MHJ
مجلات لومورا

المجلة متعددة التخصصات للرعاية الصحية

المجلد 1، العدد 5 (2025) · e-ISSN 3152-8775

مقالة أصلية · DOI: غير مسجل

استجابات مسح الوصمة والعوائق المتوقعة لطلب المساعدة في الأحساء بالمملكة العربية السعودية: تحليل ثانوي موحَّد وفق المناطق وتقييم لخصائص القياس

كريستوفر أمالراج فالابا دوس[1,*]، ضحى كلثوم[2]، غازي العبيد الأب[3]، هناء بيومي[4]

تاريخ النشر	تاريخ القبول	تاريخ التقديم
31 مايو 2025	25 مايو 2025	20 مايو 2025

[1] جامعة الإمام عبد الرحمن بن فيصل، الخبر، المملكة العربية السعودية

[2] كلية الطب بجامعة الملك عبد العزيز، جدة، المملكة العربية السعودية

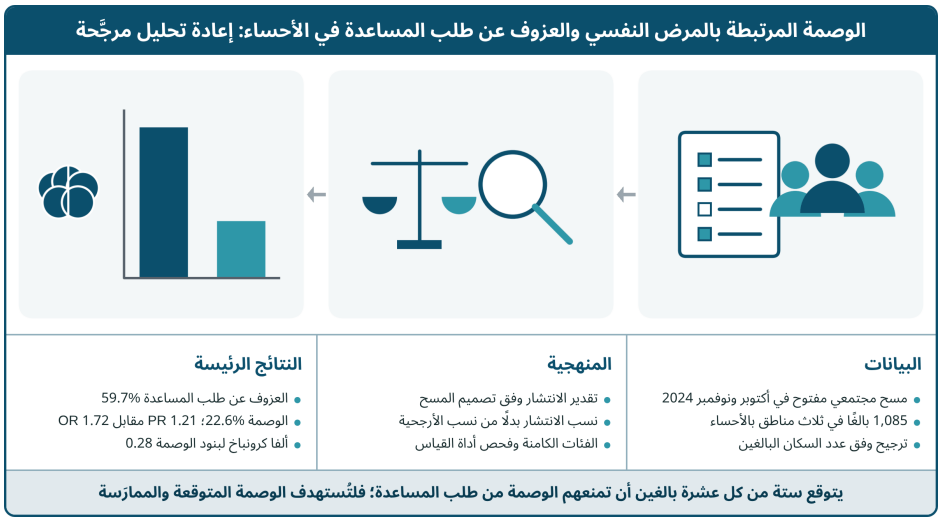
[3] مديرية الشؤون الصحية بالأحساء، وزارة الصحة، الأحساء، المملكة العربية السعودية

[4] كلية الطب بجامعة الحدود الشمالية، عرعر، المملكة العربية السعودية

* **المراسلة:** fatemalumora@gmail.com

الملخص

الملخص الرسومي



الخلفية: قد تؤثر الوصمة في طلب المساعدة المتعلقة بالصحة النفسية، لكن تفسير نتيجة استبيانية شائعة ودرجة مركّبة لم يُتحقق من صلاحيتها قد يكون صعبًا. فحصنا بيانات مسح الأحساء المودعة علنًا باستخدام تقديرات موحَّدة وفق المناطق ونسب الانتشار وتقييم مقاييس الوصمة والعوائق المتوقعة لطلب المساعدة.

الطرق: أعدنا تحليل استجابات 1,085 بالغًا شاركوا في مسح مجتمعي بالأحساء، المملكة العربية السعودية، خلال أكتوبر–نوفمبر 2024. أنشأنا أوزان معايرة وفق الحصص السكانية للمناطق الإدارية الثلاث التي أوردها الباحثون الأصليون. وقدّرنا نسب الاستجابات التي تستوفي حدود الدرجات المركّبة ونسب الانتشار المعدلة بحسب المتغيرات المصاحبة (PR)، وفحصنا ارتباطات البنود المنفردة، وأجرينا تحليلات استكشافية للفئات الكامنة والخصائص السيكومترية. وتفترض فواصل الثقة استقلال المشاهدات داخل كل منطقة معلَن عنها بسبب عدم توفر معرّفات العناقيد الأصلية.

النتائج: وفق حدود القطع الأصلية للاستبيان، بلغت النسبة الموحَّدة وفق المناطق التي استوفت معيار العزوف المتوقع 59.7% (فاصل ثقة نموذجي 95%: 56.5–62.9)، وبلغت النسبة التي استوفت معيار الوصمة 22.6% (20.0–25.4). وأيّد 70.9% القول بأن وصمة المجتمع تمنع طلب المساعدة. وبلغت نسبة الانتشار المعدلة للارتباط بين المؤشرين المركّبين 1.21 (1.08–1.36)، مقارنةً بنسبة أرجحية معدلة 1.72. وكان الاتساق الداخلي لبنود الوصمة الخمسة ضعيفًا (ألفا كرونباخ 0.28)، وبلغ ألفا لبنود العزوف الأربعة 0.60. وارتبطت مشاهدة معاملة قاسية بمؤشر العزوف المركّب (نسبة انتشار معدلة استكشافية 1.37 [1.20–1.55]). واختير استكشافيًا نموذج من ثلاث فئات (إنتروبيا التصنيف 0.57).

الاستنتاجات: استوفى نحو ستة من كل عشرة مستجيبين تعريفَ الدرجة المركّبة الأصلية للعوائق المرتبطة بالوصمة أمام طلب المساعدة؛ ولا تمثل هذه النسبة معدلًا مقاسًا للتجنب الفعلي للرعاية ولا انتشارًا سكانيًا مثبتًا. وكان الارتباط المعدل بين مؤشري الوصمة والعزوف متواضعًا، ولا يصح تفسير بنود الوصمة غير المتجانسة بوصفها بُنية واحدة مُتحققًا من صلاحيتها. وينبغي للدراسات المستقبلية التحقق من صلاحية مقاييسها وتوثيق معلومات الاستقطاب والعناقيد والتمييز بين العوائق المتوقعة والاستخدام الفعلي للخدمات.

الكلمات المفتاحية: وصمة الصحة النفسية؛ العوائق المتوقعة لطلب المساعدة؛ المملكة العربية السعودية؛ التوحيد وفق المناطق؛ التحليل الثانوي للبيانات؛ نسب الانتشار؛ القياس النفسي

للاستشهاد: كريستوفر أمالراج فالابا دوس، ضحى كلثوم، غازي العبيد الأب، هناء بيومي. استجابات مسح الوصمة والعوائق المتوقعة لطلب المساعدة في الأحساء بالمملكة العربية السعودية: تحليل ثانوي موحَّد وفق المناطق وتقييم لخصائص القياس. المجلة متعددة التخصصات للرعاية الصحية. MHJ-2026-000366:(5)1;2025. © المؤلفون. منشور بنظام الوصول المفتوح بموجب رخصة المشاع الإبداعي نَسب المُصنَّف 4.0 الدولية (CC BY 4.0)، https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/.

1. المقدمة

تسهم الاضطرابات النفسية إسهامًا كبيرًا في الإعاقة عالميًا [1]. ورغم توافر رعاية فعالة، ما زالت فجوات العلاج قائمة، وقد تسهم الوصمة في تأخر الاستشارة أو تجنبها. وتشمل الوصمة الصور النمطية والتحيز والتمييز تجاه المصابين باضطرابات نفسية؛ وقد عدّتها لجنة دولية كبرى قضية مهمة للصحة العامة [2]. وتورد المراجعات ارتباطات بين الوصمة وطلب المساعدة، مع اختلاف النتائج بحسب نوع الوصمة وما إذا كان القياس يتناول الاستخدام الفعلي للخدمات أم المواقف تجاهها [3,4].

في المملكة العربية السعودية، وجد المسح الوطني السعودي للصحة النفسية أن أقلية فقط من المصابين باضطراب نفسي على مدى الحياة تلقوا علاجًا، وأن وسيط التأخر قبل أول علاج امتد عدة سنوات [5]. ومن بين المصابين باضطراب الذين أدركوا حاجتهم إلى الرعاية، كانت العوائق المرتبطة بالمواقف أكثر شيوعًا بكثير من العوائق الهيكلية [6]، كما يكثر تزامن الحالات النفسية والجسدية [7]. وتُجمع المسوح المجتمعية ومسوح المرضى في أنحاء المملكة على أن الوصمة المجتمعية والخوف من الأقاويل والقلق على فرص الزواج عوائق أمام الاستشارة [8–10]، وخلصت مراجعة منهجية للدراسات السعودية إلى أن الوصمة هي العائق الأبرز أمام طلب رعاية الصحة النفسية [11]. ووصفت دراسة نوعية مع شباب سعوديين مواقفَ الأسرة والمفاهيم الخاطئة وإمكانية الوصول إلى الخدمات بوصفها عوائق إضافية، والعلاجَ عبر الإنترنت بوصفه عاملًا ميسِّرًا [12]. وقد تحسنت الثقافة الصحية النفسية، لكنها تتفاوت حسب الجنس والتعليم والقرب من أشخاص مصابين بمرض نفسي [13,14]. ولأن معظم الاضطرابات النفسية تبدأ في المراهقة وبداية البلوغ [15]، فإن الوصمة التي تؤخر طلب المساعدة لدى الشباب تترك آثارًا دائمة في مسار المرض والتعليم والعمل.

تصف دراسات سعودية سابقة عوائق أمام رعاية الصحة النفسية، منها الوصمة [8–12]، لكن أطر المعاينة وأدوات القياس والتحليلات تختلف بينها. وفي النتائج الثنائية الشائعة قد تُفسَّر نسب الأرجحية خطأً على أنها نسب انتشار [17,18]؛ كما تستلزم الدرجات المركّبة من أدوات محلية تقييمًا لخصائص القياس بدل افتراض أنها أحادية البعد [16,19]. ودرست ورقة سابقة الوصمة في الأحساء [20]. وفي يونيو 2026 نشر Elmosaad وزملاؤه مسحًا شمل 1,085 بالغًا في الأحساء وأتاحوا بيانات المشاركين مجهولة الهوية [21]. وأورد الباحثون الأصليون نسبًا مقدارها 23.1% للوصمة المحددة بالدرجة المركّبة و61.0% للعزوف المحدد بها، ونسبة أرجحية معدلة تقارب 1.71. وتستدعي هذه التقديرات تحليل حساسية لاختلال تمثيل المناطق، ولمقاييس الارتباط مع النتائج الشائعة، ولخصائص القياس.

باستخدام البيانات المودعة علنًا، هدفت هذه الدراسة الثانوية إلى: (1) تقدير النسب الموحَّدة وفق المناطق التي تستوفي حدود الدرجتين المركّبتين للوصمة والعزوف كما عرّفتهما المقالة المصدر؛ (2) فحص الارتباطات بالمتغيرات المصاحبة باستخدام نسب انتشار معدلة وتحليلات البنود المنفردة؛ (3) استكشاف أنماط الاستجابات الكامنة؛ (4) تقييم الاتساق الداخلي والبنية العاملية والحساسية لدرجات القطع. وهذه استجابات محددة بالاستبيان، وليست قياسات مباشرة لاستخدام المرضى للخدمات.

2. المواد والطرق

2.1. تصميم الدراسة ومصدر البيانات

أجرينا تحليلًا ثانويًا للمسح المقطعي المنفذ في الأحساء من 27 أكتوبر إلى 3 نوفمبر 2024 [21]. ونُشرت مقالة المسح الأصلية في 24 يونيو 2026، وأُودعت البيانات المجهولة الهوية على مستوى البنود علنًا في Figshare في مارس 2026 (الإصدار الثاني؛ doi:10.6084/m9.figshare.31811980.v2؛ ترخيص CC BY 4.0). ونُزِّلت البيانات في 6 نوفمبر 2026، وقورنت بصمتها الرقمية بالبيانات الوصفية المؤرشفة للمستودع. تصف المقالة المصدر اختيارًا متعدد المراحل في الهفوف والمبرز والقرى، والتواصل هاتفيًا وعبر منصات التواصل الاجتماعي، واستكمال استبيان Google Forms بتوجيه من المحاور. ويتوافق هذا الوصف مع الإشارة المختصرة إلى جمع البيانات إلكترونيًا في فهرس مجموعة البيانات. غير أن الملف المودع لا يحدد عناقيد المعاينة ولا يتيح التحقق المستقل من تنفيذ خطة الاستقطاب أو مقام معدل الاستجابة.

2.2. المشاركون

شمل المسح المصدر 1,085 مستجيبًا بعمر 18 عامًا فأكثر من المقيمين في الأحساء والقادرين على قراءة العربية أو الإنجليزية. ويحتوي الملف المودع على 682 استجابة من الهفوف (62.9%)، و221 من المبرز (20.4%)، و182 من القرى (16.8%). وللتوحيد استخدمنا العدد المنشور للسكان البالغين (1,095,344) وحصص المناطق التي أوردتها المقالة المصدر (42% و38% و20% على الترتيب) [21]، ولم يُتحقق من هذه الهوامش على نحو مستقل. ولا تتضمن البيانات جنسية المشاركين أو خلفياتهم الإثنية، ولذلك لا يمكن منها تحديد نسبة المشاركين العرب في العينة.

2.3. المتغيرات

أنشأ باحثو المسح الأصلي مؤشرًا مركّبًا من خمسة بنود بدرجات من 0 إلى 10 بعنوان «الوصمة المرتبطة بالمرض النفسي»، وصنّفوا الدرجات من 5 فأكثر على أنها وصمة [21]. وتناولت البنود تجنب المصابين بمرض نفسي، والاستعداد للتعامل معهم، والاعتقاد بضعف الشخصية، ومشاهدة المعاملة القاسية، والاستعداد لتقديم الدعم. وتجمع هذه المجالات بين المواقف الشخصية وملاحظة سلوك الآخرين؛ لذلك نعامل حد القطع الأصلي بوصفه تعريفًا تشغيليًا لدرجة استبيانية، لا تشخيصًا مُتحققًا منه أو مقياسًا أحادي البعد للوصمة [16,19,21,22].

تتضمن الدرجة المركّبة الأصلية للعزوف أربعة بنود (0–6؛ حد القطع 3 فأكثر): إدراك وصمة المجتمع بوصفها عائقًا، والإبلاغ عن تجنب سابق للمساعدة خوفًا من أحكام الآخرين، وبندين عن التجنب المتوقع للمساعدة المهنية أو مناقشة المشكلات مع الأسرة والأصدقاء [21]. ومن ثم تمزج الدرجة بين الاعتقاد والتذكر والنيات الافتراضية، ولا تمثل معدلًا مرصودًا لعدم تلقي العلاج. كما ذكر المشاركون عوامل يرون أنها تؤثر في الوصمة، منها الأسرة والأقران والثقافة والعمل والتعليم والرعاية الصحية وحملات التوعية ووسائل التواصل والتجارب الشخصية. واستُخدمت في النماذج فئات العمر والجنس والمنطقة الإدارية والتعليم والحالة الاجتماعية والعمل والتعامل مع شخص مصاب بمرض نفسي كما سُجلت في البيانات.

2.4. التحليل الإحصائي

أنشئت أوزان المعايرة وفق المناطق بقسمة الحصة السكانية لكل منطقة المعلنة في المقالة المصدر على حصتها الملاحظة في العينة (وهو ما يتناسب مع N_h/n_h)، لأن الهفوف كانت ممثلةً بأكثر من حصتها في الهوامش المنشورة [21]. وتراوحت الأوزان الناتجة تقريبًا بين 675 و1883، وبلغ أثر التصميم الناجم عن الأوزان وحدها وفق Kish مقدار 1.23. ولم تُقدَّم احتمالات الاختيار الأصلية، أو أوزان مصححة لعدم الاستجابة، أو معرّفات عناقيد المعاينة، أو هوامش معايرة العمر والجنس. ولذلك نورد تقديرات موحَّدة وفق المناطق، لا تقديرات سكانية غير متحيزة بحسب التصميم ثبت التحقق منها استقلالًا. وتفترض فواصل الثقة المتاحة المبنية على خطية تايلور استقلال المستجيبين داخل كل منطقة، ولا تشمل أخطاء التجمع العنقودي أو عدم الاستجابة أو نقص التغطية المحتملة، وقد تكون أضيق من اللازم.

كانت النتائج الرئيسة هي نسب المستجيبين الذين استوفوا حدود القطع للوصمة والعزوف المحددة في المصدر، مع فواصل ثقة 95% محوَّلة لوجستيًا ومشروطة بتقريب التصميم بحسب المناطق. وقُدرت نسب الانتشار المعدلة باستخدام انحدار بواسون المعدّل المرجَّح وفق المناطق مع تباين متين [17,18]؛ واحتُفظ بنسب الأرجحية المعدلة وغير المعدلة للمقارنة مع المصدر [21]. وأُدخلت المتغيرات المصاحبة معًا. وفُحص الارتباط بدرجة الوصمة العددية وصفيًا عبر النسب الخاصة بكل درجة ومنحنى مرن (spline). وأُضيفت نماذج البنود المنفردة استكشافيًا بعد فحص بنية الأداة، ولا تُعد اختبارات تأكيدية. والنتائج ارتباطات، وليست آثارًا للوصمة في استخدام الرعاية الصحية لاحقًا؛ ولم يُطبق تصحيح للمقارنات المتعددة.

أُجري تحليل استكشافي غير مرجَّح للفئات الكامنة اعتمادًا على بنود الوصمة والعزوف التسعة المسجلة باستخدام poLCA، مع مقارنة نماذج من فئة إلى خمس فئات وبـ20 بداية عشوائية، وبالاسترشاد بمعيار المعلومات البايزي [24,25]. ثم وُحِّدت حصص الفئات بحسب هوامش المناطق. ولأن بنود العزوف ذاتها دخلت في تقدير الفئات وفي النتيجة المركّبة، فإن نسب العزوف داخل الفئات وصفية ولا تصلح للتحقق المستقل من النتيجة. وهناك عدم يقين في إسناد الفئات (الإنتروبيا 0.57). وقُيِّم الاتساق الداخلي بألفا وأوميغا تقريبي؛ واستُخدم نموذج عاملي توكيدي أحادي العامل وثنائي العامل يعامل البنود متعددة الفئات بوصفها متصلة على سبيل التقريب التشخيصي [16,26,27]. واستخدمت تحليلات الحساسية لدرجات القطع والأوزان والانحدار النتائج المؤرشفة.

تتضمن حزمة قابلية إعادة الإنتاج المقدمة مخرجات تحليل بلغة R وإعادة حساب مستقلة برمجت بلغة Python للتقديرين الرئيسين الموحَّدين وفق المناطق ولنسبة الانتشار المعدلة للمؤشرين المركّبين، وقد اتفقت النتائج وفق الدقة العددية المسجلة في سجل التدقيق. وقارنا البصمات الرقمية المؤرشفة والنتائج العددية وجداول المخطوطة، لكن لم يُشغّل مسار التحليل الإحصائي كاملًا من جديد في هذه المراجعة التحريرية.

2.5. إرشادات إعداد التقرير

استُخدم إطارا STROBE وCROSS لمراجعة وصف هذا التحليل الثانوي لمسح مقطعي [28,29]. ويلزم تقديم قائمة تحقق مكتملة مع إحالات صفحات المخطوطة التي جرى التثبت منها قبل التقديم للنشر.

2.6. الأخلاقيات

يفيد الباحثون الأصليون بأن لجنة أخلاقيات البحث في عمادة البحث العلمي بجامعة الملك فيصل وافقت على جمع البيانات الأصلي (KFU-REC-2024-OCT-ETHICS2653)، وأن المشاركين قدموا موافقة مستنيرة مكتوبة [21]. ولم يتضمن هذا التحليل الثانوي استقطاب مشاركين جدد، بل استخدم مجموعة بيانات علنية مجهولة الهوية. ولم تتضمن الملفات المقدمة موافقة مؤسسية مستقلة أو قرار إعفاء مكتوبًا لهذا التحليل الثانوي؛ وعلى مؤسسة المؤلفين تأكيد المتطلبات المنطبقة قبل النشر.

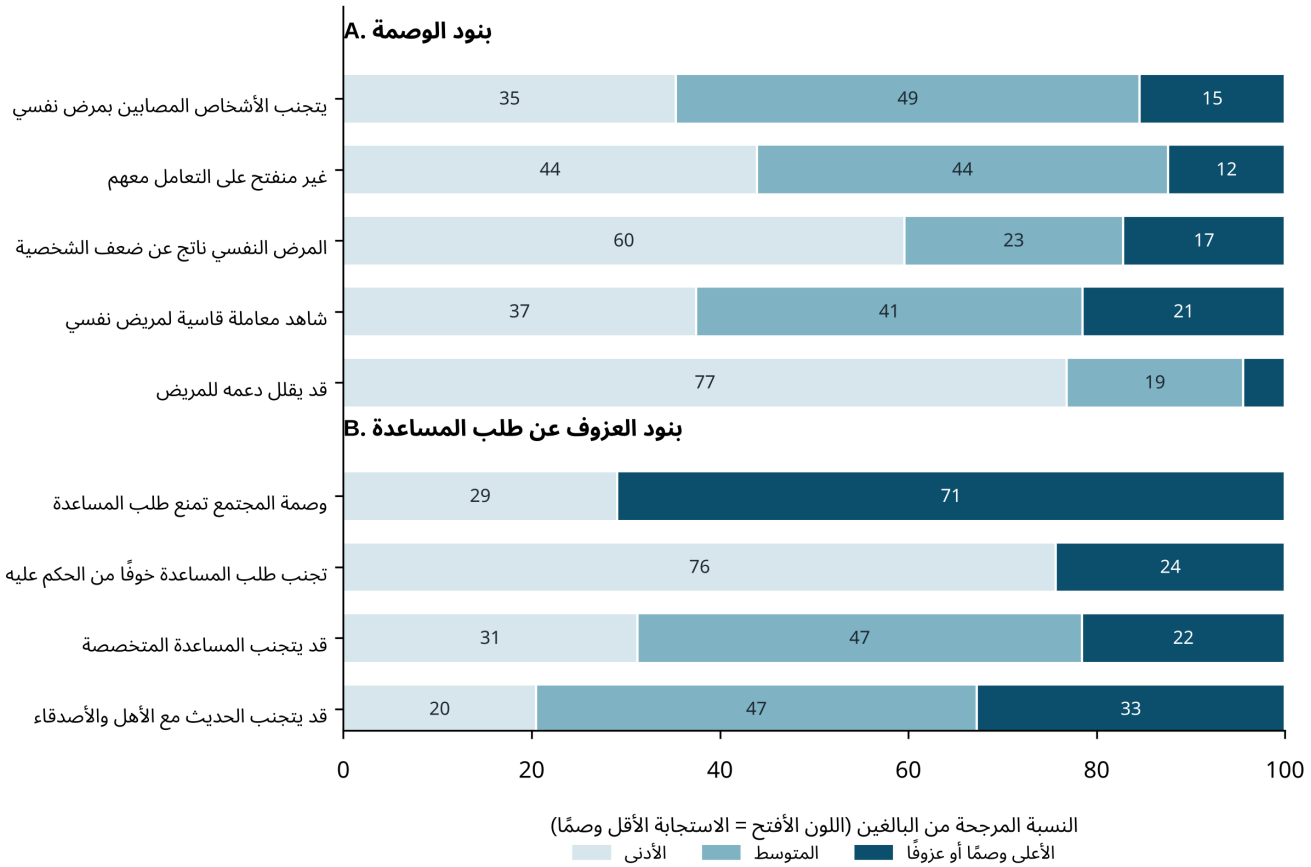
3. النتائج

3.1. المشاركون

يحتوي ملف التحليل المودع على 1,085 سجلًا: كانت 574 (52.9%) من المستجيبين نساءً، وكان 320 (29.5%) بعمر 18–29 عامًا، و49 (4.5%) أكبر من 65 عامًا، وأبلغ 752 (69.3%) عن تعليم جامعي، و412 (38.0%) عن تعامل مع شخص مصاب بمرض نفسي (الجدول 1). ولم تُبلّغ حزمة التحليل المقدمة عن قيم مفقودة في متغيرات التحليل، لكن لم يكن ممكنًا التحقق بصورة مستقلة من إطار المعاينة أو مقام عدم الاستجابة.

3.2. انتشار الوصمة والعزوف

بلغت النسبة الموحَّدة وفق المناطق التي استوفت حد الدرجة المركّبة الأصلية للعزوف (≥3/6) مقدار 59.7% (فاصل ثقة نموذجي 95%: 56.5–62.9)، واستوفت نسبة 22.6% (20.0–25.4) حد الوصمة الأصلي (≥5/10). وكانت النسبتان غير المرجَّحتين 61.0% و23.1% على الترتيب، ومتوسطا الدرجتين 2.98/6 و3.18/10. وعلى مستوى البنود (الشكل 1)، أفاد 15.4% بأنهم يتجنبون كثيرًا المصابين بمرض نفسي، ووافق 17.2% على أن المرض النفسي يعكس ضعف الشخصية، وشاهد 21.5% كثيرًا معاملة قاسية، وذكر 4.4% أن المرض النفسي يقلل استعدادهم لدعم المصابين. وفي بنود العزوف، اعتقد 70.9% أن وصمة المجتمع تمنع طلب المساعدة، وأفاد 24.3% بتجنب المساعدة خوفًا من الحكم عليهم، وذكر 21.6% و32.7% احتمالًا مرتفعًا لتجنب المساعدة المهنية أو مناقشة الصحة النفسية مع الأسرة والأصدقاء على الترتيب. وهذه أسئلة مختلفة لا يجوز جمعها بوصفها معدلًا مرصودًا واحدًا للتجنب. وكانت أكثر العوامل التي رآها المستجيبون مؤثرة في الوصمة معتقدات الأسرة (59.4%) والأصدقاء والأقران (48.2%) وجودة الرعاية (43.6%) ووسائل التواصل الاجتماعي (44.1%).



الشكل 1. التوزيعات الموحَّدة وفق المناطق لاستجابات بنود الوصمة الخمسة (A) وبنود العوائق المرتبطة بالوصمة أمام طلب المساعدة الأربعة (B) في مسح الأحساء، 2024. تنطبق النسب على العينة الممسوحة بعد معايرتها وفق المناطق، ولا تمثل عينة احتمالية ثبت التحقق منها. ويدل التظليل الأغمق على الاستجابة الأعلى ترميزًا، لا بالضرورة على بُنية واحدة للوصمة مُتحققًا من صلاحيتها.

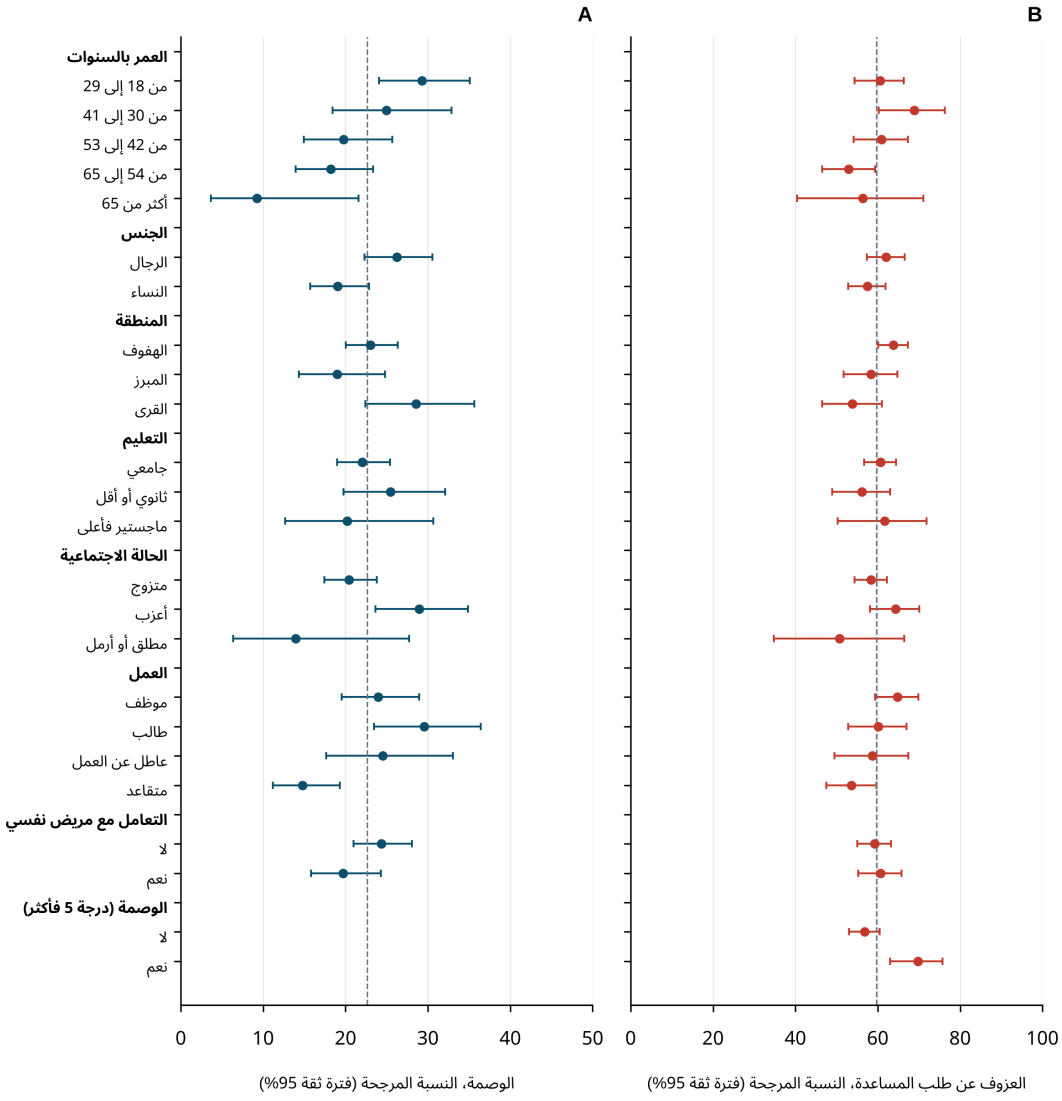
وفق حد الدرجة الأصلية للوصمة، بلغت النسب الموحَّدة وفق المناطق 26.2% للرجال و19.0% للنساء، و29.3% للفئة العمرية 18–29 عامًا و18.2% للفئة 54–65 عامًا، و14.8% للمتقاعدين (الجدول 1، الشكل 2A). وتراوحت نسبة استيفاء درجة العزوف المركّبة بين 53.8% في القرى و68.8% في الفئة 30–41 عامًا، وبلغت 69.7% لدى مستوفي معيار الوصمة مقابل 56.8% لدى غير المستوفين (الشكل 2B). وهذه الفروق بين المجموعات وصفية وتخضع لقيود المعاينة والقياس.

الجدول 1. خصائص المشاركين والنسب الموحَّدة وفق المناطق التي تستوفي حدود درجتي الوصمة والعزوف كما حددها المصدر، بحسب المجموعات الفرعية المسجلة.

الخاصية	n (% غير مرجَّحة)	الوصمة، % (فاصل الثقة 95%)	العازفون، % (فاصل الثقة 95%)
جميع البالغين	1,085 (100)	22.6 (25.4–20.0)	59.7 (62.9–56.5)
العمر بالسنوات: 18–29	320 (29.5)	29.3 (35.1–24.1)	60.5 (66.3–54.4)
30–41	170 (15.7)	25.0 (32.9–18.4)	68.8 (76.3–60.2)
42–53	256 (23.6)	19.8 (25.7–15.0)	60.9 (67.3–54.1)
54–65	290 (26.7)	18.2 (23.4–13.9)	53.0 (59.3–46.5)
65<	49 (4.5)	9.2 (21.6–3.6)	56.3 (71.0–40.4)
الجنس: الرجال	511 (47.1)	26.2 (30.6–22.3)	62.1 (66.6–57.3)
النساء	574 (52.9)	19.0 (22.8–15.7)	57.5 (61.9–52.9)
المنطقة: الهفوف	682 (62.9)	23.0 (26.3–20.0)	63.8 (67.3–60.1)
المبرز	221 (20.4)	19.0 (24.8–14.3)	58.4 (64.7–51.7)

الخاصية	n (% غير مرجَّحة)	الوصمة، % (فاصل الثقة 95%)	العازفون، % (فاصل الثقة 95%)
القرى	182 (16.8)	28.6 (22.4–35.6)	53.8 (46.5–61.0)
التعليم: ثانوي أو أقل	234 (21.6)	25.4 (19.8–32.1)	56.1 (48.9–63.0)
جامعي	752 (69.3)	22.0 (19.0–25.4)	60.6 (56.7–64.5)
ماجستير فأعلى	99 (9.1)	20.2 (12.7–30.7)	61.7 (50.3–71.9)
الحالة الاجتماعية: متزوج	733 (67.6)	20.4 (17.4–23.8)	58.3 (54.3–62.3)
أعزب	305 (28.1)	28.9 (23.6–34.9)	64.4 (58.2–70.1)
مطلق أو أرمل	47 (4.3)	13.9 (6.4–27.7)	50.7 (34.8–66.5)
العمل: موظف	392 (36.1)	23.9 (19.6–29.0)	64.8 (59.4–69.8)
طالب	226 (20.8)	29.5 (23.5–36.4)	60.1 (52.8–67.0)
عاطل عن العمل	146 (13.5)	24.5 (17.6–33.0)	58.7 (49.5–67.4)
متقاعد	321 (29.6)	14.8 (11.2–19.3)	53.6 (47.5–59.6)
التعامل مع شخص مصاب بمرض نفسي: لا	673 (62.0)	24.3 (21.0–28.0)	59.2 (55.0–63.2)
نعم	412 (38.0)	19.7 (15.8–24.3)	60.7 (55.2–65.8)

تستخدم التقديرات التوحيد وفق حصص السكان البالغين التي أوردها المصدر في المناطق الثلاث، وفواصل ثقة نموذجية 95% تفترض استقلال الأفراد داخل المناطق؛ ولا تشمل هذه الفواصل عدم اليقين الناجم عن العناقيد غير المقاسة وعدم الاستجابة. الوصمة = درجة المصدر المركّبة ≥5/10؛ العزوف = درجة المصدر المركّبة ≥3/6. وتشمل فئة «ثانوي أو أقل» أربعة مشاركين دون تعليم نظامي. CI، فاصل الثقة.



الشكل 2. النسب الموحَّدة وفق المناطق التي تستوفي حد الوصمة الأصلي (A) وحد العزوف الأصلي (B) بحسب المجموعات الفرعية المسجلة. وتمثل النقاط فواصل الثقة النموذجية 95%، والخطوط المتقطعة تقديري العينة الإجماليين (22.6% و59.7%). ولا تشمل الفواصل عدم اليقين الناجم عن العناقيد أو الاختيار غير المقاسين.

3.3. العوامل المرتبطة بالعزوف وبالوصمة

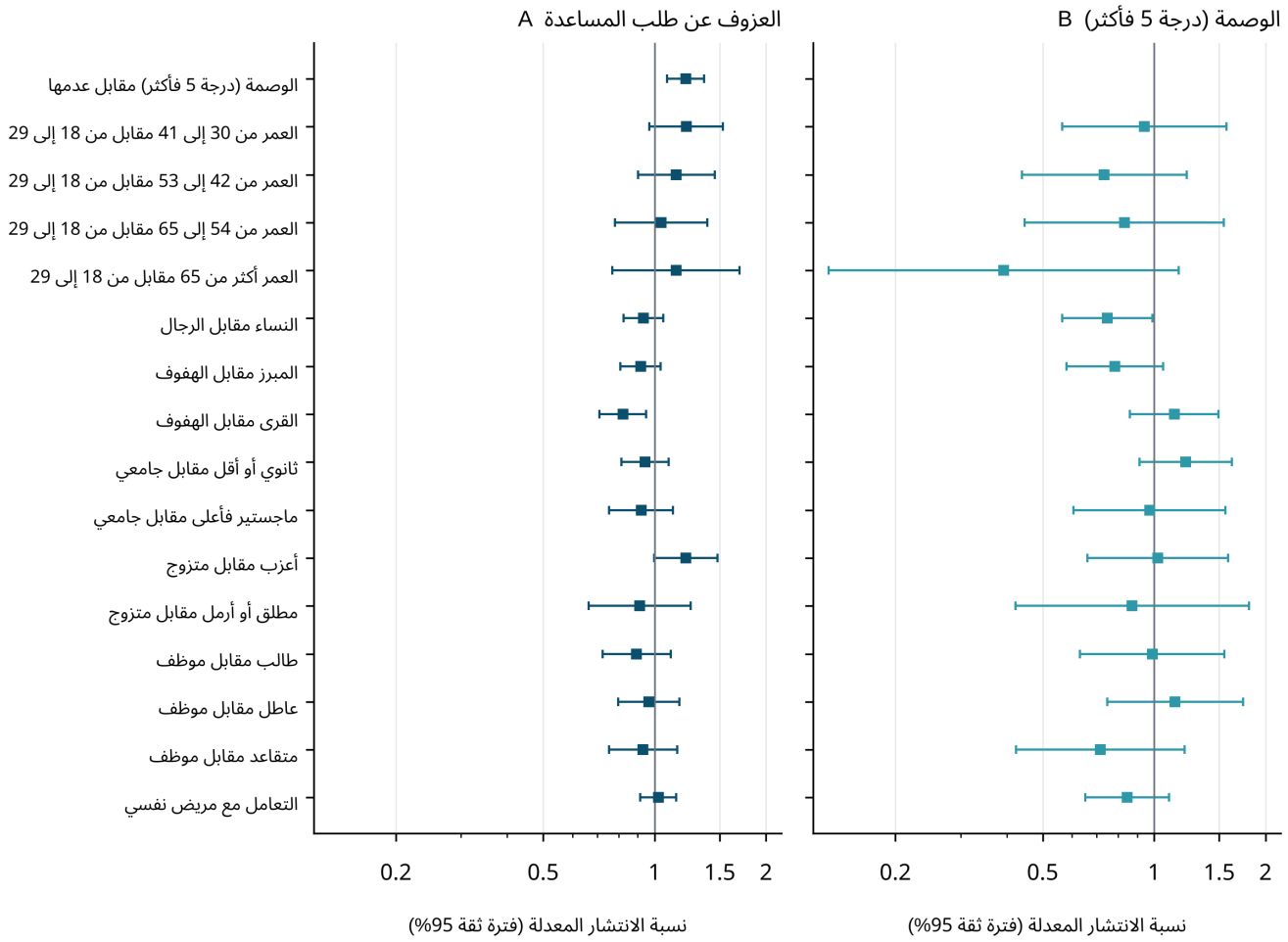
بلغت نسبة الانتشار المعدلة المعيّرة وفق المناطق لاستيفاء معيار العزوف 1.21 (فاصل ثقة 95%: 1.08–1.36) لدى مستوفي معيار الوصمة مقارنةً بغيرهم (نسبة الانتشار الخام 1.23 [1.10–1.37])؛ وبلغت نسبة القرى إلى الهضوف 0.82 (0.71–0.95) (الجدول 2، الشكل 3A). وبلغت نسبة غير المتزوجين إلى المتزوجين 1.21 (1.00–1.48)، مع فاصل ثقة يلامس القيمة العدمية، وكانت تقديرات المتغيرات المصاحبة الأخرى غير دقيقة. وبلغت نسبة الأرجحية المعدلة 1.72 (1.21–2.45)، وأعادت التقديرات غير المرجَّحة إنتاج نماذج المقالة المصدر ضمن حدود التقريب [21]. وبلغت نسبة الانتشار المعدلة للنساء مقارنة بالرجال 0.75 (0.57–0.99) في استيفاء درجة الوصمة. ونظرًا إلى تغاير المعايير وتداخل محتوى بنود النتيجة مع الوصمة، فلا يصح قراءة هذه التقديرات بوصفها ارتباطات سببية أو تشخيصية.

الجدول 2. الارتباطات بين المؤشرين المركّبين المحددين في المصدر والمتغيرات المصاحبة المسجلة باستخدام أوزان انحدار معايرة وفق المناطق.

الخاصية	العزوف، PR مرجَّحة (فاصل الثقة 95%)	العزوف، OR مرجَّحة (فاصل الثقة 95%)	العزوف، OR غير مرجَّحة (فاصل الثقة 95%)	الوصمة، PR مرجَّحة (فاصل الثقة 95%)
الوصمة (درجة ≥5) مقابل عدمها	1.21 (1.08–1.36)	1.72 (1.21–2.45)	1.71 (1.24–2.34)	—

الخاصية	العزوف، PR مرجَّحة (فاصل الثقة 95%)	العزوف، OR مرجَّحة (فاصل الثقة 95%)	العزوف، OR غير مرجَّحة (فاصل الثقة 95%)	الوصمة، PR مرجَّحة (فاصل الثقة 95%)
العمر 30–41 مقابل 18–29 عامًا	1.22 (1.53–0.97)	1.74 (3.34–0.91)	1.80 (3.21–1.01)	0.94 (1.57–0.57)
العمر 42–53 مقابل 18–29 عامًا	1.14 (1.45–0.90)	1.41 (2.61–0.76)	1.22 (2.13–0.70)	0.73 (1.23–0.44)
العمر 54–65 مقابل 18–29 عامًا	1.04 (1.39–0.78)	1.13 (2.31–0.56)	0.95 (1.81–0.50)	0.83 (1.55–0.45)
العمر >65 مقابل 18–29 عامًا	1.14 (1.70–0.77)	1.40 (3.64–0.54)	1.37 (3.23–0.58)	0.39 (1.17–0.13)
النساء مقابل الرجال	0.93 (1.06–0.83)	0.84 (1.16–0.61)	0.90 (1.19–0.68)	0.75 (0.99–0.57)
المبرز مقابل الهفوف	0.92 (1.04–0.81)	0.80 (1.10–0.58)	0.80 (1.10–0.58)	0.78 (1.06–0.58)
القرى مقابل الهفوف	0.82 (0.95–0.71)	0.61 (0.86–0.43)	0.62 (0.87–0.44)	1.13 (1.49–0.86)
ثانوي أو أقل مقابل جامعي	0.94 (1.09–0.81)	0.87 (1.24–0.61)	1.00 (1.38–0.73)	1.22 (1.62–0.91)
ماجستير فأعلى مقابل جامعي	0.92 (1.12–0.75)	0.80 (1.37–0.47)	0.80 (1.28–0.50)	0.97 (1.56–0.61)
أعزب مقابل متزوج	1.21 (1.48–1.00)	1.71 (3.03–0.96)	1.50 (2.49–0.90)	1.02 (1.59–0.66)
مطلق أو أرمل مقابل متزوج	0.91 (1.25–0.66)	0.81 (1.59–0.41)	0.89 (1.61–0.49)	0.87 (1.81–0.42)
طالب مقابل موظف	0.89 (1.10–0.72)	0.73 (1.31–0.40)	0.78 (1.33–0.46)	0.99 (1.55–0.63)
عاطل مقابل موظف	0.96 (1.17–0.80)	0.90 (1.47–0.55)	1.01 (1.57–0.65)	1.14 (1.74–0.75)
متقاعد مقابل موظف	0.93 (1.15–0.75)	0.83 (1.39–0.50)	0.83 (1.31–0.52)	0.72 (1.21–0.42)
التعامل مع شخص مصاب بمرض نفسي	1.02 (1.15–0.92)	1.06 (1.42–0.79)	1.25 (1.63–0.96)	0.85 (1.10–0.65)

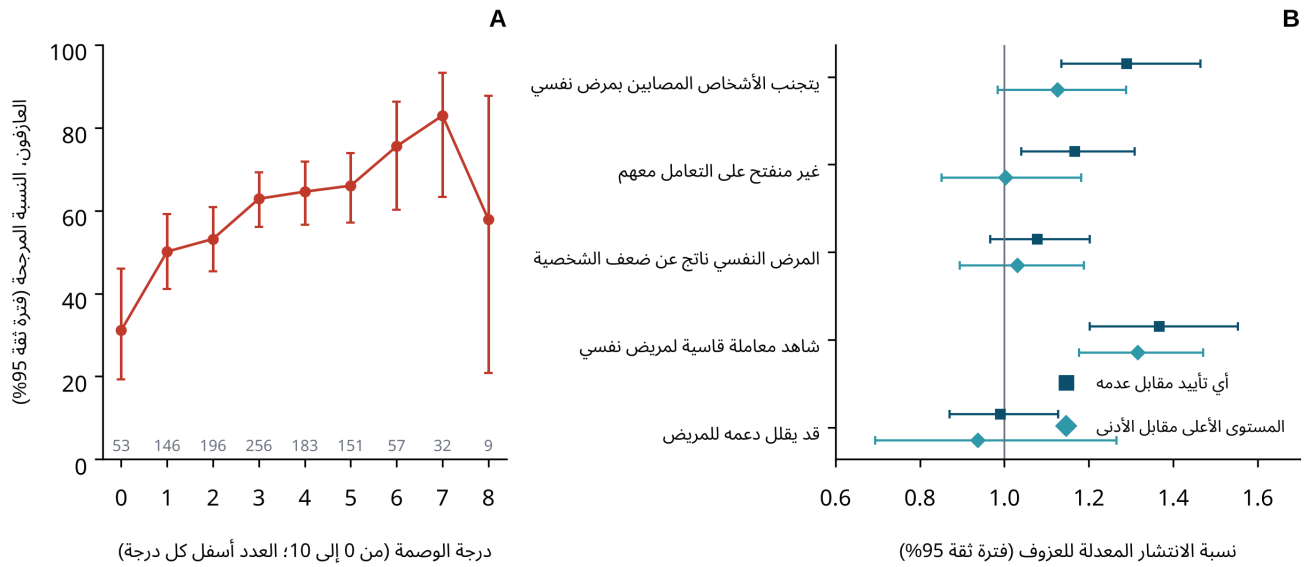
أُدرجت جميع المتغيرات المصاحبة المعروضة في النماذج (n = 1,085). واستُخرجت نسب الانتشار من انحدار بواسون المعدل بأوزان معايرة وفق المناطق وتباين متين، ونسب الأرجحية من انحدار لوجستي مرجَّح وفق المناطق أو غير مرجَّح. وقد تُغفل الفواصل النموذجية عدم اليقين المرتبط بالعناقيد والاختيار. واستخدم المصدر الأصلي انحدارًا لوجستيًا غير مرجَّح [21]. CI، فاصل الثقة؛ OR، نسبة الأرجحية؛ PR، نسبة الانتشار.



الشكل 3. نسب الانتشار المعدلة لاستيفاء معيار درجة العزوف (A) ومعيار درجة الوصمة (B). تستخدم التقديرات أوزان معايرة وفق المناطق، ولا تشمل الفواصل معلومات تصميم العناقيد غير المتاحة. ولا تُثبت الارتباطات آثارًا زمنية أو سببية.

3.4. العلاقة بين الجرعة والاستجابة والارتباطات على مستوى البنود

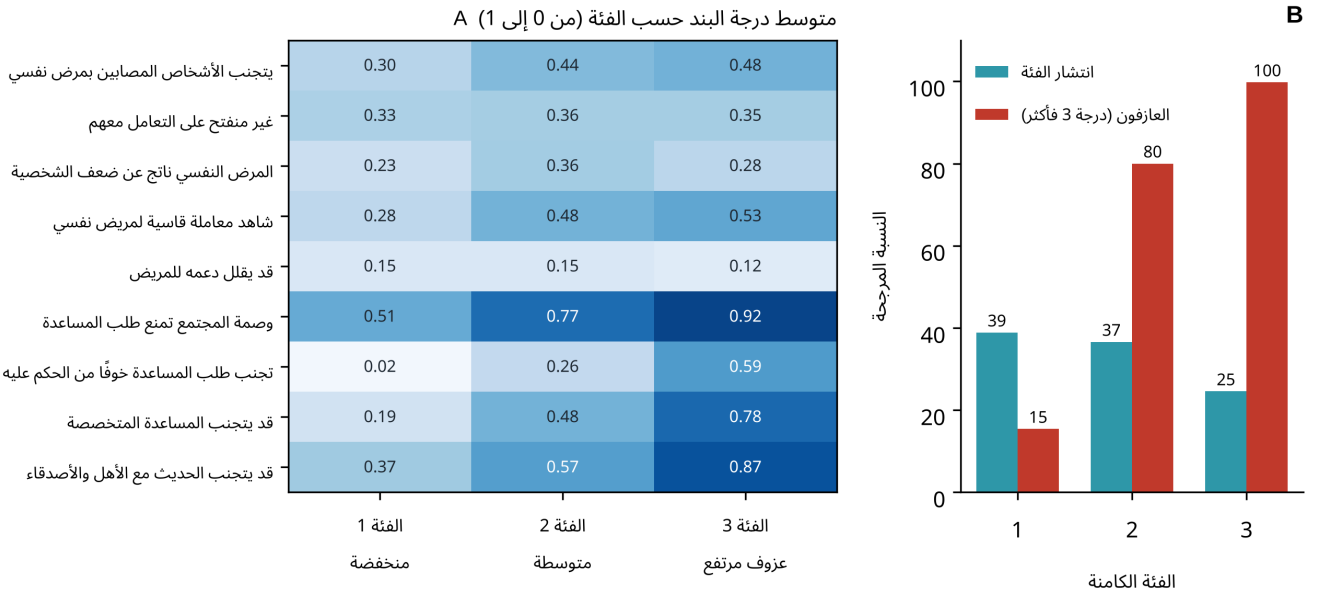
ارتفعت نسبة استيفاء حد العزوف عبر درجة الوصمة الأصلية من 31.1% (فاصل ثقة نموذجي 95%: 19.3–46.0) عند الدرجة صفر إلى 62.9% عند الدرجة 3 و82.9% عند الدرجة 7 (الشكل 4A). وبلغت نسبة الانتشار المعدلة لكل نقطة 1.08 (1.05–1.12)، وأعطت مقارنة المنحنى المرن الاستكشافية قيمة $p = 0.037$ دون تصحيح لتعدد الاختبارات. وكان الفرق المقدّر في درجة العزوف 0.16 نقطة (0.10–0.23) لكل نقطة إضافية في درجة الوصمة. وفي نماذج البنود اللاحقة للتحليل، ارتبطت مشاهدة معاملة قاسية باستيفاء معيار العزوف (أي مشاهدة مقابل عدمها: PR 1.37 [1.20–1.55])؛ وبلغت نسبة الانتشار المرتبطة بتجنب المصابين بمرض نفسي 1.29 (1.14–1.46)، وبعدم الانفتاح على التعامل معهم 1.17 (1.04–1.31). ولم يُظهر بند الاعتقاد بضعف الشخصية أو بند تقليل الدعم دليلًا واضحًا على الارتباط في النماذج المؤرشفة. وتبقى المقارنات استكشافية وليست اختبارات لمسار سببي كامن.



الشكل 4. العلاقة الوصفية بين درجة الوصمة المركّبة الأصلية واستيفاء معيار العزوف (A)، ونسب الانتشار المعدلة اللاحقة للتحليل لبنود الوصمة المنفردة (B). تضم فئة الدرجة 9 مستجيبين اثنين فقط، لذا حُذفت. وقد تعكس الارتباطات تداخل محتوى بنود الاستبيان، ولا ينبغي تفسيرها بوصفها تأثيرات وسيطة أو سببية.

3.5. الفئات الكامنة

حقق نموذج الفئات الكامنة الاستكشافي غير المرجَّح أدنى قيمة لمعيار BIC عند ثلاث فئات (16916، مقارنة بـ16963 لفئتين و16954 لأربع فئات). وكان التصنيف متوسط اليقين فقط (الإنتروبيا 0.57؛ متوسط الاحتمال اللاحق الأقصى 0.80). وبعد توحيد الحصص وفق المناطق، بلغت نسب الفئات 38.9% و36.6% و24.5% على الترتيب. واستوفت حدود العزوف الأصلية 15.4% و80.0% و99.7% من الفئات، مقابل 11.2% و30.7% و28.7% استوفت حدود الوصمة الأصلية (الشكل 5). ولأن إسناد الفئات استند جزئيًا إلى بنود العزوف، تبقى نسب العزوف داخلها وصفية ولا تشكل تحققًا مستقلًا من نمط سلوكي.



الشكل 5. أنماط الفئات الكامنة الاستكشافية للبنود الاستبيانية التسعة ذاتها (A)، وحصص الفئات الموحَّدة وفق المناطق واستجابات الدرجة المركّبة الأصلية للعزوف (B). وُلائمت الفئات دون أوزان، وبلغت الإنتروبيا 0.57. والارتباط بين الفئة والعزوف تعريفي جزئيًا لأن بنود العزوف دخلت في ملاءمة الفئات.

3.6. خصائص القياس وتحليلات الحساسية

أظهرت الدرجة المركّبة الأصلية للوصمة ذات البنود الخمسة اتساقًا داخليًا منخفضًا في العينة المودعة (ألفا كرونباخ 0.28؛ أوميغا تقريبي 0.20؛ معاملات ارتباط البند بالدرجة الكلية المصححة 0.07–0.22). وتراوحت التشبعات المعيارية في التحليل التقريبي ثنائي العامل الذي يعامل البنود بوصفها متصلة بين -0.12 و0.78. وبلغ ألفا لبنود العزوف الأربعة 0.60 وأوميغا التقريبي 0.61 (التشبعات 0.38–0.67). وسجل النموذج ثنائي العامل CFI = 0.82 وTLI = 0.75 وRMSEA = 0.068؛ وكان CFI أعلى من نموذج العامل الواحد (0.74)، لكن أيًا من النموذجين لا يدعم معاملة البنود التسعة الأصلية بوصفها بُنية واحدة مُتحققًا من صلاحيتها. وتورد المقالة المصدر ألفا = 0.83 من استبيان تجريبي، وقد تختلف عينته ومجموعة بنوده، فلا ينبغي اعتبار الفرق مقارنةً مباشرة متماثلة قبل الحصول على تفاصيل تسجيل درجات التجربة الأصلية [21].

كانت النتائج وفق حدود القطع التي وضعها المصدر حساسة لاختيارها اعتباطيًا؛ فقد تراوحت النسبة الموحَّدة وفق المناطق للوصمة بين 40.4% عند حد ≥4 و9.2% عند حد ≥6، وللعزوف بين 80.5% عند حد ≥2 و37.4% عند حد ≥4. وبقيت نسبة الانتشار المعدلة أعلى من واحد في النماذج المؤرشفة ذات الحدود البديلة، لكن أحد فواصل الثقة شمل الواحد (PR 1.18؛ فاصل ثقة 95%: 0.98–1.42). ونظرًا إلى ضعف ثبات مقياس الوصمة، فإن هذه النسب المعتمدة على حدود القطع ليست تقديرات موثوقة لحالة وصمة واحدة متميزة (الجدول 3). وأفاد التدقيق المستقل المرفق بالتوافق ضمن حدود التقريب في التقديرات الرئيسة ونسبة الانتشار.

الجدول 3. المؤشرات التشخيصية للقياس وحساسية حدود القطع لمجموعي البنود الأصليين غير المتجانسين للوصمة والعزوف.

الخاصية	الدرجة المركّبة للوصمة (5 بنود)	الدرجة المركّبة للعزوف (4 بنود)
معامل ألفا كرونباخ (أوميغا ماكدونالد)	0.28 (0.20)	0.60 (0.61)
مدى التشبعات المعيارية	من -0.12 إلى 0.78	من 0.38 إلى 0.67
التحليل العاملي التوكيدي ثنائي العامل: CFI / TLI / RMSEA	0.82 / 0.75 / 0.068	النموذج نفسه
التحليل العاملي التوكيدي أحادي العامل: CFI / TLI / RMSEA	0.74 / 0.66 / 0.078	النموذج نفسه
الانتشار عند درجة القطع الأولية، % (فاصل الثقة 95%)	22.6 (20.0–25.4) (درجة ≥5)	59.7 (56.5–62.9) (درجة ≥3)
الانتشار عند درجة قطع أدنى، % (فاصل الثقة 95%)	40.4 (37.2–43.6) (درجة ≥4)	80.5 (77.7–83.0) (درجة ≥2)
الانتشار عند درجة قطع أعلى، % (فاصل الثقة 95%)	9.2 (7.4–11.2) (درجة ≥6)	37.4 (34.3–40.7) (درجة ≥4)
الانتشار غير المرجَّح عند درجة القطع الأولية، %	23.1	61.0
PR المعدلة للوصمة ← العزوف، درجات قطع بديلة	≥4: 1.22 (1.10–1.36)؛ ≥6: 1.29 (1.12–1.49)	≥2: 1.11 (1.04–1.19)؛ ≥4: 1.18 (0.98–1.42)

عامل التحليل العاملي التوكيدي (CFA) البنود متعددة الفئات بوصفها متغيرات متصلة على سبيل التقريب. وتلخص مؤشرات المطابقة ثنائية العامل مجموعتي البنود. وتغيّر تحليلات حساسية نسب الانتشار حد قطع درجة مركّبة واحدة في كل مرة؛ وتظل جميع التفسيرات مشروطة بالترميز المعرّف في المصدر وبغياب معلومات العناقيد. CFA، التحليل العاملي التوكيدي؛ CFI، مؤشر المطابقة المقارن؛ CI، فاصل الثقة؛ PR، نسبة الانتشار؛ RMSEA، الجذر التربيعي لمتوسط خطأ التقريب؛ TLI، مؤشر Tucker–Lewis.

4. المناقشة

4.1. النتائج الرئيسة

وجد هذا التحليل الثانوي لمسح الأحساء أن 59.7% من الاستجابات الموحَّدة وفق المناطق استوفت معيار العزوف المرتبط بالوصمة بحسب الاستبيان الأصلي. ويمزج هذا المعيار بين المعتقدات والتجارب المبلغ عنها والأفعال المتوقعة، ولا يجوز تفسيره على أنه نسبة البالغين الذين أخفقوا فعليًا في الوصول إلى الرعاية. وكانت درجة الوصمة ذات البنود الخمسة ضعيفة الاتساق الداخلي، ما يصعّب تفسير نسبتها وفق حد القطع. وارتبط استيفاء حد الوصمة باستيفاء حد العزوف (PR معدلة 1.21)، لكن المقياسين يتضمنان محتوى استبيانيًا متقاربًا. وتكشف تحليلات البنود المنفردة أنماطًا وصفية لا أهداف تدخل ثبتت فعاليتها سببيًا.

4.2. المقارنة بالدراسات السابقة

غيّر التوحيد وفق المناطق النسب المرتبطة بدرجتي الاستبيان تغييرًا محدودًا مقارنة بالمقالة الأصلية (من 61.0% إلى 59.7% للعزوف، ومن 23.1% إلى 22.6% للوصمة) باستخدام هوامش جغرافية ثلاث أوردها المؤلفون الأصليون [21]. ولا يثبت ذلك تمثيل العينة للسكان؛ فلم تتوفر معرّفات العناقيد أو احتمالات الاختيار الفردية أو تصحيحات عدم الاستجابة أو الجنسية. وبالنسبة إلى نتيجة شائعة، تكون نسبة الأرجحية المقابلة البالغة 1.72 أبعد عدديًا عن الواحد من نسبة الانتشار المعدلة 1.21؛ وهما يقدّران ارتباطين بمقياسين مختلفين ولا يجوز استخدامهما على نحو تبادلي [17,18].

كانت الارتباطات المتعلقة ببنود الاستبيان المنفردة استكشافية، ولم تُصحَّح لتعدد الاختبارات. وكانت مشاهدة المعاملة القاسية من أكبر نسب الانتشار المعدلة المرتبطة باستيفاء درجة العزوف، بينما لم يظهر ارتباط واضح لبند الاعتقاد بضعف الشخصية. ويتناول كل من مشاهدة سوء المعاملة وبنود العزوف تجارب أو مخاوف متعلقة بالوصمة؛ وقد يسهم المحتوى المشترك في الارتباط. ولا يمكن تحديد وسيط أو ترتيب زمني أو مسار من المعتقدات إلى الاستخدام الفعلي للعلاج من بيانات مقطعية كهذه.

توثق الدراسات السعودية عوائق متصورة متعددة أمام استشارات الصحة النفسية [5,6,8–12]. وفي الاستبيان الحالي أيّد 70.9% الاعتقاد بأن وصمة المجتمع قد تعوق طلب المساعدة؛ وهذه وجهة نظر لا معدلًا مرصودًا لاستخدام الخدمات. وتورد المقالة المصدر نسب أرجحية معدلة لنتيجة العزوف المعرّفة بالاستبيان تبلغ 1.80 (الأعمار 30–41 مقابل 18–29) و0.62 (القرى مقابل الهفوف) [21]. ووفق ترميز النتيجة في البيانات المودعة، تعني القيمتان ارتفاع أرجحية مؤشر العزوف وانخفاضها على الترتيب، رغم أن بعض نص المصدر يصف الفروق من منظور طلب المساعدة. ويجب أن يتبع تفسير الاتجاه الترميز الفعلي للنتيجة. ولا تثبت التقديرات الحالية فروقًا سببية بين المجموعات الديموغرافية، كما يحد اختيار المشاركين من إمكان التعميم.

4.3. اعتبارات القياس

يشير انخفاض ألفا لبنود الوصمة الخمسة (0.28) وتغاير تشبعاتها إلى عدم جواز تقديمها بوصفها مقياسًا موحدًا مُتحققًا من صلاحيته. وتشمل البنود مواقف خاصة واستعدادًا لدعم الآخرين ومشاهدة شخصية للتمييز؛ ولا يلزم أن تتغاير هذه المجالات معًا. ومجموعها المعتمد على حد القطع مؤشر تشغيلي وضعه المصدر، وليس قياسًا ثبتت صلاحيته السيكومترية في البيانات المودعة. وكانت بنود العزوف الأربعة أكثر اتساقًا نسبيًا، لكنها تمزج أيضًا أنواعًا مختلفة من الاستجابات، منها تقرير سابق ونوايا متوقعة. وتحليل الفئات الكامنة غير المرجَّح استكشافي، مع إنتروبيا 0.57 وتداخل تعريفي جزئي مع درجة العزوف. وينبغي للدراسات المستقبلية التحقق من أدوات عربية وقياس سلوك طلب المساعدة الفعلي، لا النوايا وحدها [19].

4.4. الأهمية بالنسبة إلى المملكة العربية السعودية

تشير النتائج إلى شيوع تأييد التصورات المتعلقة بالوصمة في المجموعة الممسوحة، لكنها لا تختبر فعالية أي تدخل لمكافحة الوصمة. وتظل مقترحات تعزيز السرية والدعم الاجتماعي والمعلومات ومسارات الوصول العملية أولويات معقولة مستندة إلى الأدبيات الأوسع [2,33–35]، لا حلولًا أثبتها هذا التحليل. وينبغي تقييم التدخلات الخاصة بالسكان باستخدام أدوات قياس صالحة ونتائج صحية مرصودة.

4.5. نقاط القوة والقيود

تشمل نقاط القوة تحليل بيانات مجهولة الهوية على مستوى البنود مع عزو واضح للمصدر، وحساسية المعايرة وفق المناطق، والإبلاغ عن نسب الانتشار بدل الاقتصار على نسب الأرجحية، وفحص أنماط البنود وتقييم حدود الدرجات المركّبة الأصلية بصورة نقدية. وتضم الحزمة المقدمة نتائج مثبتة ونصوص شيفرة وبصمات رقمية تساعد على التدقيق؛ وقد راجعت هذه المراجعة التحريرية السجلات المؤرشفة واتساق المخطوطة، لكنها لم تُعد تشغيل التحليل كاملًا بصورة مستقلة.

تقيّد النتائجَ عدة أمور. أولًا، البيانات مقطعية، وتمزج الحصائل بين التصورات والخبرات السابقة والنوايا الافتراضية بدلًا من رعاية سريرية مرصودة. ثانيًا، تعاير الأوزان فقط حصص مناطق الأحساء الثلاث التي أوردها المصدر؛ ولم تتوفر في الملف أهلية المشاركين التفصيلية أو احتمالات الاختيار أو مقام الاستجابة أو معرّفات العناقيد أو هوامش معايرة فردية، فلا يمكن إثبات التعميم الاحتمالي أو عدم اليقين المصحح بالكامل بحسب التصميم. ثالثًا، لم تُسجل الجنسية أو الإثنية، ونسبتا المشاركين العرب وغير العرب غير معروفتين، وهي مسألة مستقلة للمجلات التي تشترط أهلية سكانية محددة. رابعًا، اتساق مقياس الوصمة ذي البنود الخمسة ضعيف، وتتناول بنوده مجالات مختلفة ويغير اختيار حد القطع النسبة المعلنة بصورة ملموسة؛ كما تمزج درجة العزوف أنواع الاستجابة. خامسًا، يوفر التحليل العاملي المستمر تقريبيًا للبنود الفئوية وتحليل الفئات الكامنة الاستكشافي غير المرجَّح تشخيصًا بنيويًا تقريبيًا فقط، وكان فصل الفئات متوسطًا. سادسًا، لم تصحَّح نماذج البنود اللاحقة للتحليل لتعدد المقارنات. وأخيرًا، قد تتأثر المواقف والإفادات الذاتية بانحياز الاختيار والتذكر والقبول الاجتماعي، ولا ينبغي افتراض أن استجابات الأحساء في أواخر 2024 تمثل بقية سكان المملكة.

4.6. الانعكاسات

تدعم هذه النتائج مزيدًا من التطوير المنهجي؛ فينبغي لدراسات الأحساء أو الدراسات الوطنية المستقبلية تحديد أدوات عربية للوصمة وطلب المساعدة مُتحقق من خصائصها السيكومترية مسبقًا، وقياس استخدام الخدمات الفعلي بمعزل عن التجنب المتوقع، وتسجيل الجنسية متى كان ذلك مناسبًا أخلاقيًا، وتوثيق احتمالات الاختيار ومعرّفات العناقيد، والإبلاغ عن النتائج الخام والموحَّدة بشفافية. وقد تفيد النتائج الحالية في صياغة فرضيات بشأن العوائق المتصورة، لكنها لا تحدد بمفردها التدخل الذي سيحسن الوصول إلى الرعاية.

5. الاستنتاجات

في 1,085 مستجيبًا لمسح أُجري في الأحساء عام 2024، استوفت 59.7% من السجلات الموحَّدة وفق المناطق حد الدرجة المركّبة الذي حدده المصدر للعوائق المرتبطة بالوصمة أمام طلب المساعدة، فيما استوفت 22.6% حد درجة الوصمة غير المتجانسة التي وضعها المصدر. وهذه نسب درجات استبيانية لا تثبت معدلات التجنب الفعلي للرعاية أو انتشارها بين السكان ككل. وكان الارتباط المعدل بين المؤشرين متواضعًا (PR 1.21)، وأظهرت بنود الوصمة الخمسة اتساقًا داخليًا ضعيفًا (ألفا 0.28). وينبغي للمسوح المستقبلية استخدام مقاييس مُتحقق من صلاحيتها ومتمايزة للوصمة واستخدام الرعاية، وتوثيق تصميم المعاينة لتمكين الاستدلال السكاني الموثوق.

الإقرارات

بيان مجلس المراجعة المؤسسية: تفيد الدراسة المصدر بأن المسح الأصلي حصل على موافقة أخلاقية من جامعة الملك فيصل برقم KFU-REC-2024-OCT-ETHICS2653 [21]. واستخدم هذا التحليل الثانوي بيانات مجهولة الهوية مودعة علنًا ولم يستقطب مشاركين جدد.

بيان الموافقة المستنيرة: تورد المقالة المصدر أن المشاركين في المسح الأصلي قدموا موافقة مستنيرة مكتوبة [21]. ولم يُستقطب مشاركون جدد لهذا التحليل الثانوي.

بيان إتاحة البيانات: البيانات المصدر متاحة علنًا على الرابط https://doi.org/10.6084/m9.figshare.31811980.v2 بموجب ترخيص CC BY 4.0 [21]. وتضم حزمة التحليل الثانوي المقدمة شيفرات R وPython وملخصات نتائج مؤرشفة وبصمات رقمية.

الشكر والتقدير: يُنسب الفضل إلى الباحثين الأصليين لإتاحة بيانات المصدر بموجب ترخيص CC BY 4.0. ولا ينبغي لهذا العمل الثانوي أن يوحي بأن مالكي البيانات أقرّوا تفسيراته الجديدة.

المراجع

[1] GBD 2019 Mental Disorders Collaborators. Global, regional, and national burden of 12 mental disorders in 204 countries and territories, 1990–2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. The Lancet Psychiatry. 2022;9(2):137-150. doi:10.1016/S2215-0366(21)00395-3 PMID: 35026139

[2] Thornicroft G, Sunkel C, Alikhon Aliev A, Baker S, Brohan E, El Chammay R, et al. The Lancet Commission on ending stigma and discrimination in mental health. Lancet. 2022;400(10361):1438-1480. doi:10.1016/S0140-6736(22)01470-2 PMID: 36223799

[3] Clement S, Schauman O, Graham T, Maggioni F, Evans-Lacko S, Bezborodovs N, et al. What is the impact of mental health-related stigma on help-seeking? A systematic review of quantitative and qualitative studies. Psychol Med. 2015;45(1):11-27. doi:10.1017/S0033291714000129 PMID: 24569086

[4] Schnyder N, Panczak R, Groth N, Schultze-Lutter F. Association between mental health-related stigma and active help-seeking: systematic review and meta-analysis. Br J Psychiatry. 2017;210(4):261-268. doi:10.1192/bjp.bp.116.189464 PMID: 28153928

[5] Al-Subaie AS, Altwaijri YA, Al-Habeeb A, Bilal L, Almeharish A, Sampson NA, et al. Lifetime treatment of DSM-IV mental disorders in the Saudi National Mental Health Survey. Int J Methods Psychiatr Res. 2020;29(3):e1837. doi:10.1002/mpr.1837 PMID: 32529763

[6] Alangari AS, Knox SS, Kristjansson AL, Wen S, Innes KE, Bilal L, et al. Barriers to Mental Health Treatment in the Saudi National Mental Health Survey. Int J Environ Res Public Health. 2020;17(11). doi:10.3390/ijerph17113877 PMID: 32486182

[7] Altwaijri Y, Al-Habeeb A, Al-Subaie A, Bruffaerts R, Bilal L, Hyder S, et al. Dual burden of chronic physical conditions and mental disorders: Findings from the Saudi National Mental Health Survey. Front Public Health. 2023;11:1238326. doi:10.3389/fpubh.2023.1238326 PMID: 38089017

[8] Mohamed AA, Alomair SM, Alnijadi AA, Abd Aziz F, Almulhim AS, Hammad MA, et al. Barriers to Mental Illness Treatment in Saudi Arabia: A Population-Based Cross-Sectional Study. Cureus. 2024;16(2):e53797. doi:10.7759/cureus.53797 PMID: 38465168

[9] Aljhani S, Aldughayim S, Alsweed Z, Alherbish S, Alhumaid F, Alismail R, et al. Barriers to Treatment of Mental Disorders in Saudi Arabia. Psychiatr Q. 2025;96(1):75-89. doi:10.1007/s11126-024-10104-8 PMID: 39614039

[10] Alissa NA. Social barriers as a challenge in seeking mental health among Saudi Arabians. J Educ Health Promot. 2021;10:143. doi:10.4103/jehp.jehp_819_20 PMID: 34222518

[11] Alhumaidan NI, Alotaibi TA, Aloufi KS, Althobaiti AA, Althobaiti NSA, Althobaiti K, et al. Barriers to Seeking Mental Health Help in Saudi Arabia: A Systematic Review. Cureus. 2024;16(5):e60363. doi:10.7759/cureus.60363 PMID: 38883041

[12] Noorwali R, Almotairy S, Akhder R, Mahmoud G, Sharif L, Alasmee N, et al. Barriers and Facilitators to Mental Health Help-Seeking among Young Adults in Saudi Arabia: A Qualitative Study. Int J Environ Res Public Health. 2022;19(5). doi:10.3390/ijerph19052848 PMID: 35270539

[13] BinDhim NF, Althumiri NA, Ad-Dab'bagh Y, Alqahtani MMJ, Alshayea AK, Al-Luhaidan SM, et al. Exploring Mental Health Literacy and Its Associated Factors: A National Cross-Sectional Study in Saudi Arabia, 2023. Risk Manag Healthc Policy. 2024;17:355-363. doi:10.2147/RMHP.S442425 PMID: 38405268

[14] Almanasef M. Mental Health Literacy and Help-Seeking Behaviours Among Undergraduate Pharmacy Students in Abha, Saudi Arabia. Risk Manag Healthc Policy. 2021;14:1281-1286. doi:10.2147/RMHP.S289211 PMID: 33790673

[15] McGrath JJ, Al-Hamzawi A, Alonso J, Altwaijri Y, Andrade LH, Bromet EJ, et al. Age of onset and cumulative risk of mental disorders: a cross-national analysis of population surveys from 29 countries. Lancet Psychiatry. 2023;10(9):668-681. doi:10.1016/S2215-0366(23)00193-1 PMID: 37531964

[16] McNeish D. Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. Psychol Methods. 2018;23(3):412-433. doi:10.1037/met0000144 PMID: 28557467

[17] Zou G. A modified poisson regression approach to prospective studies with binary data. Am J Epidemiol. 2004;159(7):702-6. doi:10.1093/aje/kwh090 PMID: 15033648

[18] Barros AJ, Hirakata VN. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. BMC Med Res Methodol. 2003;3:21. doi:10.1186/1471-2288-3-21 PMID: 14567763

[19] BinDhim NF, Althumiri NA, Al-Luhaidan SM, Alhajji M, Saad SYA, Alyami H, et al. Cultural adaptation and validation of the mental illness associated stigma scale for Arabic-speaking population in Saudi Arabia. Front Psychiatry. 2023;14:1265096. doi:10.3389/fpsyt.2023.1265096 PMID: 38293593

[20] Alamer M, Alsaad A, Al-Ghareeb M, Almomatten A, Alaethan M, AlAmeer MA. Mental Stigma Among Al-Ahsa Population in Saudi Arabia. Cureus. 2021;13(11):e19710. doi:10.7759/cureus.19710 PMID: 34976480

[21] Elmosaad YM, Alabdulqader Z, Alhaddad M, Aatif M, Al Jowf GI. Mental illness stigma and its impact on help-seeking behavior among residents of the Eastern Region, Saudi Arabia: A cross-sectional study. PLoS One. 2026;21(6):e0350860. doi:10.1371/journal.pone.0350860 PMID: 42340996

[22] Vogel DL, Armstrong PI, Tsai PC, Wade NG, Hammer JH, Efstathiou G, et al. Cross-cultural validity of the Self-Stigma of Seeking Help (SSOSH) scale: examination across six nations. J Couns Psychol. 2013;60(2):303-310. doi:10.1037/a0032055 PMID: 23458605

[23] Lumley T. Analysis of complex survey samples. J Stat Softw. 2004;9(8):1-19. doi:10.18637/jss.v009.i08

[24] Linzer DA, Lewis JB. poLCA: an R package for polytomous variable latent class analysis. J Stat Softw. 2011;42(10):1-29. doi:10.18637/jss.v042.i10

[25] Nylund KL, Asparouhov T, Muthén BO. Deciding on the Number of Classes in Latent Class Analysis and Growth Mixture Modeling: A Monte Carlo Simulation Study. Struct Equ Modeling. 2007;14(4):535-569. doi:10.1080/10705510701575396

[26] Igolkina AA, Meshcheryakov G. semopy: A Python Package for Structural Equation Modeling. Struct Equ Modeling. 2020;27(6):952-963. doi:10.1080/10705511.2019.1704289

[27] Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Struct Equ Modeling. 1999;6(1):1-55. doi:10.1080/10705519909540118

[28] von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. J Clin Epidemiol. 2008;61(4):344-9. doi:10.1016/j.jclinepi.2007.11.008 PMID: 18313558

[29] Sharma A, Minh Duc NT, Luu Lam Thang T, Nam NH, Ng SJ, Abbas KS, et al. A Consensus-Based Checklist for Reporting of Survey Studies (CROSS). J Gen Intern Med. 2021;36(10):3179-3187. doi:10.1007/s11606-021-06737-1 PMID: 33886027

[30] Slewa-Younan S, Narchal R, Das R, Krstanoska-Blazeska K, Blignault I, Li B, et al. Gender, Mental Health Stigma, and Help-Seeking in Arabic- and Swahili-Speaking Communities in Australia. Int J Environ Res Public Health. 2024;21(12). doi:10.3390/ijerph21121619 PMID: 39767460

[31] Al Azdi Z, Saif SI, Ashraf Kushal S, Islam MT, Maaz L, Reza S, et al. Gender differences in mental health help-seeking behaviour in Bangladesh: findings from a cross-sectional online survey. BMJ Open. 2025;15(5):e091933. doi:10.1136/bmjopen-2024-091933 PMID: 40335139

[32] Baklola M, Terra M, Taha A, Elnemr M, Yaseen M, Maher A, et al. Mental health literacy and help-seeking behaviour among Egyptian undergraduates: a cross-sectional national study. BMC Psychiatry. 2024;24(1):202. doi:10.1186/s12888-024-05620-7 PMID: 38475754

[33] Crockett MA, Núñez D, Martínez P, Borghero F, Campos S, Langer ÁI, et al. Interventions to Reduce Mental Health Stigma in Young People: A Systematic Review and Meta-Analysis. JAMA Netw Open. 2025;8(1):e2454730. doi:10.1001/jamanetworkopen.2024.54730 PMID: 39813031

[34] Makhmud A, Thornicroft G, Gronholm PC. Indirect social contact interventions to reduce mental health-related stigma in low- and middle-income countries: systematic review. Epidemiol Psychiatr Sci. 2022;31:e79. doi:10.1017/S2045796022000622 PMID: 36348492

[35] McCullock SP, Scrivano RM. The effectiveness of mental illness stigma-reduction interventions: A systematic meta-review of meta-analyses. Clin Psychol Rev. 2023;100:102242. doi:10.1016/j.cpr.2022.102242 PMID: 36563518

Published by Lumora Journals · lumora.sa · CC BY 4.0