

## **Capital social, salud mental y bienestar en población migrante: un meta-análisis**

Tania-Evher Galicia-Hernández<sup>1</sup>, Itziar Alonso-Arbiol<sup>2</sup> y Darío Páez<sup>3</sup>

<sup>1,2</sup>*Universidad del País Vasco UPV/EHU*

<sup>3</sup>*Facultad de Educación y Ciencias Sociales, Universidad Andrés Bello, Chile*

---

La siguiente revisión meta-analítica se centra en la relación entre capital social y salud mental en población migrante. Basados en 15 estudios, con 23 muestras y  $N = 24,000$  individuos, se encontró un efecto aleatorio de  $r = .188$  ( $IC = .121$  a  $.254$ ) y explica el 3.5% de la varianza en bienestar, frente al 1% de la estrategia de aculturación de biculturalismo. El impacto del capital social es mayor en el bienestar psicológico, medio en la salud mental y menor en el subjetivo. El impacto de las mediciones cognitivas subjetivas es mayor que el de las medidas estructurales y meso sociales. El efecto es mayor en hombres, en inmigrantes de mayor edad y en personas empleadas. Los resultados confirman que el capital social parece desempeñar un papel protector en la salud mental y bienestar de la población migrante.

*Palabras clave:* bienestar psicológico, bienestar subjetivo, capital social, inmigrantes, meta-análisis, salud mental.

### **Social Capital, Mental Health and Wellbeing in the Migrant Population: A Meta-Analysis**

The following meta-analytic review focuses on the relationship between social capital and mental health in the migrant population. Based on 15 studies, with 23 samples and  $N = 24,000$  subjects, a random effect of  $r = .188$  ( $CI = .121$  to  $.254$ ) was found, explaining 3.5% of variance on wellbeing in comparison to 1% explained by biculturalism as strategy of acculturation. The impact of social capital is greatest on psychological well-being, medium on mental health, and least on subjective well-being. The impact of subjective cognitive measurements is greater than that of structural and mesosocial measures. The effect is greater in men, in older immigrants and in employees. The results confirm that the social capital seems to play a protective role in migrant populations' mental health and well-being.

*Keywords:* psychological well-being, subjective well-being, social capital, immigrants, meta-analysis, mental health.

Tania-Evher Galicia-Hernández  <https://orcid.org/0000-0003-2063-0491>

Itziar Alonso-Arbiol  <https://orcid.org/0000-0002-4638-085>

Darío Páez  <https://orcid.org/0000-0002-8459-6037>

Toda correspondencia concerniente a este artículo debe ser dirigida a Tania E. Galicia-Hernández. Email: [evher.academico@gmail.com](mailto:evher.academico@gmail.com), a Itziar Alonso-Arbiol. Email: [itziar.alonso@ehu.eus](mailto:itziar.alonso@ehu.eus) o a Darío Páez. Email: [d.paezrovira@uandresbello.edu](mailto:d.paezrovira@uandresbello.edu)



### **Capital Social, Saúde Mental e Bem-estar na População Migrante: Uma Meta-Análise**

A seguinte revisão meta-analítica centra-se na relação entre capital social e saúde mental na população migrante. Com base em 15 estudos, com 23 amostras e  $N = 24.000$  indivíduos, foi encontrado um efeito aleatório de  $r = 0,188$  (IC = 0,121 a 0,254) explicando el 3,5% de la varianza en dem-estar frente al 1% no biculturalismo. O impacto da capital social é maior no bem-estar psicológico, médio na saúde mental e menor no bem-estar subjetivo. O impacto das medidas cognitivas subjetivas é maior do que as medidas estruturais e mesossociais. O efeito é maior nos homens, nos imigrantes mais velhos e nos empregados. Os resultados confirmam que entre as populações migrantes o capital social parece desempenhar um papel protetor na saúde mental e no bem-estar.

*Palavras-chave:* bem-estar psicológico, bem-estar subjetivo, capital social, imigrantes, meta-análise, saúde mental.

---

Este estudio fue financiado parcialmente por una ayuda del Gobierno Vasco a Grupos de Investigación (grupo Consolidado 'Cultura, Cognición y Emoción'; IT1598-22) y por una ayuda del Ministerio de Ciencia e Innovación de España (PID2020-115738GB-I00, financiado por MCIN/AEI/10.13039/501100011033/).

Según el último informe presentado por la Organización de Naciones Unidas (2020), se estima que en 2020 había aproximadamente 281 millones de personas migrantes internacionales (el 3.5% de la población mundial). Puesta en contexto, esta cifra es más notoria aún si consideramos su aumento en términos absolutos en las últimas cinco décadas; representa un aumento en 128 millones la cifra de 1990 y triplica el número de 1970 (pasando del 2.3% al 3.6%). Existe el conocimiento de que el medio social al que tienen que adaptarse las personas que emigran influye en la salud y el bienestar de estas (e.g., De Jesus et al., 2023; du Plooy et al., 2019; Wallace et al., 2019). En el presente estudio se utiliza el constructo de salud mental de manera general para englobar tanto el malestar como el bienestar (Greenspoon & Saklofske, 2001). Así, se revisarán estudios que evalúan el bienestar subjetivo y psicológico, o bien la calidad de vida vinculada a la salud/enfermedad física, y/o los síntomas de malestar psicológico. Esta última faceta se emplea como etiqueta de salud mental en sentido estricto, equivalente a ausencia de síntomas de depresión, ansiedad y psicosomáticos.

Un elemento importante que se puede asociar al bienestar de los migrantes, además del alto estatus, es la experiencia de aculturación<sup>1</sup>. Un meta-análisis de estudios sobre inmigrantes latinos en EEUU encontró un efecto ambivalente del tiempo de aculturación: a mayor tiempo de residencia y aprendizaje lingüístico, mayor es el bienestar eudaimónico evaluado a través de la autoestima,  $r = .28$ , aunque también se revelan más síntomas de trastornos afectivos:  $r = .08$  (Moyerman & Forman, 1992). Hay meta-análisis que sugieren que la estrategia de aculturación de integración de la cultura de origen y de acogida o biculturalismo, al igual que la orientación a la cultura de origen o separación, así como la orientación a la cultura de acogida o asimilación,

<sup>1</sup> Agradecemos al revisor que incitó a discutir la relación entre aculturación y bienestar para mejorar el artículo.

se asocian ligeramente al bienestar y a menor malestar, con tamaños del efecto de  $r = .11$ ,  $r = .08$  y  $r = .10$  respectivamente (Grigoryev et al., 2023; Nguyen & Benet-Martínez, 2013; Yoon et al., 2013).<sup>2</sup> Es decir, sugieren que las tres estrategias se asocian ligeramente al bienestar y cuestionan el carácter supuestamente más adaptativo del bi-culturalismo. Sin embargo, un meta-análisis de los estudios longitudinales no confirma la relación predictiva entre el tipo de estrategia de aculturación y el bienestar, controlando el nivel de línea base del bienestar (Bierwaczek & Kunst, 2021). Los resultados anteriores muestran el efecto limitado de las estrategias empleadas por las personas migrantes para afrontar su experiencia. Por ello creemos que examinar cómo la sociedad de acogida permite construir capital social es relevante para entender el bienestar de las personas migrantes, desplazando el análisis de las actitudes y conductas individuales de estos a su inserción social.

<sup>2</sup> Para justificar lo planteado en la introducción, hemos integrado aquí los tres meta-análisis existentes sobre aculturación y bienestar. Estos meta-análisis operacionalizan las estrategias de aculturación como orientación hacia la cultura de acogida (asimilación), orientación a la cultura de origen (separación) y orientación a ambas (integración o bi-culturalismo) (ver Tabla 1). Los estudios evalúan la relación entre estrategias y el ajuste, definiéndose esta como ajuste psicológico o bienestar de todo tipo, por un lado, y como ajuste sociocultural conductual o integración laboral, situación legal, aprendizaje lingüístico por otro lado (Bierwaczek & Kunst, 2021; Grigoryev et al., 2023; Nguyen & Benet-Martínez, 2013) o como síntomas de malestar y de bienestar emocional (Yoon et al., 2013). La relación entre orientación a la cultura de acogida y hacia la de origen es negativa ( $r = -.19$ ), mostrando que son relativamente independientes. Los ritmos de las estrategias de aculturación varían según la dimensión; los cambios externos conductuales y públicos son más rápidos que los privados en valores e identidad (Yoon et al., 2020). La relación entre la estrategia de bi-culturalismo o integración y ajuste es mayor con el ajuste sociocultural o conductual que con el psicológico o bienestar. La relación también fue mayor en el caso del bienestar (satisfacción vital) que en el de malestar (síntomas psicológicos). También es más fuerte en países con mayor tolerancia ante la migración y orientación multicultural (Grigoryev et al., 2023). Hemos integrado las asociaciones ponderándolas por el tamaño muestral y dado que son estimaciones con supuesta generalización transcultural, hemos estimado un efecto fijo 'mundial.' Todas las estrategias de aculturación se asocian positivamente al bienestar, con un tamaño del efecto de alrededor de .10, explicando un 1% de la varianza en bienestar. La estimación de la asociación entre bienestar y biculturalismo ( $r = .11$ ) es similar a la del re-análisis de Grigoryev et al. (2023) de los datos de Nygen y Benet (2013). La asociación entre separación y bienestar es similar a la estimación de la asociación entre identidad social étnica (aspecto clave de la separación) y menor malestar en migrantes en EEUU,  $r = -.09$  con síntomas de depresión y  $r = -.08$  con síntomas de ansiedad (Brance et al., 2023). Es decir, nuestras estimaciones de asociación con el bienestar ( $r = .11$  para la estrategia de biculturalismo y de  $r = .08$  para separación), parecen sólidas. Finalmente, destaquemos que hay pocos estudios en América, Europa del Sur y Asia, y hay sobre-representación de jóvenes y estudiantes. Todo esto limita las inferencias.

**Tabla 1**

*Tabla de Integración Meta-analítica:  $r$  Estimadas Aleatorias y  $r$  Media Total Ponderada por Tamaño de la Muestra Efecto Fijo*

| Meta análisis                                                                           | Asimilación u orientación a cultura de acogida | Separación u orientación a cultura de origen | Bi-culturalismo o integración cultura de origen y de acogida al mismo tiempo |
|-----------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------|----------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------|
| Nguyen y Benet-Martínez (2007); Re-análisis de Bierwaczzonek y Kunst (2021) / VD Ajuste | $N = 18,406$ ,<br>$r = .12$                    | $N = 20,082$ ,<br>$r = .11$                  | $N = 23,197$ , $r = .09$                                                     |
| Yoon et al. (2013)<br>VD: Síntomas malestar                                             | $N = 46,777$ ,<br>$r = -.10$                   | $N = 15,205$ ,<br>$r = .02$                  | $N = 2,051$ , $r = -.14$                                                     |
| Yoon et al. (2013)<br>VD: Bienestar                                                     | $N = 20,578$ ,<br>$r = .10$                    | $N = 13,064$ ,<br>$r = .14$                  | $N = 2,565$ , $r = .10$                                                      |
| Grigoryev et al. (2023)<br>VD: Ajuste                                                   |                                                |                                              | $N = 7,576$ , $r = .18$<br>$N = 5,366$ , $r = .17$                           |
| Promedio ponderado de todos los estudios                                                | $N = 85,761$ ,<br>$r = .10$<br>IC .09 a .11    | $N = 48,351$ ,<br>$r = .08$<br>IC .07 a .09  | $N = 40,775$ , $r = .11$<br>IC .10 a .12                                     |

*Nota.* VD = variable dependiente o criterio del meta análisis;  $r$  = correlación estimada efecto modelo aleatorio;  $r$  = correlación global efecto modelo fijo, IC = intervalo de confianza del efecto de 95%.

Emplearemos el concepto de capital social (CS) para entender las formas en que el medio social afecta al bienestar individual y comunitario (Adedeji, 2021; du Plooy et al., 2020; Łukaszewska-Bezulska, 2021). Una reciente revisión narrativa que examinó el rol del CS en el bienestar de inmigrantes señaló la existencia de una relación positiva con el bienestar en cinco de las ocho veces que se probó la asociación (Adedeji, 2021), hecho que sugiere que el CS representa un factor favorable de la calidad vida entre las poblaciones migrantes.

En la citada investigación el CS se midió de diferentes formas mediante la participación social, el tamaño de la red social, la confianza y la reciprocidad, mientras que la calidad de vida se concibió como la ausencia de enfermedad y el bienestar físico, mental y social. Si bien dicho estudio aporta claves interesantes para el análisis del efecto del CS sobre la calidad de vida de personas migrantes —especialmente apuntando a la especificidad de los distintos indicadores de CS evaluados—, no obstante, resulta imprescindible una aproximación que cuantifique y verifique tales efectos diferenciales. En este sentido, y para superar esta laguna de conocimiento, este artículo examina la relación entre capital social y bienestar en la población migrante mediante una revisión meta-analítica, duplicando el número de estudios de la revisión anterior y permitiendo una estimación cuantitativa de la asociación en inmigrantes entre CS y bienestar, concebido en la presente investigación como menores síntomas y mayor bienestar subjetivo y psicológico (Greenspoon & Saklofske, 2001).

A lo largo de este artículo, primeramente, revisaremos la conceptualización y medición del capital social y su relación con el bienestar y salud mental. A continuación, describiremos cómo se ha concebido y evaluado el CS y el bienestar de manera específica en la literatura que versa sobre los estudios con personas inmigrantes. Posteriormente, describiremos la metodología empleada en el meta-análisis, detallando los análisis llevados a cabo y el software empleado. Los resultados se reportarán tanto para dar cuenta de los análisis de efectos principales como de los análisis de moderación. Finalmente, y como colofón, se ponen en contexto los resultados que se desprenden del análisis, resaltando una serie de conclusiones que permiten poner en valor los mismos en un área aplicada.

### **Definición de Capital Social (CS)**

Aunque no existe una definición única de CS, en las siguientes líneas trataremos de resumir algunas de las aportaciones teóricas principales sobre el concepto que permitan delimitarlo. El CS podría referirse

a la propia movilización de recursos y formas de capital económico, simbólico y social accesibles en las relaciones sociales de una persona o, en un carácter más metafórico, a sus consecuencias: es decir, a los beneficios derivados precisamente de tales conexiones sociales (Moore & Carpiano, 2020; Ponthieux, 2006). Bourdieu (1986), por su parte, definió el capital social como la acumulación de recursos reales o potenciales que están unidos a la posesión de una red duradera de relaciones más o menos institucionalizadas de reconocimiento mutuo. Ello implica que el CS se caracterizaría por la existencia de fuertes redes sociales y un alto nivel de confianza generalizada (Oyanedel & Paez, 2021; Ponthieux, 2006). Coleman (1990) alude precisamente en su definición del CS al nivel de confianza y reciprocidad existente entre los miembros de la comunidad y subraya el éxito del control social informal, o eficacia colectiva como elemento definitorio principalmente; basándose en esta perspectiva, los estudios de Putnam (2000) han mostrado su aplicabilidad en gobernanza al mostrar que la confianza social y el compromiso cívico estaban altamente correlacionados con el éxito de los gobiernos locales.

### **CS como Variable Colectiva e Individual**

El CS puede medirse a nivel contextual (densidad de asociaciones, etc.) y a nivel individual (o incluso a ambos niveles). El CS en el primer sentido, como un proceso o variable de nivel colectivo o agregado, lo diferencia del CS como una variable individual de percepción subjetiva de pertenencia social. Por ejemplo, Becares y Nazroo (2013), argumentando que el CS es una característica colectiva que debe medirse a nivel contextual, agregaron las puntuaciones de CS individual a nivel de barrio, utilizando la puntuación media de los encuestados en un barrio determinado como variable colectiva en sus análisis. También se consideran indicadores no agregados o ecológicos (se toman indicadores de cantidad de sindicatos, asociaciones, etc. en la unidad grupal – Oyanedel & Paez, 2021).

Por otro lado, cuando se considera el CS como una variable individual, se puede hacer hincapié o bien en las relaciones sociales estructurales o bien en el nivel subjetivo o “cognitivo” (i.e., confianza social, normas sociales). Se explicita a continuación cómo se concibe y cómo se evalúa cada uno de estos dos niveles de análisis.

### **CS como Variable Individual: Niveles Estructural y Subjetivo**

El CS estructural se refiere a la cantidad de relaciones y de pertenencia a instituciones que pueden unir a los individuos y a los grupos; por ejemplo, las investigaciones cuentan el número total de contactos que la persona encuestada conoce y que tienen ocupaciones de una lista generadora de posiciones (Van der Gaag et al., 2005). Desde un enfoque de recursos de red, el CS es visto como los recursos incrustados en las redes sociales a los que los individuos pueden acceder o utilizar para acciones instrumentales y movilizar para fines personales (Portes, 1998). El CS concebido como redes se evalúa en varias dimensiones que incluyen el tamaño de la red —por ejemplo, “¿Cómo califica el número de sus amigos?”—, o los recursos —p. ej., “Entre todos sus parientes, vecinos, amigos, compañeros de trabajo y compañeros de clase, ¿cuántos tienen amplias conexiones con otros?”— (Oyanedel & Paez, 2021).

El CS subjetivo o cognitivo incluye aspectos psicosociales tales como la confianza social, el apoyo social, las normas de reciprocidad, el control social, la cohesión social percibida y la sociabilidad informal (Moore & Carpiano, 2020). A nivel operacional, este CS cognitivo o subjetivo se evalúa con preguntas sobre la confianza, por ejemplo: “Entre sus compañeros/as de trabajo/ocio, ¿en cuántos/as puede confiar?” (Wang et al., 2014). Otros indicadores utilizados para su medición incluyen el apoyo social (p. ej., “¿Cuántos de sus compañeros/as de trabajo/ocio le ayudarán definitivamente si lo solicita?”), la reciprocidad (p. ej., “Los miembros que ayudan a otros miembros saben que se les devolverá el favor”) y la percepción de normas de comportamiento, eficacia o control social (p. ej., “Los miembros de



[*nombre de la organización*] que se comportan de forma inadecuada son reprendidos”) (Forsell et al., 2022).

Se ha planteado que el capital social es una versión más macro y ampliada del constructo apoyo social – y, de hecho, como señalamos en otro lugar, las medidas de apoyo social se usan también como indicador de CS (Oyanedel & Paez, 2021). El énfasis del capital social en las redes sociales y sus características lo diferencian de los estudios meramente focalizados en el apoyo social, aunque la visión estructural del capital social no es muy diferente de la visión estructural del apoyo social. De hecho, las medidas de capital social ‘cognitivo’ que incluyen la confianza social, las normas de reciprocidad, la cohesión social percibida y la sociabilidad informal, se acercan más al enfoque del apoyo social (Moore & Carpio, 2020).

Concluyendo, concebimos el capital social como el conjunto de normas, redes y organizaciones de las que las personas puede extraer o capitalizar recursos, construidas sobre relaciones de confianza y reciprocidad. El capital social implica aspectos estructurales —i.e., tamaño de la red, la existencia de organizaciones y la frecuencia de participación en ellas—, así como aspectos cognitivos subjetivos, —i.e., apoyo social, cohesión, normas de reciprocidad, confianza generalizada, eficacia colectiva y control social (Oyanedel & Paez, 2021). De facto, se utilizarán las operacionalizaciones de los estudios; la mayoría de ellas son mediciones de nivel individual y centradas en las dimensiones micro-sociales subjetivas.

## **Relación entre CS y Bienestar**

El concepto de CS es útil para estudiar el impacto de las relaciones/redes interpersonales en el bienestar y la salud mental, como se ha puesto de manifiesto en diversas ocasiones (e.g., Adedeji, 2021; Ehsan et al., 2019; Nyqvist et al., 2013; Rodríguez-Pose & Von Berlepsch, 2014). La idea subyacente es que una situación óptima sería aquella en la que existan más lazos que sean accesibles a través de la red social de un individuo. Se han llevado a cabo algunos trabajos que

sintetizan los estudios realizados al respecto, y cuyos resultados principales con relación al tema bajo estudio aquí se comenta brevemente a continuación. En primer lugar, destacamos una meta-revisión de la asociación entre la CS y la salud realizada por Ehsan et al. (2019); en ella se concluye que nueve revisiones proporcionaron evidencia fuerte, y 16 proporcionaron evidencia de débil a moderada de que la CS está relacionada positivamente con la salud. En dicha recopilación se consideraron revisiones que incluían tanto la salud física como la salud referida a sintomatología mental, con una menor representación de otros aspectos de bienestar. Un meta-análisis sobre CS y problemas de salud física (enfermedad cardiovascular, cáncer y mortalidad) encontró que había efectos ligeramente positivos para los indicadores de confianza (medidos principalmente a nivel individual) y de participación social y cívica (medidos principalmente a nivel colectivo ecológico), pero no encontraron ningún efecto para otros indicadores de CS (es decir, apoyo social percibido, norma de reciprocidad, sentido de comunidad o redes sociales) (Choi et al., 2014). En general, los estudios han encontrado sistemáticamente un vínculo entre las características del capital social y el bienestar: los niveles de interacción social y la confianza se asociaron con la felicidad en varios países europeos (Rodríguez-Pose & Von Berlepsch, 2014) y la cohesión social en el barrio se asocia positivamente con la felicidad en un estudio llevado a cabo en diez grandes ciudades del mundo (Leyden et al., 2011). Asimismo, los individuos con una red social más amplia, que percibían una mayor cohesión social y que confiaban en sus vecinos, eran más propensos a informar de un mayor bienestar (Hart et al., 2018). Las asociaciones entre la confianza y las normas sociales y el bienestar (por ejemplo, la satisfacción con la vida) son similares o inferiores a las del apoyo social: de  $r = .10$  a  $r = .15$ . No obstante, en dichas revisiones también aparecen estudios que no encuentran un impacto positivo del CS, además de otros que han apoyado la tesis de que el capital social puede tener efectos negativos de contagio: por ejemplo, conocer a más personas de clase trabajadora se asocia con una peor salud autocalificada en Bélgica e Inglaterra (Ehsan et al., 2019).

Es relevante hacer una aproximación global del bienestar (Greenspoon y Saklofske, 2001), que implica la ausencia de malestar, el bienestar subjetivo, tanto hedónico cognitivo o satisfacción con la vida, como el hedónico emocional o balanza de afectos y el eudaimónico o psicológico o de crecimiento personal (Keyes, 2002). De facto, los estudios integrados en el presente meta-análisis utilizarán mediciones de bienestar hedónico y en menor medida eudaimónico, además de medidas de calidad vida vinculada a la salud y síntomas psicosomáticos, depresivos y ansiosos – que etiquetamos como salud mental.

## **CS y Bienestar en la Migración**

Entre las poblaciones migrantes, el CS parece desempeñar un papel protector en la salud mental, asociado a un mejor apoyo, mayor bienestar, mayor acceso a recursos, incluidos sanitarios, y a una menor exposición a la discriminación (Adedeji, 2021; Tortelli et al., 2017). Esto es especialmente cierto en el caso de los inmigrantes, quienes están expuestos a múltiples estresores relacionados con la pérdida y la adaptación a una nueva cultura, la deteriorada salud física y mental, las dificultades económicas, el desempleo y la falta de educación, factores todos ellos que actúan conjuntamente para aumentar el riesgo de salud mental y física debilitada (Adedeji, 2021; Lincoln et al., 2021; Schmitt et al., 2014).

Contradiendo, o al menos relativizando esta visión de los migrantes como población sufriente, cuando se examinan aspectos del bienestar distintos del distrés (o malestar) emocional, se antoja imprescindible una contextualización cultural: los estudios del *World Happiness Report* (Helliwell, Layard et al., 2018) han mostrado que en general las personas inmigrantes tienen tanto bienestar como las nativas. Sin embargo, en los países de mayor bienestar general, los inmigrantes son ligeramente menos felices que los nativos, mientras que en los países menos felices ocurre lo contrario. El bienestar de los inmigrantes depende no solo del bienestar de los autóctonos, sino también del nivel de felicidad del país de origen del inmigrante: si un emigrante

va de un país de menor bienestar a otro de mayor, como es el caso en general, acabará siendo algo menos feliz que los nativos. Pero lo contrario es cierto si se emigra de un país de mayor bienestar a un país de menor bienestar. Según se desprende del citado informe mundial, el bienestar de los/as inmigrantes también se asocia a la mayor aceptación o tolerancia de la población local hacia dicha población, evaluada por las respuestas de los individuos autóctonos a las preguntas acerca de si era “bueno” o “malo” tener inmigrantes en el país, tener un inmigrante como vecino, y que un inmigrante se case con su pariente cercano (Helliwell, Aknin et al., 2018). Estos resultados sugieren que predomina en los migrantes el bienestar más que el malestar<sup>3</sup>, así como que la facilidad de integración social, obviamente vinculada a la posibilidad de tener acceso a capital social, se asocia al bienestar. Es decir, el capital social puede ser clave para entender el bienestar de las personas migrantes. Asimismo, el estado de la cuestión apunta a la necesidad de, por un lado, aplicar una mirada diferenciada hacia los distintos aspectos de bienestar —psicológico, subjetivo y (ausencia de) estrés— que podrían asociarse al CS y, por otro lado, llevar a cabo este examen considerando como posible moderador el flujo migratorio que acarrea (i.e., el país de destino).

Con relación a los estudios sobre CS en personas migrantes, estos han utilizado las diferentes facetas de este concepto, así como indicadores diversos para evaluarlo. Con respecto al CS estructural, se ha utilizado el tamaño de la red y de recursos (e.g., Dong y Chang, 2017; Tatarko et al., 2020). Por ejemplo, Tatarko et al. (2020) emplearon el generador de recursos, el cual pide a los individuos encuestados que indiquen cuántos de sus conocidos/as pueden prestarles recursos domésticos que pueden movilizarse para ayudarlo en la vida cotidiana o para mejorar sus condiciones de vida (por ejemplo, ayuda para una mudanza o mejoras en el hogar, o préstamo de dinero) o recursos profesionales que pueden ser útiles a la hora de solicitar un puesto de trabajo

<sup>3</sup> La diferencia general entre bienestar de los nativos con los migrantes es de alrededor de 0.1 puntos sobre 10 y la media de ambos se sitúa en el rango de bienestar o felicidad, dos puntos arriba de la media teórica (Helliwell, Layard et al., 2018).

(ayudar a encontrar un empleo, proporcionar asesoramiento jurídico o financiero, etc.). También se han usado indicadores de participación social evaluados mediante preguntas como: “¿Con qué frecuencia acude usted a una reunión o a cualquier otra actividad en una organización o grupo (por ejemplo, una asociación deportiva, organización no gubernamental, mezquita o iglesia, grupo de mujeres o de hombres)?” (Amit & Litwin, 2010).

En otros estudios con migrantes, el CS se mide desde una perspectiva cognitiva o subjetiva, como la confianza social general, con ítems como: “En general, se puede confiar en la mayoría de la gente” o “la mayoría de la gente es justa y no se aprovecha de ti” (Duren & Yalçın, 2021; Lecerof et al., 2016). En varios estudios sobre CS y bienestar en migrantes, el CS se evalúa mediante medidas de apoyo social. Se ha evaluado el apoyo social percibido por parte de la familia, las amistades y las personas importantes —por ejemplo: “Puedo hablar de mis problemas con mi familia” (Duren & Yalçın, 2021). Finalmente, otras investigaciones han medido el CS como la cohesión social, la confianza mutua o la solidaridad entre el vecindario donde residen las personas migrantes (Alvi et al., 2012; Bamford et al., 2021; Bennet & Lindström, 2018).

En este marco se realizó un estudio meta-analítico sobre la relación entre CS y bienestar en población migrante. Toda esta variabilidad de indicadores para la evaluación del CS anteriormente descrita ofrece la inigualable oportunidad de acometer una revisión cuantitativa general, a la vez que realizar un análisis pormenorizado de dichas relaciones. Además de la innovación que tal examen proporciona a la literatura científica del ámbito, desglosar de manera pormenorizada los efectos del CS asociados al bienestar de personas migrantes aporta un conocimiento de gran valor por su aplicabilidad. Es decir, se plantea aquí un estudio de revisión que permita conocer de manera precisa qué indicadores de CS y con qué aspectos del bienestar se relacionan en mayor medida para que en el futuro se puedan desarrollar intervenciones sociosanitarias, comunitarias y de políticas públicas que respondan mejor a las necesidades específicas de las poblaciones migrantes.

## **Método**

### ***Protocolo y Registro***

La siguiente revisión sistemática se llevó a cabo utilizando las especificaciones de la guía PRISMA (*Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses*; Page et al., 2021). El objetivo principal se centra en determinar el valor de la relación cuantitativa entre el CS y el bienestar en población migrante internacional, así como entre los diferentes indicadores de CS y de bienestar y de salud mental. Asimismo, también se plantea conocer el posible efecto moderador que determinadas variables sociodemográficas pudieran ejercer en la relación entre CS y bienestar/salud mental en dicha población.

### ***Criterios de Elegibilidad***

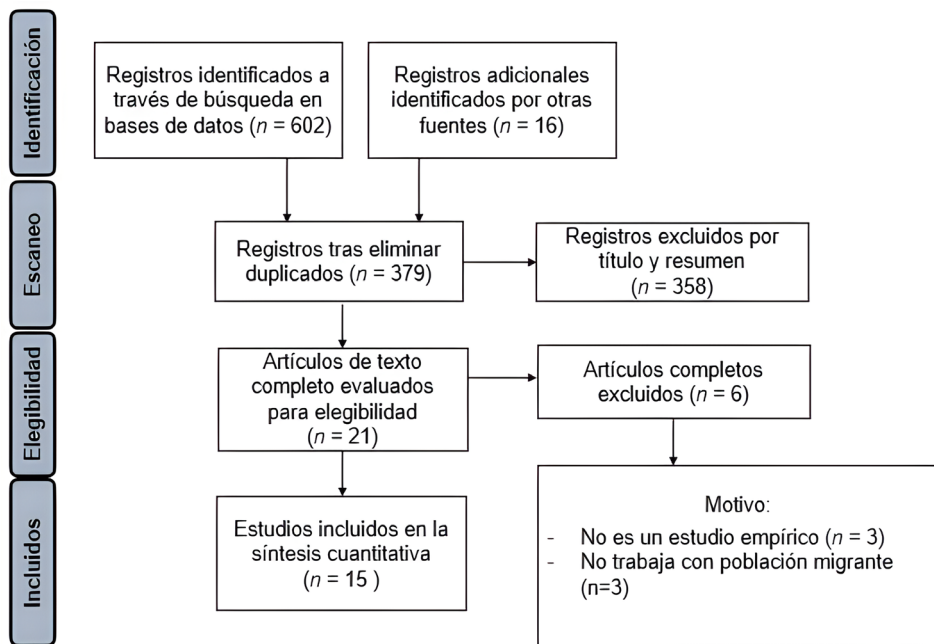
Para ser incluidos en el meta-análisis, los estudios debían cumplir los siguientes dos criterios: a) artículos que analizaran empíricamente la relación entre capital social y salud mental, b) artículos cuya muestra fuera población migrante. Los criterios de exclusión fueron: a) documentos que no fuesen artículos de investigación empírica, b) artículos con muestras de población no migrante, y c) artículos de enfoque cualitativo o mixto.

### ***Fuentes de Información, Términos de Búsqueda y Selección de Estudios***

La búsqueda sistemática de los artículos de investigación se llevó a cabo a través de las bases de datos *Web of Science*, *PsycInfo* y *Psicodoc*. Para la búsqueda se utilizó la cadena en inglés (social capital) AND (*mental health* OR *wellbeing*) para las dos primeras bases de datos, y en castellano en la tercera: (capital social) Y (salud mental O bienestar), aplicándola con los filtros de Título y de Artículos de revistas como tipo de publicación, sin tomar en cuenta la temporalidad de la publicación. Se añadieron registros identificados de manera manual.

## Selección de Estudios

La Figura 1 muestra el proceso de selección y filtrado de los artículos de investigación. En la búsqueda inicial, se encontraron 602 registros como resultado directo de la búsqueda establecida, más 16 registros identificados por otras fuentes. Una vez desechados los registros duplicados, quedaron 379. Después se hizo una revisión a través de los resúmenes de los artículos, incluyendo finalmente 21 artículos que cubren con los criterios de inclusión. Finalmente se eliminaron los artículos que presentaban uno o más de los criterios de exclusión, de los cuales tres trabajaron con muestras menores de edad y tres no se trataban de estudios empíricos, dando como resultado un número de 15 estudios a analizar para el presente meta-análisis.



**Figura 1.** Flujograma PRISMA

## ***Análisis de Datos***

Para el desarrollo de los análisis estadísticos, se recabaron las correlaciones Pearson entre indicadores de CS e indicadores de bienestar de los estudios seleccionados, realizando para ello el volcado a un fichero de bases de datos en formato Excel. En aquellos estudios que utilizan como medida de asociación entre variables o bien la razón de probabilidades —en inglés “*odds ratio*” (OR)— o bien un coeficiente estandarizado de Beta, se procedió a realizar una conversión al coeficiente  $r$  de Pearson previo a los análisis. Posteriormente se llevaron a cabo los análisis con el software CMA (*Comprehensive Meta-Analysis*), específico para este tipo de síntesis cuantitativas. En concreto, se obtuvo el valor  $Q$ , el cual indica la heterogeneidad de los estudios, así como el valor  $I^2$ , que muestra que el porcentaje de variación entre los estudios. Además, se obtuvo el efecto fijo del capital social sobre el bienestar, así como también el efecto aleatorio, el cual resulta más adecuado cuando hay alta heterogeneidad. También se obtuvo el valor  $\tau^2$ , que equivale a la varianza real de los efectos en el modelo aleatorio, y el coeficiente  $\tau$  de Kendall, que es un indicador de la desviación estándar del efecto real. El posible sesgo de publicación se calculó con la correlación Begg y Mazumdar (1994), que proporciona información sobre esta cuestión arrojando el dato acerca de la cantidad de estudios no significativos necesarios para anular el efecto encontrado. Finalmente, para determinar el cálculo del efecto de cada categoría de CS con cada una de las formas de bienestar analizadas, se promediaron los valores, calculando los coeficientes de correlación ponderados en los casos en que existiesen al menos dos estudios o muestras para realizar dicho cálculo.

## **Resultados**

En primer lugar, y basándonos en 15 estudios, con 23 muestras y  $N = 24,000$  participantes (ver Tabla 2), se encontró un efecto fijo del CS sobre el bienestar de las personas inmigrantes de  $r = .074$  (IC = .060 a .087).



**Tabla 2***Características Sociodemográficas de los Estudios*

| Estudio                         | <i>N</i> | <i>M</i> <sub>edad</sub> | Mujeres<br>% | País de<br>destino | Desempleo<br>% |
|---------------------------------|----------|--------------------------|--------------|--------------------|----------------|
| Alvi et al. (2012)              | 66       | 38                       | 100          | Canadá             | 55%            |
| Amit y Litwin (2010)            | 930      | 66                       | 55           | Israel             | -              |
| Becares y Nazroo (2013a)        | 1,498    | 43                       | 62           | Inglaterra         | -              |
| Becares y Nazroo (2013b)        | 1,235    | 36                       | 53           | Inglaterra         | -              |
| Becares y Nazroo (2013c)        | 2,499    | 41                       | 53           | Inglaterra         | -              |
| Becares y Nazroo (2013d)        | 1,453    | 36                       | 50           | Inglaterra         | -              |
| Becares y Nazroo (2013e)        | 642      | 35                       | 52           | Inglaterra         | -              |
| Benner y Lindström (2018)       | 1,348    | 45                       | 42           | Suecia             | 67%            |
| Berry (2009)                    | 139      | 61                       | 49           | Australia          | 73%            |
| Delaruelle et al. (2021)        | 6,077    | 14                       | 52           | Europa             | -              |
| Duploy (2020a)                  | 339      | 46                       | 50           | Australia          | -              |
| Duploy (2020b)                  | 159      | 46                       | 50           | Australia          | -              |
| Duploy (2020c)                  | 298      | 46                       | 50           | Australia          | -              |
| Duploy (2020d)                  | 240      | 46                       | 50           | Australia          | -              |
| Duren y Yalçın (2021)           | 321      | 14                       | 51           | Turquía            | -              |
| Gong et al. (2021)              | 192      | 35                       | 66           | Japón              | 43%            |
| Jang et al. (2015)              | 209      | 70                       | 64           | E.U.A.             | -              |
| Lecroft et al. (2016)           | 587      | 35                       | 53           | Suecia             | -              |
| Newman et al. (2018)            | 190      | 33                       | 15           | Australia          | -              |
| Stoyanova y Diaz-Serrano (2009) | 1,203    | 34                       | 48           | España             | -              |
| Tatarko et al. (2020a)          | 122      | 30                       | 52           | Rusia              | -              |
| Tatarko et al. (2020b)          | 136      | 26                       | 51           | Rusia              | -              |
| Wagner (2004)                   | 4,117    | 47                       | 53           | Canadá             | 44%            |

La prueba de  $Q(22) = 489.433$  resultó estadísticamente significativa, indicando una importante heterogeneidad. El valor  $I^2$  muestra que el porcentaje de variación entre los estudios debida a la heterogeneidad real es importante, presentando un 95.505%, por encima de la media de 71-74% que es común en los meta-análisis (Stanley et al., 2018). El modelo aleatorio, más adecuado por la alta heterogeneidad, y por el hecho de que los estudios se han conducido en diferentes países,

muestra un efecto significativo de  $r = .188$  (IC = .121 a .254). El  $\tau^2$ , que equivale a la varianza real de los efectos en el modelo aleatorio, es de .025 y la raíz cuadrada de este número es un indicador de la desviación estándar del efecto real, que es de .098.

Por otra parte, también se calculó la correlación de Begg y Mazumdar, la cual en este caso muestra un resultado no estadísticamente significativo ( $\tau$  de Kendall = .024,  $p = .792$ ), sugiriendo que no hay problema de sesgo de publicación. La cantidad de estudios no significativos necesarios para anular el efecto encontrado es alta,  $N = 1,809$ , mostrando que es un resultado sólido y que requeriría de una gran cantidad de estudios nulos para convertirlo en no significativo. Ver Figura 3 para la representación gráfica del diagrama de embudo.

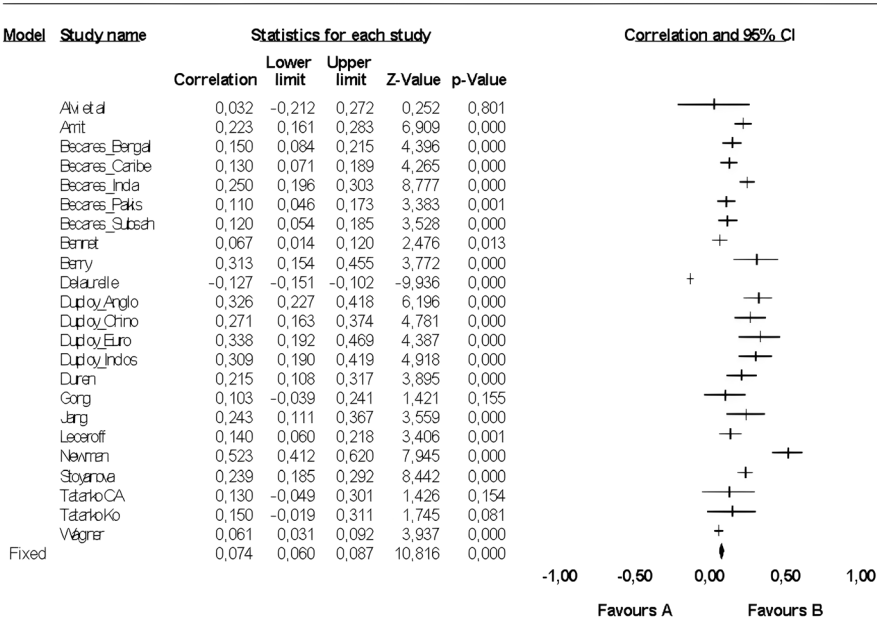
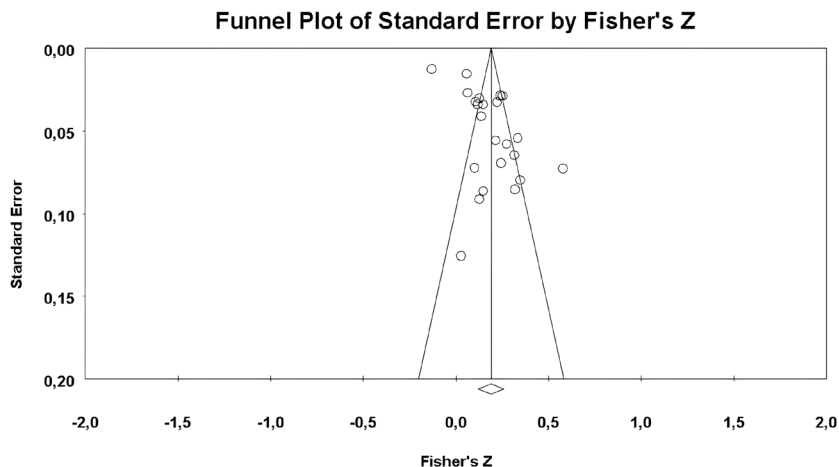


Figura 2. Diagrama de Correlaciones de Cada Estudio y Efecto Fijo General



**Figura 3.** Diagrama de Embudo para la Representación del Sesgo de Publicación

### ***Moderadores de la Asociación General***

Se analizaron como posibles moderadores algunas variables socio-demográficas. Concretamente se examinaron las siguientes: país de acogida, sexo, edad y situación de (des)empleo. A continuación, se presentan los datos siguiendo el mismo orden de presentación.

#### ***País de Acogida***

En primer lugar, se compararon los efectos según el país o región de acogida con un análisis de subgrupos. El  $Q(8) = 12,114$ ,  $p = .059$  no fue significativo, sugiriendo que esta es una variable que no explica la heterogeneidad (aunque cabe mencionar que el coeficiente fue mayor en Australia, por ejemplo).

### *Sexo, Edad y Desempleo*

Para el sexo, la edad y el desempleo se llevó a cabo un análisis de meta-regresión. El porcentaje de mujeres en la muestra se asoció negativamente al efecto del CS en el bienestar ( $r = -.0058$ , IC =  $-0.0096$  a  $-0.0019$ ,  $z = -2.48$ ,  $p = .0133$ ). El análogo de  $R$  es de .18. Esto sugiere que los hombres inmigrantes se aprovechan más del CS. La edad se asoció negativamente de forma tendencial al efecto del CS en el bienestar ( $r = .004$ , IC =  $0.0002$  a  $0.007$ ,  $z = -1.75$ ,  $p = .0809$ ). El análogo de  $R$  es de .11. Esto sugiere que los inmigrantes de mayor edad se aprovechan más del CS. Dentro de los moderadores analizados, el porcentaje de desempleo, presente en seis de los estudios (nueve muestras:  $N = 6,898$ ), presentó una asociación significativa con un coeficiente de  $r = -.0034$  (IC =  $-.006$  a  $-.0011$ ),  $p = .0156$ . El análogo  $R$  es de .51, sugiriendo que tener un empleo favorece el efecto positivo del capital social en el bienestar.

### *Asociación con las Categorías de CS*

A efectos del presente meta-análisis, los indicadores de los estudios que miden el CS se categorizaron en cinco rubros o secciones: a) apoyo social, b) confianza generalizada, c) cohesión social, d) tamaño de red, y e) participación social. Destaquemos que no se encontraron mediciones de reciprocidad ni de control social. Pocos estudios evaluaron el CS a nivel colectivo. En la Tabla 3 se muestran los valores de los tamaños del efecto, así como otros estadísticos asociados al análisis para las diferentes categorías del CS.

### *Apoyo Social*

En relación con el apoyo social, se trabajó con ocho estudios y ocho muestras ( $N = 13,461$  sujetos). Se encontró un efecto fijo de  $r = .093$  (IC =  $.077$  a  $.110$ ). La prueba de  $Q(7) = 97.404$  resultó estadísticamente significativa, indicando una importante heterogeneidad, pero mucho menor que la encontrada en los resultados generales. El  $I^2$  muestra que el porcentaje de variación entre los estudios debida a la

heterogeneidad es importante, siendo de 92.59% (por encima de la media de 71-74%, Stanley et al., 2018), aunque un 3% menor que el  $I^2$  de los resultados generales. El modelo aleatorio muestra un efecto significativo de  $r = .200$  (IC = .125 a .273). Este efecto es medio y similar al efecto general (Bosco et al., 2015; Richard et al., 2003). El valor de  $\tau^2$ , que equivale a la varianza real de los efectos en el modelo aleatorio, es de .010; la raíz cuadrada de este número, como indicador de la desviación estándar del efecto real, es de .100. Ello indica una dispersión real similar a la general.

**Tabla 3**

*Valores Descriptivos, Tamaños del Efecto y Estadísticos por Categorías de Capital Social*

|                        | <i>k</i> | <i>N</i> | <i>Q</i> | <i>I</i> <sup>2</sup> | Efecto Fijo<br><i>r</i> (IC) | Efecto Aleatorio<br><i>r</i> (IC) | $\tau^2$       | Coficiente Begg y Mazumdar | Estudios Efecto Cero |
|------------------------|----------|----------|----------|-----------------------|------------------------------|-----------------------------------|----------------|----------------------------|----------------------|
| Capital Social General | 23       | 24,000   | 489.433  | 95.5%                 | .074<br>(.060 a .087)        | .188<br>(.121 a .254)             | .025<br>(.158) | .024,<br>$p = .792$        | 1,809                |
| Apoyo Social           | 8        | 13,461   | 97.404   | 92.6%                 | .093<br>(.077 a .110)        | .200<br>(.125 a .273)             | .010<br>(.100) | .321,<br>$p = .266$        | 357                  |
| Confianza Generalizada | 9        | 10,522   | 218.305  | 96.3%                 | .124<br>(.105 a .143)        | .251<br>(.135 a .360)             | .032<br>(.178) | .417<br>$p = .118$         | 638                  |
| Cohesión Social        | 8        | 8,950    | 62.301   | 88.8%                 | .146<br>(.126 a .166)        | .126<br>(.059 a .192)             | .008<br>(.087) | -.107,<br>$p = .710$       | 276                  |
| Participación Social   | 6        | 7,330    | 20.998   | 76.2%                 | .119<br>(.097 a .142)        | .153<br>(.095 a .209)             | .003<br>(.059) | .266,<br>$p = .452$        | 168                  |
| Tamaño de Red          | 9        | 5,812    | 81.05    | 90.1%                 | .066<br>(.040 a .091)        | .193<br>(.080 a .300)             | .026<br>(.162) | .194,<br>$p = .465$        | 168                  |

*Nota.* IC = Intervalo de confianza al 95%.

La correlación de Begg y Mazumdar muestra un resultado no significativo ( $\tau$  de Kendall = .321,  $p = .266$ ), sugiriendo que no hay problema de sesgo de publicación. La cantidad de estudios no significativos necesarios para anular el efecto encontrado es alta,  $N = 357$ , mostrando que es un resultado sólido.

Se analizaron los efectos del apoyo social según el tipo de medición del bienestar. Se encontró una  $Q(1) = 5.302$  entre grupos en el modelo mixto con una  $p = .071$ , por lo que las diferencias son marginalmente significativas. Una limitación fue la de disponer solo de una muestra relacionada con bienestar psicológico, con los siguientes valores para el efecto aleatorio:  $r = .523$  (IC = .254 a .717,  $p = .0001$ ). Se contó con cinco muestras relacionadas con bienestar subjetivo, con los siguientes valores para el efecto aleatorio:  $r = .196$  (IC = .063 a .323,  $p = .004$ ) y cinco muestras relacionadas con salud mental, con los siguientes valores para el efecto aleatorio:  $r = .227$  (IC = .182 a .272,  $p = .0001$ ), observándose un efecto mayor en bienestar subjetivo que en salud mental (la única muestra de bienestar psicológico mostró el mayor efecto).

### *Confianza Generalizada*

La confianza generalizada se analizó sobre la base de seis estudios y nueve muestras ( $N = 10,552$ ). Se encontró un efecto fijo de  $r = .124$  (IC = .105 a .143). La prueba de  $Q(8) = 218.305$ , resultó estadísticamente significativa, indicando una importante heterogeneidad. El valor de  $I^2$  muestra que el porcentaje de variación entre los estudios debida a la variabilidad real entre los estudios es importante, presentando un 96.34%, similar a los resultados generales. El modelo aleatorio muestra un efecto significativo y de  $r = .251$  (IC = .135 a .360). Este efecto es medio alto, superior a la media de los estudios de psicología social y organizacional, de  $r = .21$  y .22 (Bosco et al., 2015; Richard et al., 2003). El coeficiente  $\tau^2$  es de .032 y la raíz cuadrada de este número, que es un indicador de la desviación estándar del efecto real, es de .178. Esto indica una dispersión real mayor que la general.

La correlación de Begg y Mazumdar muestra un resultado no significativo ( $\tau$  de Kendall = .417,  $p = .118$ ), sugiriendo que no hay

problema de sesgo de publicación. La cantidad de estudios no significativos necesarios para anular el efecto encontrado es alta ( $N = 638$ ), lo cual apoya también la ausencia de sesgo de publicación.

Se analizaron los efectos de la confianza generalizada según el tipo de medición del bienestar. Se encontró una  $Q(2) = 7.659$  entre grupos en el modelo mixto, con una  $p = .022$ , mostrando diferencias entre tipos de medida. Cuatro muestras examinaron la relación con bienestar psicológico (efecto aleatorio:  $r = .405$ , IC =  $.259$  a  $.532$ ,  $p = .0001$ ), dos muestras examinaron la relación con el bienestar subjetivo (efecto aleatorio:  $r = .051$ , IC =  $-.163$  a  $.261$ ,  $p = .644$ ) y ocho muestras analizaron la relación con la salud mental (efecto aleatorio:  $r = .249$ , IC =  $.141$  a  $.352$ ,  $p = .0001$ ), observándose un efecto similar en el bienestar psicológico y en la salud mental. En el caso del bienestar subjetivo, el efecto no resultó estadísticamente significativo. Los resultados sugieren un mayor impacto del CS en cuanto confianza generalizada en el bienestar como desarrollo personal y menor en el bienestar hedónico.

### *Cohesión Social*

Cohesión social trabajó con cuatro estudios y ocho muestras  $N = 8,950$  sujetos. Se encontró un efecto fijo de  $r = .146$  (IC =  $.126$  a  $.166$ ). La prueba de  $Q(7) = 62.301$ , resultó estadísticamente significativa, indicando una importante heterogeneidad, pero mucho menor que la encontrada en la tabla anterior de resultados generales. El  $I^2$  muestra que el porcentaje de variación entre los estudios debida a la heterogeneidad es importante de 88.76% (7% menor a los efectos generales). El modelo aleatorio muestra un efecto significativo de  $r = .126$  (IC =  $.059$  a  $.192$ ). El valor  $\tau^2$  es de  $.008$  y la raíz cuadrada, indicador de la desviación estándar del efecto real, que es de  $.087$ . Esto sugiere que la dispersión real es similar a la general – un poco inferior.

La correlación de Begg y Mazumdar muestra un resultado no estadísticamente significativo, sugiriendo que no hay problema de sesgo de publicación. La cantidad de estudios no significativos necesarios para anular el efecto encontrado es alta,  $N = 276$ , mostrando que es un resultado sólido.

Se analizaron los efectos de cohesión social según el tipo de medición del bienestar con una muestra en relación con bienestar subjetivo (efecto aleatorio:  $r = .026$ , IC =  $-.129$  a  $.180$ ,  $p = .741$ ) y siete muestras relacionadas con salud mental (efecto aleatorio:  $r = .145$ , IC =  $.082$  a  $.208$ ,  $p = .0001$ ), observándose solamente un efecto significativo con este último. Se encontró una  $Q(1) = 1,938$  entre grupos en el modelo mixto con una  $p = .164$  (no significativo).

### *Participación Social*

En la categoría de participación social, se trabajó con seis estudios, seis muestras y con una  $N = 7,330$ . Se encontró un efecto fijo de  $r = .119$  (IC =  $.097$  a  $.142$ ). La prueba de  $Q(5) = 20.998$  resultó estadísticamente significativa. El  $I^2$  muestra que el porcentaje de variación real entre los estudios debida a la heterogeneidad es importante, siendo de 76.19% (por encima de la media de 71-74% que es común en los meta-análisis, aunque menor que los  $I^2$  anteriores). El modelo aleatorio muestra un efecto significativo de  $r = .153$  (IC =  $.095$  a  $.209$ ). Este efecto es medio y ligeramente inferior al efecto general. El coeficiente  $\tau^2$ , que equivale a la varianza real de los efectos en el modelo aleatorio, es de  $.003$ ; la raíz cuadrada, indicador de la desviación estándar del efecto real, es de  $.059$ . La dispersión real de participación social es menor que la general.

La correlación de Begg y Mazumdar muestra un resultado no estadísticamente significativo ( $\tau$  de Kendall =  $.266$ ,  $p = .452$ ), sugiriendo que no hay problema de sesgo de publicación. La cantidad de estudios no significativos necesarios para anular el efecto encontrado es alta,  $N = 168$ , mostrando que es un resultado sólido.

Se analizaron los efectos de participación según el tipo de medición del bienestar. Se encontró una  $Q(1) = 5.915$  entre grupos en el modelo mixto con una  $p = .052$ , marginalmente significativo. Había una muestra de bienestar psicológico (efecto aleatorio:  $r = .310$ , IC =  $.198$  a  $.414$ ,  $p = .0001$ ), cinco muestras de bienestar subjetivo (efecto aleatorio:  $r = .156$ , IC =  $.102$  a  $.209$ ,  $p = .0001$ ) y cuatro muestras relacionadas a salud mental (efecto aleatorio:  $r = .173$ , IC =  $.102$



a .242,  $p = .0001$ ), observándose un efecto mayor en la relación con el bienestar psicológico, seguido de la salud mental y, por último, el bienestar subjetivo.

### *Tamaño de Red*

Finalmente, el tamaño de red se analizó sobre la base de cinco estudios y nueve muestras  $N = 5,812$  participantes. Se encontró un efecto fijo de  $r = .066$  (IC = .040 a .091). La prueba de  $Q(8) = 81.05$ , es estadísticamente significativa, indicando una importante heterogeneidad. El  $I^2$  muestra que el porcentaje de variación entre los estudios debida a la heterogeneidad es importante, presentando un 90.13% (aunque un 5% menor a los efectos generales). El modelo aleatorio, más adecuado por la alta heterogeneidad, y por el hecho de que los estudios se han conducido en diferentes países, muestra un efecto significativo de  $r = .193$  (IC = .080 a .300). El valor de  $\tau^2$  es de .026, y la raíz cuadrada de este número, siendo un indicador de la desviación estándar del efecto real, es de .162. La dispersión real es, por tanto, mayor que la general.

La correlación de Begg y Mazumdar muestra un resultado no significativo ( $\tau$  de Kendall = -.194,  $p = .465$ ), sugiriendo que no hay problema de sesgo de publicación. La cantidad de estudios no significativos necesarios para anular el efecto encontrado es alta,  $N = 168$ , mostrando solidez.

Se analizaron los efectos de tamaño de red según el tipo de medición del bienestar. Se encontró una  $Q(2) = 38.410$  entre grupos en el modelo mixto con una  $p = .0001$ . En las cuatro muestras de bienestar psicológico, el efecto fue de  $r = .350$  (IC = .283 a .413),  $p = .0001$ ; en las tres muestras de bienestar subjetivo, el efecto aleatorio fue  $r = .037$  (IC = -.036 a .110),  $p = .110$ ; y en las seis muestras relacionadas con salud mental, el efecto aleatorio fue de  $r = .186$  (IC = .125 a .245),  $p = .0001$ , observándose un efecto mayor en la relación con el bienestar psicológico, seguido de la salud mental. En cuanto al bienestar subjetivo, no se presentó una relación estadísticamente significativa.

La moderación general del CS según tipo de medición del bienestar es redundante con la anterior y confirma un efecto mayor del CS en la relación con el bienestar psicológico, seguido de la salud mental y, por último, un efecto menor en el bienestar subjetivo.

## **Discusión**

El presente estudio perseguía el objetivo de dilucidar la magnitud de la asociación entre el CS y el bienestar y la salud mental en personas inmigrantes, una aproximación no realizada hasta la fecha en dicha población. Esta revisión meta-analítica permite concluir que el CS se asocia positivamente al bienestar de los inmigrantes con un tamaño del efecto similar al de la mediana en psicología social y organizacional (es decir, de  $r = .18$  y  $r = .16$ ) (Bosco et al., 2015; Richard et al., 2003), y similar al efecto del apoyo social en el bienestar ( $r = .20$ ; Oyanedel & Paez, 2021). Asimismo, la heterogeneidad mostrada en nuestro estudio es importante, reflejando diferencias importantes en los efectos reales.

Un análisis más pormenorizado de la asociación con el efecto general del bienestar/salud mental atendiendo al tipo de indicador de CS examinado, proporciona resultados destacables. Así, con la confianza generalizada, un aspecto mesosocial del CS, muestra un efecto mayor al general (.251), seguido por un aspecto microsocial como el apoyo social (.200) y por un aspecto macrosocial como el tamaño de red (.193). El efecto mesosocial de cohesión (.126) es menor, al igual que el de la participación social (.119), siendo este último el efecto más pequeño encontrado. Si promediamos las diferentes formas de CS analizados, encontraremos que desde un enfoque microsocial como el apoyo social (.200), se presenta un efecto similar que un enfoque mesosocial, que toma en cuenta en conjunto la confianza generalizada y la cohesión social (.194). El enfoque macrosocial, que incluye la participación social y el tamaño de red (.170), resultó el enfoque con menor efecto en el bienestar, aunque sigue mostrándose de forma positiva y significativa. Los resultados apoyan que, como ocurre con el apoyo

social, las medidas cognitivas o subjetivas se asocian más fuertemente al bienestar que las medidas estructurales u objetivas. Las medidas más macro, como el grado de participación y la cohesión, se asocian menos que las medidas cognitivas o más proximales al individuo, como el tamaño de su red. Sin embargo, una medida estructural como el tamaño de la red muestra una asociación fuerte con el bienestar, lo cual se explica porque, aunque objetiva, es una variable más proximal e interpersonal que la participación social, tal y como se ha observado en población no migrante. En efecto, las redes sociales más reducidas se han asociado a peor salud mental y a menor bienestar (Gillath et al., 2011), siendo incluso un factor predictor de sintomatología depresiva (Iyer et al., 2009), soledad (e.g., Dykstra et al., 2005), y apego inseguro (e.g., Rowe & Carnelley, 2005; Zhao et al., 2024).

Señalemos que los moderadores, como es habitual en los meta-análisis, tienen una eficacia media para explicar la variabilidad de los efectos: la heterogeneidad del efecto general de CS sobre el bienestar (95.50%) es similar al de la confianza generalizada (96.34%). Esta heterogeneidad se presenta de forma ligeramente menor en el apoyo social (92.59%) y tamaño de red (90.13%), pero podríamos afirmar que sigue considerándose alta. En el caso del tamaño de red (90.13%), cohesión social (88.76%) y participación social (76.19%), la heterogeneidad se presenta marcadamente menor a la del efecto general.

Reparando a los diferentes aspectos del constructo general de 'bienestar/salud mental' que en nuestro estudio ha abarcado tres aspectos (i.e., salud mental, bienestar psicológico y bienestar subjetivo), la asociación entre CS y bienestar psicológico es mayor que el efecto medio, siendo la asociación con medidas de salud mental similar al efecto general – y la menor asociación se dio con el bienestar hedónico o subjetivo. Se constató un efecto mayor del CS en la relación con el bienestar psicológico, seguido de la salud mental y, por último, un efecto menor o no significativo en el bienestar subjetivo. Esta relación se dio tanto en aspectos cognitivos del CS tales como la confianza, como en aspectos estructurales, tales como la participación social y el tamaño de la red. En línea con las observaciones realizadas por

De Jesus et al. (2023) en un reciente estudio cualitativo con personas en busca de asilo en Francia, el bienestar psicológico tiene que ver más con el sentido de vida y el desarrollo personal, lo que probablemente explique el hecho de que tener relaciones sociales a partir de las cuales se obtienen recursos para integrarse y crecer socialmente se asocie más fuertemente a este tipo de bienestar, que a un bienestar hedónico cognitivo como el subjetivo. Sin embargo, la asociación con malestar emocional, evaluado por medidas de salud mental, fue más fuerte que con el bienestar subjetivo, sugiriendo que el CS impacta más lo emocional que lo cognitivo hedónico.

La moderación también indica que los hombres inmigrantes y de mayor edad se aprovechan más del CS. El sexo o porcentaje de mujeres en la muestra fue una variable moderadora en el presente estudio para identificar el impacto del CS en el bienestar y salud mental. Si bien el trabajo de las migrantes implica una mejoría de la calidad de vida, sensación de realización y obtención de recursos necesarios a las familias (Terrón-Caro et al., 2020), las mujeres tienden a trabajar en áreas consideradas no productivas como el cuidado de la familia y terceras personas, siendo menor su presencia en el ámbito de actividades productivas y bien remuneradas (Amelina & Lutz, 2019). La mayor participación de los hombres en el espacio público puede explicar por qué el CS resulta más beneficioso para ellos que para ellas. Esto puede explicar que el porcentaje de mujeres en la muestra se asoció negativamente al efecto del CS en el bienestar, lo que sugiere que las mujeres aprovechan menos el CS que los hombres. Esto contrasta de alguna manera con los resultados de Wong y Leung (2008), quienes encuentran que las mujeres migrantes reportan menor salud que los varones y mayor experiencia del estrés migratorio, pero existiendo un efecto del apoyo social por género, el cual es un mediador importante especialmente para las mujeres. En definitiva, si bien a un micronivel el apoyo social de tipo individual y emocional puede ser más determinante para las mujeres, cuando entran en juego el resto de los indicadores en el mesonivel y macronivel, el CS parece asociarse en mayor medida al bienestar en los hombres migrantes.

Con respecto a las otras variables sociodemográficas analizadas, la mayor dificultad de los adolescentes de integrarse socialmente y de manejar el CS puede explicar su menor impacto. Asimismo, coherentemente con la importancia del empleo para estructurar la vida, a mayor empleo, más efecto positivo del CS sobre el bienestar. Finalmente, la inexistencia de un efecto de la cultura pueda deberse a la falta de variabilidad en el país de destino, siendo el flujo migratorio hacia un contexto cultural de mayor desarrollo económico en todos los casos analizados. En este sentido, podemos pensar que la relación entre CS y bienestar será mayor en países de mayor aceptación de la migración, como ocurre en el caso de las estrategias de aculturación de integración (Grigoryev et al., 2023).

Finalmente, una limitación importante es que los estudios son transversales y dada la ausencia de estudios longitudinales y cuasi experimentales, no se puede afirmar que el CS causa el bienestar. Los resultados son compatibles con la idea de que las personas con mayor bienestar construyen un entorno social más favorable, o que una tercera variable como un mejor status social explique tanto un mejor CS como un mayor bienestar. No se puede excluir que se repitan los resultados encontrados con las estrategias de aculturación: estas se asocian al bienestar, pero en los estudios longitudinales, tomando en cuenta el bienestar inicial, no son un predictor de este en un segundo tiempo.

## **Conclusión**

En conclusión, el análisis diferenciado de la asociación entre CS y bienestar y salud mental permite un abordaje preventivo e interventivo más eficiente al tener en cuenta la complejidad del entramado relacional que resulta instrumental a los individuos migrantes. De hecho, el tamaño del efecto es casi el doble de las estrategias de aculturación y explica un 3.5% de la varianza en bienestar frente al 1% de las estrategias de aculturación. Así, queda de manifiesto que las intervenciones que tienen lugar a un nivel micro, con planteamientos individualizados

y en entornos que se han centrado en formatos desde la clínica resultan insuficientes, debiendo complementarse con intervenciones psicosociales y actuaciones comunitarias y de políticas públicas (De Jesus et al., 2023). Estas actuaciones deben incluir focos de intervención en estructuras relacionales tanto físicas como de redes sociales virtuales, habiéndose comprobado que estas últimas son una fuente destacada de bienestar psicológico (Gudka et al., 2023). Asimismo, siendo la discriminación percibida por personas migrantes un elemento que debilita el sentido de pertenencia asociado a la cohesión social (Lincoln et al., 2021), se sugiere la conveniencia de realizar labores interventivas para mejorar las redes facilitadoras de apoyo social y la eficacia colectiva vecinal (Chou, 2012). Nuestros resultados ponen sobre la mesa la pertinencia de desarrollar planes integrales de acción holísticos que incluyan profesionales de la psicología, tanto en sus vertientes clínica como de intervención psicosocial y comunitaria, así como desde el trabajo social y con agentes de gobernanza, con el fin último de mejorar el bienestar y la salud mental de las personas migrantes.

## Referencias

- Adedeji, A. (2021). Social capital and migrants' quality of life: A systematic narrative review. *Journal of International Migration and Integration*, 22(1), 87-101. <https://doi.org/10.1007/s12134-019-00724-6>
- Alvi, S., Zaidi, A., Ammar, N., & Culbert, L. (2012). A comparative and exploratory analysis of socio-cultural factors and immigrant women's mental health within a Canadian context. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 14(3), 420-432. <https://doi.org/10.1007/s10903-011-9567-1>
- Amelina, A., & Lutz, H. (2019). *Gender and migration: Transnational and intersectional prospects*. Routledge.
- Amit, K., & Litwin, H. (2010). The subjective well-being of immigrants aged 50 and older in Israel. *Social Indicators Research*, 98(1), 89-104. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9519-5>

- Bamford, J., Klabbers, G., Curran, E., Rosato, M., & Leavey, G. (2021). Social capital and mental health among black and minority ethnic groups in the UK. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 23, 502-510. <https://doi.org/10.1007/s10903-020-01043-0>
- Becares, L., & Nazroo, J. (2013). Social capital, ethnic density and mental health among ethnic minority people in England: A mixed-methods study. *Ethnicity & Health*, 18(6), 544-562. <https://doi.org/10.1080/13557858.2013.828831>
- Begg, C. B., & Mazumdar, M. (1994). Operating characteristics of a rank correlation test for publication bias. *Biometrics*, 50(4), 1088-1101. <https://doi.org/10.2307/2533446>
- Bennet, L., & Lindström, M. (2018). Self-rated health and social capital in Iraqi immigrants to Sweden: The MEDIM population-based study. *Scandinavian Journal of Public Health*, 46(2), 194-203. <https://doi.org/10.1177/1403494817730997>
- Berry, H. L. (2009). Social capital and mental health among Aboriginal Australians, New Australians and Other Australians living in a coastal region. *Australian E-Journal for the Advancement of Mental Health*, 8(2), 142-154. <https://doi.org/10.5172/jamh.8.2.142>
- Bierwiazzonek, K., & Kunst, J. R. (2021). Revisiting the integration hypothesis: Correlational and longitudinal meta-analyses demonstrate the limited role of acculturation for cross-cultural adaptation. *Psychological Science*, 32(9), 1476-1493. <https://doi.org/10.1177/09567976211006432>
- Bosco, F. A., Aguinis, H., Singh, K., Field, J. G., & Pierce, C. A. (2015). Correlational effect size benchmarks. *Journal of Applied Psychology*, 100(2), 431. <https://doi.org/10.1037/a0038047>
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. In J. Richardson (Ed.), *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education* (pp. 241-258). Greenwood.
- Brance, K., Chatzimpyros, V., & Bentall, R. P. (2023). Increased social identification is linked with lower depressive and anxiety symptoms among ethnic minorities and migrants: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 99, 102216. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2022.102216>

- Choi, M., Mesa-Frias, M., Nüesch, E., Hargreaves, J., Prieto-Merino, D., Bowling, A., Smith, G. D., Ebrahim, S., Dale, C. E., & Casas, J. P. (2014). Social capital, mortality, cardiovascular events and cancer: A systematic review of prospective studies. *International Journal of Epidemiology*, 43(6), 1895-1920. <https://doi.org/10.1093/ije/dyu212>
- Chou, K. L. (2012). Perceived discrimination and depression among new migrants to Hong Kong: The moderating role of social support and neighborhood collective efficacy. *Journal of Affective Disorders*, 138(1-2), 63-70. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2011.12.029>
- Coleman, J. S. (1990). *Foundations of Social Theory*. Harvard University Press.
- Delaruelle, K., Walsh, S. D., Dierckens, M., Deforche, B., Kern, M. R., Currie, C., Maldonado, C. M., Cosma, A., & Stevens, G. W. J. M. (2021). Mental health in adolescents with a migration background in 29 European countries: The buffering role of social capital. *Journal of Youth and Adolescence*, 50(5), 855-871. <https://doi.org/10.1007/s10964-021-01423-1>
- Dong, X., & Chang, E. S. (2017). Social networks among the older Chinese population in the USA: Findings from the PINE Study. *Gerontology*, 63(3), 238-252. <https://doi.org/10.1159/000455043>
- Du Plooy, D. R., Lyons, A., & Kashima, E. S. (2019). The effect of social support on psychological flourishing and distress among migrants in Australia. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 21, 278-289. <https://doi.org/10.1007/s10903-018-0745-2>
- Du Plooy, D. R., Lyons, A., & Kashima, E. S. (2020). Social capital and the well-being of migrants to Australia: Exploring the role of generalized trust and social network resources. *International Journal of Intercultural Relations*, 79, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2020.07.001>
- Duren, R., & Yalçın, Ö. (2021). Social capital and mental health problems among Syrian refugee adolescents: The mediating



- roles of perceived social support and post-traumatic symptoms. *International Journal of Social Psychiatry*, 67(3), 243-250. <https://doi.org/10.1177/0020764020945355>
- De Jesus, M., Warnock, B., Moumni, Z., Sougui, Z. H., & Pourtau, L. (2023). The impact of social capital and social environmental factors on mental health and flourishing: The experiences of asylum-seekers in France. *Conflict and Health*, 17(1), 18. <https://doi.org/10.1186/s13031-023-00517-w>
- Dykstra, P. A., van Tilburg, T. G., & de Jong Gierveld, J. (2005). Changes in older adult loneliness: Results from a seven-year longitudinal study. *Research on Aging*, 27, 725-747. <https://doi.org/10.1177/0164027505279712>
- Ehsan, A., Klaas, H. S., Bastianen, A., & Spini, D. (2019). Social capital and health: A systematic review of systematic reviews. *SSM-Population Health*, 8, 100425. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2019.100425>
- Forsell, T., Tower, J., & Polman, R. (2022). Development of a scale to measure social capital in recreation and sport clubs. *Leisure Sciences*, 42(1), 106-122. <https://doi.org/10.1080/01490400.2018.1442268>
- Gillath, O., Johnson, D. K., Selcuk, E., & Teel, C. (2011). Comparing old and young adults as they cope with life transitions: The links between social network management skills and attachment style to depression. *Clinical Gerontologist*, 34(3), 251-265. <https://doi.org/10.1080/07317115.2011.554345>
- Gong, S., Xu, P., & Wang, S. (2021). Social capital and psychological well-Being of Chinese immigrants in Japan. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(2), 1-12. <https://doi.org/10.3390/ijerph18020547>
- Greenspoon, P. J., & Saklofske, D. H. (2001). Toward an integration of subjective well-being and psychopathology. *Social Indicators Research*, 54(1), 81-108. <https://doi.org/10.1023/a:1007219227883>

- Grigoryev, D., Berry J. W., Stogianni, M., Nguyen, A.-M. D., Bender, M., & Benet-Martínez, V. (2023). The integration hypothesis: A critical evaluation informed by multilevel meta-analyses of three multinational datasets. *International Journal of Intercultural Relations*, 97, 101897. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2023.101897>
- Gudka, M., Gardiner, K. L., & Lomas, T. (2023). Towards a framework for flourishing through social media: A systematic review of 118 research studies. *The Journal of Positive Psychology*, 18(1), 86-105. <https://doi.org/10.1080/17439760.2021.1991447>
- Hart, E. A. C., Lakerveld, J., McKee, M., Oppert, J. M., Rutter, H., Charreire, H., Veenhoven, R., Bárdos, H., Compernelle, S., De Bourdeaudhuij, I., Brug, J., & Mackenbach, J. D. (2018). Contextual correlates of happiness in European adults. *PloS One*, 13(1), e0190387. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0190387>
- Helliwell, J. F., Aknin, L. B., Shiplett, H., Huang, H., & Wang, S. (2018). Social capital and prosocial behavior as sources of well-being. *Handbook of Well-being*. DEF Publishers. <https://doi.org/10.3386/w23761>
- Helliwell, J. F., Layard, R. & Sachs, J. D. (2018). Happiness and migration: An overview. "World Happiness Report 2018," Working Papers id:12761, eSocialSciences.
- Iyer, A., Jetten, J., Tsivrikos, D., Postmes, T., & Haslam, S. A. (2009). The more (and the more compatible) the merrier: Multiple group memberships and identity compatibility as predictors of adjustment after life transitions. *British Journal of Social Psychology*, 48, 707-733. <https://doi.org/10.1348/014466608X397628>
- Jang, Y., Park, N. S., Chiriboga, D. A., Yoon, H., An, S., & Kim, M. T. (2015). Social capital in ethnic communities and mental health: A study of older Korean immigrants. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 30(2), 131-141. <https://doi.org/10.1007/s10823-015-9258-9>

- Keyes, C. L. M. (2002). The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. *Journal of Health and Social Behavior*, 43(2), 207-222. <https://doi.org/10.2307/3090197>
- Lecerof, S. S., Stafström, M., Westerling, R., & Östergren, P. O. (2016). Does social capital protect mental health among migrants in Sweden? *Health Promotion International*, 31(3), 644-652. <https://doi.org/10.1093/heapro/dav048>
- Leyden, K. M., Goldberg, A., & Michelbach, P. (2011). Understanding the pursuit of happiness in ten major cities. *Urban Affairs Review*, 47(6), 861-888. <https://doi.org/10.1177/1078087411403120>
- Lincoln, A. K., Cardeli, E., Sideridis, G., Salhi, C., Miller, A. B., Da Fonseca, T., Issa, O., & Ellis, B. H. (2021). Discrimination, marginalization, belonging, and mental health among Somali immigrants in North America. *American Journal of Orthopsychiatry*, 91(2), 280-293. <https://doi.org/10.1037/ort0000524>
- Łukaszewska-Bezulska, J. (2021). The role of social capital in labour-related migrations: The Polish example. *Journal of International Migration and Integration*, 22(3), 949-966. <https://doi.org/10.1007/s12134-020-00776-z>
- Moore, S., & Carpiano, R. M. (2020). Introduction to the special issue on "Social capital and health: What have we learned in the last 20 years and where do we go from here?" *Social Science & Medicine*, 257, 113014. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113014>
- Moyerman, D. R., & Forman, B. D. (1992). Acculturation and Adjustment: A meta-analytic study. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 14(2), 163-200. <https://doi.org/10.1177/07399863920142001>
- Newman, A., Nielsen, I., Smyth, R., & Hirst, G. (2018). Mediating role of psychological capital in the relationship between social support and wellbeing of refugees. *International Migration*, 56(2), 117-132. <https://doi.org/10.1111/imig.12415>
- Nguyen, A.-M. D., & Benet-Martínez, V. (2013). Biculturalism and adjustment: A meta-analysis. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 44(1), 122-159. <https://doi.org/10.1177/0022022111435097>

- Nyqvist, F., Forsman, A. K., Giuntoli, G., & Cattani, M. (2013). Social capital as a resource for mental well-being in older people: A systematic review. *Aging & Mental Health*, 17(4), 394-410. <https://doi.org/10.1080/13607863.2012.742490>
- Organización de las Naciones Unidas (2020). *Migración internacional*. <https://www.un.org/es/global-issues/migration>
- Oyanedel, J. C., & Paez, D. (2021). Social belongingness and well-being: International perspectives. *Frontiers in Psychology*, 12, 735507. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.735507>
- Page, M. J., McKenzie, J. E., Bossuyt, P. M., Boutron, I., Hoffmann, T. C., Mulrow, C. D., Shamseer, L., Tetzlaff, J. M., Akl, E. A., Brennan, S. E., Chou, R., Glanville, J., Grimshaw, J. M., Hróbjartsson, A., Lalu, M. M., Li, T., Loder, E. W., Mayo-Wilson, E., McDonald, S., ... Moher, D. (2021). Updating guidance for reporting systematic reviews: Development of the PRISMA 2020 statement. *Journal of Clinical Epidemiology*, 134, 103-112. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2021.02.003>
- Ponthieux, S. (2006). *Le Capital Social*. La Découverte.
- Portes, A. (1998). Social capital: Its origins and applications in modern sociology. *Annual Review of Sociology*, 24, 1-24. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.24.1.1>
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American Community*. Simon and Schuster.
- Richard, F. D., Bond Jr, C. F., & Stokes-Zoota, J. J. (2003). One hundred years of social psychology quantitatively described. *Review of General Psychology*, 7(4), 331-363. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.7.4.331>
- Rodríguez-Pose, A., & Von Berlepsch, V. (2014). Social capital and individual happiness in Europe. *Journal of Happiness Studies*, 15, 357-386. <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9426-y>
- Rowe, A. C., & Carnelley, K. B. (2005). Preliminary support for the use of a hierarchical mapping technique to examine attachment networks. *Personal Relationships*, 12(4), 499-519. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2005.00128.x>

- Schmitt, M. T., Branscombe, N. R., Postmes, T., & Garcia, A. (2014). The consequences of perceived discrimination for psychological well-being: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 140(4), 921-948. <https://doi.org/10.1037/a0035754>
- Stanley, T. D., Carter, E. C., & Doucouliagos, H. (2018). What meta-analyses reveal about the replicability of psychological research. *Psychological Bulletin*, 144(12), 1325. <https://doi.org/10.1037/bul0000169>
- Stoyanova, A., & Díaz-Serrano, L. (2009). El impacto diferencial del capital social sobre la salud mental de la población autóctona y los inmigrantes residentes en Cataluña. *Gaceta Sanitaria*, 23(Suppl. 1), 93-99. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2009.08.003>
- Tatarko, A., Berry, J. W., & Choi, K. (2020). Social capital, acculturation attitudes, and sociocultural adaptation of migrants from Central Asian Republics and South Korea in Russia. *Asian Journal of Social Psychology*, 23(3), 302-312. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12401>
- Terrón-Caro, T., Cárdenas-Rodríguez, R., y Ortega-de-Mora, F. (2022). Voces de mujeres migrantes: Enfoque de género en el análisis migratorio. *Cuestiones Pedagógicas*, 1(31), 3-20. <https://doi.org/10.12795/CP.2022.i31.v1.01>
- Tortelli, A., Sauzé, D., & Skurnik, N. (2017). Capital social, santé mentale et immigration. *Annales Medico-Psychologiques*, 175(6), 573-576. <https://doi.org/10.1016/j.amp.2017.05.002>
- Van der Gaag, M., & Snijders, T. A. (2005). The resource generator: Social capital quantification with concrete items. *Social Networks*, 27(1), 1-29. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2004.10.001>
- Wagner, B. F. (2014). *Trust: The secret to happiness? Exploring social capital and subjective well-being among immigrants*. Princeton University. <http://paa2014.princeton.edu/papers/142867>
- Wallace, S. P., Young, M. E. D. T., Rodríguez, M. A., & Brindis, C. D. (2019). A social determinants framework identifying state-level immigrant policies and their influence on health. *SSM-Population Health*, 7, 100316. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2018.10.016>

- Wang, P., Chen, X., Gong, J., & Jacques-Tiura, A. J. (2014). Reliability and validity of the Personal Social Capital Scale 16 and Personal Social Capital Scale 8: Two short instruments for survey studies. *Social Indicators Research*, 119, 1133-1148. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0540-3>
- Wong, D., & Leung, G. (2008). The functions of social support in the mental health of male and female migrant workers in China. *Health & Social Work*, 33(4), 275-285. <https://doi.org/10.1093/hsw/33.4.275>
- Yoon, E., Chang, C. T., Kim, S., Clawson, A., Cleary, S. E., Hansen, M., Bruner, J. P., Chan, T. K., & Gomes, A. M. (2013). A meta-analysis of acculturation/enculturation and mental health. *Journal of Counselling Psychology*, 60(1), 15-30. <https://doi.org/10.1037/a0030652>
- Yoon, E., Cahirou, L., Galvin, S., Hill, L., Daskalova, P., Bhang, C., Ahmad Mustaffa, E., Dao, A., Thomas, K., & Baltazar, B. (2020). A meta-analysis of acculturation and enculturation: Bilinear, multidimensional, and context-dependent processes. *The Counseling Psychologist*, 48(3), 342-376. <https://doi.org/10.1177/0011000019898583>
- Zhao, X., Gillath, O., Alonso-Arbiol, I., Abubakar, A., Adams, B., Autin, F., Brassard, A., Carcedo, R., Catz, O., Cheng, C., Conner, T., Igarashi, T., Kafetsios, K., Kamble, S., Karantzas, G., Mendia, R., Moreira, J., Nolte, T., Ruch, W., Sebre, S., ... Zhang, F. (2024). Ninety years after Lewin: The role of familism and attachment style in social networks characteristics across 21 nations/areas. *Journal of Social and Personal Relationships*, 41(8), 2251-2275. <https://doi.org/10.1177/02654075241237939>

Recibido: 27/01/2024

Revisado: 10/03/2025

Aceptado: 11/03/2025