

Estudio de las propiedades psicométricas de un instrumento para medir ambientes obesogénicos en Chile

ANNIBETH OJEDA VENEGAS*

GRADUADA DE MAGÍSTER EN BIOESTADÍSTICA, ESCUELA DE SALUD PÚBLICA
FACULTAD DE MEDICINA, UNIVERSIDAD DE CHILE

El concepto de ambientes obesogénicos se refiere a aquellos entornos que, por sus características, fomentan una ingesta calórica elevada y un bajo gasto energético. Estos ambientes están influenciados por una compleja interacción de factores socioeconómicos, disponibilidad y accesibilidad a diferentes tipos de alimentos, así como por la influencia de la publicidad y las normas sociales (Glanz et al., 2005). El instrumento NEMS-p, desarrollado inicialmente en los Estados Unidos, ha sido adaptado en diversos países para evaluar cómo los entornos locales afectan las decisiones alimentarias de las personas (Molina et al., 2023). Su adaptación para Chile implicó modificaciones que reflejan las particularidades culturales y socioeconómicas del país, permitiendo evaluar cómo los entornos locales específicos afectan las decisiones alimentarias de las personas. El objetivo principal de este trabajo es el de mostrar cuáles son las propiedades psicométricas del instrumento adaptado para Chile.

Se eligió una muestra aleatoria de 256 adultos de las comunas de Macul y Cerro Navia para validar la adaptación del instrumento NEMS-p en Chile, utilizando un diseño transversal¹. Los participantes se eligieron mediante muestreo aleatorio sistemático, y se recopilaron datos a través de encuestas con el instrumento NEMS-p, que reflejan las percepciones de los ambientes alimentarios doméstico, abastecimiento y de restauración.

Análisis factorial

Para el estudio de la validación del instrumento NEMS-p adaptado al contexto chileno, se implementaron técnicas de análisis psicométrico para evaluar su estructura factorial y confiabilidad. Dada la naturaleza ordinal de las respuestas obtenidas (escalas tipo Likert), se optó por utilizar matrices de correlaciones policóricas en lugar de las correlaciones de Pearson tradicionales (Streiner et al., 2015). Este enfoque es esencial para datos categóricos ordenados ya que proporciona una estimación más precisa de las correlaciones entre variables, permitiendo una evaluación fundada de las estructuras factoriales (DeVellis, 2017).

Así, para estudiar la validez del instrumento por

consistencia interna, el análisis factorial exploratorio (AFE) fue el primer paso en el análisis psicométrico ya que permitió identificar la estructura subyacente de los datos recogidos y en base a las cargas factoriales observadas, se determinaron los factores a retener para cada ambiente alimentario doméstico, abastecimiento y restauración. Estos factores incluyeron disponibilidad y accesibilidad de alimentos saludables y no saludables, el impacto del marketing, la calidad de los alimentos y la influencia del entorno de los restaurantes.

Para asegurar la contribución significativa de cada ítem al factor, se estableció un umbral de carga factorial de 0,3. Posteriormente, con la estructura factorial sugerida por el AFE, que delineó los modelos que especifican las relaciones entre los ítems y los factores definidos para cada ambiente alimentario, se procedió a realizar el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) utilizando el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonales (*Diagonally Weighted Least Squares*, DWLS). Este método es especialmente adecuado para datos categóricos debido a su capacidad para manejar la naturaleza ordinal de las respuestas. El AFC se empleó para confirmar y validar la estructura factorial identificada previamente por el AFE, proporcionando un ajuste que respaldó la estructura dimensional propuesta.

En el ambiente alimentario doméstico, el análisis factorial exploratorio (AFE) reveló una estructura compuesta por tres factores claramente diferenciados. El primer factor se interpretó como *Consumo de alimentos saludables* y agrupó doce ítems que reflejan la presencia y disponibilidad de alimentos beneficiosos para la salud dentro del hogar. Tal como se muestra en la Figura 1, las cargas factoriales asociadas a estos ítems fueron positivas, con valores que oscilaron entre 0,31 y 0,64, lo que indica asociaciones de baja a alta intensidad con el constructo latente.

El segundo factor, identificado como *Consumo de alimentos no saludables*, agrupó ítems que reflejan la presencia de alimentos procesados, ultra procesados, dulces y snacks en el hogar, tales como embutidos, bebidas azucaradas y productos de pastelería (Figura 2). Durante el análisis, el ítem correspondiente al consumo de lácteos (p2i_lacteos) fue inicialmente conside-

*Matrona gestora en departamento GES y Lista de Espera Quirúrgica, Hospital Clínico Félix Bulnes, annibethojeda@ug.uchile.cl.

¹Proyecto FONIS SA20I0004 "Evaluando ambientes alimentarios desde el hogar: una contribución a las políticas locales".

rado dentro de este constructo. Sin embargo, presentó una carga factorial negativa (-0,35), indicando una asociación inversa con el resto de los ítems del factor. Esta dirección contraria sugiere que los participantes podrían percibir los lácteos evaluados (leche sin sabor, queso, yogurt sin azúcar) como alimentos más saludables, lo cual contradice la orientación del factor. Por lo tanto, se optó por excluir este ítem del modelo factorial.

El tercer factor de este ambiente alimentario, denominado *Hábitos alimentarios diarios*, agrupó ítems sobre la frecuencia con que los participantes comparan comidas principales (desayuno, almuerzo y once) con las personas con quienes viven, reflejando aspectos conductuales y de convivencia alimentaria que influyen en la rutina dietética del hogar (Figura 3). No fue considerado dentro de este constructo el ítem relacionado al consumo de cena con el grupo familiar, ya que presenta una carga factorial inferior al umbral propuesto 0,3, lo que sugiere que esta comida no tendría relevancia para el modelo a establecer.

Por su parte, el ambiente de abastecimiento evidenció cuatro factores que abarcan desde la percepción del etiquetado nutricional hasta la influencia del precio y la calidad de los alimentos.

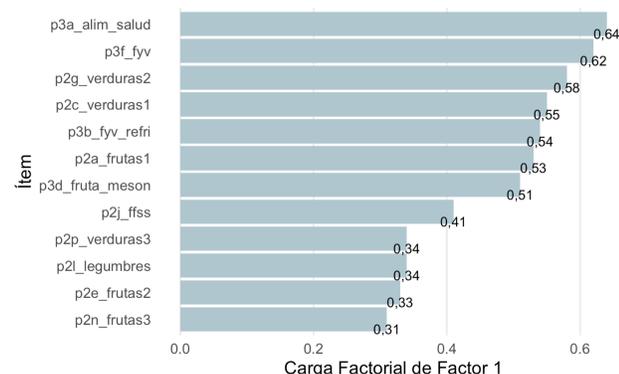


Figura 1: Cargas factoriales de los ítems considerados para el primer factor, *Consumo de alimentos saludables*.

Nomenclatura: p3a_alim_salud: Tiene disponibles alimentos saludables; p3f_fyv: Tiene disponible una variedad de frutas y verduras; p2g_verduras2: Verduras tales como lechuga, repollo, apio, tomate, cebolla, zanahoria; p2c_verduras1: Verduras tales como espinaca, acelga, brócoli, coliflor, zapallo italiano, betarraga; p3b_fyv_refri: Tiene frutas y verduras en el refrigerador; p2a_frutas1: Frutas tales como naranja, plátano, manzana, pera, durazno; p3d_fruta_meson: Tiene fruta disponible para comer en una frutera o en el mesón; p2j_ffss: Frutos secos sin sal o azúcar como almendras, maní y nueces; p2p_verduras3: Verduras tales como rúcula, berros, brussels, kale, endivia, berenjena; p2l_legumbres: Legumbres (porotos, lentejas, garbanzos, etc.) secas o en conserva; p2e_frutas2: Frutas como mango, arándanos, moras, frambuesa, caqui, granada; p2n_frutas3: Frutas tales como kiwi, pepino, uva, frutilla, tuna, melón, sandía, damasco, ciruela.

El ambiente de restauración, en cambio, presentó

una estructura bifactorial: uno relacionado con la disponibilidad de opciones saludables en menú y otro con factores como la cercanía y atributos nutricionales valorados al momento de elegir dónde comer.

Una vez identificada la estructura factorial a través del AFE, se procedió a aplicar AFC con el objetivo de verificar empíricamente los modelos propuestos para cada ambiente alimentario. Los resultados confirmaron en su mayoría la validez de las estructuras identificadas en el AFE, evidenciando cargas factoriales estadísticamente significativas, comunalidades satisfactorias y una configuración factorial coherente con los supuestos estadísticos.

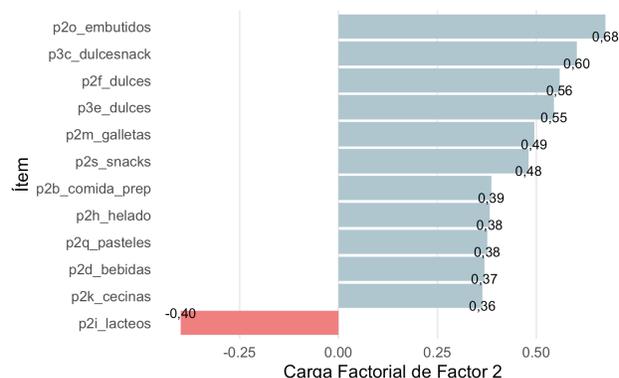


Figura 2: Cargas factoriales de los ítems considerados para el segundo factor, *Consumo de alimentos no saludables*.

Nomenclatura: p2o_embutidos: Carnes procesadas o embutidos (vienesas, longanizas, choricillos, hamburguesa, etc.); p3c_dulcesnack: Tiene dulces o snacks salados disponibles para comer; p2f_dulces: Dulces (caramelos) y chocolates; p3e_dulces: Tiene helado, torta, pasteles o productos horneados dulces listos para comer (galletas, brownies, etc.); p2m_galletas: Galletas dulces o con crema; p2s_snacks: Snacks salados (papas fritas, ramitas, u otro); p2b_comida_prep: Comidas preparadas congelada tales como pizza, lasaña, empanadas; p2h_helado: Helados en casata o individuales; p2q_pasteles: Pasteles, queque, torta o masas dulces; p2d_bebidas: Bebidas gaseosas (excluir agua mineral sin sabor); p2k_cecinas: Cecinas (jamón cerdo, salame, jamonada, pate, etc.); p2l_lacteos: Lácteos tales como leche (sin sabor), queso fresco, queso, queso amarillo, yogurt u otros lácteos no azucarados.

Evaluación de la confiabilidad

De forma paralela, la confiabilidad del instrumento se evaluó mediante el cálculo de los estadísticos Alfa de Cronbach (Cronbach, 1951) y Omega de McDonald (McDonald, 1999) para cada una de las dimensiones del ambiente alimentario identificadas. Estos estadísticos miden la consistencia interna del instrumento, es decir, qué tan bien un conjunto de ítems mide un único constructo o dimensión sin error de medición.

El estadístico *Alfa de Cronbach* se calcula utilizando

la fórmula siguiente:

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left(1 - \frac{\sum S_i^2}{S_t^2} \right), \quad (1)$$

donde k es el número de ítems, S_i^2 es la varianza de cada ítem y $\sum S_i^2$ es la varianza total del instrumento. Este coeficiente estima la proporción de la varianza total de las puntuaciones observadas que se puede atribuir a las variaciones verdaderas entre los encuestados. Es sensible al número de ítems, ya que puede aumentar con ítems correlacionados.

Por otro lado, el estadístico *Omega de McDonald* se calcula como sigue:

$$\omega = \frac{(\sum \lambda_i)^2}{(\sum \lambda_i)^2 + \sum (1 - \lambda_i)^2}, \quad (2)$$

donde λ_i son las cargas factoriales de los ítems y $\sum (1 - \lambda_i)^2$ es la suma de las varianzas de error. Este coeficiente proporciona una medida de cuánto de la varianza en las puntuaciones observadas se debe a los factores comunes entre los ítems, por lo que requiere de un análisis factorial previo, a diferencia del estadístico Alfa de Cronbach.

Al medir la confiabilidad del instrumento al interior de cada uno de los ambientes alimentarios, se obtuvieron estimaciones con sus respectivos intervalos de confianza, las que se muestran en las tablas 1 y 2.

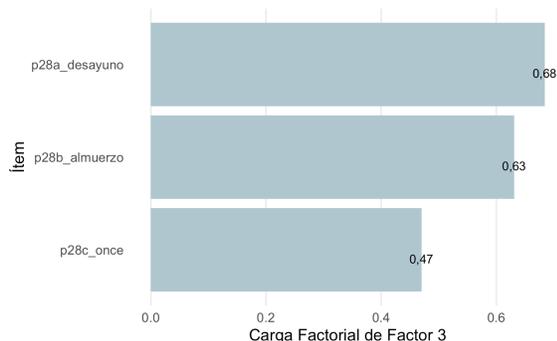


Figura 3: Cargas factoriales de los ítems considerados para el tercer factor, *Hábitos alimentarios diarios*.

Nomenclatura: p28a_desayuno: frecuencia que consume desayuno con quienes vive; p28b_almuerzo: frecuencia con que consume almuerzo con quienes vive; p28c_once: frecuencia con que consume once con quienes vive.

Tabla 1: Valores de confiabilidad según Alfa de Cronbach para los ambientes alimentarios: doméstico, abastecimiento y restauración.

| Ambiente alimentario | Número de ítems | α de Cronbach (IC 95 % BCa*) |
|----------------------|-----------------|-------------------------------------|
| Doméstico | 31 | 0,854 (0,808; 0,889) |
| Abastecimiento | 29 | 0,765 (0,687; 0,804) |
| Restauración | 13 | 0,759 (0,692; 0,810) |

* Intervalo de confianza 95 % percentil *bootstrap* sesgo-correcto y acelerado.

Tabla 2: Valores de confiabilidad según Omega de McDonald para los ambientes alimentarios: doméstico, abastecimiento y restauración.

| Ambiente alimentario | Número de ítems | ω de McDonald (IC 95 % BCa*) |
|----------------------|-----------------|-------------------------------------|
| Doméstico | 31 | 0,877 (0,808; 0,913) |
| Abastecimiento | 29 | 0,807 (0,703; 0,854) |
| Restauración | 13 | 0,850 (0,697; 0,887) |

* Intervalo de confianza 95 % percentil *bootstrap* sesgo-correcto y acelerado.

En efecto, los valores obtenidos indican un nivel de confiabilidad que abarca desde lo aceptable a buena en todas las dimensiones evaluadas ($> 0,7$), siendo el estadístico Omega de McDonald el que proporcionó valores más altos, y por lo tanto sería el coeficiente más adecuado para este tipo de datos cuya escala es de tipo Likert y en donde las cargas factoriales de los ítems son más heterogéneas.

En conclusión, se puede afirmar que el instrumento NEMSP-p adaptado para Chile presenta buenos niveles de confiabilidad y que el estadístico Omega de McDonald es superior al Alfa de Cronbach en presencia de escalas de tipo ordinal.

Información adicional

Director: Prof. Rodrigo Villegas Ríos. Programa de Bioestadística, Escuela de Salud Pública, Universidad de Chile.

Fecha de la graduación: 8 de enero de 2025.

Referencias

- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- DeVellis, R. (2017). *Scale Development: Theory and Applications*. SAGE Publications.
- Glanz, K., Sallis, J., Saelens, B., & Frank, L. (2005). Healthy nutrition environments: concepts and measures. *American Journal of Health Promotion*, 19(5), 330-333. <https://doi.org/10.4278/0890-1171-19.5.330>
- McDonald, R. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Molina, P., Villegas, R., Gálvez, P., Rodríguez, L., & Egaña, D. (2023). Adaptation and validation of the Perceived Nutrition Environment Measures Survey for the Chilean context (NEMSP-Ch). *Revista Chilena de Nutrición*, 50(4), 371-381. <https://doi.org/10.4067/S0717-75182023000400371>
- Streiner, D., Norman, G., & Cairney, J. (2015). *Health Measurement Scales: A practical guide to their development and use*. Oxford University Press.