux tests [pente = $-0,191$; $t = -1,586$; $P = 0,120$]). Par conséquent, la détermination classique de la LC a été adoptée (c'est-à-dire $\bar{d} \pm 1,96 s$). La différence moyenne entre les tests était de $-0,009$, ce qui suggère qu'il n'y avait qu'une différence négligeable entre les tests en moyenne. Comme l'indique la LC, 95 % des différences dans la population ont été estimées comme étant comprises entre $-0,115$ et $0,097$. Même si cet écart était plus important que prévu, la plupart des points de données (37 sur 46, ou 80,43 %) se situaient dans la fourchette de $\pm 0,06$.

Une analyse supplémentaire de Bland-Altman éliminant deux valeurs aberrantes (c'est-à-dire en

supprimant les points de données les plus élevés et les plus bas de la figure 3A; $n = 44$) a montré que la différence moyenne entre les résultats des tests était de $-0,007$. Comme l'indique la LC, 95 % des différences dans la population ont été estimées comme étant comprises entre $-0,086$ et $0,073$. Par conséquent, l'importance de la perte de charge initiale était due à ces deux valeurs aberrantes. Les valeurs aberrantes ont été déterminées à l'aide de la même méthode IIQ utilisée pour déterminer les cinq valeurs aberrantes pour la régression linéaire, mais elles ont été obtenues sur la base de la seule différence entre les mesures. Pour mieux illustrer la dispersion des données, 34 points de données sur 46 (73,91 %) se situaient dans l'intervalle de $\pm 0,05$ et 31 points de données sur 46 (67,39 %) se situaient dans l'intervalle de $\pm 0,04$. Ainsi, la force de la dominance oculaire des deux tests n'était pas la même, mais la différence n'était pas importante pour la plupart des participants.

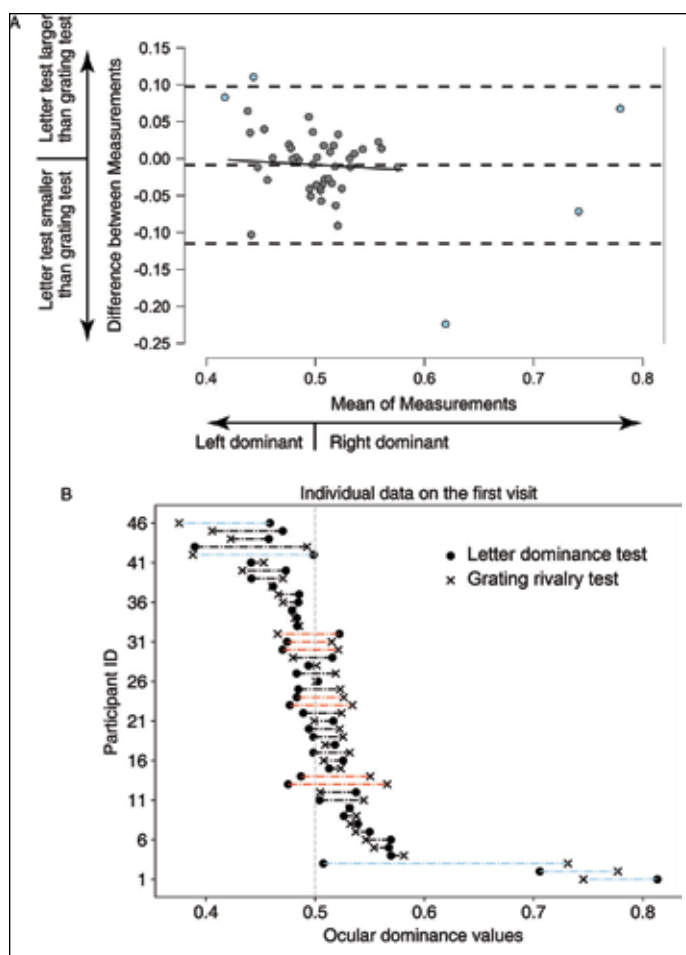
La concordance entre les deux tests a également été évaluée à l'aide du CCI. L'IC à 95 % de l'estimation du CCI (tableau 1) indique que le niveau de concordance était modéré à bon (0,535-0,829).

Avec un critère de 0,04 pour les différences entre les tests, la plupart des ensembles de données (39 sur 46, ou 84,78 %) ont montré une bonne concordance dans les directions de dominance oculaire, avec seulement 7 ensembles de données sur 46 (15,22 %) montrant une non-concordance (figure 3B).

Discussion

Collectivement, notre analyse intratest a indiqué que les deux tests avaient une répétabilité modérée à bonne; cependant, le test de dominance des lettres a montré une variabilité significativement plus faible que le test de rivalité binoculaire. Nos analyses intertests ont indiqué que les deux tests de dominance oculaire avaient une concordance moyenne à bonne. Bien que les LC à 95 % estimées pour les deux tests étaient plus larges que prévu, la différence entre les tests n'était pas importante pour la plupart des sujets.

Nos données ont montré qu'un petit pourcentage de participants avait une dominance oculaire plus forte, ce qui était prévisible^{5,6}. Il a été rapporté que la dominance oculaire sensorielle peut être influencée par des facteurs tels que les erreurs de réfraction individuelles et la taille des stimuli^{16,49,50}. Par exemple, une

Figure 3. Données individuelles de la première visite

erreur de réfraction et un astigmatisme plus élevés ont été associés à l'œil non dominant^{49,50}. En raison de la nature rétrospective de notre analyse, nous n'avons pas enregistré les erreurs de réfraction des participants ni effectué une évaluation complète de leurs fonctions visuelles binoculaires. Bien qu'il ait été rapporté que la stéréoaucuité ne corrélait pas à la dominance oculaire⁵¹, un biais d'échantillonnage pourrait découler du fait que seules les personnes ayant une vision normale ont participé à cette étude précédente⁵¹. Notons aussi que nous n'avons recruté que des adultes ayant une vision normale. (Dans une étude, nous n'avons recruté que des personnes ayant une stéréoaucuité d'au moins 40 secondes d'arc, et la stéréoaucuité n'a pas été mesurée dans l'autre étude.) Par conséquent, nous ne connaissons pas la raison de la forte dominance oculaire observée

(A) Ce graphique de Bland-Altman montre la dominance oculaire moyenne mesurée par les deux tests (axe des x) par rapport à la différence de dominance oculaire entre les tests (axe des y). Une valeur $x < 0,5$ indique une plus grande dominance de l'œil gauche et $> 0,5$ indique une plus grande dominance de l'œil droit. Une valeur y positive indique que la valeur de la polarité des lettres était supérieure à celle du test de rivalité binoculaire. Les lignes en pointillé indiquent la moyenne des différences (-0,009) et les limites supérieure (0,097) et inférieure (-0,115) des limites de concordance. La ligne pleine représente une régression ajustée à la moyenne des deux tests et de leurs différences, les valeurs aberrantes (représentées par des points de données bleus autour de 0,10 de différence entre les mesures et plus de 0,6 de moyenne des mesures) ayant été supprimées.

(B) Il s'agit des données sur la dominance oculaire de chaque individu, telles que mesurées par les deux tests. Les données ont été classées de haut en bas en fonction de leur moyenne. Les lignes pointillées rouges indiquent les cas de non-concordance dans les directions de dominance oculaire selon le critère prédéfini.

Les points bleus dans le panneau A et les lignes bleues en pointillés dans le panneau B indiquent les valeurs aberrantes qui ont dû être supprimées de l'analyse de régression. Les axes des x des deux panneaux sont alignés pour une comparaison directe. Il est important de noter que, pour le test de dominance des lettres, deux occurrences de dominance oculaire supérieure à 0,7 sont des points d'égalité subjective (PES) extrapolés de la courbe logistique, puisque l'étendue de notre échantillon était de 0,3-0,7 (figure 1C).

chez certaines personnes, et nous ne pouvons pas non plus confirmer s'ils avaient une vision binoculaire tout à fait normale (pas seulement la stéréoaucuité.) Dans cet échantillon, la plupart des participants présentaient une dominance oculaire d'environ 0,5 (figure 3B), ce qui constitue une limite de notre ensemble de données. Un échantillon plus large comprenant des personnes ayant une dominance oculaire plus forte, telles que des personnes atteintes d'amblyopie unilatérale, serait idéal pour établir pleinement la répétabilité des deux tests.

La dynamique de la rivalité binoculaire varie en fonction de la taille du stimulus et de la fréquence spatiale⁵²⁻⁵⁵. D'une part, comme l'ont proposé Blake et al.⁵⁴, de petites zones spatiales discrètes sur la rétine sont dominées séparément par l'image provenant de l'œil gauche ou de l'œil droit. Lors de la visualisation

d'un stimulus rival, l'ensemble des zones multiples donne lieu à une perception exclusive ou mixte au niveau comportemental. Par conséquent, un stimulus de grande taille impliquant davantage de zones spatiales est susceptible d'induire davantage de perceptions mixtes⁵²⁻⁵⁴. D'autre part, O'Shea et al.⁵⁵ ont rapporté une forme de « U » inversé où, pour une fréquence spatiale donnée, les perceptions les plus exclusives se produisent sous une taille de stimulus particulière, par exemple, 2° à 2 c/deg. Incidemment, il s'agissait du même stimulus que notre stimulus de rivalité des réseaux. Quoi qu'il en soit, il est concevable qu'un stimulus différent entraîne des changements dans les perceptions de rivalité, ce qui modifie ensuite la dominance oculaire calculée. De plus, le test de dominance des lettres implique également une rivalité binoculaire en raison de l'utilisation d'une luminance opposée (c'est-à-dire une luminance claire et foncée) entre les yeux³⁷. La grande taille des lettres (2,75°) choisie par Bossi et al.³⁷ induit probablement moins de rivalité et peut donc avoir contribué à réduire les erreurs des participants lorsqu'ils devaient sélectionner la lettre la plus blanche. Il n'est pas certain que cette différence de taille de stimulus ait joué un rôle dans la différence de répétabilité entre les deux tests.

On a souvent constaté que les résultats de la dominance oculaire varient d'un test et d'une mesure à l'autre^{8,17,33,34}. Cela peut s'expliquer par le fait que ces tests impliquent des mécanismes sous-jacents différents et peut être causé par des variations dans l'environnement lors du test⁷.

Bien que les cliniciens aiment utiliser le test de la carte perforée pour déterminer l'œil dominant en raison de sa simplicité, ce test n'est pas idéal pour mesurer la dominance oculaire, car il n'implique pas la vision binoculaire¹⁶ et ne quantifie pas le degré de la dominance oculaire.

Le nouveau test du flou réfractif¹⁸ fournit une mesure quantitative de la dominance oculaire avec une répétabilité élevée. Cependant, ce test prend 14 minutes pour la vision de loin et de près¹⁸, et est encore en cours de développement.

Le test de dominance des lettres prend de 1,8 à 4,3 minutes (moyenne de 3,1 minutes), et le test de rivalité binoculaire dure habituellement 3 minutes^{26,28-32}. Ainsi, ces deux tests peuvent être réalisés rapidement, et leur utilisation en milieu clinique mérite d'être envisagée. En outre, certains tests quantitatifs se sont

avérés plus fiables que d'autres^{36,37}. Bien que couramment utilisé dans la recherche pour mesurer la dominance oculaire^{26,28-32}, le test de rivalité binoculaire n'a pas été classé parmi les tests les plus fiables³⁶. En accord avec cette observation, notre comparaison suggère que le test de dominance des lettres peut offrir une meilleure répétabilité que le test de rivalité binoculaire. La moyenne de nos résultats sur la rivalité des réseaux a été calculée sur 6 minutes, alors que dans la littérature, ce test dure généralement 3 minutes. Par conséquent, il est peu probable que la variabilité soit attribuable à un manque de données. La supériorité du test de dominance des lettres peut être attribuée à sa nature intuitive et à la conception du choix forcé entre deux options³⁷. Néanmoins, le test de rivalité binoculaire reste utile pour étudier les alternances perceptives au fil du temps.

Le test de dominance des lettres offre une meilleure répétabilité que le test de rivalité binoculaire et constitue un choix approprié pour l'évaluation de la dominance oculaire sensorielle. Nos résultats confirment que les différents tests ne mesurent pas de la même manière l'ampleur de la dominance oculaire.

Divulgations

Contribution : Xiaoxin Chen a contribué à la conceptualisation, à la méthodologie, à l'analyse des données, à la visualisation, à la rédaction (ébauche et brouillon originaux), ainsi qu'à l'examen, à la révision et à l'édition de cet article. Arijit Chakraborty a contribué à la supervision, à la rédaction (examen et révision) et à l'acquisition de fonds. William Bobier a contribué à la supervision, à la rédaction (examen et révision) et à l'acquisition de fonds. Benjamin Thompson a contribué à la conceptualisation, à la méthodologie, à la supervision, à la rédaction (examen et révision) et à l'acquisition de fonds. Tous les auteurs ont lu et approuvé le manuscrit final.

Financement : Les travaux de recherche ont été appuyés par le Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie (RGPIN-04404 à William Bobier, RGPIN-05394 et RGPAS-477166 à Benjamin Thompson), par la Fondation canadienne pour l'innovation (34095 à Benjamin Thompson) et par la Midwestern University (Faculty Start-Up Seed Grant à Arijit Chakraborty). Benjamin Thompson a également bénéficié du soutien du gouvernement de la région administrative spéciale de Hong Kong et d'InnoHK. Les organismes de financement n'ont

joué aucun rôle dans la conception ou la réalisation des études ni dans la rédaction de ce manuscrit.

Conflits d'intérêts : Tous les auteurs ont rempli le formulaire de divulgation uniforme de l'ICMJE et n'ont déclaré aucun conflit d'intérêts.

Approbation éthique : Le consentement éclairé écrit a été obtenu de tous les participants. Les comités d'éthique de la recherche de la Midwestern University (IRB n° IL-20066) et de l'Université de Waterloo (REB n° 43953) ont approuvé l'étude.

Énoncé relatif à l'intelligence artificielle : ChatGPT AI a été utilisé dans ce manuscrit uniquement à des fins de révision.

Données : Toutes les données analysées dans le cadre de cette étude sont incluses dans le tableau supplémentaire 1.

Personne-contact : Xiaoxin Chen, xiaoxin.chen@uwaterloo.ca

References

- Wang M, McGraw P, Ledgeway T. Individual variation in inter-ocular suppression and sensory eye dominance. *Vision Res.* 2019;163:33-41. doi:10.1016/j.visres.2019.07.004
- Squier K. *Ocular Sensory Dominance and Viewing Distance*. (Auteur.) Nova Southeastern University; 2017. https://nsuworks.nova.edu/hpd_opt_stueta/12/
- Porac C, Coren S. Suppressive processes in binocular vision: ocular dominance and amblyopia. *Optom Vis Sci.* 1975;52(10):651-657. doi:10.1097/00006324-197510000-00001
- Coren S, Duckman RH. Ocular dominance and amblyopia. *Optom Vis Sci.* 1975;52(1):47-50. https://journals.lww.com/optvissci/abstract/1975/01000/ocular_dominance_and_amblyopia_5.aspx
- Li J, Lam CSY, Yu M, et al. Quantifying sensory eye dominance in the normal visual System: A new technique and insights into variation across traditional tests. *Invest Ophthalmol Vis Sci.* 2010;51(12):6875-6881. doi:10.1167/iovs.10-5549
- Yang E, Blake R, McDonald JE 2^e. A new interocular suppression technique for measuring sensory eye dominance. *Invest Ophthalmol Vis Sci.* 2010;51(1):588-593. doi:10.1167/iovs.08-3076
- Song T, Duan X. Ocular dominance in cataract surgery: Research status and progress. *Graefes Arch Clin Exp Ophthalmol.* 2024;262(1):33-41. doi:10.1007/s00417-023-06216-9
- Jehangir N, Mahmood SMJ, Mannis T, Moshirfar M. Ocular dominance, coexistent retinal disease, and refractive errors in patients with cataract surgery. *Curr Opin Ophthalmol.* 2016;27(1):38-44. doi:10.1097/ICU.0000000000000215
- McNeely RN, Moutari S, Stewart S, Moore JE. Visual outcomes and patient satisfaction 1 and 12 months after combined implantation of extended depth of focus and trifocal intraocular lenses. *Int Ophthalmol.* 2021;41(12):3985-3998. doi:10.1007/s10792-021-01970-3
- Solomon KD, Sandoval HP, Potvin R. Visual outcomes, satisfaction, and spectacle independence with a nondiffractive extended vision intraocular lens targeted for slight monovision. *J Cataract Refract Surg.* 2023;49(7):686-690. doi:10.1097/j.jcrs.0000000000001191
- Evans BJW. Monovision: A review. *Ophthalmic Physiol Opt.* 2007;27(5):417-439. doi:10.1111/j.1475-1313.2007.00488.x
- Barbeito R. Sighting dominance: An explanation based on the processing of visual direction in tests of sighting dominance. *Vision Res.* 1981;21(6):855-860. doi:10.1016/0042-6989(81)90185-1
- Miles WR. Ocular dominance demonstrated by unconscious sighting. *J Exp Psychol.* 1929;12(2):113-126. doi:10.1037/h0075694
- Mendola JD, Conner IP. Eye dominance predicts fMRI signals in human retinotopic cortex. *Neurosci Lett.* 2007;414(1):30-34. doi:10.1016/j.neulet.2006.12.012
- Wade NJ. Early studies of eye dominances. *Laterality.* 1998;3(2):97-108. doi:10.1080/713754296
- Laby DM, Kirschen DG. Thoughts on ocular dominance-is it actually a preference? *Eye Contact Lens.* 2011;37(3):140-144. doi:10.1097/ICL.0b013e31820e0bdf
- Mapp AP, Ono H, Barbeito R. What does the dominant eye dominate? A brief and somewhat contentious review. *Percept Psychophys.* 2003;65(2):310-317. doi:10.3758/BF03194802
- Rodriguez-Lopez V, Barcala X, Zaytouny A, Dorronsoro C, Peli E, Marcos S. Monovision correction preference and eye dominance measurements. *Transl Vis Sci Technol.* 2023;12(3):18. doi:10.1167/tvst.12.3.18
- Li J, Thompson B, Lam CSY, et al. The role of suppression in amblyopia. *Invest Ophthalmol Vis Sci.* 2011;52(7):4169-4176. doi:10.1167/iovs.11-7233
- Mansouri B, Thompson B, Hess RF. Measurement of suprathreshold binocular interactions in amblyopia. *Vision Res.* 2008;48(28):2775-2784. doi:10.1016/j.visres.2008.09.002

21. Ding J, Sperling G. A gain-control theory of binocular combination. *Proc Natl Acad Sci*. 2006;103(4):1141-1146. doi:10.1073/pnas.0509629103
22. Huang CB, Zhou J, Lu ZL, Feng L, Zhou Y. Binocular combination in anisometropic amblyopia. *J Vis*. 2009;9(3):1-16. doi:10.1167/9.3.17
23. Zhou J, Clavagnier S, Hess RF. Short-term monocular deprivation strengthens the patched eye's contribution to binocular combination. *J Vis*. 2013;13(5):1-10. doi:10.1167/13.5.12
24. Wang Y, He Z, Liang Y, et al. The binocular balance at high spatial frequencies as revealed by the binocular orientation combination task. *Front Hum Neurosci*. 2019;13(106):1-10. doi:10.3389/fnhum.2019.00106
25. Spiegel DP, Baldwin AS, Hess RF. Ocular dominance plasticity: Inhibitory interactions and contrast equivalence. *Sci Rep*. 2017;7:39913. doi:10.1038/srep39913
26. Lunghi C, Burr DC, Morrone C. Brief periods of monocular deprivation disrupt ocular balance in human adult visual cortex. *Curr Biol*. 2011;21(14):R538-R539. doi:10.1016/j.cub.2011.06.004
27. Tong F, Meng M, Blake R. Neural bases of binocular rivalry. *Trends Cogn Sci*. 2006;10(11):502-511. doi:10.1016/j.tics.2006.09.003
28. Lunghi C, Burr DC, Morrone MC. Long-term effects of monocular deprivation revealed with binocular rivalry gratings modulated in luminance and in color. *J Vis*. 2013;13(6):1-15. doi:10.1167/13.6.1
29. Lunghi C, Sframeli AT, Lepri A, et al. A new counterintuitive training for adult amblyopia. *Ann Clin Transl Neurol*. 2019;6(2):274-284. doi:10.1002/acn3.698
30. Lunghi C, Sale A. A cycling lane for brain rewiring. *Curr Biol*. 2015;25(23):R1122-R1123. doi:10.1016/j.cub.2015.10.026
31. Finn AE, Baldwin AS, Reynaud A, Hess RF. Visual plasticity and exercise revisited: No evidence for a "cycling lane." *J Vis*. 2019;19(6):21, 1-10. doi:10.1167/19.6.21
32. Lunghi C, Berchicci M, Morrone MC, Di Russo F. Short-term monocular deprivation alters early components of visual evoked potentials. *J Physiol*. 2015;593(19):4361-4372. doi:10.1113/JP270950
33. Ooi TL, He ZJ. Sensory eye dominance: Relationship between eye and brain. *Eye Brain*. 2020;12:25-31. doi:10.2147/EB.S176931
34. García-Pérez MA, Peli E. Psychophysical tests do not identify ocular dominance consistently. *Perception*. 2019;10(2):2041669519841397. doi:10.1177/2041669519841397
35. Pointer JS. Sighting dominance, handedness, and visual acuity preference: Three mutually exclusive modalities? *Ophthalmic Physiol Opt*. 2001;21(2):117-126. doi:10.1046/j.1475-1313.2001.00549.x
36. Min SH, Gong L, Baldwin AS, et al. Some psychophysical tasks measure ocular dominance plasticity more reliably than others. *J Vis*. 2021;21(8):20, 1-23. doi:10.1167/jov.21.8.20
37. Bossi M, Hamm LM, Dahlmann-Noor A, Dakin SC. A comparison of tests for quantifying sensory eye dominance. *Vision Res*. 2018;153:60-69. doi:10.1016/j.visres.2018.09.006
38. Chen X, Hall K, Bobier WR, Thompson B, Chakraborty A. Transcranial random noise stimulation and exercise do not modulate ocular dominance plasticity in adults with normal vision. *J Vis*. 2022;22(10):14, 1-13. doi:10.1167/jov.22.10.14
39. Chen X, Bobier W, Thompson B. Short-term ocular dominance plasticity is not modulated by visual cortex tDCS but increases with length of monocular deprivation. *Sci Rep*. 2023;13(1):6666. doi:10.1038/s41598-023-33823-7
40. Lunghi C, Morrone MC, Secci J, Caputo R. Binocular rivalry measured 2 hours after occlusion therapy predicts the recovery rate of the amblyopic eye in anisometropic children. *Invest Ophthalmol Vis Sci*. 2016;57(4):1537-1546. doi:10.1167/iovs.15-18419
41. Lunghi C, Daniele G, Binda P, et al. Altered visual plasticity in morbidly obese subjects. *iScience*. 2019;22:206-213. doi:10.1016/j.isci.2019.11.027
42. Lunghi C, Galli-Resta L, Binda P, et al. Visual cortical plasticity in retinitis pigmentosa. *Invest Ophthalmol Vis Sci*. 2019;60(7):2753-2763. doi:10.1167/iovs.18-25750
43. Koo TK, Li MY. A guideline of selecting and reporting intraclass correlation coefficients for reliability research. *J Chiropr Med*. 2016;15(2):155-163. doi:10.1016/j.jcm.2016.02.012
44. McGraw KO, Wong SP. Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychol Methods*. 1996;1(1):30-46. doi:10.1037/1082-989X.1.1.30
45. Bland JM, Altman DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Int J Nurs Stud*. 2010;47(8):931-936. doi:10.1016/j.ijnurstu.2009.10.001
46. Gerke O. Reporting standards for a Bland–Altman agreement analysis: A review of methodological reviews. *Diagnostics*. 2020;10(5):334. doi:10.3390/diagnostics10050334

47. Ludbrook J. Confidence in Altman-Bland plots: A critical review of the method of differences. *Clin Exp Pharmacol Physiol*. 2010;37(2):143-149. doi:10.1111/j.1440-1681.2009.05288.x
48. Zheleznyak L, Alarcon A, Dieter KC, Tadin D, Yoon G. The role of sensory ocular dominance on through-focus visual performance in monovision presbyopia corrections. *J Vis*. 2015;15(6):17, 1-12. doi:10.1167/15.6.17
49. Ito M, Shimizu K, Kawamorita T, Ishikawa H, Sunaga K, Komatsu M. Association between ocular dominance and refractive asymmetry. *J Refract Surg*. 2013;29(10):716-720. doi:10.3928/1081597X-20130813-02
50. Linke SJ, Baviera J, Richard G, Katz T. Association between ocular dominance and spherical/astigmatic anisometropia, age, and sex: Analysis of 1274 hyperopic individuals. *Invest Ophthalmol Vis Sci*. 2012;53(9):5362-5369. doi:10.1167/iovs.11-8781
51. Wang Y, Cui L, He Z, et al. On the relationship between sensory eye dominance and stereopsis in the normal-sighted adult population: Normative data. *Front Hum Neurosci*. 2018;12:357. doi:10.3389/fnhum.2018.00357
52. Kang MS. Size matters: A study of binocular rivalry dynamics. *J Vis*. 2009;9(1):1-11. doi:10.1167/9.1.17
53. Blake R. A neural theory of binocular rivalry. *Psychol Rev*. 1989;96(1):145-167. doi:10.1037/0033-295X.96.1.145
54. Blake R, O'Shea RP, Mueller TJ. Spatial zones of binocular rivalry in central and peripheral vision. *Vis Neurosci*. 1992;8(5):469-478. doi:10.1017/S0952523800004971
55. O'Shea RP, Sims AJH, Govan DG. The effect of spatial frequency and field size on the spread of exclusive visibility in binocular rivalry. *Vision Res*. 1997;37(2):175-183. doi:10.1016/S0042-6989(96)00113-7

Tableau supplémentaire 1. Mesures individuelles de référence de la dominance oculaire

Parti- cipant	LDT Visite 1	LDT Visite 2	LDT Visite 3	GRT Visite 1	GRT Visite 2	GRT Visite 3	Parti- cipant	LDT Visite 1	LDT Visite 2	LDT Visite 3	GRT Visite 1	GRT Visite 2	GRT Visite 3
A01	0,53	0,49	0,50	0,51	0,44	0,48	C01	0,48	0,49	0,50	0,52	0,52	0,50
A02	0,52	0,49	0,47	0,47	0,36	0,32	C02	0,48	0,48	0,50	0,53	0,53	0,48
A03	0,48	0,51	0,50	0,49	0,63	0,47	C03	0,48	0,52	0,49	0,47	0,51	0,47
A04	0,52	0,49	0,49	0,48	0,46	0,46	C04	0,52	0,54	0,53	0,50	0,54	0,50
A05	0,48	0,49	0,52	0,53	0,57	0,54	C05	0,48	0,47	0,47	0,52	0,51	0,50
A06	0,44	0,50	0,53	0,45	0,54	0,51	C06	0,47	0,48	0,50	0,52	0,50	0,48
A07	0,50	0,53	0,54	0,53	0,54	0,56	C07	0,54	0,49	0,51	0,53	0,52	0,52
A08	0,50	0,53	0,53	0,54	0,54	0,56	C08	0,55	0,52	0,52	0,54	0,49	0,54
A09	0,49	0,51	0,50	0,52	0,44	0,54	C09	0,50	0,51	0,52	0,53	0,57	0,50
A10	0,50	0,47	0,46	0,39	0,44	0,48	Abréviations: LDT, letter dominance test (test de dominance des lettres); GRT, grating rivalry test (test de rivalité binoculaire); —, Données non disponibles. Les numéros des participants commençant par « A » sont tirés de Chen et al. ³⁸ Les numéros des participants commençant par « B » et « C » sont ceux de l'expérience 1 et de l'expérience 2, respectivement, dans Chen et al. ³⁹ Les valeurs > 0,50 indiquent une plus grande dominance de l'œil droit. Les données ont été arrondies à deux décimales.						
A11	0,71	0,71	0,65	0,78	0,75	0,72							
A12	0,57	0,53	0,56	0,58	0,56	0,57							
A13	0,47	0,46	0,42	0,41	0,35	0,38							
A14	0,48	—	—	0,57	—	—							
A15	0,81	—	—	0,75	—	—							
A16	0,57	—	—	0,55	—	—							
A17	0,47	—	—	0,43	—	—							
A18	0,46	—	—	0,42	—	—							
A19	0,57	—	—	0,55	—	—							
A20	0,51	—	—	0,73	—	—							
B01	0,47	0,50	0,47	0,52	0,52	0,51							
B02	0,52	0,52	0,51	0,51	0,48	0,47							
B03	0,49	0,47	0,47	0,47	0,51	0,50							
B04	0,49	0,48	0,50	0,50	0,43	0,45							
B05	0,49	0,57	0,53	0,55	0,59	0,51							
B06	0,46	0,42	0,44	0,38	0,37	0,35							
B07	0,49	0,52	0,51	0,52	0,54	0,54							
B08	0,48	0,47	0,51	0,48	0,50	0,49							
B09	0,53	0,52	0,52	0,53	0,55	0,58							
B10	0,39	0,40	0,43	0,49	0,48	0,49							
B11	0,50	0,50	0,50	0,50	0,53	0,53							
B12	0,51	0,49	0,51	0,52	0,52	0,52							
B13	0,54	0,54	0,54	0,50	0,48	0,51							
B14	0,46	0,46	0,47	0,46	0,47	0,47							
B15	0,48	0,49	0,49	0,48	0,46	0,54							
B16	0,53	0,53	0,55	0,54	0,50	0,50							
B17	0,44	0,46	0,45	0,47	0,47	0,48							