

CJO RCO

CANADIAN JOURNAL of OPTOMETRY | REVUE CANADIENNE D'OPTOMÉTRIE

Est. 1939 Vol. 87, No. 4, Winter | Hiver 2025



Lettre à la rédaction

Un siècle de formation universitaire en optométrie au Canada :
la contribution de l'Université de Montréal – partie 2, de 1990 à 2001

Letter to the Editor

A Century of University
Education in Optometry in
Canada: The Contribution of
l'Université de Montréal —
Part 2: 1990 to 2001

Original Research

A Comparison Between
Two Ocular Dominance Tests:
Letter Dominance and
Binocular Rivalry

Original Research

Factors Associated with
Performance Among
Optometrists in Alberta, Canada:
A Predictive Analysis

NEW and IMPROVED!



Lock in moisture for lasting relief.

A new option for patients with evaporative or mixed dry eye that may be due to MGD.^{1-4*}

Unique oil blend
with natural omega-3
from flaxseed oil[†]

CMC-based formula
promotes lubrication
and hydration[†]

Osmoprotectants,
including trehalose, help shield
against further irritation[†]

REFRESH® Advanced OMEGA-3 is indicated for the temporary relief of burning and irritation due to dryness of the eye; discomfort caused by minor eye irritation or exposure to wind or sun; and eye discomfort associated with reduced blink frequency during prolonged digital screen use. Helps protect the eyes from further irritation and provides relief of dry eyes.

See warnings and directions of use at refreshbrand.ca for information to assist in benefit-risk assessment. Always direct the patient to read the label. The Terms of Market Authorization are also available by calling 1-888-704-8271.

CMC=carboxymethylcellulose; MGD=Meibomian Gland Dysfunction.

* MGD is the most common cause of lipid-deficient dry eye.³

† Clinical significance has not been established.

References: 1. Refresh® Advanced OMEGA-3 Labelling, 2024. 2. Downie LE, et al. An artificial tear containing flaxseed oil for treating dry eye disease: A randomized controlled trial. *Ocul Surf.* 2020;18(1):148-157. 3. Baudouin C, et al. Revisiting the vicious circle of dry eye disease: a focus on the pathophysiology of meibomian gland dysfunction. *Br J Ophthalmol.* 2016;100(3):300-306. 4. Kaercher T, et al. A prospective, multicenter, noninterventional study of Optive Plus® in the treatment of patients with dry eye: the prolipid study. *Clin Ophthalmol.* 2014;8:1147-1155.

Visit refreshbrand.ca to learn more!



**Order today from
Eye Drop Shop:
eyedropshop.ca/refresh**

abbvie

REFRESH ADVANCED OMEGA-3 and its design are trademarks of AbbVie Corporation.
© 2025 AbbVie. All rights reserved. CA-RFS-250006A / JN25

Refresh®
ADVANCED
OMEGA-3

CJO RCO

Canadian Journal of Optometry
Revue canadienne d'optométrie
Est. 1939 Vol. 87, No. 4
Winter / Hiver 2025

Editor-in-Chief / Rédacteur en chef

Dr. B. Ralph Chou,
University of Waterloo, Canada

Editorial Team / Comité de rédaction

Dr. ETTY BITTON,
Université de Montréal, Canada

Dr. DAPHNE MCCULLOCH,
University of Waterloo, Canada

Dr. Andrew Rixon,
Southern College of Optometry,
Memphis Veterans Administration
Medical Center, United States

Dr. Diane N. Sayah,
University of Houston, United
States

Marketing and Communication Director / Directrice du marketing et des communications

Julie Vanghelder,
Canadian Association of
Optometrists / Association
canadienne des optométristes

Managing Editor / Directrice de la rédaction

Virginia St-Denis

Associate Editor / Rédactrice adjointe

Jessica Cyr

Advertising Manager / Directeur de la publicité

Jim Hall, Keith Communications
Inc.

ISSN 0834-2245 (print / imprimé),
ISSN 2562-1505 (online / en ligne)

Publications Mail Registration No. /
Envoi de Poste-publications –
Enregistrement n°. 0040063055
(USPS#0009-364)

The copyright for all articles
published in the CJO is held by the
author. / Le droit d'auteur de tous
les articles publiés dans la RCO est
détenu par les auteurs et autrices.

Contents

Editorial / Éditorial

5 *B. Ralph Chou*

Lettre à la rédaction / Letter to the Editor

7 Un siècle de formation universitaire en optométrie au Canada :
la contribution de l'Université de Montréal – partie 2, de 1990 à 2001

17 A Century of University Education in Optometry in Canada: The
Contribution of l'Université de Montréal — Part 2: 1990 to 2001

Pierre Simonet, Jacques Gresset, Jean-François Bouchard

Original Research / Recherche originale

27 A Comparison Between Two Ocular Dominance Tests:
Letter Dominance and Binocular Rivalry

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

*Xiaoxin Chen, Arijit Chakraborty, William Bobier,
Benjamin Thompson*

51 Factors Associated with Performance Among Optometrists in
Alberta, Canada: A Predictive Analysis

61 Facteurs associés au rendement des optométristes en Alberta,
Canada : une analyse prédictive

*Nigel Ashworth, Nicole Kain, Matthew Pietrosanu, Thomas Wilk,
Kim Bugera, Homeira Hamayeli-Mehrabani,
Nancy Hernandez-Ceron, Iryna Hurava, Kushagr Kumar*

On the Cover: A joint study in a research laboratory

Sur la couverture : Une étude conjointe dans un laboratoire de recherche

The Canadian Association of Optometrists (CAO) publishes the
Canadian Journal of Optometry (CJO) four times a year. / L'Association
canadienne des optométristes (ACO) publie la *Revue canadienne d'optométrie*
(RCO) quatre fois par année.

234 Argyle Avenue, Ottawa, ON K2P 1B9
613-235-7924 / 1-888-263-4676
info@opto.ca / www.opto.ca

The CJO*RCO is the official publication of the CAO. However, opinions and
commentaries published in the CJO*RCO are not necessarily the opinion or
policy of CAO unless specifically identified as such. Because legislation varies
from province to province, CAO advises optometrists to consult with their
provincial licensing authority before following any of the practice management
advice offered in CJO*RCO. The CJO*RCO welcomes new advertisers.
CAO reserves the right to accept or reject any advertisement submitted for
placement in the CJO*RCO.

La CJO*RCO est la publication officielle de l'ACO. Les avis et les
commentaires publiés dans la CJO*RCO ne représentent toutefois pas
nécessairement la position ou la politique de l'ACO, à moins qu'il en soit
précisé ainsi. Étant donné que les lois sont différentes d'une province à l'autre,
l'ACO conseille aux optométristes de vérifier avec l'organisme provincial
compétent qui les habilite avant de se conformer aux conseils de la CJO*RCO
sur la gestion de leurs activités. La CJO*RCO est prête à accueillir de
nouveaux annonceurs. L'ACO se réserve le droit d'accepter ou de refuser
toute publicité dont on a demandé l'insertion dans la CJO*RCO.



PROGENT

Biweekly cleaning for gas permeable lenses

Say **goodbye** to protein and deposits

IN 30 MINUTES



NO mechanical rubbing

NO abrasive cleaners

NO wasted time

To place an order or request more information:

Precision Technology Services: orders@ptsoptics.com

Menicon America: information@menicon.com



Biweekly use of **Menicon PROGENT** removes protein build up and helps maintain deposit-free lenses without the mechanical rubbing or abrasive cleaners that can damage plasma treated lenses or complex surface geometries.





B. Ralph Chou, BSc, MSc, OD, FAAO
Editor-in-Chief / Rédacteur en chef

This issue closes Volume 87 of the *Canadian Journal of Optometry* (CJO) and with it, a year of many changes. With a new publisher mid-year, we now have a new Managing Editor, Virginia St-Denis, and Associate Editor, Jessica Cyr, who are managing article submissions and peer review, editing accepted papers, and laying out each issue. The result is improved legibility of the text of the articles and increased accessibility for people with disabilities.

We will soon be migrating the CJO to a new web portal with the Public Knowledge Project at Simon

Fraser University. Moving to the creators of our Online Journal System will increase the service level that we can provide, which is part of our long-term goal of making the CJO more accessible to a worldwide audience through search engines and indexing services. The benefit will be an enhanced profile for Canadian optometry as a unique branch of the profession.

Going forward, the editorial team hopes the CJO will attract more original research and clinical reports that will better inform your practice to the benefit of your patients.

Le présent numéro clôt le volume 87 de la Revue canadienne d'optométrie (RCO) et, avec lui, une année de nombreux changements. Depuis l'arrivée de notre nouvel éditeur, en milieu d'année, nous avons une nouvelle directrice de la rédaction, Virginia St-Denis, épaulée par une rédactrice adjointe, Jessica Cyr. Ensemble, elles gèrent les soumissions d'articles, coordonnent l'examen par les pairs, révisent les articles acceptés et s'occupent de la mise en page de chaque numéro. Il en résulte une meilleure lisibilité des textes publiés, qui sont désormais plus accessibles pour les personnes en situation de handicap.

Nous procéderons bientôt à la migration de la RCO vers un nouveau portail Web, le Public Knowledge Project de l'Université Simon Fraser. Le passage aux créateurs de notre plateforme Online Journal System augmentera le niveau de service, ce qui fait partie de notre objectif à long terme de rendre la RCO plus accessible dans le monde au moyen de moteurs de recherche et de services d'indexation. Ce changement aura pour avantage d'accroître la visibilité de l'optométrie canadienne.

À l'avenir, l'équipe de rédaction espère que la RCO attirera davantage de recherches et de rapports cliniques originaux qui vont mieux éclairer votre pratique au profit de vos patients.

Citation

Chou, BR. Editorial. *Can J Optom.* 2025;87(4):5.
doi:10.15353/cjo.v87i4.6865

RESTASIS[®] et RESTASIS MULTIDOSE[®]

UNE préparation.
DEUX options^{1,2}.



Plus de 19 millions de patients-années d'expérience à l'échelle mondiale^{3*}

RESTASIS et RESTASIS MULTIDOSE sont indiqués pour le traitement de la sécheresse oculaire par déficience aqueuse (insuffisance lacrymale) modérée à modérément grave (degré de gravité 2 à 3 selon les lignes directrices du Dry Eye Workshop [DEWS]), caractérisée par les symptômes suivants d'intensité modérée à modérément forte : coloration cornéenne, diminution de la production de larmes et symptômes visuels fluctuants, comme une vision trouble.

Veillez consulter la monographie de chaque produit au health-products.canada.ca/dpd-bdpp/index-fra.jsp pour connaître les contre-indications, les mises en garde et précautions, les effets secondaires, les interactions, la posologie et l'administration, ainsi que les conditions d'utilisation clinique. Vous pouvez également vous procurer la monographie de ces produits en téléphonant au 1-888-704-8271.

Les produits illustrés ne sont pas de taille réelle.

* La portée clinique de ces données n'a pas été établie.

Références : 1. Corporation AbbVie. Monographie de Restasis (cyclosporine). 2. Corporation AbbVie. Monographie de Restasis MultiDose (cyclosporine). 3. Corporation AbbVie. Données internes.

RESTASIS et son identité graphique sont des marques de commerce de Corporation AbbVie.
RESTASIS MULTIDOSE et son identité graphique sont des marques de commerce de Corporation AbbVie.

© 2023 AbbVie. Tous droits réservés.
CA-REST-230003F / N023

abbvie



Restasis
(émulsion ophtalmique de cyclosporine) 0,05%[®]

**Pr Restasis
MultiDose**
(émulsion ophtalmique de
cyclosporine à 0,05% p/v)

Un siècle de formation universitaire en optométrie au Canada : la contribution de l'Université de Montréal – partie 2, de 1990 à 2001

Cher rédacteur,

L'année 2025 marque le centenaire de la formation universitaire en optométrie au Canada puisqu'en 1925, l'École d'optométrie s'est affiliée à l'Université de Montréal. Cet anniversaire est l'occasion de survoler l'histoire de l'École. La période de 1925 à 1990 a été présentée dans un précédent numéro de la *Revue canadienne d'optométrie*¹. Le présent numéro aborde la période charnière de 1990 à 2001 pour l'établissement; et la période de 2001 à 2025 sera exposée prochainement.

L'émergence d'une unité universitaire reconnue en recherche

Avec sa politique d'évaluation des unités adoptée en 1987, l'Université de Montréal est amenée à favoriser le développement de l'École d'optométrie en lui octroyant de nouvelles ressources. Ainsi, l'École emménage, en mai 1990, dans des locaux plus grands au sein d'un nouveau pavillon. Leur inauguration officielle aura lieu le 18 octobre 1991.

Depuis le 1^{er} juin 1989, le professeur John Lovasik, qui vient de l'autre école d'optométrie canadienne, occupe la direction de l'École. Montréalais d'origine et diplômé de l'Université McGill, il détient un doctorat en optométrie (O.D.) et un doctorat en recherche (Ph. D.) de l'Université de Waterloo. Avec son profil de chercheur confirmé, il constituait un choix logique vu l'orientation vers la recherche que l'Université de Montréal entendait donner à l'École d'optométrie.

Citation suggérée

Simonet P, Gresset J, Bouchard J-F. Un siècle de formation universitaire en optométrie au Canada : la contribution de l'Université de Montréal – partie 2, de 1990 à 2001. *Can J Optom.* 2025;87(4):7-15. doi : 10.15353/cjo.v87i4.6634

Un nouvel élan en recherche

Pour l'École d'optométrie de l'Université de Montréal (ÉOUM), le premier mandat de John Lovasik s'avère une période d'effervescence résultant de la conjonction de plusieurs facteurs. Le premier réside dans la relocalisation de l'ÉOUM, dont les espaces triplés peuvent accueillir une clinique

Figure 1. Le professeur John V. Lovasik, directeur de l'École d'optométrie de juin 1989 à septembre 1995



Sous la direction de John Lovasik, l'École deviendra une unité de recherche reconnue qui assure la formation continue permettant aux optométristes d'utiliser des médicaments diagnostiques. Le professeur Lovasik verra ses travaux de recherche récompensés par le prix Glenn A. Fry de l'American Academy of Optometry en 1998. Nommé professeur émérite à sa retraite en 2015, il recevra aussi le titre de Silver Fellow de l'Association for Research in Vision and Ophthalmology en 2016.

plus grande et plus accessible – au rez-de-chaussée d'un bâtiment proche de la station de métro Côte-des-Neiges. De plus, l'École dispose enfin de véritables laboratoires de recherche équipés d'instruments scientifiques et cliniques, et ce, grâce à trois projets financés à hauteur de près d'un million de dollars. Ce financement provient d'une société en commandite formée d'optométristes désireux de tirer des avantages fiscaux de leurs investissements en recherche et développement.

Le deuxième facteur réside dans le retour des professeurs en congé de perfectionnement et dans l'arrivée de nouveaux professeurs détenant un Ph. D., notamment un spécialiste en psychophysique visuelle, Jocelyn Faubert, et deux optométristes formées en recherche par John Lovasik à Waterloo, Angela Kothe et Hélène Kergoat – une diplômée de la promotion 1978 de l'ÉOUM. En effet, tous obtiennent un financement pluriannuel auprès d'organismes subventionnaires et publieront régulièrement au nom de l'ÉOUM. Enfin, le départ de professeurs engagés avant l'intégration de l'École à l'Université permet l'embauche de jeunes chargés d'enseignement issus du milieu clinique. L'effectif professoral passe alors à 15 postes en équivalent temps complet en 1993 avec l'arrivée de deux professeurs états-uniens, un fondamentaliste et une clinicienne.

Le troisième facteur découle d'un accroissement significatif de la recherche subventionnée attribuable en grande partie aux succès des jeunes professeurs détenteurs d'un Ph. D. Les financements proviennent d'organismes subventionnaires fédéraux, tels que le Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie (CRSNG). Cet essor est aussi favorisé par la démarche du directeur de l'École auprès du Conseil de recherches médicales du Canada (CRM) en janvier 1991. En effet, le CRM, un subventionnaire fédéral, reconnaît enfin l'admissibilité des deux écoles d'optométrie canadiennes au financement. Une première subvention significative est d'ailleurs octroyée à une équipe de recherche sur le vieillissement de la fonction visuelle menée par John Lovasik. Par la suite, plusieurs professeurs bénéficieront individuellement ou en équipe du financement du CRM, puis des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC) qui lui succéderont. Voyant le jour dans les années qui suivent, un nouveau réseau

Figure 2. Le nouveau pavillon où s'installe l'École d'optométrie en mai 1990 et qui lui permet de tripler ses espaces et d'améliorer l'accessibilité à sa clinique



sur la vision – financé par le Fonds de la recherche en santé du Québec (FRSQ) – favorise aussi les investissements en recherche à l'ÉOUM. L'École d'optométrie a participé activement à la création de ce réseau regroupant une cinquantaine de chercheurs des quatre départements universitaires d'ophtalmologie ou de sciences fondamentales en lien avec la vision. Ce regroupement québécois contribue à la reconnaissance de l'ÉOUM comme une unité de recherche et, donc, à l'admissibilité de ses professeurs au financement par le FRSQ.

Le quatrième et dernier facteur est la mise en œuvre d'une formule innovante de formation continue dès 1990. Siégeant à l'École d'optométrie, le Centre de perfectionnement et de référence en optométrie (CPRO) résulte d'une collaboration entre l'École, principale bénéficiaire, l'Ordre des optométristes et l'Association des optométristes

Figure 3. De l'équipement dont se dote l'École d'optométrie : un dispositif servant à évaluer la qualité optique des verres ophtalmiques et des systèmes optiques par la mesure de leur fonction de transfert de modulation



du Québec. Une cotisation obligatoire, créée par l'Ordre, donne droit à cinq activités annuelles de formation continue (cours, ateliers cliniques, etc.) organisées par l'École et suivies sur une base volontaire par les optométristes. Le CPRO s'engage à fournir annuellement une somme forfaitaire pour le développement de l'École. La formule évoluera au fil de temps, et le CPRO deviendra un organisme sans but lucratif (OSBL) indépendant de ses entités fondatrices, mais il continuera à soutenir financièrement l'ÉOUM en lui allouant un montant par an (aujourd'hui de 70 000 \$ à 100 000 \$).

Cette période de dynamisme s'accompagne d'un soutien philanthropique exemplaire. En effet, la campagne universitaire pluriannuelle « Réussir ensemble » procure à l'École un financement pratiquement deux fois plus grand que celui ciblé par l'Université. À l'issue de cette campagne, deux diplômés de l'École apportent une contribution additionnelle de 350 000 \$ destinée au renouvellement de toute l'instrumentation du laboratoire d'enseignement préclinique.

Figure 4. Le recteur de l'Université de Montréal, Gilles Cloutier, et deux diplômés, Raouf Greiche de la promotion 1976 et Nagib Scaff de la promotion 1970, à gauche, inaugurant le laboratoire d'enseignement préclinique équipé grâce au don de ces derniers en 1993



Portant le nom de ses donateurs, ce laboratoire fera l'objet d'une rénovation complète en 2025 grâce à un autre soutien philanthropique du groupe Greiche & Scaff.

Figure 5. Les professeures Angela Kothe, O.D., Ph. D., et Hélène Kergoat, L. Sc. O., Ph. D., réalisant une étude conjointe dans un laboratoire de recherche



Les turbulences budgétaires affectant l'Université amèneront Angela Kothe à quitter l'École pour l'industrie pharmaceutique. Quant à Hélène Kergoat, une diplômée de la promotion 1978, elle verra ses recherches subventionnées en continu tout au long de sa fructueuse carrière à l'École d'optométrie. Elle sera d'ailleurs nommée professeure émérite en 2018.

Les contraintes d'une turbulence budgétaire

Peu après le renouvellement du mandat de son directeur en 1993, l'École est freinée dans son élan de développement : en 1994, l'Université est confrontée à une réduction importante du financement gouvernemental. Avec des compressions se chiffrant à près de 60 millions de dollars, le budget de l'École en est affecté, ce qui crée des tensions internes. Ainsi, en 1994, une professeure agrégée détenant un O.D. et un Ph. D. part aux États-Unis dans l'industrie pharmaceutique; puis, les deux professeurs états-uniens décident de retourner dans leur pays. L'effectif professoral redescend alors à 13 postes en équivalent temps complet. Cependant, en 1995, à la suite d'un départ en retraite, l'ÉOUM parvient à recruter un neurophysiologiste et professeur adjoint au département d'ophtalmologie de l'Université de Sherbrooke, Christian Casanova, dont l'un des stages postdoctoraux a été réalisé à l'école d'optométrie de l'Université de Californie à Berkeley.

L'agrément du programme de doctorat en optométrie (O.D.) étant arrivé à échéance en 1993-1994, l'ÉOUM doit s'engager dans le processus de renouvellement malgré le contexte économique. Par ailleurs, l'établissement québécois se trouve confronté, bien malgré lui, au seul cadre législatif en Amérique du Nord qui interdit aux optométristes d'administrer des médicaments diagnostiques. À cette époque, 37 États américains autorisent déjà les optométristes à prescrire des médicaments thérapeutiques. Cette situation et le contexte financier incertain amènent, en 1994, le Council on Optometric Education à accorder un agrément de trois années seulement, assorti de 10 recommandations et de huit suggestions. Le statut deviendra même « *Accredited with Conditions* » (agréé sous conditions) en mars 1996.

Devant cette situation, l'École s'allie à l'Ordre des optométristes du Québec et à l'Association des optométristes du Québec pour obtenir une modification législative. Elle conçoit, pour les optométristes

Figure 6. Le professeur Pierre Simonet, O.D., Ph. D., nommé directeur en décembre 1995



Pierre Simonet veillera à consolider le développement de l'École, tant en recherche – avec la création d'une première chaire – qu'en enseignement – avec une révision en profondeur des programmes. L'ajout d'une cinquième année au programme de doctorat en optométrie créera huit postes au sein du corps professoral de l'ÉOUM. En septembre 2003, il sera appelé à rejoindre le rectorat de l'Université, où il occupera de 2005 à 2010 la fonction de vice-recteur à la planification et de vice-provost. Il deviendra en 2013 le premier professeur émérite de l'École.

en exercice, une formation de trois crédits sur l'utilisation des médicaments diagnostiques. Elle développe la logistique pour qu'une équipe de professeurs menée par son directeur, John Lovasik, assure des formations dans huit villes du Québec. Plus de 900 optométristes y participent durant le troisième trimestre de 1995. La démarche n'est pas vaine, puisqu'en novembre 1995, un décret permet enfin aux optométristes l'utilisation de ces médicaments. Les objectifs poursuivis par le directeur étant atteints, il met fin à son mandat la même année.

Un intérim de la direction de l'ÉOUM est assuré par le vice-recteur sortant, Alain Vaillancourt, un ancien doyen de la Faculté de médecine dentaire. À la mi-décembre 1995, le Conseil de l'Université nomme Pierre Simonet comme directeur. Ce dernier, revenu de l'Université de Waterloo avec un Ph. D. six ans auparavant, est en poste à l'École depuis 1977. Il a donc une bonne connaissance des rouages et pratiques de l'Université de Montréal

pour traverser les turbulences budgétaires en maintenant les acquis.

La consolidation du développement de l'École d'optométrie

Dans la seconde moitié des années 1990, l'École doit faire face à de sérieux défis, que ce soit l'échéance de l'agrément de son programme en 1997, le maintien et l'accroissement de son effectif professoral, ou la compression de son budget de 1996-1997, amputé d'un demi-million de dollars – une réduction de 20 % par rapport au budget précédent. Son nouveau directeur entend mettre en place une stratégie à plusieurs facettes pour les relever à court et à long terme.

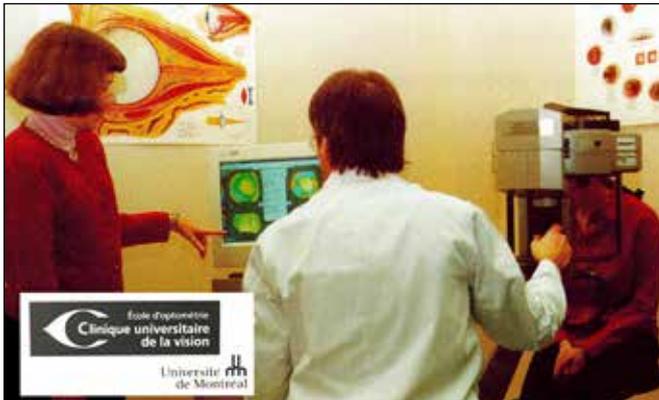
La création de marges de gestion

Considérant que les compressions budgétaires pourraient remettre en cause le statut hybride dont dispose l'École, Pierre Simonet décide, dès son entrée en fonction, de modeler son équipe de direction selon une configuration similaire à celle d'une faculté. La fonction de secrétaire de l'École – calquée sur celle de secrétaire de Faculté – se trouve alors créée sans opposition de l'Université et s'ajoute aux autres fonctions d'officiers facultaires, comme les directeurs des cliniques. De plus, le directeur réussit à doter l'École d'un directeur administratif à l'instar d'une faculté pour remplacer le poste d'adjoint·e à l'administration qu'il entend abolir.

L'équipe de direction de l'École adopte rapidement une désignation officielle pour la clinique, à savoir la Clinique universitaire de la vision – une appellation assez générale qui lui permettra d'y accueillir des ophtalmologistes.

L'ÉOUM positionne ensuite la Clinique comme un centre d'expertise pour la profession en développant les mécanismes de référence pour tous les optométristes du Québec. Simultanément, l'École parvient à consolider son effectif professoral en utilisant à bon escient le statut particulier de professeur·e invité·e. Elle procède ainsi au remplacement des départs des années précédentes en engageant cinq professeurs invités à mi-temps qui assureront des tâches cliniques. Cette approche engendre une hausse de l'achalandage à la Clinique ainsi que des revenus. Le nombre de patients examinés

Figure 7. Une photo promotionnelle de la Clinique universitaire de la vision présentant un premier logo conçu lors de l'adoption de cette appellation officielle en 1996



La Clinique universitaire de la vision devient un centre de référence pour la profession et voit son achalandage croître rapidement.

doublera en l'espace d'une décennie, passant de 7 069 en 1994 à 13 906 en 2004. L'École transformera ses postes de professeur·e invité·e en postes réguliers à plein temps ou à mi-temps au fur et à mesure de l'augmentation de ses marges financières. Elle retrouvera assez rapidement un effectif de 15 postes en équivalent temps complet.

La marge budgétaire de l'École augmente aussi grâce à une entente de partenariat internationale avec l'université française Paris-Sud signée en 1998-1999. Cette dernière élabore une maîtrise en optique physiologique et en optométrie destinée aux professionnels français. (Rappelons que l'optométrie n'a pas d'existence légale en France, mais les opticiens les plus évolués la pratiquent en étant autorisés à faire de la réfraction.) L'université Paris-Sud accueille favorablement l'offre de l'ÉOUM de fournir, contre rétribution, une formation clinique au sein de son programme. Ainsi, des professeurs de l'École vont enseigner de façon intensive à Paris au printemps, tandis que des stagiaires français vont recevoir une formation clinique au Québec durant l'été; certains obtiendront même une maîtrise à Montréal. Cette entente se poursuivra sur plus d'une décennie. Des ententes d'échange seront aussi signées avec deux autres universités françaises.

La marge financière de l'École va aussi s'accroître grâce à la qualité de ses professeurs-chercheurs

Figure 8. Un équipement de réalité virtuelle permettant de procéder à des recherches sur la presbytie et la perception visuelle utilisé par le professeur Jocelyn Faubert, Ph. D., titulaire de la Chaire industrielle CRSNG-Essilor



en poste ou engagés entre 1995 et 2000. En effet, cinq d'entre eux obtiennent le statut de chercheurs boursiers de grands organismes subventionnaires et l'octroi du financement salarial associé à ce statut. Ainsi, en 2000, l'École d'optométrie détient, au sein de toute l'Université de Montréal, le plus fort pourcentage de professeurs sous octroi parmi ses professeurs réguliers. Ces octrois salariaux ont permis à l'ÉOUM de consolider le développement de la recherche en dégageant ces professeurs de certaines tâches d'enseignement.

La relation étroite que l'École d'optométrie entretient avec le groupe industriel français Essilor, alors leader mondial de l'optique ophtalmique, permet la mise en place, en 1999, de la première chaire de recherche à l'École, avec l'appui du CRSNG. La Chaire industrielle CRSNG-Essilor sur la presbytie et la perception visuelle, dotée d'un million de dollars sur cinq ans, est attribuée au professeur Jocelyn Faubert. Elle constitue une première au Canada et prévoit l'engagement d'un nouveau professeur sous octroi. L'École obtiendra deux autres chaires de recherche au cours de la décennie suivante.

Le financement de la recherche à l'École d'optométrie est passé de moins de 10 000\$, en 1989, à 5 539 736\$, en 2001, y compris une subvention de la Fondation canadienne pour l'innovation de 2 645 974\$. Cet accroissement reflète bien l'émergence et la consolidation du statut d'unité de

Figure 9. Le recteur de l'Université de Montréal, René Simard, entouré du directeur de l'Institut Nazareth et Louis-Braille, Gabriel Collard, et du directeur de l'École d'optométrie, Pierre Simonet, inaugurant le point de service de l'Institut au sein de l'École



L'accueil de l'Institut Nazareth et Louis-Braille s'avère un partenariat bénéfique qui conduira à la création de programmes de deuxième cycle en intervention en déficience visuelle.

recherche reconnue dont l'École d'optométrie peut désormais se prévaloir.

Un développement découlant d'une profonde révision des programmes

En période de consolidation, l'École procède à des refontes majeures de ses programmes d'études. D'abord, en 1997, la maîtrise en optique physiologique change d'appellation pour devenir la maîtrise en sciences de la vision et, surtout, se décline alors en deux options : l'option Sciences fondamentales reste une maîtrise de recherche avec mémoire, tandis que l'option Sciences cliniques instaure une maîtrise à caractère professionnel où le mémoire est remplacé par un travail dirigé. Ensuite, l'École crée en même temps, à l'intention de ses diplômés désireux de poursuivre leur formation, un diplôme d'études supérieures spécialisées (DESS) en

Figure 10. La vice-rectrice à l'enseignement de l'Université de Montréal, Claire McNicoll, ouvrant la première séance de cours de la formation sur l'usage des médicaments thérapeutiques le 29 mai 1999



sciences de la vision de 30 crédits. Ce diplôme permet un passage direct à la maîtrise professionnelle aux candidats qui obtiennent 15 crédits. Enfin, après avoir accueilli dans ses locaux un point de service clinique de l'Institut Nazareth et Louis-Braille au début de 1998, l'École met en place en 2000 un autre DESS, en intervention en déficience visuelle afin de former des spécialistes en orientation et mobilité. Par la suite, en 2002, l'option Intervention en déficience visuelle sera offerte à la maîtrise en sciences cliniques. Celle-ci constitue une maîtrise professionnelle en réadaptation de la déficience visuelle.

Tous ces changements au deuxième cycle de l'École se traduiront rapidement par un accroissement de l'effectif étudiant. En effet, alors que l'on comptait tout au plus 2 diplômés de maîtrise par an jusqu'en 1999, ce nombre passe à 4 en 2000 et atteindra même jusqu'à 12 en 2004.

Au premier cycle, la direction de l'ÉOUM voit une opportunité de modifier son programme lorsque

la Faculté de médecine dentaire et la Faculté de médecine vétérinaire entament, en 1997-1998, les démarches pour ajouter une année préparatoire à leur doctorat professionnel. En suivant une approche similaire, la direction de l'École vise trois objectifs :

1. introduire la formation sur l'usage des médicaments à des fins thérapeutiques,
2. conserver l'alignement sur les doctorats délivrés en médecine dentaire et vétérinaire, et
3. rehausser l'effectif professoral – puisque l'ajout d'une année préparatoire nécessitera de maintenir un rapport étudiants/professeur-e stable.

Aux fins de l'implantation de ce nouveau programme de premier cycle, l'ÉOUM fait en sorte qu'une équipe de professeurs et cliniciens suive la formation de 100 heures sur l'usage des médicaments thérapeutiques que le Pennsylvania College of Optometry à Philadelphie donne durant l'année 1997-1998 à Moncton. Au départ, cette formation est destinée aux optométristes du Nouveau-Brunswick en vue de la modification de la loi régissant leur profession, et l'équipe de l'ÉOUM se joint à eux. À son tour, en décembre 1998, l'École présente à la Commission des études de l'Université de Montréal une structure de programme comportant une année préparatoire de 39 crédits en sciences de base, suivie des quatre années de 155 crédits du doctorat en optométrie (O.D.). Une session d'été est maintenue entre les deux dernières années pour assurer la continuité des services de la Clinique. La durée des études de premier cycle comporte alors 11 sessions réparties sur cinq années.

Le nouveau programme débute en septembre 1999. Comme celui-ci assure la formation sur l'usage des médicaments thérapeutiques, il vient solidement appuyer les démarches que la profession a entamées pour faire modifier la loi. Parallèlement, l'ÉOUM a mis en place un programme de formation continue pour les optométristes en exercice sur l'usage de ces médicaments. Les retombées sont rapides, car le 14 juin 2000, le projet de loi 87 est adopté à l'Assemblée nationale pour permettre aux optométristes de prescrire des agents thérapeutiques et de dispenser des soins oculaires.

Comme ce programme comporte désormais cinq cohortes étudiantes au premier cycle, l'École finalise avec la direction de l'Université, en 2001, une entente de planification prévoyant l'ajout d'ici 2003

Figure 11. Le professeur Jacob Sivak, O.D., Ph. D. (au centre), le recteur de l'Université de Montréal, Robert Lacroix (à gauche), et le directeur de l'École d'optométrie, Pierre Simonet (à droite), en novembre 2000



L'Université de Montréal rend hommage au professeur Jacob Sivak, alors directeur de l'école d'optométrie de l'Université de Waterloo et diplômé de la promotion 1967 de l'ÉOUM. Pour souligner sa contribution majeure aux sciences de la vision, l'institution lui remet un doctorat honoris causa que le professeur Pierre Simonet parrainera.

de huit professeurs à son effectif de 15,5 postes en équivalent temps complet.

La refonte du programme de premier cycle, combinée à un réinvestissement gouvernemental dans les universités, permet à l'École d'obtenir le plus grand nombre de nouveaux professeurs proportionnellement à sa taille que toutes les autres unités de l'Université, si bien qu'en 2003-2004, l'effectif professoral de l'ÉOUM passera même à 24,5 postes en équivalent temps complet.

Lors de la visite du Council on Optometric Education en 1997, dans le cadre du renouvellement de l'agrément de l'ÉOUM, l'organisme avait prolongé pour quatre ans le statut d'« agréé sous conditions » – notamment en raison du contexte financier de l'Université, qui n'avait guère évolué, et de la divergence législative concernant l'utilisation d'agents thérapeutiques entre le Québec, qui l'interdisait toujours, et 49 États américains, qui l'autorisaient désormais.

Toutefois, l'organisme d'agrément n'avait formulé que six recommandations et trois suggestions. En mars 2001, il procède à une nouvelle visite et, en juillet 2001, l'École retrouve un agrément complet sans condition d'une durée de sept ans, soit la durée maximale accordée. L'agrément de l'ÉOUM sera toujours renouvelé de la sorte.

En conclusion, la période de 1990 à 2001 s'est avérée une époque charnière pour l'École d'optométrie de l'Université de Montréal, qui est devenue une unité de recherche reconnue. Durant ces années, l'ÉOUM a été confrontée à des turbulences budgétaires qui ont affecté l'agrément de son programme. Heureusement, grâce à une gestion rigoureuse et dynamique, l'École a su dégager des marges de manœuvre importantes pour consolider son développement comme unité d'enseignement et de recherche, notamment en augmentant son effectif professoral et en commençant à diversifier son offre de programmes. L'ÉOUM a aussi contribué directement à ce que la profession obtienne les deux

changements législatifs relatifs à l'utilisation des médicaments dont elle avait besoin pour prospérer.

Le prochain et dernier volet de ce survol historique démontrera comment l'École d'optométrie a poursuivi son essor jusqu'à ce jour.

Pierre Simonet, O.D., Ph. D.,
professeur émérite

Jacques Gresset, O.D., Ph. D.,
professeur émérite

Jean-François Bouchard, B. Pharm., Ph. D.,
directeur et professeur titulaire

École d'optométrie de l'Université de Montréal,
Québec, Canada

Pour la liste complètes références, veuillez consulter cet article en ligne à l'adresse suivante : <https://openjournals.uwaterloo.ca/index.php/cjo/index>

INTRODUCING



CHESHMA
BY DR. NIEKA SABETI

A New Era of Eye-Friendly Cosmetics



Born from personal experience and clinical insight, CHESHMA Beauty was developed by Canadian optometrist, Dr. Nieka Sabeti. We offer a holistic approach to beauty — clean, eye-safe cosmetics created with the health of the ocular surface in mind. Each formula is thoughtfully crafted and rigorously tested to ensure it is free of irritants and enriched with soothing ingredients that support ocular surface health.

“At the very core of this brand is a mission: to educate, empower, and raise awareness around proper eye hygiene and safe beauty habits — because caring for our eyes should be part of every beauty routine.”

Let's empower our patients with cosmetic choices and practices that put eye health at the forefront.”

Dr. Nieka Sabeti, BSc, OD



LEARN MORE AT CHESHMABEAUTY.CA

If your clinic is interested in providing these products to patients, please contact sales@cheshmabeauty.ca for more information.



POUR LES PATIENTS QUI ONT DES SIGNES ET SYMPTÔMES DE SÉCHERESSE OCULAIRE,

COMMENCEZ

avec

XIIDRA^{MD}

Pr XIIDRA^{MD} (lifitegrast) est indiqué pour le traitement des signes et des symptômes de la sécheresse oculaire



XIIDRA^{MD} EST LA SEULE ET UNIQUE MOLÉCULE DE SA CLASSE*

Le lifitegrast est un antagoniste de l'antigène 1 associé à la fonction lymphocytaire (LFA-1).¹



Consulter la monographie complète à https://www.xiidra.ca/wp-content/uploads/2025/01/XIIDRA-PM-F-2025-01-28_BauschLomb_Version.pdf pour plus de détails sur les contre-indications, les mises en garde et précautions, les réactions indésirables, instructions posologiques et conditions d'usage clinique. Vous pouvez aussi faire la demande pour une monographie en composant le : **1-888-459-5000**.

* La portée clinique comparative n'est pas connue

Les patients recevant XIIDRA^{MD} pourraient être **admissibles à une aide financière** du **programme iinitié^{MC} de XIIDRA^{MD}** offert par Bausch + Lomb.

BAUSCH + LOMB

Bausch + Lomb Corporation
520, Applewood Crescent
Vaughan (Ontario) L4K 4B4

www.bausch.ca/fr-ca
Téléphone : 1-888-459-5000

XIIDRA^{MD} est une marque déposée de Bausch + Lomb.
© 2025 Bausch + Lomb Corporation. Tous droits réservés.
XDR.0009.CA.25-FR



A Century of University Education in Optometry in Canada: The Contribution of l'Université de Montréal – Part 2, 1990 to 2001

Dear Editor,

The year 2025 marks the 100th anniversary of university education in optometry in Canada, when l'École d'optométrie became affiliated with l'Université de Montréal in 1925. This anniversary is an opportunity to reflect on the school's history. The period from 1925 to 1990 was previously presented in a *Canadian Journal of Optometry* issue.¹ This issue addresses the pivotal period from 1990 to 2001 for the institution. The period from 2001 to 2025 will be presented in a future issue.

The Emergence of a Recognized University Research Unit

With its unit evaluation policy adopted in 1987, l'Université de Montréal was encouraged to promote the development of l'École d'optométrie with a grant for new resources. The school moved to a larger building within a new pavilion in May 1990. The official opening took place on October 18, 1991.

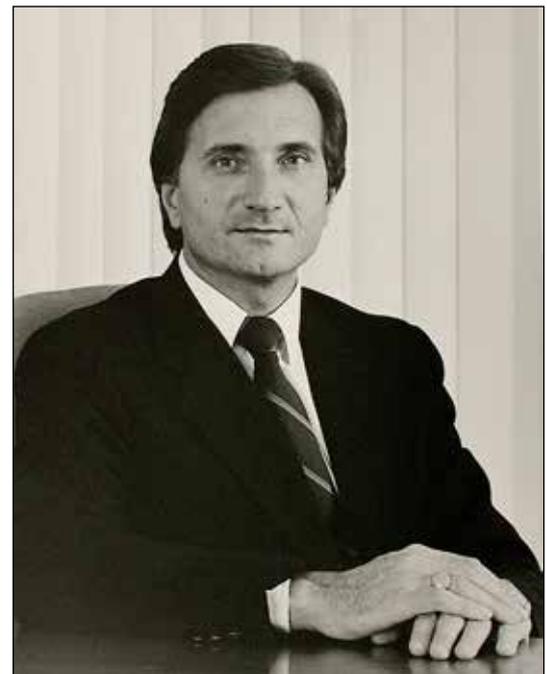
Since June 1, 1989, Professor John Lovasik, from the other Canadian school of optometry, served as the school's director. He was born in Montreal and graduated from McGill University, then obtained his doctorate in optometry (OD) and doctorate in research (PhD) from the University of Waterloo. His confirmed researcher profile made l'Université de Montréal a logical choice given the research orientation intended for l'École d'optométrie.

A New Research Impetus

John Lovasik's first term was a period of excitement for l'École d'optométrie de l'Université de Montréal

(ÉOUM), resulting from the convergence of several factors. The first was the relocation of l'ÉOUM to the ground floor of a building near the Côte-des-Neiges metro station, with triple the space to accommodate a larger and more accessible clinic. Moreover, the school finally boasted real research laboratories equipped with scientific and clinical instruments, thanks to the funding of three projects to the amount of nearly \$1 million. A limited

Figure 1. Professor John V. Lovasik, Director of l'École d'optométrie from June 1989 to September 1995



Under John Lovasik's leadership, the school became a recognized research unit that provides continuing education for optometrists to use diagnostic drugs. Professor Lovasik's research was awarded the 1998 Glenn A. Fry Award from the American Academy of Optometry. He was appointed professor emeritus upon his retirement in 2015 and was named a Silver Fellow of the Association for Research in Vision and Ophthalmology in 2016.

Suggested citation

Simonet P, Gresset J, Bouchard J-F. A Century of University Education in Optometry in Canada: The Contribution of l'Université de Montréal – Part 2, 1990 to 2001. *Can J Optom.* 2025;87(4):17-24. doi:10.15353/cjo.v87i4.6634

Figure 2. The new pavilion, where l'École d'optométrie moved in May 1990, enabled it to triple its spaces and improve accessibility at its clinic



partnership of optometrists interested in receiving tax benefits from their investments in research and development provided the funding.

The second factor was the return of professors from career development leave and the arrival of new professors with PhDs, including Jocelyn Faubert, a specialist in visual psychophysics, and two optometrists trained in research by John Lovasik in Waterloo, Angela Kothe and Hélène Kergoat, graduates of the class of 1978 of l'ÉOUM. Indeed, all received multi-year funding from granting agencies and published regularly on behalf of the school. Finally, the departure of committed professors before the school's integration with the university allowed for the hiring of young assistant professors from the clinical setting. The number of full-time equivalent faculty members rose to 15 in 1993 with the arrival of two American professors, one a researcher, and the other a clinician.

The third factor was a significant increase in sponsored research, largely due to the success of young PhD professors. Federal granting agencies, such as the Natural Sciences and Engineering Research Council (NSERC), provided the funding. This growth was also supported by the steps taken by the school's director with the Medical Research Council of Canada in January 1991. Indeed, the federal granting agency finally recognized the eligibility of both Canadian schools of optometry for funding. An initial significant grant on aging visual function was awarded to a research team led by John Lovasik. Subsequently, several professors benefited individually or as a team from MRC funding, followed by funding from the Canadian Institutes of Health Research (CIHR). A new vision network, funded by the Fonds de la recherche en santé du Québec (FRSQ), was established in the following years, which also encouraged investments in research at l'ÉOUM. L'École d'optométrie was actively involved in creating this network, which included approximately 50 researchers from the four university departments of ophthalmology or fundamental sciences related to vision. This Quebec group contributed to the recognition of l'ÉOUM as a research unit and, therefore, to the eligibility of its professors for FRSQ funding.

The fourth and final factor was the implementation of an innovative formula for continuing education as early as 1990. As a member of l'École d'optométrie, le Centre de perfectionnement et de référence en optométrie (CPRO) was a collaboration between the school, as the main beneficiary, l'Ordre des optométristes, and l'Association des optométristes du Québec. A mandatory contribution created by l'Ordre provided five annual continuing education activities (e.g., courses, clinical workshops) organized by the school and voluntarily attended by optometrists. The CPRO was committed to providing a yearly lump sum of money for the school's development. With time, the formula evolved, and CPRO became a non-profit organization independent of its founding entities. However, it continued to support l'ÉOUM financially by allocating a yearly amount (currently \$70,000 to \$100,000).

This dynamic period was accompanied by exemplary philanthropic support. Indeed, the multi-year "Réussir ensemble [Succeeding Together]" university campaign provided the school with almost

Figure 3. L'École d'optométrie's acquired equipment: A device to assess the optical quality of ophthalmic lenses and optical systems by measuring their modulation transfer function



twice the funding as targeted by the university. As a result of this campaign, two graduates from the school contributed an additional \$350,000 to renew all instrumentation in the pre-clinical teaching lab.

The Constraints of Fiscal Turbulence

Shortly after the director's reappointment in 1993, the school was hampered in its development momentum. In 1994, the university faced a significant reduction in government funding. The school's budget was affected, with cuts of nearly \$60 million, creating internal tensions. For example, in 1994, an associate professor with an OD and PhD left for the pharmaceutical industry in the United States; then the two American professors decided to return to their country. The faculty complement then fell to 13 full-time equivalent positions. However, in 1995, following the retirement of a professor, l'ÉOUM recruited Christian Casanova, a neurophysiologist and assistant professor in the department of ophthalmology at l'Université de Sherbrooke, who completed one of his postdoctoral fellowships at the University of California Berkeley School of Optometry.

With the doctor of optometry (OD) program accreditation ending in 1993–1994, l'ÉOUM had to engage

Figure 4. Gilles Cloutier, rector of l'Université de Montréal, and two graduates, Raouf Greiche of the class of 1976 and Nagib Scaff of the class of 1970, on the left, inaugurated the equipped preclinical teaching laboratory thanks to their donation in 1993



Named after its donors, this lab was completely renovated in 2025 with additional philanthropic support from the Greiche & Scaff Group.

Figure 5. Professors Angela Kothe, OD, PhD, and H el ene Kergoat, LScO, PhD, are seen conducting a joint study in a research laboratory



The budgetary turmoil affecting the university resulted in Angela Kothe leaving the school for the pharmaceutical industry. H el ene Kergoat, a graduate of the class of 1978, had her research funded on an ongoing basis throughout her successful career at l' cole d'optom trie. She was named professor emeritus in 2018.

in the renewal process despite the economic environment. Moreover, through no fault of its own, the Quebec institution found itself confronted with the only legislative framework in North America that prohibits optometrists from administering diagnostic drugs. At that time, 37 states in the United States already authorized optometrists to prescribe therapeutic drugs. This situation and uncertain financial environment led the Council on Optometric Education in 1994 to grant accreditation for only three years, with 10 recommendations and eight suggestions. The status even became Accredited with Conditions in March 1996.

In light of this situation, the school joined forces with l'Ordre des optom tristes du Qu bec and l'Association des optom tristes du Qu bec to obtain a legislative amendment. It designed a three-credit training course for practising optometrists on the use of diagnostic drugs. It developed the logistics for a team of professors led by John Lovasik, its director, to ensure training in eight Quebec cities. More than 900 optometrists participated in the third quarter of 1995. The process was not in vain,

since in November 1995, an order-in-council finally allowed optometrists to use these drugs. As the director's objectives were met, he terminated his term in the same year.

Alain Vaillancourt, the outgoing vice-rector and a former dean of the Faculty of Dentistry, acted as interim director of l' OUM. In mid-December 1995, the university's council appointed Pierre Simonet as director. Having returned from the University of Waterloo with a PhD six years previously, Pierre Simonet had been with the school since 1977. Therefore, he had good knowledge of the workings and practices of l'Universit  de Montr al to weather the financial turbulence by maintaining what had been achieved.

Consolidating the Development of l' cole d'optom trie

In the second half of the 1990s, the school faced serious challenges, including the ending of its accreditation program in 1997, the maintenance and expansion of its faculty complement, and the \$500,000 budget cut in 1996–1997, representing a

Figure 6. Professor Pierre Simonet, OD, PhD, was appointed director in December 1995



Pierre Simonet worked to consolidate the development of the school, both in research – with the creation of a first chair – and in teaching – with an in-depth review of the programs. The addition of a fifth year to the doctor of optometry program created eight new positions within l'ÉOUM faculty. In September 2003, he was appointed Vice-Rector for Planning and Vice-Provost at the university from 2005 to 2010. In 2013, he became the first professor emeritus of the school.

20% reduction from the previous budget. The new director implemented a multi-faceted strategy to address these issues in the short and long term.

The Creation of Management Margins

Considering that budget cuts could jeopardize the hybrid status available to the school, as soon as he took office, Pierre Simonet decided to shape his management team in a similar configuration to that of a faculty. The position of secretary of the school — modelled on that of a faculty secretary — was then created without opposition from the university and added to the other faculty officer functions, such as directors of clinics. Moreover, the director was able to staff the school with an administrative director, like the faculty structure, to replace the administrative assistant position that he intended to abolish.

The school's management team quickly adopted an official designation for the clinic, namely the

Figure 7. A promotional photo of the Clinique universitaire de la vision with the first logo designed when this official designation was adopted in 1996



The Clinique universitaire de la vision became a reference centre for the profession and saw its traffic grow rapidly.

Clinique universitaire de la vision, a fairly general name that would allow it to accommodate ophthalmologists. L'ÉOUM then positioned the clinic as a centre of expertise for the profession by developing referral mechanisms for all optometrists in Quebec.

At the same time, the school consolidated its teaching staff by making good use of the special status of visiting professor. As such, it replaced departures from previous years by hiring five half-time visiting professors to provide clinical tasks. This approach resulted in increased attendance at the clinic as well as revenue. The number of patients examined doubled within a decade, from 7,069 in 1994 to 13,906 in 2004. The school converted its guest professor positions into regular full-time or part-time positions as financial margins increased. It quickly returned to full-time equivalent of 15 positions.

The school's budget margin also increased thanks to an international partnership agreement signed in 1998–1999 with l'Université Paris-Sud in France. That university developed a master's degree in physiological optics and optometry for French professionals. (Recall that optometry does not have a legal existence in France, but more advanced opticians practice it by being allowed to perform refraction.) L'Université Paris-Sud welcomed l'ÉOUM's offer to provide clinical training in its program for a fee. For example, professors from the school went

to teach intensively in Paris in the spring, while French interns received clinical training in Quebec during the summer. Some even received a master's degree in Montreal. This agreement continued for more than a decade. Exchange agreements were also signed with two other French universities.

The school's financial margin also increased given the quality of its research professors, who were already engaged or hired between 1995 and 2000. Indeed, five of these research professors received the status of research fellows from major granting agencies and the salary funding associated with that status. For example, in 2000, l'École d'optométrie had the highest percentage of full-time professors at l'Université de Montréal. These salary grants enabled l'ÉOUM to consolidate research development by freeing these professors from certain teaching tasks.

L'École d'optométrie's close relationship with the French industry group Essilor, then the world leader in ophthalmic optics, led to the establishment of the first research chair at the school in 1999, with support from NSERC. Professor Jocelyn Faubert was awarded the NSERC-Essilor Industrial Chair in Presbyopia and Visual Perception, funded to the amount of \$1 million over five years. It was a first in Canada and included the hiring of a new professor under grant. The school received two more chairs in the next decade.

Research funding for l'École d'optométrie increased from less than \$10,000 in 1989 to \$5,539,736 in 2001, including a Canada Foundation for Innovation grant of \$2,645,974. This increase reflected the emergence and consolidation of recognized research unit status that was now available to l'École d'optométrie.

Development Resulting from a Major Program Review

In a period of consolidation, the school underwent significant changes to its curricula. First, in 1997, the master's degree in physiological optics changed its name to a master's degree in vision sciences and, in particular, was divided into two options: the basic sciences option remained a master's degree with a dissertation, while the clinical sciences option introduced a professional master's degree where the dissertation was replaced by directed study. Simultaneously, the school created a 30-credit

Figure 8. Virtual reality equipment for research on presbyopia and visual perception was used by Professor Jocelyn Faubert, PhD, NSERC-Essilor Industrial Chair



advanced graduate diploma (AGD) in vision sciences for graduates wishing to pursue training. This diploma enabled a direct transfer to the professional master's degree for candidates who obtained 15 credits. Finally, after welcoming a clinical service point from the Institut Nazareth et Louis-Braille to its premises in early 1998, the school set up another AGD in 2000 for visual impairment intervention to train specialists in orientation and mobility. Subsequently, in 2002, the visual impairment intervention option was offered for the clinical science master's degree. This was a vocational master's degree in visual impairment rehabilitation.

All these changes at the graduate level would quickly increase student enrolment. Indeed, while there were at most two master's graduates per year until 1999, this number rose to four by 2000 and then to 12 by 2004.

At the undergraduate level, l'ÉOUM management saw an opportunity to modify its program when the Faculty of Dentistry and the Faculty of Veterinary Medicine began work to add a preparatory year to their professional doctorate in 1997–1998. Following a similar approach, the school's leadership had three objectives:

1. introduce training on the use of drugs for therapeutic purposes,
2. maintain alignment with doctorates in dental and veterinary medicine, and

Figure 9. René Simard, Rector of l'Université de Montréal, with Gabriel Collard, Director of the Institut Nazareth et Louis-Braille and Pierre Simonet, Director of l'École d'optométrie, inaugurating the Institute's point of service in the school



The welcome of the Institut Nazareth et Louis-Braille was a beneficial partnership that resulted in the creation of graduate programs in visual impairment intervention.

3. increase the number of faculty members, since the addition of a preparatory year would require maintaining a stable student–professor ratio.

To implement this new undergraduate program, l'ÉOUM ensured that a team of professors and clinicians received the 100-hour training on the use of therapeutic drugs offered by the Pennsylvania College of Optometry in Philadelphia during the 1997–1998 year in Moncton. Initially, this training was intended for optometrists in New Brunswick in anticipation of changes to the law governing their profession, and l'ÉOUM team joined them. In turn, in December 1998, the school presented a program structure with a preparatory year of 39 basic science credits, followed by the four years of 155 doctoral credits in optometry (OD) to the Commission des études de l'Université de Montréal. A summer session was maintained between the last two years to ensure continuity of the clinic's services. The duration of undergraduate studies consisted of 11 sessions over five years.

Figure 10. Claire McNicoll, Vice-Rector of Education at l'Université de Montréal, opened the first training session on the use of therapeutic drugs on May 29, 1999



The new program began in September 1999. As it provided training on the use of therapeutic drugs, it strongly supported the profession's efforts to amend the legislation. At the same time, l'ÉOUM established a continuing education program for practising optometrists on the use of these drugs. The impact was rapid. On June 14, 2000, Bill 87 was passed by the National Assembly of Quebec to allow optometrists to prescribe therapeutic agents and provide eye care.

As this program now had five undergraduate cohorts, the school finalized a planning agreement with university management in 2001 to add eight full-time equivalent faculty members to its staff of 15.5 positions by 2003.

The redesign of the undergraduate program, combined with a government reinvestment in universities, enabled the school to achieve the highest number of new faculty members in proportion to its size compared to all other university units. Therefore, by

Figure 11. Professor Jacob Sivak, OD, PhD (centre), Robert Lacroix, Rector of l'Université de Montréal (left), and Pierre Simonet, Director of l'École d'optométrie (right), in November 2000



L'Université de Montréal paid tribute to Professor Jacob Sivak, then Director of the School of Optometry at the University of Waterloo and a graduate of l'ÉOUM class of 1967. In recognition of his significant contribution to vision sciences, the institution awarded him an honorary doctorate, which Professor Pierre Simonet sponsored.

2003–2004, l'ÉOUM faculty increased to 24.5 full-time equivalent positions.

During the visit of the Council on Optometric Education in 1997, as part of the renewal of l'ÉOUM's accreditation, the organization extended the status of Accredited with Conditions for four years — mainly because of the university's financial context, which had not changed much, and the legislative discrepancy regarding the use of therapeutic agents between Quebec, which still prohibited it, and 49 states, which now authorized it. However, the accreditation body made only six recommendations and three suggestions. In March 2001, they made another visit and, in July 2001, the school regained its seven-year, unconditional full accreditation. L'ÉOUM's accreditation has always been renewed in this way.

In conclusion, the period from 1990–2001 was a pivotal time for l'École d'optométrie de l'Université de Montréal, which became a recognized research unit. During these years, l'ÉOUM faced fiscal turbulence that affected the accreditation of its program. Fortunately, thanks to rigorous and dynamic management, the school found considerable leeway in consolidating its development as a teaching

and research unit, notably by increasing its faculty complement and beginning to diversify its program offerings. L'ÉOUM also directly contributed to the profession obtaining two legislative changes it needed to thrive regarding the use of drugs.

The next and final piece of this historical overview will demonstrate how l'École d'optométrie has continued to grow to date.

Pierre Simonet, OD, PhD,
Professor Emeritus

Jacques Gresset, OD, PhD,
Professor Emeritus

Jean-François Bouchard, BPharma, PhD,
Director and Full Professor

École d'optométrie de l'Université de Montréal,
Quebec, Canada

To view a full list of references, please view this article online at <https://openjournals.uwaterloo.ca/index.php/cjo/index>

The image shows the cover of the book "Eyefacets: The Eye from Many Angles" by T. David Williams, Professor Emeritus at the School of Optometry & Vision Science, University of Waterloo. The cover features a stylized graphic of an eye with colorful, abstract shapes. Below the book cover, there is a promotional text block.

Now available to order at [Amazon.ca](https://www.amazon.ca)

Eyefacets:

- is your all-access pass to understanding sight
- connects the dots between theory and practice
- has 177 detailed diagrams at your fingertips
- covers every facet of ocular function, structure, and health across a lifespan

Order your copy today.

For patients with open angle glaucoma

IN HIGH INTRAOCULAR PRESSURE SITUATIONS...



START WITH LUMIGAN RC®

LUMIGAN RC is indicated for the reduction of elevated IOP in patients with open angle glaucoma or ocular hypertension.

Clinical use:

Not recommended for pediatric use.

Most serious warnings and precautions:

Changes to pigmented tissue: Includes increased pigmentation and growth of eyelashes and increased pigmentation of the iris (may be permanent) and periorbital tissue (eyelid). Long-term effects on melanocytes are currently unknown.

Other relevant warnings and precautions:

- Potential for hair growth in areas with repeated contact with skin surface
- Monitoring in dry eye patients or where cornea is compromised due to punctate keratopathy and/or toxic ulcerative keratopathy reported with benzalkonium chloride
- Should not be used in patients with severe dry eye
- Low number of patients with pseudoexfoliative and pigmentary glaucoma in clinical trials
- Bacterial keratitis
- Caution in renal and hepatic impairment

- Driving or using machinery (wait until vision clears if transient blurred vision at instillation)
- Caution in patients with active intraocular inflammation
- Macular edema
- Caution in aphakic patients, in pseudophakic patients with a torn posterior lens capsule, or in patients with known risk factors for macular edema
- Use with other prostaglandin analogues
- Use of soft contact lenses (remove prior to administration, and then reinsert ≥ 15 minutes after)
- Risk of corneal calcification in patients with significantly damaged corneas
- Use in pregnant and nursing women

For more information:

Please consult the Product Monograph at abbvie.ca/content/dam/abbvie-dotcom/ca/en/documents/products/LUMIGANRC_PM_EN.pdf for important information relating to adverse reactions, drug interactions, and dosing information. The Product Monograph is also available by calling 1-888-704-8271.

#1 dispensed ophthalmic prostaglandin analogue in Canada^{1*}

IOP=intraocular pressure.

* Comparative clinical significance unknown.

† Clinical significance has not been established.

Reference: 1. Data on file, AbbVie Corporation.

abbvie



LUMIGAN RC and its design are trademarks of AbbVie Corporation.
© 2025 AbbVie. All rights reserved. CA-LUM-240042A / MR25

Pour les patients atteints de glaucome à angle ouvert

LORSQUE LA PRESSION INTRAOCULAIRE EST ÉLEVÉE...



COMMENCEZ PAR LUMIGAN RC®

LUMIGAN RC est indiqué pour réduire la pression intraoculaire élevée chez les patients atteints de glaucome à angle ouvert ou d'hypertension oculaire.

Utilisation clinique

LUMIGAN RC n'est pas recommandé chez l'enfant.

Mises en garde et précautions les plus importantes

Modifications du tissu pigmenté : Comprennent une augmentation de la pigmentation et de la croissance des cils et une augmentation de la pigmentation de l'iris (qui pourrait être permanente) et du tissu périorbitaire (paupières). Les effets à long terme sur les mélanocytes sont actuellement inconnus.

Autres mises en garde et précautions pertinentes

- Croissance possible des poils sur les régions où LUMIGAN RC entre en contact de façon répétée avec la surface de la peau;
- Surveillance des patients présentant une sécheresse oculaire ou une atteinte de la cornée en raison de cas de kératite ponctuée et (ou) de kératopathie ulcéreuse toxique signalés avec le chlorure de benzalkonium;
- Utilisation proscrite chez les patients qui présentent une sécheresse oculaire importante;
- Faible nombre de patients atteints de glaucome pseudo-exfoliatif ou de glaucome pigmentaire dans les études cliniques;
- Kératite bactérienne;
- Prudence chez les patients atteints d'insuffisance hépatique ou rénale;

- Conduite de véhicules et utilisation de machines (si la vision devient temporairement brouillée au moment de l'instillation, attendre que la vision s'améliore);
- Prudence chez les patients atteints d'inflammation intraoculaire évolutive;
- Œdème maculaire;
- Prudence chez les patients aphaques ou pseudophaques présentant une déchirure de la capsule postérieure du cristallin, et chez les patients présentant des facteurs de risque connus d'œdème maculaire;
- Utilisation en concomitance avec d'autres analogues des prostaglandines;
- Port de verres de contact souples (il faut les retirer avant l'application de LUMIGAN RC et attendre au moins 15 minutes avant de les remettre);
- Risque de calcification cornéenne chez les patients dont la cornée est considérablement endommagée;
- Utilisation chez les femmes enceintes et celles qui allaitent.

Pour de plus amples renseignements

Veillez consulter la monographie du produit au abbvie.ca/content/dam/abbvie-dotcom/ca/fr/documents/products/LUMIGANRC_PM_FR.pdf pour connaître les renseignements importants sur les effets secondaires, les interactions médicamenteuses, la posologie et l'administration. Vous pouvez également vous procurer la monographie du produit en téléphonant au 1-888-704-8271.

**Le numéro 1 parmi les produits ophtalmiques
à base d'analogue des prostaglandines délivrés au Canada^{1*}**

* La portée clinique de ces données comparatives n'a pas été établie.

† La portée clinique de ces données n'a pas été établie.

Référence : 1. Corporation AbbVie. Données internes.

abbvie



LUMIGAN RC
(solution ophtalmique de bimatoprost) 0,01%™

A Comparison Between Two Ocular Dominance Tests: Letter Dominance and Binocular Rivalry

Xiaoxin Chen, PhD,
Post-Doctoral Fellow,¹
ORCID 0000-0001-7201-0695

Arijit Chakraborty, PhD, Adjunct
Professor,¹ Associate Professor,²
ORCID 0000-0002-6204-053X

William Bobier, PhD, Professor
Emeritus, Adjunct Professor,¹
ORCID 0000-0003-1302-985X

Benjamin Thompson, PhD,
Professor,¹ CEO and Scientific
Director,³ Honorary Professor,⁴
ORCID 0000-0002-3902-2712

¹University of Waterloo, School
of Optometry & Vision Science,
Waterloo, Ontario, Canada

²Midwestern University, Downers
Grove, Illinois, USA

³Centre for Eye and Vision
Research, Hong Kong

⁴University of Auckland, Liggins
Institute, Auckland, New Zealand

Abstract

Purpose

Ocular dominance can be measured by a variety of tests, which may not yield the same results. This study compared the repeatability and agreement for two ocular dominance tests, a newer letter dominance test and a well-established binocular rivalry test.

Methods

Thirty-nine adults (28 females and 11 males) with normal vision completed three sessions involving letter dominance and the binocular rivalry tests. An additional seven participants completed only one session. Within-test repeatability was assessed through intraclass correlation and standard deviation. Between-tests agreement was assessed through a Bland-Altman test, intraclass correlation, and ocular dominance directions.

Results

Within-test analysis indicated that the letter dominance test had better repeatability than the grating rivalry test (intraclass correlation coefficient: letter dominance 0.829, rivalry 0.790; standard deviation: letter dominance 0.015 [median], rivalry 0.023 [median], $P = .015$). Between-test analysis indicated that the two tests had moderate to good agreement (intraclass correlation coefficient 0.712) and identified the same eye as dominant for most participants, although not all (39 consistent across tests, seven inconsistent when a strict measure of equidominance was adopted).

Conclusion

These analyses indicate that the letter dominance test is a more repeatable measure of ocular dominance than the grating rivalry test, and that ocular dominance magnitude metrics do vary across tests.

Keywords

eye dominance, binocular vision, psychophysical tests, binocular rivalry test, letter dominance test

Suggested citation

Chen X, Chakraborty A, Bobier W, Thompson B.
A comparison between two ocular dominance tests:
Letter dominance and binocular rivalry. *Can J Optom.*
2025;87(4):27-37. doi:10.15353/cjo.v87i4.6125

Normal binocular vision requires the balance between the suppressive actions of each eye on the other eye.¹⁻³ This balance can be disturbed by factors such as strabismus and amblyopia, with one eye becoming more dominant.^{3,4} However, unequal weightings of ocular dominance can be found in patients without recognized binocular anomalies.^{5,6} Dominance patterns

have been studied in patients being considered for monovision treatment for presbyopia.^{7–11} This has led to various ocular dominance assessments in binocular normal being prescribed monovision.

Initially eye dominance were measured using sighting (eye alignment), such as hole-in-the-card Miles and Porta tests.^{12–15} Research has found these tests to be highly variable and dependent on specific conditions.^{16,17} For example, better results for monovision are found with tests of dominance using blur suppression.¹⁸ Numerous such tests of sensory eye dominance have been developed. Here the relative contribution of each eye is assessed in response to a cyclopean image viewed under dichoptic conditions. The Worth 4-Dot test¹⁹ is a common and longstanding early example. Through the subsequent development of more quantitative and sensitive sensory tests involving dichoptic motion coherence threshold test,^{5,20} binocular phase combination,^{21–23} binocular orientation combination,^{24,25} and binocular rivalry,^{26–32} the strength of sensory ocular dominance has been found to vary from weak (balanced contribution from both eyes to the binocular percept) to strong (significantly greater contribution from one eye) in individuals with normal monocular and binocular vision.^{5,6}

Agreement across these tests has been reported to be moderate to poor due to the different visual mechanisms involved.^{17,33–35} More importantly, the precision of different ocular dominance tests varies.^{36,37} If changes in dominance are to be used to monitor clinical improvement, such tests must be robust enough to not only track subtle changes but also be easily applied in clinical settings.

In 2018, an ocular dominance test was developed that was comprised of letters with opposite contrast polarities.³⁷ The forced choice psychophysical judgment required parallels that of the subjective component of a standard refraction. Instead of the choice being “which letter appears clearer” the judgment becomes “which letter appears brighter.” Through comparison with other tests of binocular combination and binocular rivalry, the authors concluded that this new ocular dominance test demonstrated the best reliability.³⁷

In this article, we provide further evidence indicating that this letter dominance test is suitable for ocular dominance measurement when compared with another commonly used binocular rivalry test that involves dichoptic presentation of gratings with orthogonal orientations (the grating rivalry test).^{26–32}

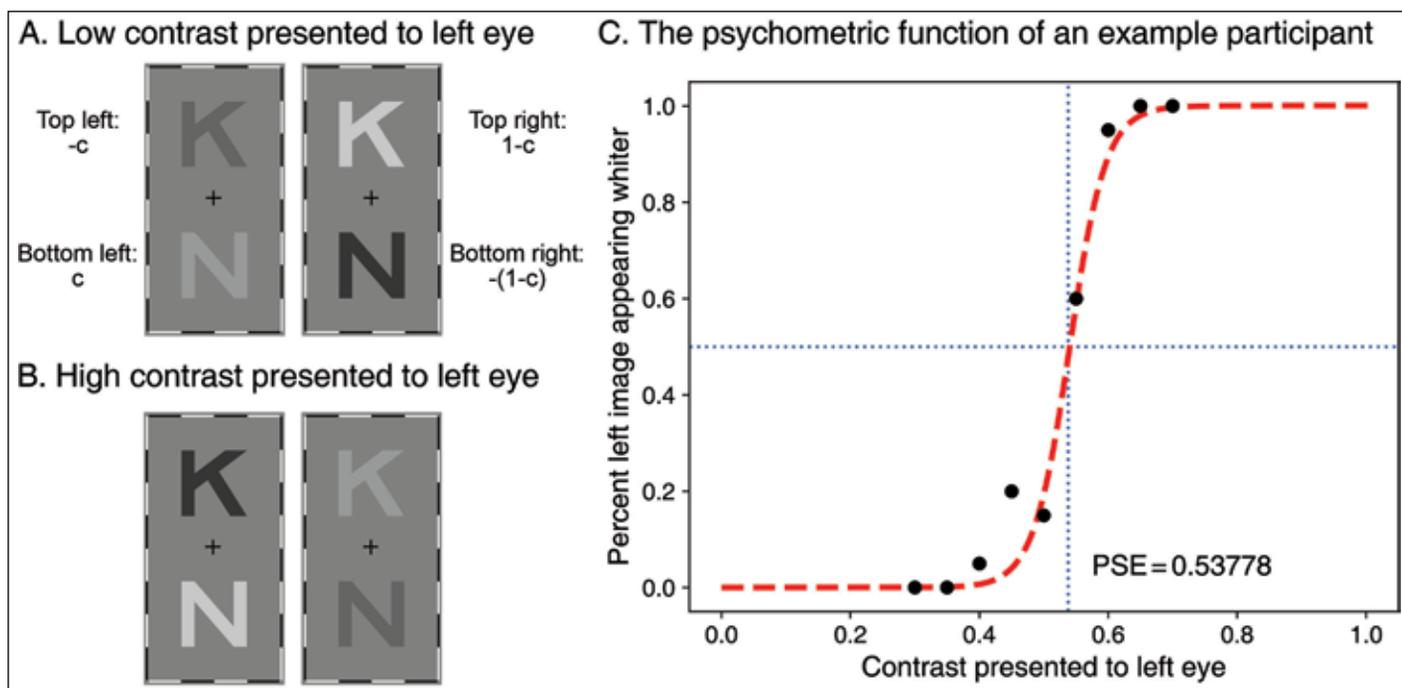
Methods

Baseline sensory ocular dominance data from our two previous non-invasive brain stimulation studies^{38,39} were combined and reanalyzed retrospectively. In the first experiment,³⁸ all participants had aided visual acuity ≤ 0.0 logMAR in each eye. Stereoacuity was not recorded for participants in this experiment. In the second experiment,³⁹ stricter criteria were adopted where participants had aided visual acuity ≤ 0.0 logMAR in each eye, stereoacuity ≤ 40 seconds of arc, and baseline ocular dominance in the range of 0.5 ± 0.2 . The last criterion was to ensure no extreme ocular dominance in our participants so as not to mask the interventional effect in that experiment.

This resulted in 46 participants with at least one measurement for each test was available (age: mean $24.63 \pm$ SD 2.41 years, 30 females and 16 males). Among them, 39 completed three separate sessions of ocular dominance measurements for each test (age: 24.49 ± 2.38 years, 28 females and 11 males). All 46 datasets were independent. The complete datasets are included in Supplementary Table 1. The first experiment was approved by the Ethics Committee of Midwestern University, and the second experiment was approved by the Office of Research Ethics at the University of Waterloo. Both experiments adhered to the *Declaration of Helsinki*, and all participants provided written consent to respective experiments.

In both experiments, participants had both tests in each of three visits, with visits scheduled at least two days apart. In the first experiment, participants always took the grating rivalry test first. In the second experiment, the sequence of both tests was randomized across individuals and visits. Letter dominance stimuli were generated in Python 3.6.6 using the PsychoPy module. In the first experiment,³⁸ grating rivalry stimuli were generated in MATLAB R2019a (MathWorks, Natick, MA, USA) using Psychtoolbox 3.0.15. Both stimuli were presented on an ROG PG278QR monitor (60 Hz refresh rate, 1920×1080 resolution, gamma-corrected) at 108 cm, (luminance of a medium grey background was 48 cd/m²). In the second experiment,³⁹ grating rivalry stimuli were generated in MATLAB R2018a using Psychtoolbox 3.0.18. Both stimuli were presented on an Asus VG279 monitor (60 Hz refresh rate, 1920×1080 resolution, gamma-corrected) at 86 cm (luminance of a medium grey background was 53 cd/m²). Chin rests were provided to maintain participants' head position.

Figure 1. Letter contrasts in the letter dominance test



For each trial, two letters were randomly selected from 10 Sloan letters.

(A) On each side, the contrasts of top and bottom letters summed up to zero. On each diagonal, the contrasts of two letters summed up to ± 1 . A contrast of zero represents no luminance difference from the background (i.e., medium grey). ± 1 represents the strongest contrast relative to the background (i.e., $+1$ fully white, -1 fully black). The contrast value c (always assigned to the left eye, but randomly on the top or bottom) can range from 0 to 1. Positive and negative contrasts were randomly assigned to the top and bottom letters across trials. In this example, a lower contrast (i.e., $c < 0.5$) was presented to the left eye. Participants were more likely to perceive the top letter (the “K” presented to the right eye) as whiter than the bottom letter.

(B) When a higher contrast (i.e., $c > 0.5$) was presented to the left eye, participants were more likely to perceive the bottom letter (the “N” presented to the left eye) was whiter than the top letter.

(C) Test results and a psychometric function for an example participant. Because we anticipated participants with normal vision to have a balanced eye dominance (i.e., anticipated point of subjective equality [PSE] = 0.5), to reduce test time, we only tested contrasts from 0.3 to 0.7, instead of the full range 0 to 1. The psychometric function (marked in red) was fitted by a logistic function. The PSE was used as the ocular dominance in this test.

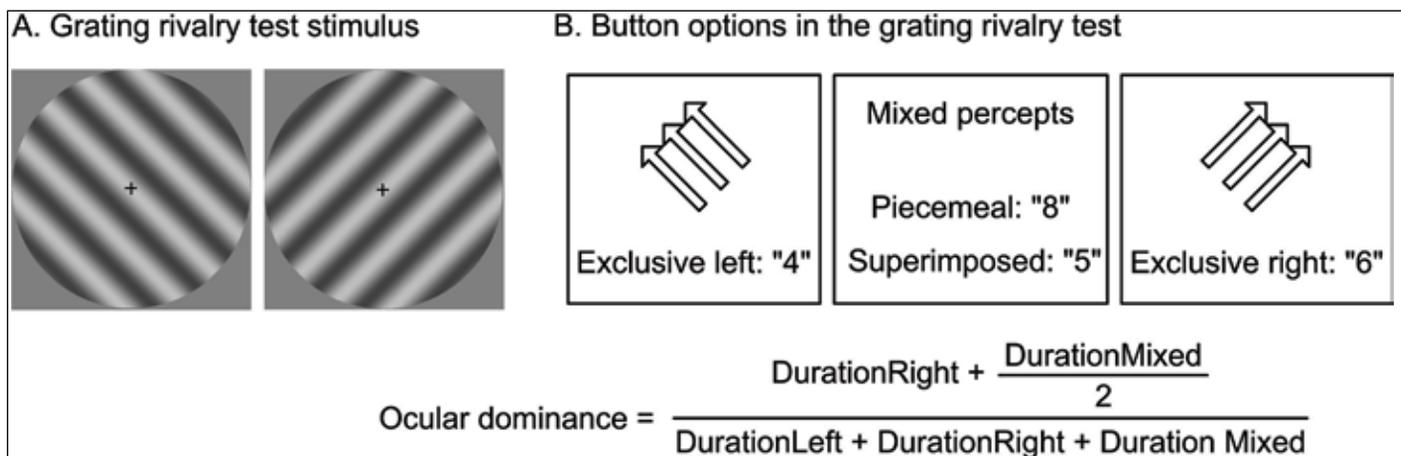
Letter Dominance Test

This test was designed by Bossi et al.³⁷ Two letters were randomly selected from 10 Sloan letters (C, D, H, K, N, O, R, S, V, Z) in each trial. These letters were placed at 2.75° eccentricity vertically from the fixation cross and presented dichoptically (Figure 1). Each letter subtended 2.75° of visual angle (equivalent to 1.52 logMAR or 6/198 in Snellen). Through a mirror stereoscope, participants fused the fusional borders and saw one letter on the top and one on the bottom. They were asked to report which one of the

two letters appeared whiter by clicking the up or down arrow key. Each trial was presented until participants made a choice, up to a maximum of 4.5 seconds. The Weber contrast of letters was manipulated in a conjugal manner so that

1. the top and bottom letters had opposite contrasts and
2. diagonal letters had contrasts that added up to ± 1 (Figure 1A). The contrast value varied from 0.3 to 0.7, in steps of 0.05 (9 contrast levels in total). With

Figure 2. Visual stimuli (A) and button options (B) used in the grating rivalry test



Participants used four buttons on the numeric pad to indicate their percepts throughout the test. The ocular dominance equation incorporated both the duration of exclusive right and half of the duration of mixed percepts. This was done to include the contribution of the right eye during mixed percepts. It is mathematically equivalent to the “ocular dominance index” calculated by Min et al.³⁶

a smaller value, left letters had lower contrasts but right letters had higher contrasts, and vice versa with a larger contrast value. Positive and negative contrasts were randomized between the top and bottom letters. A positive contrast indicated a lighter grey (higher luminance) than the background colour, whereas a negative contrast indicated a darker grey (lower luminance) than the background. Each of the nine contrast levels was tested 20 times, providing a total of 180 trials.

A logistic function was used to fit the data. The point of subjective equality (PSE), where participants had equal probability of responding top whiter vs bottom whiter (i.e., the contrast balance point), was calculated and used as the ocular dominance metric in this test. A PSE smaller than 0.5 indicated greater dominance by the left eye, and a PSE larger than 0.5 indicated greater dominance by the right eye.

Grating Rivalry Test

In this test, two stationary, orthogonally oriented ($\pm 45^\circ$) circular gratings were presented, one to each eye (Figure 2). The gratings had a diameter of 2° , a spatial frequency of two cycles per degree (c/deg),^{29,30,40–42} and a Michelson contrast of 100%. Participants used one of four buttons to indicate their perception (i.e., exclusive left, exclusive right, piecemeal, and superimposed) and were asked to hold the

button while their perception lasted. Each trial lasted one minute, and there were six trials in total. To calculate ocular dominance, piecemeal and superimposed durations were combined into a mixed percept duration. Contribution of the right eye was calculated as the sum duration of exclusive right percepts and half of mixed durations divided by the total duration (equation in Figure 2B). This percentage was used as the ocular dominance measure for this test. As in the letter dominance test, an ocular dominance less than 0.5 indicated greater dominance by the left eye, and an ocular dominance greater than 0.5 indicated greater dominance by the right eye.

Data Analysis

Within-test repeatability analyses were conducted on data where three baseline measurements were available ($n = 39$). Intraclass correlation coefficient (ICC) estimates and their 95% confident interval (CI) was computed based on a single-rating ($k = 1$), absolute-agreement, two-way mixed-effects model.^{43,44} Additionally, standard deviations were calculated for each individual to assess the variability of each test. Tests of normality were performed with a Shapiro-Wilk test. Standard deviations were compared using a paired-samples t test or, in the case of deviation from a normal distribution, a Wilcoxon signed-rank test.

Table 1. ICC for within-test repeatability and between-test agreement

Test	ICC estimate	95% CI
Letter-polarity	0.829	0.730-0.899
Grating rivalry	0.790	0.674-0.875
Between-test	0.712	0.535-0.829

As recommended by Koo & Li,⁴³ an ICC value of <0.5 indicates poor reliability, 0.5-0.75 moderate, 0.75-0.9 good, and >0.9 excellent.

Abbreviations: CI, confidence interval; ICC, intraclass correlation coefficient.

Between-test agreement was examined using the first visit data from all datasets ($n = 46$). A Bland-Altman test was used to illustrate the spread of the datasets.⁴⁵ The Bland-Altman 95% limits of agreement (LoA) were determined as $\bar{d} \pm 1.96s$, where \bar{d} was the mean difference (letter-polarity minus grating rivalry) and s was the standard deviation of the differences. The LoA provides an estimate of the range in which 95% of population differences are expected to fall.^{45,46} A linear regression was applied to investigate whether there was a proportional bias;⁴⁷ outliers were identified using the interquartile range (IQR) method (values of more than $1.5 \times$ IQR outside the IQR) and were removed from this regression analysis. ICC estimates and their 95% CI based on a single-rating ($k = 1$), absolute-agreement, two-way mixed-effects model were also used to illustrate the between-test agreement. Finally, an agreement in ocular dominance directions between tests was assessed. To exclude instances of very weak ocular dominance, where the ocular dominance result could fall randomly in either direction, a criterion of inter-test difference was set at 0.04 (0.02 on either side). Opposite directions with a between-test difference of > 0.04 were considered a disagreement in ocular dominance directions. Note that this criterion was arbitrary and was strict compared to other proposed equidominance measures.⁴⁸

ICC was calculated in SPSS (IBM Corp., Armonk, NY, USA). All other statistical analyses were completed in JASP.

Results

Within-Test Repeatability

Repeatability within each ocular dominance test was assessed using ICC. The 95% CI of the ICC estimate (Table 1) indicates that the level of repeatability was moderate to good for both the letter-polarity test (0.730-0.899) and the grating rivalry test (0.674-0.875).

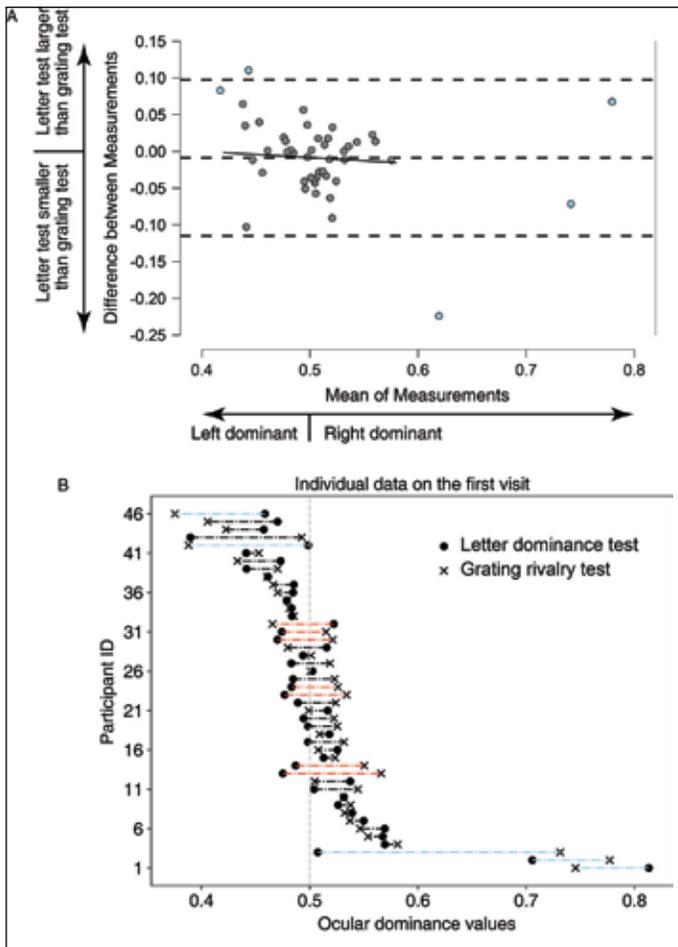
Individual standard deviations from each test were also calculated to assess their variability. The data were not normally distributed ($W = 0.908$, $P = .004$). Comparison indicated that the letter-polarity test had significantly lower standard deviations (median 0.015, quartiles 0.009-0.019) than the grating rivalry test (median 0.023, quartiles 0.012-0.034) ($W = 563$, $Z = 2.414$, $P = .015$).

Between-Test Agreement

The difference between both tests was first illustrated through a Bland-Altman analysis for the first-session data (Figure 3A). As recommended by Ludbrook,⁴⁷ we performed a linear regression analysis to examine any proportional bias. Assumptions of this analysis were initially validated with the entire dataset ($n = 46$). After the removal of five outliers ($n = 41$), the linear regression model was fitted as $\hat{y} = 0.034 - 0.085x$ (Figure 3A). The slope did not significantly deviate from zero ($t = -0.478$, $p = 0.635$), indicating no proportional bias. (An additional linear regression analysis including the outliers still indicated no proportional bias between both tests [slope = -0.191 , $t = -1.586$, $p = 0.120$].) Hence, the classical determination of LoA was adopted (i.e., $\bar{d} \pm 1.96s$). The mean difference between tests was -0.009 , suggesting that there was only a negligible difference between tests on average. As indicated by the LoA, 95% of the population differences were estimated to be between -0.115 and 0.097 . While this spread was larger than expected, most of the data points (37 out of 46, 80.43%) were in the ± 0.06 range.

An additional Bland-Altman analysis removing two outliers (i.e., removing the topmost and bottommost data points in Figure 3A, $n = 44$) showed that the mean difference between tests was -0.007 . As indicated by the LoA, 95% of the population differences were estimated to be between -0.086 and 0.073 . Hence, the original large LoA was caused by these two outliers. Outliers here were determined using the

Figure 3. Individual data from the first visit



(A) A Bland-Altman plot showing the mean ocular dominance measured by both tests (x axis) against the difference in ocular dominance between tests (y axis). An x value <0.5 indicates greater dominance by the left eye and >0.5 indicates greater dominance by the right eye. A positive y value indicates that the letter-polarity value was greater than the grating rivalry test. The dashed lines show the mean of differences (-0.009) and the upper (0.097) and lower (-0.115) boundaries of the limits of agreement. The solid line represents a regression fitted to the mean of both tests and their differences, with outliers (depicted as blue data points around 0.10 difference between measures and more than 0.6 mean of measures) removed.

(B) Ocular dominance data from each individual as measured by both tests. Data were ordered from top to bottom by their means. Red dashed lines show instances of disagreement in ocular dominance directions according to the predefined criterion.

Blue dots in panel A and blue dashed lines in panel B show outliers that needed to be removed from the regression analysis. The x axes of both panels are aligned for direct comparison. Note that for the letter dominance test, two instances where ocular dominance magnitude of >0.7 were extrapolated point of subjective equality from the logistic curve as our sampling range was 0.3-0.7 (Figure 1C).

same IQR method as the five outliers determined for the linear regression, except that here they were obtained based on the difference between measurements alone. To further illustrate the spread of data, 34 out of 46 (73.91%) of data points was in the ± 0.05 range and 31 out of 46 (67.39%) was in the ± 0.04 range. Thus, ocular dominance magnitude from both tests was not the same, but the difference was not large for most participants.

The agreement between two tests was also assessed using ICC. The 95% CI of the ICC estimate (Table 1) indicates that the level of agreement was moderate to good (0.535-0.829).

With a criterion of 0.04 for between-test differences, most datasets (39 out of 46, 84.78%) exhibited good agreement in ocular dominance directions, with only seven datasets out of 46 (15.22%) showing disagreement (Figure 3B).

Discussion

Collectively, our within-test analysis indicated that both tests had moderate to good repeatability; however, the letter dominance test exhibited significantly less variability than the grating rivalry test. Our between-test analyses indicated that the two ocular dominance tests had moderate to good agreement. While the estimated 95% LoA for the two tests were wider than expected, and the difference between tests was not large for most individuals.

Our data showed that a small percentage of participants had stronger ocular dominance. This was expected.^{5,6} It has been reported that sensory ocular dominance may be influenced by factors such as individual refractive errors and stimulus sizes.^{16,49,50} For instance, higher refractive error and higher astigmatism were found associated with the non-dominant eye.^{49,50} Due to the retrospective nature of our analysis,

we did not record participants' refractive errors or perform a comprehensive evaluation of their binocular visual functions. While stereoacuity was reported not to correlate with ocular dominance,⁵¹ a sampling bias might derive from the fact that only participants with normal vision were tested in this previous experiment.⁵¹ Similarly, we recruited only adults with normal vision. (In one experiment, we only recruited individuals with a stereoacuity of at least 40 seconds of arc, although in the other experiment, stereoacuity was not measured). Therefore, we do not know the reason behind the strong ocular dominance observed in some individuals, nor can we confirm whether they had completely normal binocular vision (not just stereoacuity). In this sample, most of our participants exhibited an ocular dominance of about 0.5 (as shown in Figure 3B), which is a limitation of our dataset. A larger sample including people with stronger ocular dominance, such as individuals with unilateral amblyopia, would be ideal to fully establish the repeatability of both tests.

The dynamics of binocular rivalry have been reported to vary by stimulus size and spatial frequency.^{52–55} As Blake et al.⁵⁴ proposed, small, discrete spatial zones on the retina are separately dominated by the left or right eye input. When viewing a rivalrous stimulus, the aggregate of multiple zones results in an exclusive or mixed percept at a behavioural level. Therefore, a large stimulus that involves more spatial zones is likely to induce more mixed percepts.^{52–54} On the other hand, O'Shea et al.⁵⁵ reported a reversed U shape where, for a given spatial frequency, the most exclusive percepts occur under a particular stimulus size, for instance, 2° at 2 c/deg. Incidentally, this was the same as our grating rivalry stimulus. Regardless, it is conceivable that a different stimulus leads to changes in rivalry percepts, which subsequently alters the calculated ocular dominance. In addition, the letter dominance test also involves binocular rivalry due to the use of opposite luminance (i.e., light and dark) between eyes.³⁷ The large letter size (2.75°) chosen by Bossi et al.³⁷ presumably induces less rivalry and may therefore help reduce participant errors when they were asked to select the whiter letter. It is unclear whether this difference in stimulus size could have played a role in the repeatability difference between our two tests.

It has been a common finding that ocular dominance results vary across tests and measurements.^{8,17,33,34} This may be because these tests involve different

underlying mechanisms and may be caused by variations in the testing environment.⁷

While clinicians might like to use the hole-in-card test to determine the dominant eye because of its simplicity, this test is not ideal for ocular dominance measurement since it does not involve binocular vision¹⁶ and does not quantify the degree of ocular dominance.

The newly proposed psychophysical blur preference test¹⁸ provides a quantitative measure of ocular dominance with high repeatability. However, this test takes 14 minutes for both far and near vision¹⁸ and is still under development.

The letter dominance test takes 1.8–4.3 minutes (average 3.1 minutes), and the grating rivalry test is typically 3 minutes.^{26,28–32} Therefore, both tests can be done quickly and are worth considering for use in clinical settings. In addition, some quantitative tests have been found to demonstrate more reliability than others.^{36,37} Although commonly used in research for ocular dominance measurement,^{26,28–32} the grating rivalry test was not ranked among the most reliable tests.³⁶ Aligning with such observation, our comparison suggests that the letter dominance test may offer better repeatability than the grating rivalry test. Our grating rivalry results were averaged over 6 minutes, despite the literature commonly administering this test only for 3 minutes. Therefore, the variability is unlikely to be due to a lack of data. The superiority of the letter dominance test may be attributed to its intuitive nature and the two-alternative forced choice design.³⁷ Nevertheless, the grating rivalry test is still useful in studying perceptual alternations over time.

The letter dominance test offers better repeatability than the grating rivalry test and is a suitable choice for the assessment of sensory ocular dominance. Our results support the view that different tests do not measure ocular dominance magnitude equally.

Disclosures

Contributors: Xiaoxin Chen contributed to the conceptualization, methodology, data analysis, visualization, writing (original draft and writing), and reviewing and editing for this study. Arijit Chakraborty contributed to supervision, writing (review and editing), and funding acquisition. William Bobier contributed to supervision, writing (review and editing), and funding acquisition. Benjamin

Thompson contributed to conceptualization, methodology, supervision, writing (review and editing), and funding acquisition. All authors read and approved the final manuscript.

Funding: This work was supported by Natural Sciences and Engineering Research Council [RGPIN-04404 to WB, RGPIN-05394 and RGPAS-477166 to BT], Canadian Foundation for Innovation (34095 to BT), and Midwestern University (Faculty Start-Up Seed Grant to AC). BT was also supported by the Hong Kong Special Administrative Region Government and InnoHK. The funders had no role in the design nor conduction of the experiments nor in the writing of this manuscript.

Competing interests: All authors have completed the International Committee of Medical Journal Editors uniform disclosure form and declare no conflict of interest.

Ethical approval: Informed written consent was obtained from all participants. The research ethics boards at Midwestern University (IRB# IL-20066) and the University of Waterloo (REB # 43953) approved the study.

AI Statement: ChatGPT was used in this manuscript for editing purposes only.

Data: All data analyzed in this study are included in Supplementary Table 1.

Corresponding author: Xiaoxin Chen
xiaoxin.chen@uwaterloo.ca

References

1. 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
2. Squier K. *Ocular Sensory Dominance and Viewing Distance*. Thesis. Nova Southeastern University; 2017. https://nsuworks.nova.edu/hpd_opt_stueta/12/
3. 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
4. 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
5. 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
6. Yang E, Blake R, McDonald JE 2nd. 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
7. 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
8. 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
9. 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
10. 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
11. Evans BJW. Monovision: A review. *Ophthalmic Physiol Opt.* 2007;27(5):417-439. doi:10.1111/j.1475-1313.2007.00488.x
12. 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
13. Miles WR. Ocular dominance demonstrated by unconscious sighting. *J Exp Psychol.* 1929;12(2):113-126. doi:10.1037/h0075694
14. 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
15. Wade NJ. Early studies of eye dominances. *Laterality.* 1998;3(2):97-108. doi:10.1080/713754296
16. 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
17. 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

18. 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
19. 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
20. 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. *Iperception*. 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. *Psycholo 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

Supplementary Table 1. Individual baseline ocular dominance measurements

Participant	LDT Visit 1	LDT Visit 2	LDT Visit 3	GRT Visit 1	GRT Visit 2	GRT Visit 3
A01	0.53	0.49	0.50	0.51	0.44	0.48
A02	0.52	0.49	0.47	0.47	0.36	0.32
A03	0.48	0.51	0.50	0.49	0.63	0.47
A04	0.52	0.49	0.49	0.48	0.46	0.46
A05	0.48	0.49	0.52	0.53	0.57	0.54
A06	0.44	0.50	0.53	0.45	0.54	0.51
A07	0.50	0.53	0.54	0.53	0.54	0.56
A08	0.50	0.53	0.53	0.54	0.54	0.56
A09	0.49	0.51	0.50	0.52	0.44	0.54
A10	0.50	0.47	0.46	0.39	0.44	0.48
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

Participant	LDT Visit 1	LDT Visit 2	LDT Visit 3	GRT Visit 1	GRT Visit 2	GRT Visit 3
C01	0.48	0.49	0.50	0.52	0.52	0.50
C02	0.48	0.48	0.50	0.53	0.53	0.48
C03	0.48	0.52	0.49	0.47	0.51	0.47
C04	0.52	0.54	0.53	0.50	0.54	0.50
C05	0.48	0.47	0.47	0.52	0.51	0.50
C06	0.47	0.48	0.50	0.52	0.50	0.48
C07	0.54	0.49	0.51	0.53	0.52	0.52
C08	0.55	0.52	0.52	0.54	0.49	0.54
C09	0.50	0.51	0.52	0.53	0.57	0.50

Abbreviations: LDT, letter dominance test; GRT, grating rivalry test; —, data not available.

Participant numbers starting with A are from Chen et al., 2022.³⁸ Participant numbers starting with B and C are from Experiment 1 and Experiment 2, respectively, in Chen et al., 2023.³⁹

Values > 0.50 indicate greater dominance by the right eye. Data have been rounded to two decimal places.

IFILE Cloud
Practice Management Software

**One or Multiple Offices
Connect from Anywhere!**

Works on PCs, Macs and Tablets

**As low as \$142.03/month
(1-3 Workstations)**
\$24.76 for each additional workstation

MSF Computing Inc.,
(519) 749-0374
www.msfc.com

*Includes
Updates & Backups
No support fees*

*No More
Computer Hassles*

NOUVEAU et AMÉLIORÉ!



Retient l'humidité pour un soulagement durable.

Une nouvelle option pour les patients atteints de sécheresse oculaire par évaporation ou de sécheresse oculaire mixte pouvant être causée par le dysfonctionnement des glandes de Meibomius^{1-4*}.

Un **mélange unique d'huiles** avec oméga-3 de source naturelle provenant de l'huile de lin[†].

La **formule à base de carboxyméthylcellulose** favorise la lubrification et l'hydratation[†].

Des **osmoprotecteurs**, dont le tréhalose, contribuent à protéger contre toute nouvelle irritation[†].

REFRESH® AVANCÉ OMÉGA-3 est indiqué pour le soulagement temporaire de la sensation de brûlure et de l'irritation causées par la sécheresse de l'œil; de l'inconfort causé par l'irritation mineure de l'œil ou l'exposition au vent ou au soleil; et de l'inconfort oculaire dû à un clignement moindre résultant de l'utilisation prolongée des écrans numériques. Aide à protéger les yeux contre de nouvelles irritations et soulage la sécheresse de l'œil.

Consulter les mises en garde et le mode d'emploi au refreshbrand.ca pour connaître les renseignements permettant d'évaluer le rapport bienfaits-risques. Toujours recommander au patient de lire l'étiquette du produit. Vous pouvez obtenir le libellé de l'autorisation de mise sur le marché en téléphonant au 1-888-704-8271.

Visitez le site refreshbrand.ca/fr pour en savoir plus!



Commandez dès aujourd'hui à la boutique Eye Drop Shop : eyedropshop.ca/fr/refresh

* Le dysfonctionnement des glandes de Meibomius est la cause la plus fréquente de sécheresse oculaire par déficit lipidique³.
† La portée clinique de ces données n'a pas été établie.

Références : 1. Étiquette de Refresh® AVANCÉ OMÉGA-3, 2024. 2. Downie LE, et al. An artificial tear containing flaxseed oil for treating dry eye disease: A randomized controlled trial. *Ocul Surf.* 2020;18(1):148-157. 3. Baudouin C, et al. Revisiting the vicious circle of dry eye disease: a focus on the pathophysiology of meibomian gland dysfunction. *Br J Ophthalmol.* 2016;100(3):300-306. 4. Kaercher T, et al. A prospective, multicenter, noninterventional study of Optive Plus® in the treatment of patients with dry eye: the prolipid study. *Clin Ophthalmol.* 2014;8:1147-1155.

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).

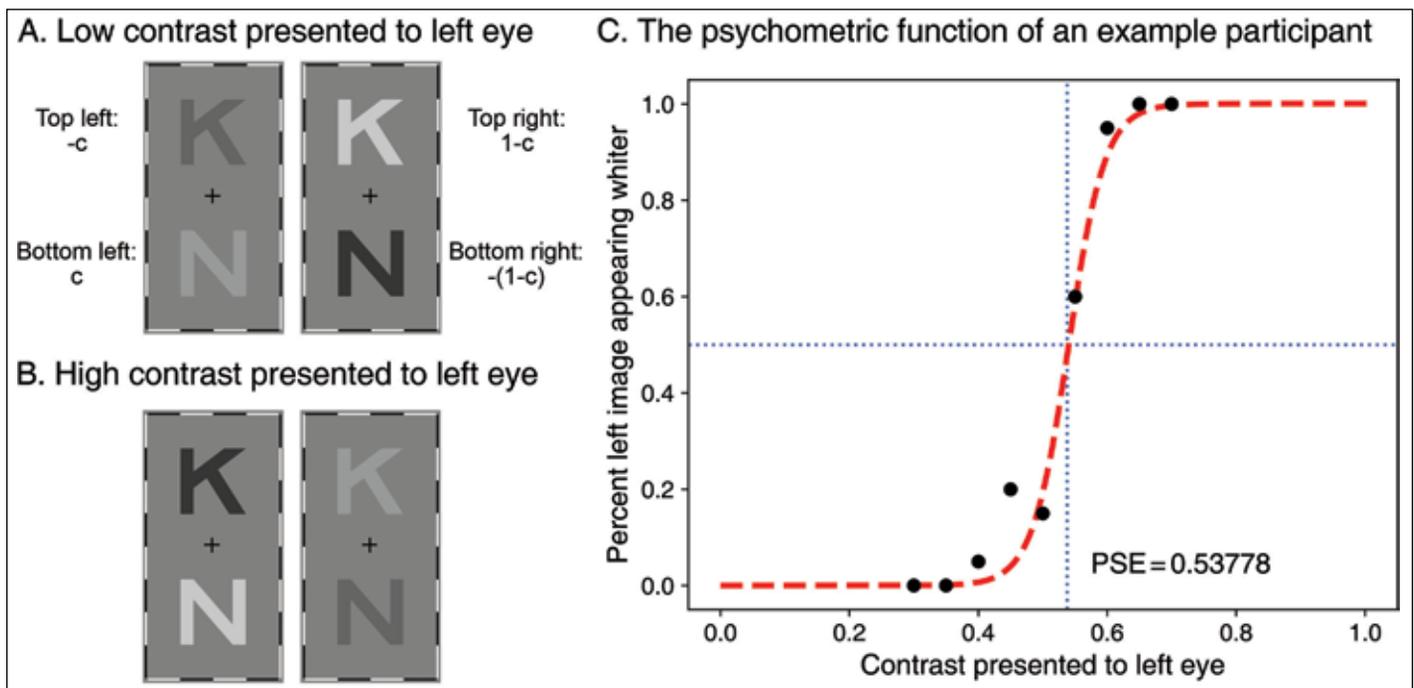
La valeur du contraste variait de 0,3 à 0,7, par incréments de 0,05 (neuf niveaux de contraste au total). Avec une valeur plus faible, les lettres de gauche avaient un contraste plus faible et les lettres de droite un contraste plus élevé, et vice versa avec une valeur de contraste plus élevée. Les contrastes 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.

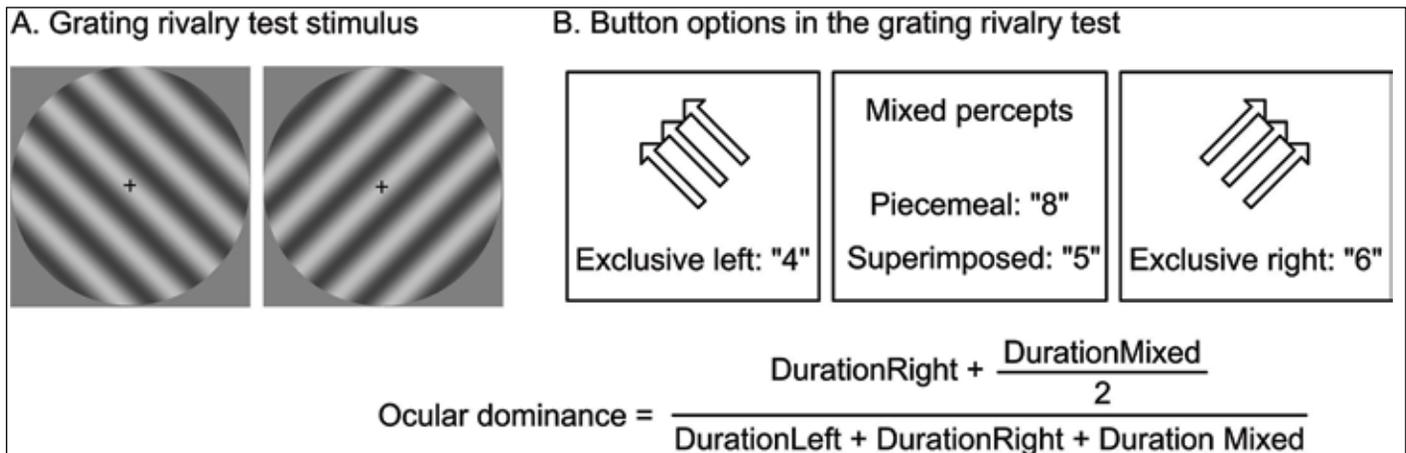
(C) Il s'agit d'un exemple de résultats de test et de fonction psychométrique pour un participant. Comme nous nous attendions à ce que les participants ayant une vision normale aient une dominance oculaire équilibrée (c'est-à-dire un point d'égalité subjective [PES] = 0,5), nous n'avons testé que les 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 percepts exclusifs à l'œil droit et de la moitié de la durée des percepts mixtes, afin d'inclure la contribution de l'œil droit aux percepts 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 Blant-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.

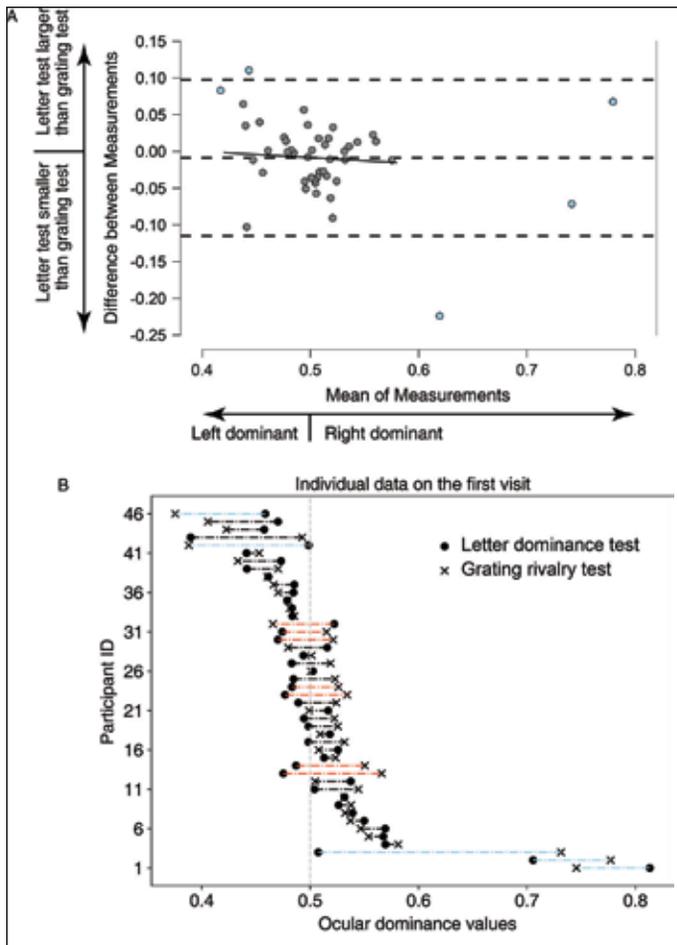
La concordance entre les deux tests a également été évaluée à l'aide du CCI. L'IC à 95 % de l'estimation du CCI (tableau 1) indique que le niveau de concordance était modéré à bon (0,535-0,829).

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

(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).

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

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_stuetd/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, Dorransoro 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. *Psycholo 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
A01	0,53	0,49	0,50	0,51	0,44	0,48
A02	0,52	0,49	0,47	0,47	0,36	0,32
A03	0,48	0,51	0,50	0,49	0,63	0,47
A04	0,52	0,49	0,49	0,48	0,46	0,46
A05	0,48	0,49	0,52	0,53	0,57	0,54
A06	0,44	0,50	0,53	0,45	0,54	0,51
A07	0,50	0,53	0,54	0,53	0,54	0,56
A08	0,50	0,53	0,53	0,54	0,54	0,56
A09	0,49	0,51	0,50	0,52	0,44	0,54
A10	0,50	0,47	0,46	0,39	0,44	0,48
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

Parti- cipant	LDT Visite 1	LDT Visite 2	LDT Visite 3	GRT Visite 1	GRT Visite 2	GRT Visite 3
C01	0,48	0,49	0,50	0,52	0,52	0,50
C02	0,48	0,48	0,50	0,53	0,53	0,48
C03	0,48	0,52	0,49	0,47	0,51	0,47
C04	0,52	0,54	0,53	0,50	0,54	0,50
C05	0,48	0,47	0,47	0,52	0,51	0,50
C06	0,47	0,48	0,50	0,52	0,50	0,48
C07	0,54	0,49	0,51	0,53	0,52	0,52
C08	0,55	0,52	0,52	0,54	0,49	0,54
C09	0,50	0,51	0,52	0,53	0,57	0,50

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.

Factors Associated with Performance Among Optometrists in Alberta, Canada: A Predictive Analysis

Nigel Ashworth, MBChB, MSc,
Professor,^{1,2}
ORCID 0000-0001-8221-9812

Nicole Kain, PhD,
Program Manager,^{1,2}
ORCID 0000-0002-9159-5841

Matthew Pietrosanu, PhD,
Statistical Consultant³

Thomas Wilk, OD, Past President⁴

Kim Bugera, OD, Registrar⁴

Homeira Hamayeli-Mehrabani, PhD, Research Associate,¹
ORCID 0000-0003-1961-235X

Nancy Hernandez-Ceron, PhD, Senior Data Analyst,¹
ORCID 0009-0002-1238-9941

Iryna Hurava, MSc, Research Associate,¹
ORCID 0000-0002-6671-022X

Kushagr Kumar, MSc, Data Analyst,¹
ORCID 0000-0001-5217-7025

¹Research and Evaluation Unit, College of Physicians & Surgeons of Alberta

²Faculty of Medicine and Dentistry, University of Alberta

³Department of Mathematical & Statistical Sciences, University of Alberta

⁴Alberta College of Optometrists
Edmonton, Alberta, Canada

Abstract

Background

Risk and protective factors influencing the performance of health professionals are of significant interest to regulators and the public. We aimed to develop a predictive model to identify factors influencing optometrist performance, providing insights for improving regulatory oversight and supporting targeted interventions.

Methods

In our retrospective cohort study, we analyzed data from optometrists registered between 1987 and 2019 in the Alberta College of Optometrists Continuing Competence (CC) program to develop a predictive model for CC practice review outcome. We evaluated reviews using self-assessments, onsite visits, and clinical evaluations, with pass or fail status as the primary outcome. Key covariates included sex, age, training location, and previous review scores. We used a generalized additive model with a logit link and assessed its performance using five-fold cross-validation. Sensitivity and specificity were assessed with a holdout testing set.

Results

We analyzed 2,075 CC reviews of 916 optometrists. Of these reviews, 75.6% received a passing grade. Practitioners were primarily male (51.7%, 48.3% female) and trained in the United States (49.8%) or Canada (46.2%). Significant predictors of review outcome were sex, training location, previous review score, follow-up score, age (included as a nonlinear effect varying by sex), and years since last review. In developing a selection tool for future assessments, we replaced age with years since graduation and removed training location. Among the 388 practitioners selected for assessment since 2021, practitioners flagged as high risk had significantly higher failure rates (16.1%) compared with practitioners selected randomly (3.0%).

Discussion

Male sex, years since graduation, and poor outcomes on previous reviews emerged as significant predictors of failing an assessment. The developed selection tool effectively identified high-risk practitioners for reassessment, supporting fair and efficient resource allocation in the CC program.

Conclusions

Key factors influencing CC review outcomes were identified and a selection tool was developed to ensure fairness across subgroups defined by age and sex.

Keywords

optometrists, Continuing Competence, predictive modelling, risk factors, selection tool, Alberta

Audit and feedback are widely used by regulatory bodies as strategies to improve professional practice, either independently or as a component of multi-faceted quality improvement initiatives.¹ The primary goal of overseeing health professions is to safeguard public safety by ensuring that health care services are delivered by licensed, competent, qualified, and ethical professionals. Through the establishment and enforcement of regulations, conducting audits, and continuous monitoring of compliance, regulatory bodies foster trust in the health care system by encouraging practitioners to maintain high standards of care.²

The exploration of factors affecting medical doctors' practice has been the subject of numerous studies.³ Factors such as age, sex, and location of training have been associated with increased risks of complaints, professional liability claims, and impaired practice by physicians.³⁻⁶ In Canada, the College of Physicians & Surgeons of Alberta (CPSA) conducted a pioneering study on risk and protective factors associated with complaints about physicians (CPSA, unpublished). That study yielded preliminary models outlining some of these factors among physicians. Protective factors included increasing hours spent teaching and having hospital privileges. Risk factors for performance included high patient volume, older physician age, male, specialty (e.g., surgeons or family physicians), and others.

Building on this approach, the Alberta College of Optometrists (ACO) collaborated with the CPSA to explore whether similar factors are associated with the performance of optometrists in Alberta.

Previous studies conducted in North America and the United Kingdom have investigated factors influencing the performance of optometrists, including clinical skills, practitioner–patient relationship, business management, technological advancements, education, and socioeconomic conditions.^{5,7,8} In 2019, the General Optical Council in the United

Kingdom commissioned research to understand the primary competency, conduct, and contextual risks for optometrists and dispensing opticians in the optical professions.⁷ The research suggested that risks linked to the practice environment were seen as more likely to occur in everyday practice than risks arising from physicians' skills or behaviour. Time constraints with patients, commercial and performance target pressures, inadequate staffing, and working as a locum were identified as the most probable risk factors by both optometrists and dispensing opticians.⁷

Despite these insights, a noticeable deficiency remains in identifying individual optometrists whose performance could improve with support from regulatory bodies. Furthermore, a comprehensive understanding of the factors influencing optometrists' performance in Alberta remains relatively underexplored. Addressing this research gap is crucial for developing evidence-informed selection tools and improving the targeting and impact of competence assessments.

Our aim for this project was to develop a model for optometrists' performance that can be used by the ACO to:

1. Identify performance-predicting factors that overlap between optometry and other health care professions; and
2. Improve the selection criteria for practitioners who may benefit from targeted interventions, additional support, or both.

By creating a predictive model tailored to Alberta optometrists, our research provides actionable insights to improve the regulatory oversight of optometric practice in Alberta.

Methods

Ethical approval for our study was obtained from the University of Alberta's Health Research Ethics Board - Health Panel (Pro00116934).

The ACO administers a comprehensive Continuing Competence (CC) program designed to ensure minimum standards of professional practice by optometrists in Alberta. Launched in 2015, this program mandates that all newly registered optometrists undergo assessment in their first year of practice, followed by reassessments every four to five years or as directed by the ACO's Complaints Director. The CC program consists of the following components.

Suggested citation

Ashworth N, Kain N, Pietrosanu, et al. Factors Associated with Performance Among Optometrists in Alberta, Canada: A Predictive Analysis. *Can J Optom.* 2025;87(4):51-60. doi:10.15353/cjo.v87i4.6550

- **Onsite visits:** Direct evaluations of clinical practice environments, including a self-assessment questionnaire completed by optometrists. This questionnaire covers topics such as after-hours care, the types of services offered, confirmation of having the necessary equipment for adequate ocular health assessment, and compliance with privacy legislation.
- **Continuing professional education (CPE) evaluation:** Assessment of CPE activities taken by optometrists.
- **Validation of clinical practice:** A thorough review of clinical records and decision-making processes.

Optometrists are assigned scores on a 1-5 scale during these assessments.

- Scores of 1 to 2 indicate a passing grade and satisfactory performance.
- A score of 3 requires immediate changes and written confirmation, but it is not considered a failure in regulatory terms. However, for our study, we included it as the failure cut-off due to the low number of scores of 4 and 5.
- A score of 4 is unsatisfactory and requires a mandatory follow-up within 180 days.
- A score of 5 denotes the lowest level of performance and is considered unsatisfactory, leading to referral to the Complaints Director.

We used a retrospective, population-based cohort analysis of the CC reviews of the 1,058 optometrists registered with the ACO between 1987 and 2019. After excluding 19 reviews with missing data and 142 practitioners with no reviews, the final analytic sample included 2,075 CC reviews from 916 optometrists.

Our primary objective was to develop a predictive model of CC practice review outcomes, specifically to identify and interpret various factors predictive of failing review scores.

Primary Analysis

The primary outcome in this analysis was the pass or fail status of each CC review, obtained by dichotomizing scores on the 1-5 scale.

We conducted an analysis of this outcome with a generalized multivariable additive model (with a logit link function) fit using de-identified data from the ACO. As model covariates, we considered practitioner sex;

age; training location (that is, in Canada, the United States, or other); number of years since the practitioner's last review (or graduation, in the case of a practitioner's first review); number of years since graduation; previous review score (or no previous review) for each of the two most recent reviews; follow-up score for the previous review (that is, pass, fail, or no previous follow-up review); and review number.

In a model selection procedure, we considered the above factors, potential nonlinear effects for continuous variables, and various interaction structures between continuous and categorical variables. We used five-fold cross-validation to assess predictive performance via the area under the curve (AUC) for the receiver operating characteristic (ROC). For brevity, we present only the final model in this article.

To assess the predictive performance of the final model, we used a holdout testing set including about 10% of the analytic sample. We evaluated the model's sensitivity and specificity on both the training and testing sets by thresholding predictions using the optimal cut-off identified as the point closest to the top-left corner of the training ROC curve, which reflects the maximal combined sensitivity and specificity).

We conducted all analyses in R and fit the main model using the *mgcv* package (version 1.8-38).⁹ We assessed statistical significance with standard type-3 ANOVA tests (when testing overall covariate significance) and Wald tests (for individual model parameters), with a significance level of 0.05.

Selection Tool Development

Based on the results of the main analysis and further collaboration with the ACO, we developed a tool to select who would receive CC reviews by identifying practitioners at higher risk of failing. The previous model could disproportionately target specific subgroups of practitioners (e.g., by age or sex). To address this potential and perceived risk, we designed the tool according to a fairness principle.¹⁰ The tool defines fairness as equal opportunity across subgroups. Practitioners who would genuinely pass their next review should have the same probability of not being flagged, regardless of subgroup membership.

Subgroup membership refers to a division of the practitioner population with one or more characteristics. We define four subgroups based on age and sex: males 40 years and older, males younger than 40, females 35 and older, and females younger than 35.

These age thresholds approximate the median age across CC reviews for each sex and were chosen for convenient cut points and not to imply traditional career stage classification. One way to achieve fairness in practice is to set a different threshold in each subgroup for what defines an at-risk practitioner. Determined from an ROC curve for each practitioner subgroup, we chose these thresholds to achieve the same specificity across the groups.

Our tool selected practitioners for review in three stages. First, it flagged practitioners with a risk score above their respective subgroup threshold (that is, high-risk practitioners). Second, a predefined number of high-risk practitioners were selected for review. The number of practitioners selected from each subgroup was proportional to the size of the subgroup in the practitioner population. Third, a set number of practitioners not flagged by the model were randomly selected for review. The number of high-risk reviews and random reviews were determined by ACO based on operational capacity and regulatory priorities. This randomly selected subset of practitioners was included as a reference group to assess the predictive ability of the model.

Results

Cohort Characteristics

From the original ACO dataset of 2,094 CC reviews, we removed 19 (0.9%) due to obvious entry errors or incomplete data — nearly always due to a missing review score. The final analytic sample included 2,075 CC reviews from 916 unique practitioners. Of these reviews, 1,569 (75.6%) received passing scores and 506 (24.4%) received failing scores. Table 1 provides a detailed summary of the analytic sample at the review level.

About half of the 916 practitioners in the analytic sample were male (474, 51.7%, 442 female, 48.3%). Nearly all practitioners were trained in the United States (456, 49.8%) or Canada (423, 46.2%), with a small proportion trained in other countries (37, 4.0%). Most practitioners received one (285, 31.1%), two (310, 33.8%), or three (168, 18.3%) CC reviews during the study period. The remaining 153 (16.7%) practitioners received four or more reviews.

Model Results

The final model included sex, training location, previous CC review score, follow-up score for the previous

Table 1: Summary of CC reviews ($n = 2,075$)

Variable	$n(\%)$ or Median (Q1, Q3)
Male*	858(41.3%)
Female*	1,217(58.7%)
Age, years	35.0 (30.0, 46.0)
Training in Canada*	1,088(52.4%)
Training in the United States*	932(44.9%)
Training in other location*	55(2.7%)
Time since last review (or graduation), years	4.0 (2.0, 7.0)
Previous review score 1	543(26.2%)
Previous review score 2	350(16.9%)
Previous review score 3	144(6.9%)
Previous review score 4	116(5.6%)
Previous review score 5	6(0.3%)
No previous review [†]	916(44.1%)
Previous review score (follow-up) [‡] 1	64(74.4%)
Previous review score (follow-up) [‡] 2	21(24.4%)
Previous review score (follow-up) [‡]	15(17.4%)
Fail score 3 to 5	

*Summaries are presented at the review level.

[†]Represents the first observed review for each of the 916 unique practitioners in the analytic sample.

[‡]Only reported where follow-up reviews were administered by the ACO. Percentages are calculated for the total number of follow-up reviews.

review, review number, age (with a nonlinear effect interacting with sex), and time since the last review. Table 2 summarizes effect estimates for the fitted model. On the training set, the model had an AUC of 0.66, a specificity of 0.64, and a sensitivity of 0.60. On the testing set, AUC was 0.63, specificity was 0.63, and sensitivity was 0.57.

After accounting for other factors, practitioner sex had a significant association with review outcome ($P = .001$). All else being equal, male practitioners had 60% higher odds of failing a CC review than female practitioners.

Practitioner age had a significant nonlinear association with review outcome that differed by practitioner sex ($P < .001$). These estimates are displayed in Figure 1. For female practitioners, age was not

Table 2: Parameter estimates and odds ratios from the fitted model

Variable	Effect estimate	Odds ratio	Estimate standard error	P value
Intercept	-1.95	—	0.22	<.001
Male*	0.47	1.60	0.14	.001
Training location†	—	—	—	.003
The United States	0.23	1.26	0.12	.06
Other	1.00	2.73	0.32	.002
Previous review score‡	—	—	—	.04
1	-0.52	0.60	0.22	.02
2	-0.25	0.78	0.22	.26
3	0.01	1.01	0.28	.96
4	0.56	1.75	0.52	.29
5	0.83	2.30	0.97	.39
Follow-up score for the previous review [¶]	—	—	—	.72
1	-0.42	0.66	0.56	.46
2	0.18	1.19	0.69	.80
Fail	-0.18	0.83	0.77	.81
Review number	0.14	1.15	0.09	.14
Years since last review (or graduation)	-0.03	0.97	0.01	.03
Age (by gender) ^{¶¶}	—	—	—	<.001
Female	—	—	—	.52
Male	—	—	—	<.001

* Reference category: Female

† Reference category: Canada

‡ Reference category: No previous review

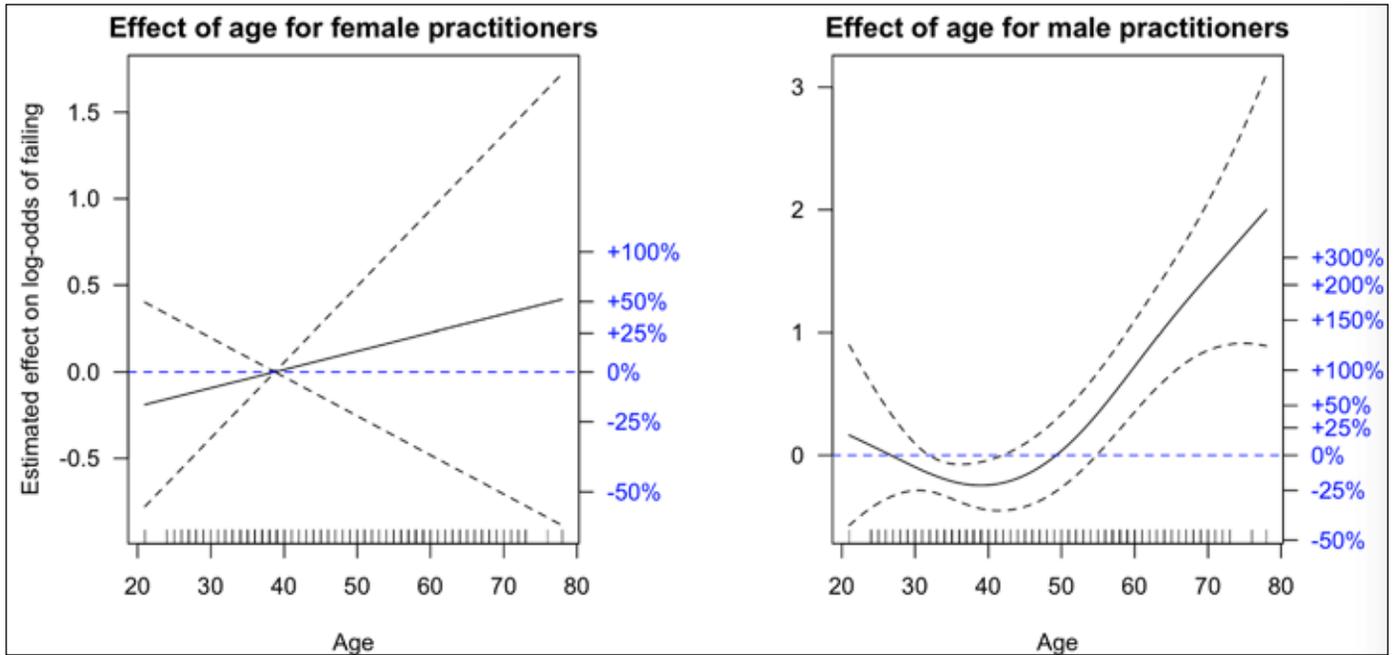
¶ Reference category: No follow-up review

¶¶ Nonlinear effects presented in Figure 1.

Note: For categorical variables, odds ratios are the relative odds of failing a CC review associated with each covariate, relative to the specified reference category. For continuous covariates, such as the number of years between the review and graduation, it is the relative effect of one additional review or one additional year since graduation, respectively.

—, statistics not computed for reference categories, the model intercept (which has no associated odds ratio), or for the nonlinear effects of age (which cannot be summarized in this table but is presented in the main text).

Figure 1. Effect of age on the log-odds of failing a review for female and male practitioners



Dotted lines indicate 95% confidence intervals. The right axis (in blue) indicates percent change in the odds of failing relative to a 39-year-old female practitioner or 50-year-old male practitioner.

significantly associated with review outcome ($P = .52$). This association was significant for male practitioners ($P < .001$), whose odds of failing decreased until about 39 years of age and increased afterwards. All else being equal, 39-year-old male practitioners had about 25% lower odds of failing compared to 27- or 50-year-old male practitioners.

After controlling for other factors, training location had a significant association with CC review outcome ($P = .003$). Practitioners who trained outside of Canada and the United States had about 170% higher odds of failing a review compared with those trained in Canada. However, because only 37 practitioners (with 55 reviews) trained outside of Canada or the United States were represented in the dataset, this estimate should be interpreted and generalized with caution.

Previous review score was also significantly associated with CC review outcome ($P = .04$) after controlling for other factors. The odds of failing were higher among practitioners who had worse scores on their previous review (Table 2). All else being equal, practitioners without a previous review were comparable

with those who received a score of 3 on their previous CC review.

Finally, the number of years since a practitioner’s last review (or graduation) had a significant association with review outcomes ($P = .03$). Holding all else constant, each additional year since a practitioner’s last review was associated with a 3% reduction in the odds of failing a CC assessment ($P = .03$). This may reflect that more-experienced practitioners — who tend to go longer between reviews — were less likely to fail, or it may suggest a selection effect, where higher-risk individuals were selected and reassessed earlier.

Selection Tool

To improve the tool’s optics, focus on fairness, and feasibility of the selection strategy (given operational restrictions), we modified the model following discussion with the ACO team members. We replaced age with number of years since graduation (as a measure of practitioner experience), removed review number and training location, and allowed the effect of year to vary by practitioner subgroup. None of these changes had a substantial impact on the interpretation or performance of the model. We chose to remove training

location due to the small number of practitioners in Alberta who were trained outside of Canada and the United States and the nonsignificant difference in the odds of failing between practitioners trained in Canada versus the United States (Table 1). Risk factors for failure in CC assessment identified by the updated model were male sex, increased years since graduation from an optometry program, and previous CC assessment review score.

Since the implementation of the model-based risk selection tool in 2021, 388 optometrists were selected for a competence assessment (155 risk based and 233 random). In the risk-based subsample, 77 practitioners (49.7%) received a review score of 3, 4, or 5, while 25 (16.1%) received a grade of 4 or 5. Among the random subsample, 85 practitioners (36.5%) received a grade of 3 or higher, while 7 (3.0%) received a grade of 4 or higher. These differences in failure rates (with either 3-5 or 4-5 as failing scores) between the selected high-risk practitioners and those selected at random were statistically significant ($P \leq 0.01$ in separate two-sample proportion tests).

Discussion

With our study, we aimed to develop a predictive model of factors associated with performance among optometrists in Alberta using practice review outcomes from ACO's CC program. The findings have significant implications in the understanding of optometrist performance and highlight the potential for developing predictive tools to help regulatory bodies effectively identify health practitioners at risk of underperformance.

Our results identified key risk factors for failing a CC review, including male sex, increased age, or years since graduation (both measures of amount of experience), and previous review outcomes. These findings echo trends observed in studies of other health professions, such as physicians and pharmacists, suggesting that male sex and older age may be generalizable risk factors across multiple health care professions.¹¹⁻¹³ In our study, male optometrists had 60% higher odds of failing a review compared to their female counterparts, even after adjusting for training location, previous review scores, and time since the last review. This aligns with findings in pharmacists by Fielding et al., who also noted a persistent sex disparity in performance outcomes.¹⁴

The significant observation in our study was the nonlinear relationship between age and performance among male optometrists. The odds of failing a review decreased until about 39 years of age, after which it began to increase, suggesting a U-shaped relationship. This trend highlights that younger and older male practitioners may be particularly at risk, while midcareer practitioners are less likely to fail. Interestingly, this age-related trend was not observed among female optometrists, indicating that additional unmeasured factors may influence female performance outcomes differently.

While we did not explicitly include an indicator the first year of practice as a covariate, about 87% of first reviews occurred within three years of initial registration. As such, the influence of early practice is largely captured by the no previous review category in our model. Our findings showed that the risk associated with the absence of a previous review is similar to optometrists with a previous score of 3, suggesting the early-career review itself does not, in itself, confer a higher risk. However, younger age — particularly among male practitioners — was associated with higher failure risk. This implies that any elevated early-career risk is more strongly attributable to age than to timing of the first review. We acknowledge that this interpretation is limited by the lack of data on prior clinical experience outside Alberta, which may mean that some first reviews occurred after years of independent practice in other jurisdictions.

Training location emerged as a significant factor, with optometrists trained outside Canada and the United States showing higher odds of failing a CC review. However, this estimate was based on a limited number of internationally trained practitioners in our sample, which may have reduced the precision of this effect. As such, this variable was excluded from the final risk-based selection tool but is discussed here due to its consistent association and relevance in the broader regulatory context.^{15,16} Nevertheless, caution is warranted when generalizing this result due to the limited representation of optometrists trained outside of Canada and the United States in the dataset.

The factors identified in our study as being associated with optometrist performance are consistent with findings from other health care professions.^{11,12} The association between training location and performance has also been documented in medicine, where internationally trained practitioners often face

additional challenges due to differences in health care systems, educational approaches, or patient expectations.¹⁷ These parallels emphasize the importance of understanding contextual and demographic factors in regulatory oversight.

Furthermore, the finding that previous review scores are strong predictors of future performance aligns with the broader literature on competency assessment. Studies of physician performance suggest that those who perform poorly on early assessments are more likely to continue struggling over time, emphasizing the importance of early identification and intervention to support professional development.^{18,19}

While underperformance on a CC review is intended to flag potential concerns with practice quality, it has not been formally validated against patient harm, complaints, litigation, or disciplinary actions. This gap highlights the need for further research to determine whether CC performance reliably reflects real-world risk.

Our findings also suggest that current remediation strategies alone may not be sufficient to fully address the risk of repeated underperformance. Practitioners with previous poor scores remained more likely to fail subsequent reviews (even when accounting for follow-up reviews), indicating a need to re-evaluate the effectiveness and intensity of existing interventions.

Even so, regular monitoring and competence reviews play an important role in identifying practitioners at elevated risk of underperformance before significant issues arise. Strengthening both the assessment and remediation components of the CC process could enhance its ability to protect patients and uphold professional standards.

The development of a predictive tool based on the factors identified in our study offers a significant opportunity for regulatory bodies, such as the ACO, to enhance the efficiency and fairness of their CC review processes.

While our study focused on identifying practitioners at elevated risk of underperformance, the ultimate goal of competence assessment is not only detection but also improvement. Evidence from a recent Cochrane review by Ivers et al. highlights that audit and feedback interventions are most effective when paired with structured follow-up, goal setting, actionable guidance, and when feedback is delivered by a respected peer or supervisor.²⁰ Future enhancements to the ACO's CC program could consider integrating

such components to ensure that flagged practitioners are not only identified but also supported in making meaningful improvements.

By flagging practitioners at higher risk of failing a review, regulatory bodies can allocate resources more effectively, targeting support and interventions where they are most needed. Importantly, the fairness principle¹⁰ built into the tool ensures that the model does not disproportionately target specific subgroups of practitioners, particularly with respect to sex and age. The introduction of a risk threshold for each subgroup based on ROC curves is a novel approach in medical regulation that ensures equal selection likelihood across practitioner demographics. By applying subgroup-specific thresholds while maintaining consistent predictive specificity across groups, the tool minimizes the risk of introducing bias into the review process. This is particularly important given the significant associations between sex and age with performance outcomes.

The findings from our study underscore the value of data-driven, evidence-based regulatory practices that balance fairness and efficiency. By using predictive models, regulatory bodies could support continuous quality improvement, enhance professional development, and strengthen the public's trust in the health care system.

Limitations and Future Directions

While the predictive model developed in our study offers valuable insights, several limitations must be acknowledged. First, the study's sample was limited to optometrists in Alberta, and thus the findings may not be fully generalizable to other provinces, territories, or countries where regulatory practices and health care contexts may differ. Second, sex was recorded as binary (that is, male or female) in the dataset. Future research should include broader gender identity categories to support more inclusive analyses. Third, the small sample of internationally trained optometrists limits the ability to draw strong conclusions about the impact of training location on performance. Future research with larger and more diverse samples could provide a more comprehensive understanding of this factor.

Moreover, the AUC of the model (0.66 for the training set and 0.63 for the testing set) suggests that while the model is useful, there is room for improvement in its predictive performance. Incorporating

additional covariates — such as practice characteristics, patient demographics, or detailed information about practitioners' clinical or communication skills — may enhance the model's accuracy and help identify more nuanced predictors of optometrist performance. Further refinement of the model could lead to a more robust tool for identifying at-risk practitioners.

Future studies should also explore the integration of qualitative data to complement quantitative findings, providing richer insights into the contextual factors influencing optometrist performance. Expanding research to include comparisons across jurisdictions or health care systems could further validate and enhance the applicability of the model.

Conclusions

Our study identified three predictive factors associated with performance on the ACO's CC program, which are male sex, older age, and poor performance on previous competence reviews. These findings are consistent with similar research on other health care professions, suggesting that certain risk factors may be shared across disciplines. The development of a predictive tool based on these factors offers regulatory bodies a valuable resource to identify at-risk practitioners while promoting fairness in the review process. By using data-driven approaches, regulatory bodies could focus prevention and remediation resources on practitioners most in need of such support. Further research could refine predictive models by incorporating additional variables and testing their applicability in diverse contexts, with the aim of supporting regulatory efficiency, fairness, and quality improvement in health care professions.

Disclosures

Contributors: All authors contributed to the conception or design of the work and the acquisition, analysis, or interpretation of the data. All authors were involved in drafting and commenting on the paper and have approved the final version.

Funding: This study did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Competing interests: All authors have completed the International Committee of Medical Journal Editors uniform disclosure form and declare no conflict of interest.

Ethical approval: Ethical approval for this study was obtained from the University of Alberta's Health Research Ethics Board - Health Panel (Pro00116934).

AI Statement: The authors confirm no generative AI or AI-assisted technology was used to generate content.

Correspondance: Dr. Nicole Kain
nicole.kain@cpsa.ab.ca

References

- Ivers N, Jamtvedt G, Flottorp S, et al. Audit and feedback: Effects on professional practice and healthcare outcomes. *Cochrane Database Syst Rev.* 2012(6): Cd000259. doi:10.1002/14651858.CD000259.pub3
- Government of Alberta. Regulated health professions and colleges. Accessed January 17, 2025. <https://www.alberta.ca/regulated-health-professions>
- Austin EE, Do V, Nullwala R, et al. Systematic review of the factors and the key indicators that identify doctors at risk of complaints, malpractice claims or impaired performance. *BMJ Open.* 2021;11(8): e050377. doi:10.1136/bmjopen-2021-050377
- Cooper WO, Martinez W, Domenico HJ, et al. Unsolicited patient complaints identify physicians with evidence of neurocognitive disorders. *Am J Geriatr Psychiatry.* 2018;26(9):927-36. doi:10.1016/j.jagp.2018.04.005
- Fathy CA, Pichert JW, Domenico H, Kohanim S, Sternberg P, Cooper WO. Association between ophthalmologist age and unsolicited patient complaints. *JAMA Ophthalmol.* 2018;136(1):61-7. doi:10.1001/jamaophthalmol.2017.5154
- Liu J, Hyman DA. *Targeting Bad Doctors: Lessons from Indiana, 1975–2015.* SSRN. Published January 29, 2018. Accessed January 7, 2025. doi:10.2139/ssrn.2994529
- Thurman M, Cameron A, Pickles K. *Risk in the optical professions: Final report General Optical Council.* Published July 2019. Accessed January 17, 2025. <https://optical.org/static/46fdcd8c-0777-4491-82df6cab23b1ddb1/risk-in-the-optical-professions-2019.pdf>
- Prajapati B, Dunne M, Bartlett H, Cubbidge R. The influence of learning styles, enrolment status and gender on academic performance of optometry undergraduates. *Ophthalmic Physiol Opt.* 2011;31(1):69–78. doi:10.1111/j.1475-1313.2010.00798.x

9. Wood, SN. *Generalized Additive Models: An Introduction with R, Second Edition*. Chapman and Hall/CRC; 2017. doi:10.1201/9781315370279
10. Zwick R. Fairness in measurement and selection: Statistical, philosophical, and public perspectives. *Educational Measurement*. 2019; 38(4): 34-41. doi:10.1111/emip.12299
11. Bismark MM, Spittal MJ, Gurrin LC, Ward M, Studdert DM. Identification of doctors at risk of recurrent complaints: A national study of healthcare complaints in Australia. *BMJ Qual Saf*. 2013;22(7):532-40. doi:10.1136/bmjqs-2012-001691
12. Studdert DM, Bismark MM, Mello MM, Singh H, Spittal MJ. Prevalence and characteristics of physicians prone to malpractice claims. *N Engl J Med*. 2016;374(4):354-362. doi:10.1056/NEJMsa1506137
13. Spittal MJ, Bismark MM, Studdert DM. Identification of practitioners at high risk of complaints to health profession regulators. *BMC Health Serv Res*. 2019;19(1): 380. doi.org/10.1186/s12913-019-4214-y
14. Fielding DW, Rogers WT, Tench E, O'Bryne CC, Page GG, Schulzer M. Predictors of pharmacists' continuing competence. *Am J Pharm Educ*. 2001;65:106-118.
15. Alam A, Matelski JJ, Goldberg HR, Liu JJ, Klemensberg J, Bell CM. The characteristics of international medical graduates who have been disciplined by professional regulatory colleges in Canada: A retrospective cohort study. *Acad Med*. 2017;92(2):244-249. doi:10.1097/ACM.0000000000001356
16. Khaliq, AA, Dimassi H, Huang CY, Narine L, Smego RA Jr. Disciplinary action against physicians: Who is likely to get disciplined? *Am J Med*. 2005;118(7): 773-777. doi:10.1016/j.amjmed.2005.01.051
17. Croft E, Clark MT, Efstathiou N, Bradbury-Jones C. A focused mapping review and synthesis of a priori risk factors associated with medical misconduct. *BMJ Open Qual*. 2019;8(2): e000538. doi:10.1136/bmj-oq-2018-000538
18. Dore KL, Reiter HI, Kreuger S, Norman GR. CASPer, an online pre-interview screen for personal/professional characteristics: Prediction of national licensure scores. *Adv Health Sci Educ Theory Pract*. 2017;22(2):327-336. doi:10.1007/s10459-016-9739-9
19. De Champlain AF, Ashworth N, Kain N, Qin S, Wiebe D, Tian F. Does pass/fail on medical licensing exams predict future physician performance in practice? A longitudinal cohort study of Alberta physicians. *J. Med. Regul*. 2020;106(4):17-26. doi:10.30770/2572-1852-106.4.17
20. Ivers N, Yogasingam S, Lacroix M, et al. Audit and feedback: Effects on professional practice. *Cochrane Database Syst Rev*. 2025;3(3):CD000259. doi:10.1002/14651858.CD000259.pub4

UC Berkeley Herbert Wertheim School of
Optometry & Vision Science

Full-Time Faculty Position Available:

**Assistant, Associate, or
Full Professor of Clinical
Optometry**

The scope of this search is broad, encompassing innovative areas of clinical eye and vision care and includes, but is not limited to, low vision, vision rehabilitation, geriatric vision. The application deadline is December 31st, 2025, and all application materials must be received by that date.

**To learn more and to apply, visit
optometry.berkeley.edu/jobs**

Facteurs associés au rendement des optométristes en Alberta, Canada : une analyse prédictive

Nigel Ashworth, MBChB, M. Sc.,
professeur^{1,2},
ORCID 0000-0001-8221-9812

Nicole Kain, Ph. D.,
gestionnaire de programmes^{1,2},
ORCID 0000-0002-9159-5841

Matthew Pietrosanu, Ph. D.,
conseiller en statistique³

Thomas Wilk, O.D.,
ancien président⁴

Kim Bugera, O.D., registraire⁴

Homeira Hamayeli-Mehrabani, Ph. D.,
associée de recherche¹,
ORCID 0000-0003-1961-235X

Nancy Hernandez-Ceron, Ph. D.,
analyste principale des données¹,
ORCID 0009-0002-1238-9941

Iryna Hurava, M. Sc.,
associée de recherche¹,
ORCID 0000-0002-6671-022X

Kushagr Kumar, M. Sc.,
analyste de données¹,
ORCID 0000-0001-5217-7025

¹ Research and Evaluation
Unit, College of Physicians &
Surgeons of Alberta

² Faculty of Medicine and
Dentistry, Université de l'Alberta

³ Department of Mathematical &
Statistical Sciences, Université
de l'Alberta

⁴ Alberta College of Optometrists
Edmonton (Alberta), Canada

Résumé

Contexte

Les facteurs de risque et de protection qui influencent le rendement des professionnels de la santé sont d'un grand intérêt pour les organismes de réglementation et le public. Nous avons cherché à élaborer un modèle prédictif pour cerner ces facteurs afin de fournir des renseignements pour améliorer la surveillance réglementaire et appuyer des interventions ciblées.

Méthodologie

Dans notre étude de cohorte rétrospective, nous avons analysé les données d'évaluation des optométristes inscrits entre 1987 et 2019 au programme de maintien des compétences (PMC) de l'Alberta College of Optometrists afin de développer un modèle prédictif des résultats de l'évaluation de la pratique dans le cadre du PMC. Nous avons examiné les évaluations fondées sur des autoévaluations, des visites sur place et des évaluations cliniques, avec le statut de réussite ou d'échec comme résultat principal. Les principales covariables comprenaient le sexe, l'âge, le lieu de la formation et les résultats des évaluations précédentes. Nous avons utilisé un modèle additif généralisé avec une fonction de lien logit et évalué ses performances à l'aide d'une validation croisée à cinq plis. La sensibilité et la spécificité ont été évaluées au moyen d'un ensemble de données d'exclusion.

Résultats

Nous avons analysé 2 075 évaluations de 916 optométristes inscrits au PMC. Parmi ces évaluations, 75,6 % ont reçu une note de passage. Les praticiens ayant été évalués sont principalement des hommes (51,7 % contre 48,3 % de femmes) et ont été formés aux États-Unis (49,8 %) ou au Canada (46,2 %). Les prédicteurs significatifs du résultat de l'évaluation étaient le sexe, le lieu de formation, la note de l'évaluation précédente, la note de l'évaluation de suivi, l'âge (inclus comme effet non linéaire variant selon le sexe) et le nombre d'années écoulées depuis la dernière évaluation. Dans l'élaboration d'un outil de sélection pour les évaluations futures, nous avons remplacé l'âge par le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme et supprimé le lieu de formation. Parmi les 388 praticiens sélectionnés pour l'évaluation depuis 2021, les praticiens signalés comme présentant un risque élevé avaient des taux d'échec significativement plus élevés (16,1 %) que les praticiens sélectionnés aléatoirement (3,0 %).

Discussion

Le sexe masculin, le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme et les mauvais résultats obtenus lors des évaluations précédentes

sont apparus comme des prédicteurs significatifs de l'échec à une prochaine évaluation. L'outil de sélection mis au point a permis d'identifier efficacement les praticiens à risque élevé en vue d'une réévaluation, favorisant ainsi une allocation équitable et efficace des ressources dans le cadre du programme de maintien des compétences.

Conclusions

Nous avons identifié les facteurs clés qui influencent les résultats de l'évaluation du PMC et élaboré un outil de sélection pour garantir l'équité entre les sous-groupes définis par l'âge et le sexe.

Mots clés

optométristes, maintien des compétences, modélisation prédictive, facteurs de risque, outil de sélection, Alberta

La vérification et la rétroaction sont largement utilisées par les organismes de réglementation comme stratégies d'amélioration de la pratique professionnelle, soit indépendamment, soit comme composante d'initiatives d'amélioration de la qualité à multiples facettes¹. L'objectif principal de la supervision des professions de la santé est de protéger la sécurité publique en veillant à ce que les services de soins de santé soient fournis par des professionnels agréés, compétents, qualifiés et éthiques. L'élaboration et l'application de règlements, la réalisation de vérifications et le contrôle continu de la conformité permettent aux organismes de réglementation de renforcer la confiance dans le système de soins de santé en encourageant les praticiens à maintenir des normes élevées en matière de soins².

L'exploration des facteurs affectant la pratique des médecins a fait l'objet de nombreuses études³. Des facteurs, tels que l'âge, le sexe et le lieu de formation, ont été associés à des risques accrus de plaintes, d'actions en responsabilité professionnelle et d'altération de la pratique des médecins³⁻⁶. Au Canada, le College of Physicians & Surgeons of Alberta (CPSA) a mené une étude pionnière sur les facteurs de risque et de protection associés aux plaintes contre les médecins (CPSA, données non publiées). Cette étude a abouti à des modèles préliminaires décrivant

certains de ces facteurs chez les médecins. Les facteurs de protection comprenaient l'augmentation du nombre d'heures consacrées à l'enseignement et le fait d'avoir des privilèges hospitaliers. Les facteurs de risque pour le rendement comprenaient, entre autres, un volume élevé de patients, un âge avancé, le sexe masculin, la spécialisation (par exemple, la chirurgie ou la médecine familiale).

S'inspirant de cette approche, l'Alberta College of Optometrists (ACO) a collaboré avec le CPSA pour déterminer si des facteurs similaires sont associés au rendement des optométristes en Alberta.

Des études antérieures menées en Amérique du Nord et au Royaume-Uni ont examiné les facteurs influençant le rendement des optométristes, notamment les compétences cliniques, la relation praticien-patient, la gestion des affaires, les progrès technologiques, l'éducation et les conditions socioéconomiques^{5,7,8}. En 2019, le General Optical Council du Royaume-Uni a commandé une étude pour comprendre les principaux risques liés aux compétences, à la conduite et au contexte pour les optométristes et les opticiens d'ordonnances dans les professions de l'optique⁷. Les résultats de l'étude ont révélé que les risques liés à l'environnement de la pratique étaient considérés comme plus susceptibles de se produire dans la pratique quotidienne que les risques découlant des compétences ou du comportement des médecins. Les contraintes de temps avec les patients, les pressions commerciales et les objectifs de rendement, le manque de personnel et le travail en tant que suppléant ont été identifiés comme les facteurs de risque

Citation suggérée

Ashworth N, Kain N, Pietrosanu, et al. Facteurs associés au rendement des optométristes en Alberta, Canada : une analyse prédictive. *Can J Optom.* 2025;87(4):61-71. doi : 10.15353/cjo.v87i4.6550

les plus probables par les optométristes et les opticiens d'ordonnances⁷.

Malgré ces observations, il reste une lacune notable dans l'identification des optométristes dont le rendement pourrait s'améliorer avec le soutien des organismes de réglementation. En outre, les facteurs qui influencent le rendement des optométristes en Alberta demeurent relativement peu explorés. Il est essentiel de combler cette lacune dans la recherche pour développer des outils de sélection fondés sur des données probantes, et pour améliorer le ciblage et l'impact des évaluations des compétences.

Notre objectif dans le cadre de ce projet était d'élaborer un modèle de rendement des optométristes qui peut être utilisé par l'ACO pour :

1. déterminer les facteurs prédictifs du rendement qui se chevauchent entre l'optométrie et d'autres professions des soins de santé;
2. améliorer les critères de sélection des praticiens qui pourraient bénéficier d'interventions ciblées ou d'un soutien supplémentaire.

En créant un modèle prédictif adapté aux optométristes de l'Alberta, notre recherche fournit des informations concrètes pour améliorer la surveillance réglementaire de la pratique de l'optométrie en Alberta.

Méthodologie

L'approbation éthique de notre étude a été obtenue du Health Research Ethics Board – Health Panel of the University of Alberta (Pro00116934).

L'ACO administre un programme de maintien des compétences (PMC) complet conçu pour assurer des normes minimales de pratique professionnelle par les optométristes en Alberta. Lancé en 2015, ce programme oblige tous les optométristes nouvellement inscrits à passer une évaluation au cours de leur première année d'exercice, suivie de réévaluations tous les quatre ou cinq ans, ou tel que prescrit par la direction des plaintes de l'ACO. Le PMC comprend les composantes suivantes :

- **Visites sur place** : Ce sont des évaluations directes des environnements de pratique clinique, y compris un questionnaire d'autoévaluation rempli par les optométristes. Ce questionnaire couvre des sujets tels que les soins en dehors des heures de travail, les types de services offerts, la confirmation de la disponibilité de l'équipement

nécessaire pour une évaluation adéquate de la santé oculaire et le respect de la législation sur la protection de la vie privée.

- **Évaluation de la formation professionnelle continue** : Il s'agit de l'évaluation des activités de formation professionnelle effectuées par les optométristes.
- **Validation de la pratique clinique** : Celle-ci consiste en un examen approfondi des dossiers cliniques et des processus décisionnels.

Les optométristes se voient attribuer des notes sur une échelle de 1 à 5 pendant ces évaluations.

- Une note de 1 ou 2 indique une note de passage et un rendement satisfaisant.
- Une note de 3 exige des changements immédiats et une confirmation écrite, mais elle n'est pas considérée comme un échec d'un point de vue réglementaire. Toutefois, dans le cadre de notre étude, nous avons retenu cette note comme seuil d'échec en raison du faible nombre de notes de 4 et 5.
- Une note de 4 est insatisfaisante et nécessite un suivi obligatoire dans les 180 jours.
- Une note de 5 indique le niveau de rendement le plus bas. Jugée largement insatisfaisante, elle est rapportée à la direction des plaintes.

Nous avons utilisé une analyse de cohorte rétrospective, basée sur la population, des évaluations du PMC des 1 058 optométristes inscrits auprès de l'ACO entre 1987 et 2019. Nous avons exclu 19 évaluations qui présentaient des données manquantes et 142 praticiens qui n'avaient pas été évalués, de sorte que l'échantillon analytique final comprenait 2 075 évaluations de 916 optométristes.

Notre objectif principal était de développer un modèle prédictif des résultats des évaluations de la pratique du PMC, plus précisément de cerner et d'interpréter divers facteurs prédictifs des échecs aux évaluations.

Analyse primaire

Le critère d'évaluation primaire de cette analyse était le statut de réussite ou d'échec de chaque évaluation du PMC, obtenu en dichotomisant les notes sur l'échelle de 1 à 5.

Nous avons effectué une analyse de ce résultat à l'aide d'un modèle additif multivariable généralisé (avec une fonction de lien logit) ajusté en utilisant

des données anonymisées de l'ACO. Comme covariables du modèle, nous avons pris en compte le sexe, l'âge, le lieu de formation (c'est-à-dire le Canada, les États-Unis ou autre), le nombre d'années écoulées depuis la dernière évaluation (ou depuis l'obtention du diplôme, dans le cas d'une première évaluation), le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme, la note de l'évaluation précédente (ou l'absence d'évaluation antérieure) pour chacune des deux évaluations les plus récentes, la note de l'évaluation de suivi précédente (c'est-à-dire la réussite, l'échec ou l'absence d'évaluation de suivi antérieure) et le nombre d'évaluations.

Dans une procédure de sélection de modèle, nous avons pris en compte les facteurs ci-dessus, les effets non linéaires potentiels pour les variables continues et les diverses structures d'interaction entre les variables continues et catégorielles. Nous avons utilisé la validation croisée à cinq plis pour évaluer le rendement prédictif par l'aire sous la courbe (ASC) des caractéristiques de fonctionnement du récepteur (ROC). Par souci de concision, nous ne présentons que le modèle final dans cet article.

Pour évaluer le rendement prédictif du modèle final, nous avons utilisé un ensemble de données d'exclusion comprenant environ 10 % de l'échantillon analytique. Nous avons évalué la sensibilité et la spécificité du modèle au moyen d'ensembles d'entraînement et de validation en fixant des seuils de prédiction à l'aide du seuil optimal identifié comme le point le plus proche du coin supérieur gauche de la courbe ROC d'entraînement, qui reflète la sensibilité et la spécificité maximales combinées.

Nous avons effectué toutes les analyses en R et ajusté le modèle principal à l'aide du progiciel *mgcv* package (version 1.8-38)⁹. Nous avons évalué la signification statistique à l'aide de tests ANOVA standard de type 3 (pour tester la signification globale des covariables) et de tests de Wald (pour les paramètres individuels du modèle), avec un seuil de signification de 0,05.

Élaboration de l'outil de sélection

En nous appuyant sur les résultats de l'analyse principale et en collaborant davantage avec l'ACO, nous avons développé un outil permettant de sélectionner les praticiens qui se soumettraient aux évaluations du PMC, notamment ceux présentant une probabilité plus élevée d'échec. Le modèle précédent pouvait cibler de manière disproportionnée des sous-groupes spécifiques de praticiens (par exemple, en fonction de l'âge

ou du sexe). Pour remédier à ce risque perçu, nous avons conçu l'outil selon un principe d'équité¹⁰. L'outil définit l'équité comme l'égalité des chances entre les sous-groupes. Les praticiens qui réussiraient véritablement leur prochaine évaluation devraient avoir la même probabilité de ne pas être signalés, quelle que soit leur appartenance à un sous-groupe.

L'appartenance à un sous-groupe fait référence à une division de la population des praticiens présentant une ou plusieurs caractéristiques. Nous définissons quatre sous-groupes en fonction de l'âge et du sexe : les hommes de 40 ans et plus, les hommes de moins de 40 ans, les femmes de 35 ans et plus et les femmes de moins de 35 ans. Ces seuils d'âge correspondent approximativement à l'âge médian dans les évaluations du PMC pour chaque sexe et ont été choisis pour leur commodité et non pour impliquer une classification traditionnelle des étapes de la carrière. Une façon d'assurer l'équité dans la pratique est de fixer un seuil différent dans chaque sous-groupe pour définir ce qu'est un praticien à risque. Nous avons choisi ces seuils, déterminés à partir d'une courbe ROC pour chaque sous-groupe de praticiens, afin d'obtenir la même spécificité dans tous les groupes.

Notre outil a sélectionné les praticiens à examiner en trois étapes. Premièrement, il a repéré les praticiens dont le score de risque était supérieur au seuil de leur sous-groupe respectif (c'est-à-dire les praticiens à risque élevé). Deuxièmement, un nombre prédéfini de praticiens à risque élevé a été sélectionné pour évaluation. Le nombre de praticiens sélectionnés dans chaque sous-groupe était proportionnel à la taille du sous-groupe dans la population des praticiens. Troisièmement, un nombre déterminé de praticiens non signalés par le modèle ont été sélectionnés aléatoirement en vue d'une évaluation. Le nombre d'évaluations des praticiens à risque élevé et d'évaluations aléatoires a été déterminé par l'ACO en fonction de la capacité opérationnelle et des priorités réglementaires. Ce sous-ensemble de praticiens sélectionnés aléatoirement a été inclus comme groupe de référence pour évaluer la capacité prédictive du modèle.

Résultats

Caractéristiques de la cohorte

Nous avons supprimé 19 (0,9 %) des 2 094 évaluations du PMC de l'ensemble de données original de l'ACO en raison d'erreurs de saisie évidentes ou de données incomplètes – presque toujours en raison

Tableau 1. Résumé des évaluations du programme de maintien des compétences (n = 2075)

Variable	n (%) ou médiane (Q1; Q3)
Homme*	858 (41,3 %)
Femme*	1 217 (58,7 %)
Âge en années	35,0 (30,0; 46,0)
Formation au Canada*	1 088 (52,4 %)
Formation aux États-Unis*	932 (44,9 %)
Formation à un autre endroit*	55 (2,7 %)
Temps écoulé depuis la dernière évaluation (ou l'obtention du diplôme), années	4,0 (2,0; 7,0)
Note de l'évaluation précédente 1	543 (26,2 %)
Note de l'évaluation précédente 2	350 (16,9 %)
Note de l'évaluation précédente 3	144 (6,9 %)
Note de l'évaluation précédente 4	116 (5,6 %)
Note de l'évaluation précédente 5	6 (0,3 %)
Aucune évaluation antérieure [†]	916 (44,1 %)
Note de l'évaluation précédente (suivi) [‡] 1	64 (74,4 %)
Note de l'évaluation précédente (suivi) [‡] 2	21 (24,4 %)
Note de l'évaluation précédente (suivi) [‡] Échec (3 à 5)	15 (17,4 %)

* Les résumés sont présentés au niveau de l'évaluation.

† Ce nombre représente la première évaluation examinée pour chacun des 916 praticiens uniques de l'échantillon analytique.

‡ Cette note n'a été consignée que lorsque des évaluations de suivi ont été administrées par l'ACO. Les pourcentages sont calculés pour le nombre total d'évaluations de suivi.

d'une note d'évaluation manquante. L'échantillon analytique final comprenait 2 075 évaluations de 916 praticiens différents. De ce nombre, 1 569 (75,6 %) ont obtenu une note de passage et 506 (24,4 %), une note d'échec. Le tableau 1 présente un résumé détaillé de l'échantillon analytique au niveau de l'évaluation.

Environ la moitié des 916 praticiens de l'échantillon analytique étaient des hommes (51,7 % [474] contre 48,3 % [442] de femmes). Presque tous les praticiens ont été formés aux États-Unis (49,8 % [456]) ou au Canada (46,2 % [423]), et une faible proportion l'a été dans d'autres pays (4,0 % [37]). La plupart des

praticiens ont passé une (31,1 % [285]), deux (33,8 % [310]) ou trois (18,3 % [168]) évaluations du PMC au cours de la période d'étude. Les 153 praticiens restants (16,7 %) ont passé quatre évaluations ou plus.

Résultats du modèle

Le modèle final incluait le sexe, le lieu de formation, la note de l'évaluation précédente du PMC, la note de l'évaluation de suivi précédente, le nombre d'évaluations, l'âge (avec un effet non linéaire variant selon le sexe) et le temps écoulé depuis la dernière évaluation. Le tableau 2 résume les estimations des effets pour le modèle adapté. Sur l'ensemble d'entraînement, le modèle avait une ASC de 0,66, une spécificité de 0,64 et une sensibilité de 0,60. Sur l'ensemble de validation, l'ASC était de 0,63, la spécificité de 0,63 et la sensibilité de 0,57.

Après prise en compte d'autres facteurs, le sexe du praticien a été associé de manière significative aux résultats de l'évaluation ($P = 0,001$). Toutes choses étant égales par ailleurs, les praticiens de sexe masculin avaient 60 % plus de probabilités d'échouer à une évaluation du PMC que les praticiennes.

L'âge du praticien avait une association non linéaire significative avec le résultat de l'évaluation qui différait selon le sexe du praticien ($P < 0,001$). Ces estimations sont présentées à la figure 1. Pour les praticiennes, l'âge n'était pas associé de façon significative au résultat de l'évaluation ($P = 0,52$). Cette association était significative pour les praticiens de sexe masculin ($P < 0,001$), dont la probabilité d'échec diminuait jusqu'à l'âge de 39 ans environ et augmentait ensuite. Toutes choses étant égales par ailleurs, les praticiens masculins de 39 ans avaient environ 25 % moins de risque d'échouer que les praticiens masculins de 27 ou 50 ans.

Après prise en compte d'autres facteurs, le lieu de formation avait une association significative avec les résultats de l'évaluation du PMC ($P = 0,003$). Les praticiens formés à l'extérieur du Canada et des États-Unis avaient environ 170 % plus de probabilités d'échouer à une évaluation que ceux formés au Canada. Cependant, étant donné que seuls 37 praticiens (totalisant 55 évaluations) formés en dehors du Canada ou des États-Unis étaient représentés dans l'ensemble de données, cette estimation doit être interprétée et généralisée avec prudence.

La note de l'évaluation précédente était également fortement associée au résultat de l'évaluation du PMC ($P = 0,04$) après prise en compte d'autres facteurs.

Tableau 2. Estimations des paramètres et rapports de cotes du modèle adapté

Variable	Estimation de l'effet	Rapport de cotes	Erreur type d'estimation	Valeur P
Ordonnée	-1,95	—	0,22	< 0,001
Homme*	0,47	1,60	0,14	0,001
Lieu de formation [†]	—	—	—	0,003
États-Unis	0,23	1,26	0,12	0,06
Autres	1,00	2,73	0,32	0,002
Note de l'évaluation précédente [‡]	—	—	—	0,04
1	-0,52	0,60	0,22	0,02
2	-0,25	0,78	0,22	0,26
3	0,01	1,01	0,28	0,96
4	0,56	1,75	0,52	0,29
5	0,83	2,30	0,97	0,39
Note de l'évaluation de suivi précédente [§]	—	—	—	0,72
1	-0,42	0,66	0,56	0,46
2	0,18	1,19	0,69	0,80
Échec	-0,18	0,83	0,77	0,81
Nombre d'évaluations	0,14	1,15	0,09	0,14
Années depuis la dernière évaluation (ou l'obtention du diplôme)	-0,03	0,97	0,01	0,03
Âge (par sexe) [¶]	—	—	—	< 0,001
Femme	—	—	—	0,52
Homme	—	—	—	< 0,001

* Catégorie de référence : Femme

† Catégorie de référence : Canada

‡ Catégorie de référence : Aucune évaluation antérieure

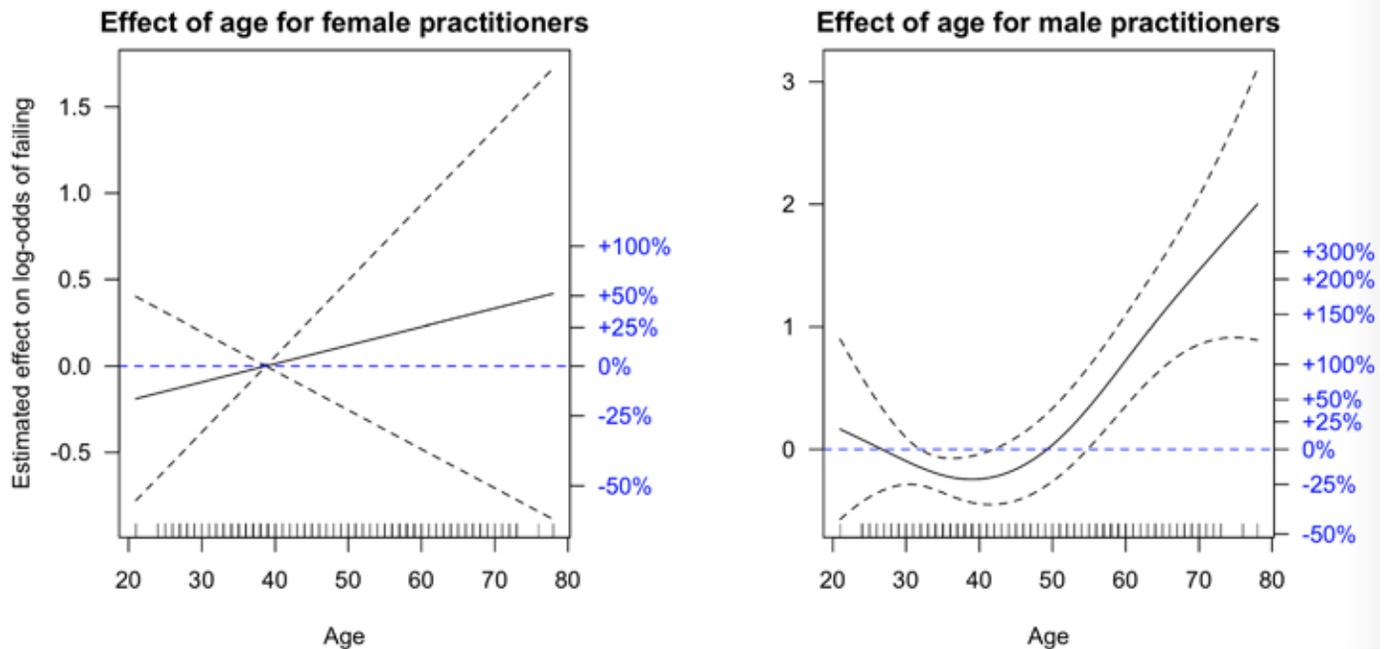
§ Catégorie de référence : Aucune évaluation de suivi

¶ Effets non linéaires présentés à la figure 1.

Remarque : Pour les variables de catégorie, les rapports de cotes sont les probabilités relatives d'échec à une évaluation du PMC associées à chaque covariable, par rapport à la catégorie de référence spécifiée. Pour les covariables continues, telles que le nombre d'années entre l'obtention du diplôme et l'évaluation, il s'agit de l'effet relatif d'une évaluation supplémentaire ou d'une année supplémentaire depuis l'obtention du diplôme, respectivement.

— Les statistiques n'ont pas été calculées pour les catégories de référence, pour l'ordonnée à l'origine du modèle (qui n'a pas de rapport de cotes associé) ou pour les effets non linéaires de l'âge (qui ne peuvent être résumés dans ce tableau, mais sont présentés dans le texte principal).

Figure 1. Effet de l'âge sur le logarithme de la probabilité d'échec à une évaluation pour les praticiens de sexe féminin et masculin



Les lignes pointillées indiquent des intervalles de confiance de 95 %. L'axe de droite (en bleu) indique la variation en pourcentage de la probabilité d'échec par rapport à une femme de 39 ans ou un homme de 50 ans.

La probabilité d'échec était plus élevée chez les praticiens qui avaient obtenu de moins bonnes notes lors de leur évaluation précédente (tableau 2). Toutes choses étant égales par ailleurs, les praticiens qui n'avaient pas d'évaluation antérieure présentaient des résultats comparables à ceux qui ont obtenu une note de 3 lors de leur évaluation du PMC précédente.

Enfin, le nombre d'années écoulées depuis la dernière évaluation (ou depuis l'obtention du diplôme) d'un praticien était associé de manière significative aux résultats de l'évaluation ($P = 0,03$). Toutes choses étant égales par ailleurs, chaque année supplémentaire depuis la dernière évaluation d'un praticien était associée à une réduction de 3 % des probabilités d'échouer à une évaluation du PMC ($P = 0,03$). Cela peut refléter le fait que les praticiens plus expérimentés – qui ont tendance à avoir des évaluations moins souvent – étaient moins susceptibles d'échouer; ou cela peut laisser entendre un effet de sélection, où les personnes à risque élevé ont été sélectionnées et réévaluées plus tôt.

Outil de sélection

Pour améliorer l'optique de l'outil, misant sur l'équité et la faisabilité de la stratégie de sélection (compte

tenu des restrictions opérationnelles), nous avons modifié le modèle à la suite d'une discussion avec les membres de l'équipe de l'ACO. Nous avons remplacé l'âge par le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme (comme mesure de l'expérience des praticiens), supprimé le nombre d'évaluations et le lieu de formation, et permis à l'effet d'ancienneté de varier selon le sous-groupe de praticiens. Aucun de ces changements n'a eu d'incidence importante sur l'interprétation ou le rendement du modèle. Nous avons choisi d'éliminer le lieu de formation en raison du petit nombre de praticiens de l'Alberta formés à l'extérieur du Canada et des États-Unis, et de la différence non significative dans les probabilités d'échec entre les praticiens formés au Canada et ceux formés aux États-Unis (tableau 1). Les facteurs de probabilité d'échec à l'évaluation du PMC repérés par le modèle mis à jour étaient le sexe masculin, le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme d'un programme d'optométrie et la note obtenue lors de l'évaluation précédente du PMC.

Depuis la mise en œuvre de l'outil de sélection basé sur le risque en 2021, 388 optométristes ont été sélectionnés pour une évaluation des compétences (155 selon

le niveau de risque et 233 aléatoirement). Dans le sous-échantillon basé sur le risque, 52 praticiens (35,5 %) ont reçu une note de 3, tandis que 25 (16,1 %) ont reçu une note de 4 ou 5. Dans le sous-échantillon aléatoire, 78 praticiens (33,5 %) ont reçu une note de 3, tandis que 7 (3,0 %) ont reçu une note de 4 ou 5. Ces différences dans les taux d'échec (avec 3 ou 4 comme seuil d'échec) entre les praticiens à risque élevé sélectionnés et ceux sélectionnés aléatoirement étaient statistiquement significatives ($p \leq 0,01$ dans des tests de proportion à deux échantillons distincts).

Discussion

Notre étude visait à développer un modèle prédictif des facteurs associés au rendement des optométristes de l'Alberta en utilisant les résultats de l'évaluation de la pratique du PMC de l'ACO. Les résultats ont des incidences significatives sur la compréhension du rendement des optométristes et soulignent le potentiel de développement d'outils prédictifs pour aider les organismes de réglementation à identifier efficacement les praticiens de la santé qui risquent de ne pas atteindre le rendement escompté.

Nos résultats ont permis de déterminer les principaux facteurs de probabilité d'échec à une évaluation du PMC, notamment le sexe masculin, l'âge avancé ou le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme (deux mesures de la somme d'expérience), ainsi que les résultats d'évaluations antérieures. Ces résultats font écho aux tendances observées dans des études portant sur d'autres professions de la santé, telles que les médecins et les pharmaciens, suggérant que le sexe masculin et l'âge avancé peuvent être des facteurs de risque généralisables à de multiples professions de la santé¹¹⁻¹³. Dans notre étude, les optométristes de sexe masculin avaient 60 % plus de probabilités d'échouer à une évaluation que leurs homologues de sexe féminin, même après ajustement pour le lieu de formation, les résultats des évaluations précédentes et le temps écoulé depuis la dernière évaluation. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus chez les pharmaciens par Fielding et al. qui ont également noté une disparité persistante entre les sexes dans les résultats de rendement¹⁴.

L'observation significative de notre étude est la relation non linéaire entre l'âge et le rendement chez les optométristes de sexe masculin. La probabilité d'échouer à une évaluation diminuait jusqu'à l'âge de 39 ans, après quoi elle recommençait à augmenter, ce qui suggère une relation en forme de « U ».

Cette tendance met en évidence le fait que les praticiens plus jeunes et plus âgés peuvent être particulièrement à risque, tandis que les praticiens en milieu de carrière sont moins susceptibles d'échouer. Il est intéressant de noter que cette tendance liée à l'âge n'a pas été observée chez les optométristes de sexe féminin, ce qui indique que d'autres facteurs non mesurés peuvent influencer différemment les résultats des femmes.

Bien que nous n'ayons pas explicitement inclus un indicateur de la première année de pratique comme covariable, environ 87 % des premières évaluations ont eu lieu dans les trois ans suivant l'inscription initiale. Ainsi, l'influence d'une jeune pratique est largement prise en compte par la catégorie « pas d'évaluation antérieure » dans notre modèle. Nos constatations ont montré que le risque associé à l'absence d'évaluation antérieure est similaire à celui des optométristes ayant un score antérieur de 3, ce qui suggère que l'évaluation en début de carrière ne confère pas, en soi, un risque plus élevé. Cependant, on a établi un lien entre le jeune âge – en particulier chez les praticiens de sexe masculin – et la probabilité d'échec plus élevée. Cela implique que tout risque élevé en début de carrière est plus fortement attribuable à l'âge qu'au moment de la première évaluation. Nous reconnaissons que cette interprétation est limitée par le manque de données sur l'expérience clinique antérieure en dehors de l'Alberta, ce qui peut signifier que certaines premières évaluations ont eu lieu après des années de pratique indépendante dans d'autres régions administratives.

Le lieu de formation est apparu comme un facteur important, les optométristes formés à l'extérieur du Canada et des États-Unis étant plus susceptibles d'échouer à une évaluation du PMC. Cependant, cette estimation était fondée sur un nombre limité de praticiens formés à l'étranger dans notre échantillon, ce qui a peut-être réduit la précision de cet effet. Ainsi, cette variable a été exclue de l'outil final de sélection basé sur le risque, mais elle est discutée ici en raison de son association constante et de sa pertinence dans le contexte réglementaire plus large^{15,16}. Néanmoins, la prudence est de mise lorsqu'il s'agit de généraliser ce résultat en raison de la représentation limitée des optométristes formés à l'extérieur du Canada et des États-Unis dans l'ensemble de données.

Les facteurs identifiés dans notre étude comme étant associés au rendement des optométristes sont cohérents avec les résultats obtenus dans d'autres

professions de la santé^{11,12}. L'association entre le lieu de formation et le rendement a également été documentée en médecine, où les praticiens formés à l'étranger font souvent face à des défis supplémentaires en raison des différences dans les systèmes de soins de santé, les approches éducatives ou les attentes des patients¹⁷. Ces parallèles soulignent l'importance de comprendre les facteurs contextuels et démographiques dans le cadre de la surveillance réglementaire.

De plus, nous avons constaté que les notes obtenues lors des évaluations précédentes sont de bons prédicteurs du rendement futur, ce qui est cohérent avec la littérature portant sur l'évaluation des compétences en général. De fait, les études sur le rendement des médecins laissent entendre que ceux qui obtiennent de mauvais résultats lors des premières évaluations sont plus susceptibles de continuer à éprouver des difficultés au fil du temps, ce qui souligne l'importance de l'identification et l'intervention précoces pour soutenir le perfectionnement professionnel^{18,19}.

Bien que les résultats médiocres de l'évaluation du PMC soient censés signaler des problèmes potentiels liés à la qualité de la pratique, ils n'ont pas été formellement validés en rapport aux préjudices subis par les patients, aux plaintes, aux litiges ou aux actions disciplinaires. Cette lacune met en évidence la nécessité d'approfondir la recherche pour déterminer si le rendement en matière de maintien des compétences reflète de façon fiable le risque réel.

Nos constatations laissent également entendre que les stratégies de remédiation actuelles peuvent ne pas suffire à elles seules à traiter pleinement le risque de récurrence d'un rendement insatisfaisant. Les praticiens qui ont obtenu de mauvais résultats dans le passé sont plus susceptibles d'échouer aux évaluations suivantes (même en tenant compte des évaluations de suivi), ce qui indique qu'il est nécessaire de réévaluer l'efficacité et l'intensité des interventions existantes.

Malgré cela, le suivi régulier et les bilans de compétence jouent un rôle important dans l'identification des praticiens présentant un risque élevé de mauvais rendement avant que des problèmes importants ne surviennent. Le renforcement des composantes d'évaluation et de remédiation des programmes de maintien des compétences pourrait améliorer leur capacité à protéger les patients et à faire respecter les normes professionnelles.

L'élaboration d'un outil de prévision basé sur les facteurs identifiés dans notre étude offre une opportunité significative aux organismes de réglementation, tels que l'ACO, d'améliorer l'efficacité et l'équité de leurs processus d'évaluation du maintien des compétences.

Bien que notre étude se soit concentrée sur l'identification des praticiens présentant un risque élevé de mauvais rendement, l'objectif ultime de l'évaluation des compétences n'est pas seulement la détection, mais aussi l'amélioration. Les données d'une récente étude publiée dans Cochrane et réalisée par Ivers et al. soulignent que les interventions de vérification et de rétroaction sont plus efficaces lorsqu'elles sont associées à un suivi structuré, à la définition d'objectifs, à des conseils exploitables et lorsque la rétroaction est fournie par un pair ou un superviseur respecté²⁰. On pourrait envisager d'intégrer de telles composantes aux améliorations futures du programme de maintien des compétences de l'ACO afin de s'assurer que les praticiens signalés ne soient pas seulement identifiés, mais qu'ils soient également soutenus dans la mise en œuvre d'améliorations significatives.

En signalant les praticiens qui risquent le plus d'échouer à une évaluation, les organismes de réglementation peuvent allouer les ressources plus efficacement, en ciblant le soutien et les interventions là où ils sont le plus nécessaires. Il est important de noter que le principe d'équité¹⁰ intégré dans l'outil garantit que le modèle ne cible pas de manière disproportionnée des sous-groupes spécifiques de praticiens, en particulier en ce qui concerne le sexe et l'âge. L'introduction d'un seuil de risque pour chaque sous-groupe basé sur les courbes ROC est une nouvelle approche de la réglementation médicale qui garantit une probabilité de sélection égale pour toutes les catégories démographiques de praticiens. En appliquant des seuils spécifiques aux sous-groupes tout en maintenant une spécificité prédictive cohérente entre les groupes, l'outil minimise le risque d'introduire des biais dans le processus d'évaluation. Ceci est particulièrement important étant donné les associations significatives entre le sexe et l'âge avec les résultats en matière de rendement.

Les résultats de notre étude soulignent la valeur des pratiques réglementaires fondées sur des données probantes, qui concilient l'équité et l'efficacité. Le recours à des modèles prédictifs permettrait aux organismes de réglementation de soutenir l'amélioration continue de la qualité, de favoriser le perfectionnement

professionnel et de renforcer la confiance du public dans le système de soins de santé.

Limites et orientations futures

Bien que le modèle prédictif développé dans notre étude offre des informations précieuses, il faut en reconnaître les limites. Premièrement, l'échantillon de l'étude se limitait aux optométristes de l'Alberta et, par conséquent, les résultats peuvent ne pas être entièrement généralisables à d'autres provinces, territoires ou pays où les pratiques réglementaires et le contexte des soins de santé peuvent différer. Deuxièmement, le sexe a été enregistré de manière binaire (c'est-à-dire homme ou femme) dans l'ensemble des données. Les recherches futures devraient inclure des catégories d'identité sexuelle plus larges pour permettre des analyses plus inclusives. Troisièmement, la taille réduite de l'échantillon d'optométristes formés à l'étranger limite la possibilité de tirer des conclusions solides quant à l'impact du lieu de formation sur le rendement. De nouvelles études avec des échantillons plus importants et plus diversifiés pourraient permettre de mieux comprendre ce facteur.

De plus, l'ASC du modèle (0,66 pour l'ensemble d'entraînement et 0,63 pour l'ensemble de validation) suggère que, bien que le modèle soit utile, il est possible d'améliorer sa performance prédictive. L'intégration de covariables supplémentaires – telles que les caractéristiques de la pratique, les données démographiques des patients ou des informations détaillées sur les compétences cliniques ou de communication des praticiens – pourrait améliorer la précision du modèle et aider à identifier des prédicteurs plus nuancés du rendement des optométristes. En affinant encore le modèle, on pourrait obtenir un outil plus efficace pour identifier les praticiens à risque.

Les études futures devraient également explorer l'intégration de données qualitatives pour compléter les résultats quantitatifs, en fournissant des informations plus riches sur les facteurs contextuels qui influencent le rendement des optométristes. L'élargissement de la recherche pour inclure des comparaisons entre les régions administratives ou les systèmes de soins de santé pourrait valider et améliorer l'applicabilité du modèle.

Conclusions

Notre étude a fait ressortir trois facteurs prédictifs associés au rendement dans le cadre du PMC

de l'ACO, soit le sexe masculin, l'âge avancé et un faible rendement lors d'évaluations antérieures des compétences. Ces constatations concordent avec des recherches semblables sur d'autres professions de la santé, ce qui laisse entendre que certains facteurs de risque peuvent être communs à plusieurs disciplines. L'élaboration d'un outil prédictif fondé sur ces facteurs offre aux organismes de réglementation une ressource précieuse pour identifier les praticiens à risque tout en favorisant l'équité dans le processus d'évaluation. En adoptant des approches fondées sur les données, les organismes de réglementation pourraient concentrer leurs ressources en matière de prévention et de remédiation sur les praticiens qui ont le plus besoin d'un tel soutien. Davantage de recherche pourrait améliorer les modèles prédictifs en intégrant des variables supplémentaires et en mettant à l'essai leur applicabilité dans divers contextes, dans le but de soutenir l'efficacité réglementaire, l'équité et l'amélioration de la qualité dans les professions des soins de santé.

Divulgations

Contribution : Tous les auteurs ont contribué à la conception de l'article et à l'acquisition, l'analyse ou l'interprétation des données. Tous les auteurs ont participé à la rédaction du document et à la formulation de commentaires, et ont approuvé la version finale.

Financement : Cette étude n'a reçu aucune subvention particulière d'organismes de financement des secteurs public, privé ou sans but lucratif.

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 : L'approbation éthique de notre étude a été obtenue du Health Research Ethics Board – Health Panel de l'Université de l'Alberta (Pro00116934).

Énoncé relatif à l'intelligence artificielle : Les auteurs confirment qu'aucune technologie d'IA générative ou assistée par l'IA n'a été utilisée pour créer du contenu.

Personne-contact : Nicole Kain
Nicole.Kain@cpsa.ab.ca

Références

- Ivers N, Jamtvedt G, Flottorp S, et al. Audit and feedback: Effects on professional practice and healthcare outcomes. *Cochrane Database Syst Rev.* 2012(6): Cd000259. doi: 10.1002/14651858.CD000259.pub3
- Government of Alberta. Regulated health professions and colleges. Accede January 17, 2025. <https://www.alberta.ca/regulated-health-professions>
- Austin EE, Do V, Nullwala R, et al. Systematic review of the factors and the key indicators that identify doctors at risk of complaints, malpractice claims or impaired performance. *BMJ Open.* 2021;11(8): e050377. doi: 10.1136/bmjopen-2021-050377
- Cooper WO, Martinez W, Domenico HJ, et al. Unsolicited patient complaints identify physicians with evidence of neurocognitive disorders. *Am J Geriatr Psychiatry.* 2018;26(9):927-36. doi: 10.1016/j.jagp.2018.04.005
- Fathy CA, Pichert JW, Domenico H, Kohanim S, Sternberg P, Cooper WO. Association between ophthalmologist age and unsolicited patient complaints. *JAMA Ophthalmol.* 2018;136(1):61-7. doi: 10.1001/jamaophthalmol.2017.5154
- Liu J, Hyman DA. *Targeting Bad Doctors: Lessons from Indiana, 1975–2015.* SSRN. Published January 29, 2018. Accede January 7, 2025. doi: 10.2139/ssrn.2994529
- Thurman M, Cameron A, Pickles K. Risk in the optical professions: Final report General Optical Council. Published July 2019. Accede January 17, 2025. <https://optical.org/static/46fdcd8c-0777-4491-82df6cab23b1ddb1/risk-in-the-optical-professions-2019.pdf>
- Prajapati B, Dunne M, Bartlett H, Cubbidge R. The influence of learning styles, enrolment status and gender on academic performance of optometry undergraduates. *Ophthalmic Physiol Opt.* 2011;31(1):69–78. doi: 10.1111/j.1475-1313.2010.00798.x
- Wood, SN. *Generalized Additive Models: An Introduction with R, Second Edition.* Chapman and Hall/CRC; 2017. doi.org/10.1201/9781315370279
- Zwick R. Fairness in measurement and selection: Statistical, philosophical, and public perspectives. *Educational Measurement.* 2019; 38(4): 34-41. doi: 10.1111/emip.12299
- Bismark MM, Spittal MJ, Gurrin LC, Ward M, Studdert DM. Identification of doctors at risk of recurrent complaints: A national study of healthcare complaints in Australia. *BMJ Qual Saf.* 2013;22(7):532-40. doi: 10.1136/bmjqs-2012-001691
- Studdert DM, Bismark MM, Mello MM, Singh H, Spittal MJ. Prevalence and characteristics of physicians prone to malpractice claims. *N Engl J Med.* 2016;374(4):354-362. doi: 10.1056/NEJMsa1506137
- Spittal MJ, Bismark MM, Studdert DM. Identification of practitioners at high risk of complaints to health profession regulators. *BMC Health Serv Res.* 2019;19(1): 380. doi.org/10.1186/s12913-019-4214-y
- Fielding DW, Rogers WT, Tench E, O'Bryne CC, Page GG, Schulzer M. Predictors of pharmacists' continuing competence. *Am J Pharm Educ.* 2001;65:106-118.
- Alam A, Matelski JJ, Goldberg HR, Liu JJ, Klemensberg J, Bell CM. The characteristics of international medical graduates who have been disciplined by professional regulatory colleges in Canada: A retrospective cohort study. *Acad Med.* 2017;92(2):244-249. doi: 10.1097/ACM.0000000000001356
- Khaliq, AA, Dimassi H, Huang CY, Narine L, Smego RA Jr. Disciplinary action against physicians: Who is likely to get disciplined? *Am J Med.* 2005;118(7): 773-777. doi: 10.1016/j.amjmed.2005.01.051
- Croft E, Clark MT, Efstathiou N, Bradbury-Jones C. A focused mapping review and synthesis of a priori risk factors associated with medical misconduct. *BMJ Open Qual.* 2019;8(2): e000538. doi: 10.1136/bmjopen-2018-000538
- Dore KL, Reiter HI, Kreuger S, Norman GR. CASPer, an online pre-interview screen for personal/professional characteristics: Prediction of national licensure scores. *Adv Health Sci Educ Theory Pract.* 2017;22(2):327-336. doi: 10.1007/s10459-016-9739-9
- De Champlain AF, Ashworth N, Kain N, Qin S, Wiebe D, Tian F. Does pass/fail on medical licensing exams predict future physician performance in practice? A longitudinal cohort study of Alberta physicians. *J. Med. Regul.* 2020;106(4):17–26. doi: 10.30770/2572-1852-106.4.17
- Ivers N, Yogasingam S, Lacroix M, et al. Audit and feedback: Effects on professional practice. *Cochrane Database Syst Rev.* 2025;3(3):CD000259. doi: 10.1002/14651858.CD000259.pub4



TD Business Banking for Optometrists

Our team of Professional Healthcare Bankers provide a single point of contact and are dedicated to understanding your unique practice needs. The Healthcare Banking industry experience that our team provides can help you find new ways to meet your goals.



What we offer

- Dedicated contact person, fast and efficient service, flexibility to bank how you want with branch hours as late as 8 p.m. and a comprehensive digital platform.
- Customized banking solutions with exceptional service to Optometrists throughout Canada.
- Business Line of Credit limit up to 3 months billings at preferred rates for Optometrists.
- Up to 100% financing of the cost of setting up or expanding your practice.
- Up to 100% financing of owner-occupied commercial real estate for the operation of your practice.
- Principal payment deferrals of up to 24 months while you start up your practice.
- TD Unlimited Business Account Plan and credit card offer with no monthly fee after rebate.
- Professional advice and preferred pricing on all your Cash Management and TD Merchant Services needs.
- 15% off Ceridian's Powerpay Payroll Services plus free implementation.
- Customized Wealth Management solutions.

We're here to help – with banking advice, insights, and support at every stage of your business.



Rick Baldwin
Regional Manager Professional Banking
613-762-8296
Richard.Baldwin@td.com

► **Contact your Regional Manager, Professional Banking for more information**

**Ready to help you
move forward**



Subject to complying with TD Canada Trust lending policies and criteria, including confirmation of good personal credit history. Certain business documentation is required. Other conditions may apply. Owner occupied is equal to or greater than 50%. Only one account per client. All trade-marks are the property of their reserve owners. © The TD logo and other trade-marks are the property of The Toronto-Dominion Bank or its subsidiaries.

RESTASIS® & RESTASIS MULTIDOSE®

ONE formulation.
TWO dosing formats.^{1,2}



>19 million patient-years of experience worldwide.^{3*}

RESTASIS® and RESTASIS MULTIDOSE® are indicated for the treatment of moderate to moderately severe (Level 2-3 severity by DEWS Guidelines) aqueous deficient dry eye disease, characterized by moderate to moderately severe: ocular staining, reduction in tear production and fluctuating visual symptoms, such as blurred vision.

See Product Monographs at health-products.canada.ca/dpd-bdpp/ for contraindications, warnings, precautions, adverse reactions, interactions, dosing, and conditions of clinical use. Product Monographs are also available by calling 1-888-704-8271.

Products not actual size.
DEWS = Dry Eye WorkShop
* Clinical significance unknown.

References: 1. Restasis (cyclosporine) Product Monograph. AbbVie Corporation. 2. Restasis MultiDose (cyclosporine) Product Monograph. AbbVie Corporation. 3. AbbVie Corporation. Data on File.

RESTASIS and its design are trademarks of AbbVie Corporation.
RESTASIS MULTIDOSE and its design are trademarks of AbbVie Corporation.

© 2023 AbbVie. All rights reserved.
CA-REST-230003A / N023

abbvie



Restasis
(Cyclosporine Ophthalmic Emulsion) 0.05% w/v

**Pr Restasis
MultiDose**
(Cyclosporine Ophthalmic
Emulsion 0.05% w/v)



FOR PATIENTS WITH THE SIGNS AND SYMPTOMS OF DRY EYE DISEASE,

START with **XIIDRA**[®]

Pr XIIDRA[®] (lifitegrast) is indicated for the treatment of the signs and symptoms of dry eye disease



XIIDRA[®] IS THE FIRST AND ONLY MOLECULE IN ITS CLASS*
XIIDRA[®] (lifitegrast) is a lymphocyte function-associated antigen-1 (LFA-1) antagonist.¹



Consult the product monograph at https://www.xiidra.ca/wp-content/uploads/2025/01/XIIDRA-PM-E-2025-01-28_BauschLomb_Version.pdf for contraindications, warnings, precautions, adverse reactions, dosing, and conditions of clinical use. The Product Monograph is also available at: **1-888-459-5000**.

* Comparative clinical significance is unknown

XIIDRA[®] patients may be **eligible for financial assistance** through the **XIIDRA[®] insider[™] program** by Bausch + Lomb.

BAUSCH + LOMB

Bausch + Lomb Corporation
520 Applewood Crescent
Vaughan, ON, L4K 4B4

www.bausch.ca
T: 1-888-459-5000

XIIDRA[®] is a registered trademark of Bausch + Lomb.
© 2025 Bausch + Lomb Corporation. All rights reserved.
XDR.0009.CA.25-EN

