

Un modelo de ecuaciones estructurales sobre el efecto de la salud en la intención de practicar desplazamiento activo: estudio de la invarianza factorial por sexo y edad

A structural equation model about the effect of health on behaviour intention to practise active commuting: study of the factorial invariance by sex and age

José Antonio Ortiz Sánchez, José M. Ramírez-Hurtado, Ignacio Contreras
Universidad Pablo de Olavide (España)

Resumen. En los últimos años ha habido un elevado crecimiento de problemas de salud en las personas, tales como obesidad, sobrepeso, diabetes, etc. Una forma de combatir este problema es el desplazamiento activo. El objetivo de este trabajo es evaluar el efecto de la salud, el confort y la conciencia medioambiental sobre la intención de practicar desplazamiento activo, así como estudiar la invarianza factorial por sexo y edad. Para ello se diseñó un cuestionario y se distribuyó mediante un muestreo por conveniencia con efecto de bola de nieve, obteniéndose 448 respuestas válidas. Para el análisis se especificó y estimó un modelo de ecuaciones estructurales con AMOS. Los resultados permitieron verificar la fiabilidad y validez del modelo de medida y del modelo estructural. De igual modo, los resultados permitieron concluir que se cumple la invarianza factorial para la variable sexo, pero no se cumple la invarianza factorial estricta para la variable edad.

Palabras clave: Actividad física, salud, ambiente, transporte, sexo, edad.

Abstract. A growing of health problems in people have been in recent years, as obesity, overweight, diabetes, etc. Active commuting is a way to combat these problems. The objective of this work is to assess the effect of health, comfort and environmental awareness on behaviour intention to practice active commuting, as well as to study the factorial invariance by sex and age. For this purpose, a questionnaire was designed and distributed by means of a convenience sample with snowball effect. 448 responses were obtained from this sample. The specification and estimation of structural equation model with AMOS was designed for the analysis of the data. The results show that the reliability and validity of measurement model and structural model is verified. The results also show that factorial invariance by sex is verified but strict factorial invariance for age is not verified.

Key words: Physical activity, health, environment, transportation, sex, age.

Introducción

En los últimos años ha habido un elevado crecimiento de problemas de salud en las personas, tales como obesidad, sobrepeso, diabetes, etc. Promocionar la actividad física entre las personas es una de las prioridades de las políticas de salud pública en muchos países (Mueller et al., 2015) y constituye en muchos casos un importante desafío (Peñarrubia-Lozano et al., 2021).

Un modo eficaz de integrar la actividad física dentro de un estilo de vida sedentario es lo que se denomina desplazamiento activo (Rojas-Rueda et al., 2016). El término «desplazamiento activo» se refiere al desplazamiento al trabajo (o centro de estudios) mediante un modo que implique actividad física como caminar o montar en bicicleta (Jones & Ogilvie, 2012). Su impor-

tancia radica en que los desplazamientos al centro de trabajo o al centro de estudios constituyen una actividad que usualmente se realiza diariamente. Montar en bicicleta o caminar rápidamente son dos actividades físicas muy recomendadas, puesto que pueden ser fácilmente incorporadas a las rutinas diarias y pueden ser más fácilmente adoptadas que otras formas de actividad física (Haskell et al., 2007).

Además de la fácil adopción de este estilo de vida, el desplazamiento activo está asociado con numerosos beneficios tanto para los individuos como para la sociedad (Hatamzadeh et al., 2020; López-Nuevo et al., 2021). Entre los beneficios a nivel individual se encuentra la mejora en la salud, mientras que a nivel de la sociedad podemos señalar la mejora medioambiental. Por ejemplo, desde el punto de vista de la salud, las personas que practican desplazamiento activo reducen las causas de mortalidad, de problemas cardiovasculares y de diabetes (Dinu et al., 2019). También muchas investigaciones señalan que el desplazamiento activo tiene un impacto

positivo sobre la obesidad y el sobrepeso (Saunders et al., 2013). A nivel psicológico, el desplazamiento activo tiene un efecto positivo sobre la felicidad y el bienestar, y está relacionado inversamente con la angustia psicológica (Ruiz-Ariza et al., 2015). Incluso la práctica de actividad física puede evitar conductas agresivas o violentas, mejorando el autocontrol de las personas (Medina & Reverte, 2019) o la autoestima (García González & Froment, 2018). La disminución del estrés es otro de los beneficios que aporta el desplazamiento activo (Kroesen, 2014). A nivel educativo, la actividad física mejora el rendimiento de los estudiantes ya que mejora la autoestima, la memoria o el proceso de síntesis (Gelabert Carulla et al., 2019; Muñoz et al., 2020; Ruiz-Ariza et al., 2017). Por otro lado, desde el punto de vista medioambiental, el desplazamiento activo puede reducir la congestión del tráfico con la consiguiente reducción de emisiones y del consumo de energía de combustibles fósiles (Hatamzadeh et al., 2020).

Por otro lado, hay individuos que son muy sensibles al estrés y prefieren desplazamientos en vehículo para maximizar el confort (Shiftan et al., 2008). También hay que resaltar que existen algunas barreras para practicar desplazamiento activo, fundamentalmente en el caso de desplazamientos a centros de estudios. Así, la lejanía, el tráfico, la falta de aceras, el hecho de que el estudiante tenga que llevar mucho material o que llegue con calor y sudoroso constituyen importantes barreras al desplazamiento activo (Molina-García et al., 2016; Terrón-Pérez et al., 2018). Todo ello redundará también en el confort de los individuos, por lo que se espera una relación inversa entre el confort y el desplazamiento activo.

Por tanto, parece existir un consenso sobre el hecho de que el desplazamiento activo es beneficioso para la sociedad. Sin embargo, las estrategias de implantación no son fáciles (Villa-González et al., 2016), además de que es necesario un mayor conocimiento sobre los factores que influyen en este estilo de vida. En base a todos los comentarios anteriores, el objetivo general de este estudio es analizar el modelo estructural planteado en la figura 1. Mediante este modelo tratamos de identificar qué variable, entre la salud, la conciencia medioambiental y el confort, tiene una mayor influencia sobre la intención de practicar desplazamiento activo.

Por otro lado, la literatura muestra la existencia de indicios sobre el hecho de que el desplazamiento activo pueda estar moderado por variables como el sexo o la edad (Burgueño, González-Cutre, Sevil-Serrano, He-

rrador-Colmenero, Segura-Díaz, Medina-Casabón, & Chillón, 2020; Herman & Larouche, 2021; López et al., 2021). Por este motivo, otro objetivo importante de este trabajo es realizar un estudio de la invarianza factorial del modelo a través del sexo y la edad para detectar si existen diferencias en los distintos grupos.

Cuando los investigadores realizan análisis multigrupo para comparar medias u otros parámetros, se supone erróneamente que la escala mide el mismo constructo de igual forma en los distintos grupos (Byrne & Vijver, 2010). Sin embargo, si la equivalencia o invarianza del instrumento no se verifica, la validez de las inferencias e interpretaciones extraídas de los datos pueden ser erróneas (Byrne, 2008), con lo que las conclusiones basadas en la comparación de los grupos pueden no ser válidas (Barrera-Barrera et al., 2015). Con la invarianza factorial pretendemos estudiar que las propiedades métricas en los distintos grupos de un modelo tienen que ser equivalentes y sin error.

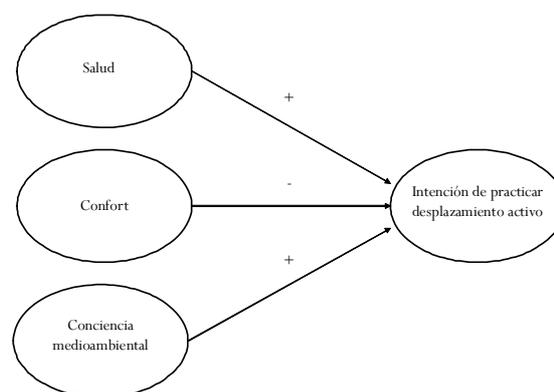


Figura 1. Modelo estructural propuesto

Metodología

Participantes

Para obtener los datos se diseñó un cuestionario a través de Google Drive que fue distribuido de forma online. La principal área de estudio fue la zona geográfica de Sevilla (España), aunque otras localizaciones también fueron aceptadas. El número total de participantes de este estudio fue de 448 personas. Para la selección de los participantes se utilizó un muestreo por conveniencia usando el efecto de bola de nieve. Esto significa que a los receptores que recibían el enlace web con el cuestionario se les indicaba que lo distribuyeran entre sus allegados y otras personas conocidas que practicasen el desplazamiento activo. El método de bola de nieve es un método muestral apropiado y eficaz para seleccionar personas que son difíciles de localizar (Qureshi, 2018). Con el fin de incrementar el tamaño muestral también

se envió mediante correo electrónico un mensaje masivo a todo el profesorado y personal de administración y servicios de una universidad. Al final el número de participantes alcanzados supera con creces el número mínimo de casos muestrales que sugieren algunos autores para modelos de ecuaciones estructurales (Hair et al., 2014; Stevens, 2009).

VARIABLES E INSTRUMENTO

Para la especificación del modelo se utilizaron cuatro variables latentes y sus correspondientes variables observables. Las variables latentes fueron la salud, el confort, la conciencia medioambiental y la intención de practicar desplazamiento activo. Cada una de estas variables latentes estaba definida por un conjunto de variables observables, adaptadas de la literatura para este estudio. Las variables observables fueron medidas en una escala Likert de 1 a 5 puntos, donde 1 significaba «totalmente en desacuerdo» y 5 «totalmente de acuerdo». La tabla 1 recoge todas las variables latentes y sus variables observables asociadas.

Tabla 1
Variables latentes y observables

Variable latente	Variable observable
SA Salud (Hatamzadeh et al., 2020)	SA1. El desplazamiento activo es saludable.
	SA2. El desplazamiento activo será bueno para mi salud.
	SA3. El desplazamiento activo me mantendrá en forma.
	SA4. El desplazamiento activo me mantendrá con vitalidad y con buena calidad de vida.
CO Confort (Li et al., 2013)	CO1. En verano/invierno prefiero modos de desplazamiento con aire acondicionado/calefacción.
	CO2. Prefiero un vehículo de motor porque gasto menos energía.
	CO3. Prefiero un vehículo de motor porque gasto menos energía.
CM Conciencia medioambiental (Li et al., 2013; Minton & Rose, 1997; Paul et al., 2016)	CMI. Los coches son una de las principales causas de la contaminación ambiental
	CM2. Prefiero cambiar mis desplazamientos si ello contribuye al medio ambiente
	CM3. Son necesarios más cambios políticos y sociales para proteger el medio ambiente.
IP Intención de practicar desplazamiento activo (Acheampong, 2017)	IP1. Intento utilizar el desplazamiento activo al menos tres veces por semana durante el año.
	IP2. Consideraré el desplazamiento activo al menos tres veces por semana para el próximo año.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

El estudio de la invarianza factorial implica la evaluación de la invarianza configural, la invarianza métrica, la invarianza fuerte y la invarianza estricta (Byrne, 2008; Cheung & Rensvold, 2002). Con la invarianza configural o sin restricciones solamente se mide si las mismas variables latentes quedan especificadas por las mismas variables observables en las distintas subpoblaciones o grupos. Con la invarianza métrica se comparan las varianzas factoriales y los pesos de regresión. En este caso se estudia si cada uno de los ítems tiene la misma importancia para cada factor observable y se hace una comparación entre los grupos. Al contrario que la invarianza métrica que se centra en las variables observables, la invarianza fuerte se centra en las variables latentes o no observables. La invarianza fuer-

te compara los interceptos y las medias entre grupos. Finalmente, la invarianza estricta analiza la varianza y covarianza de los errores o residuos.

La comparación entre los distintos modelos anidados se lleva a cabo mediante el test de ratio de máxima verosimilitud (χ^2/df). Sin embargo, dado que esta medida es muy sensible al tamaño muestral y la no normalidad (Hair et al., 1999), Cheung y Rensvold (2002) propusieron elegir el incremento del CFI para determinar si los modelos comparados son equivalentes. Cuando la diferencia entre los CFI de los dos modelos es inferior a 0,01, se considera que existe equivalencia entre los modelos y podemos seguir con el siguiente paso del análisis de la invarianza. En el caso de que la diferencia entre los CFI sea superior o igual a 0,01 entonces el modelo menos restrictivo es aceptado y el otro es rechazado (Barrera-Barrera et al., 2015). Otra medida adicional que se suele utilizar para comparar los distintos modelos es el incremento del RMSEA. Valores inferiores a 0,015 indican una equivalencia entre modelos (Chen, 2007).

RESULTADOS

En primer lugar, se obtuvieron algunos estadísticos descriptivos de la muestra. Un 40.4% de los participantes fueron hombres, mientras que las mujeres fueron un 59.6%. En relación a la edad, la mayoría de los participantes tenían una edad entre 30 y 50 años, mientras que los porcentajes para los menores de 30 años y los mayores de 50 años fueron del 20,8% y 31,0%, respectivamente. La mayoría de los participantes tenía estudios superiores o universidad (74.6%). Apenas había participantes sin estudios (0,9%). Finalmente, en cuanto al nivel de ocupación, la mayoría de los participantes eran empleados (72.3%) o estudiantes (11.2%).

En segundo lugar, se estimó el modelo estructural planteado. Para ello, previamente se ejecutó un análisis factorial exploratorio para comprobar que las variables latentes estaban bien definidas a través de sus correspondientes variables observables, siguiendo el procedimiento aconsejado por algunos autores (Bollen, 2014; Rindskopf & Rose, 1988). La ejecución del análisis factorial exploratorio se llevó a cabo una rotación varimax en la que se extrajeron cuatro componentes principales correspondientes a las cuatro variables latentes. El índice de KMO tomó un valor muy cercano a uno (0.865). Del mismo modo, el p-valor de la prueba de esfericidad de Bartlett permitió rechazar la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones fuese la iden-

tividad. Por tanto, con estos resultados se concluye que es adecuado la aplicación de un análisis factorial. Una vez aplicado el análisis factorial, los cuatro componentes extraídos explicaron el 87.17% del total de la varianza, lo cual supone un valor muy elevado. Del mismo modo, se obtuvo que cada variable latente venía explicada de forma correcta por sus indicadores.

Una vez hecha esta comprobación se pasó a la estimación del modelo estructural. Previamente a la estimación del modelo estructural se estudió la normalidad multivariante a través del test de Mardia. El valor del test de Mardia fue de 105,816 (>5.99 a un nivel de significación del 5%). Este valor produjo un ratio crítico superior a 1.96, por lo que la hipótesis de normalidad multivariante fue rechazada. No obstante, dado que el tamaño de la muestra fue suficientemente grande, se optó por utilizar el método de estimación de máxima verosimilitud debido a que dicho método es capaz de facilitar la convergencia de las estimaciones incluso con la ausencia de normalidad multivariante (Lèvy et al., 2006).

Para la evaluación del modelo propuesto se ha seguido un enfoque de dos etapas, en las que se analizan separadamente el modelo de medida y el modelo estructural, tal como proponen algunos autores (Bollen, 2014; Rindskopf & Rose, 1988).

Para la evaluación del modelo de medida se ha analizado su fiabilidad y validez. El estudio de la fiabilidad requiere analizar la fiabilidad de los ítems y de los constructos. La fiabilidad de los ítems se midió comprobando que las cargas factoriales estandarizadas fuesen superiores a 0.7, para que la varianza compartida entre el constructo y su indicador fuese superior a la varianza del error (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 1999). No obstante, algunos autores consideran que una carga factorial superior a 0.5 también es aceptable (Chau,

1997). En la tabla 2 podemos observar que todas las cargas factoriales estandarizadas fueron superiores a 0.7, salvo la de la variable CO2, que no obstante era superior a 0.5. Por tanto, se cumple la fiabilidad del modelo de medida.

Para la fiabilidad de los constructos o variables latentes se analizó el coeficiente α de Cronbach y el coeficiente CR. Ambos coeficientes deben tomar valores iguales o superiores a 0.7. Podemos observar en la tabla 3 que se cumple esta condición salvo en la variable confort. No obstante, su valor se encuentra muy próximo a 0.7, por lo que consideramos que se verifica la fiabilidad de los constructos.

Para el estudio de la validez discriminante se ha calculado la matriz de correlaciones entre los constructos y se ha comprobado que las correlaciones son menores que la raíz cuadrada del AVE (Bagozzi et al., 1991). Podemos observar en la tabla 3 que se verifica esta condición, por lo que las medidas gozan de validez discriminante.

Tabla 3

Validez discriminante de los constructos

	Salud	Confort	Conciencia	Intención
Salud	.950			
Confort	.000	.733		
Conciencia	.000	.000	.792	
Intención	.630	-.252	.112	.950

Nota: Los elementos que aparecen en la diagonal principal son las raíces cuadradas de la varianza media extraída (AVE). El resto de los datos representan las correlaciones entre los constructos.

En cuanto a la evaluación del modelo estructural, ésta se ha llevado a cabo de dos formas. En primer lugar, se ha analizado el valor del coeficiente de determinación el único constructo dependiente, como es la variable intención de practicar desplazamiento activo. En la figura 2 se observa que dicho valor es 0.472, que es superior a 0.3, por lo que se cumple el requisito establecido por Chin (1998). En segundo lugar, también se ha analizado la significatividad de los paths o relaciones entre constructos. En la figura 2 podemos observar que

Tabla 2

Estimaciones estandarizadas, valores α de Cronbach, fiabilidad y validez convergente

Variables latentes y sus indicadores	Peso estandarizado	p-valor	α de Cronbach	CR (Fiabilidad compuesta)	AVE (Varianza media extraída)
Salud			.978	.974	.903
SA1 <--- Salud	.975	***			
SA2 <--- Salud	.991	***			
SA3 <--- Salud	.910	***			
SA4 <--- Salud	.923	***			
Confort			.633	.687	.538
CO1 <--- Confort	.887	***			
CO2 <--- Confort	.537	***			
Conciencia medioambiental			.832	.833	.627
CM1 <--- Conciencia	.783	***			
CM2 <--- Conciencia	.702	***			
CM3 <--- Conciencia	.880	***			
Intención de practicar desplazamiento activo			.949	.949	.903
IP1 <--- Intención	.932	***			
IP2 <--- Intención	.968	***			

SA: salud; CO: confort; CM: conciencia medioambiental; IP: intención de practicar.

***p-valor<0,001

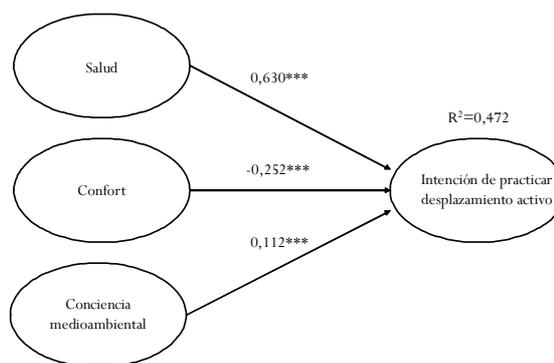


Figura 2. Modelo estructural estimado
***Nivel de significación<.001

todos los paths son significativos. Por tanto, podemos afirmar que el modelo estructural tiene una elevada capacidad predictiva.

Finalmente, en relación con la bondad del ajuste del modelo estimado se han obtenido una serie de medidas que hacen referencia al ajuste absoluto, al ajuste incremental y la parsimonia del modelo. El estadístico χ^2 indica si la discrepancia entre la matriz de datos originales y la matriz reproducida es significativa o no. En este caso, el p-valor indica el rechazo de dicha hipótesis. Sin embargo, hay que resaltar que el valor del estadístico χ^2 se ve muy influenciado por el tamaño de la muestra, la complejidad del modelo y por la violación del supuesto de normalidad multivariante. Debido a ello, AMOS utiliza otras medidas de ajuste global. Algunos autores como Byrne (1994) y Wheaton et al. (1977) consideran al cociente χ^2/df como una medida de ajuste global del modelo. Según estos autores, valores inferiores a cinco es un indicador de un buen ajuste de los datos. En nuestro caso, el cociente χ^2/df arroja un resultado de 2.323, lo cual indica un buen ajuste de los datos. Las restantes medidas también toman valores dentro de los límites que permiten afirmar un buen ajuste de los datos (GFI=0.970; AGFI=0.939; CFI=0.992; RMSEA= 0.054; NFI=0.985; NNFI=0.986; PNFI=0.591).

Estudio de la invarianza factorial

Para la valoración de los diferentes grados de invarianza se consideraron dos criterios, uno global y otro específico. A nivel específico se utilizaron los índices cociente χ^2/df , CFI, TLI y RMSEA. A nivel global se consideró la variación del CFI, el cual debe ser inferior a 0.01 (Cheung & Rensvold, 2002) y la variación del RMSEA, el cual debe ser inferior a 0.015 (Chen, 2007).

La estimación progresiva de la invarianza comienza con el modelo de invarianza configural (M0). Con este modelo se pretende estudiar la invarianza de la configuración básica del modelo de medida. En este caso, aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar el modelo, los valores del cociente Chi-cuadrado entre sus grados de libertad, los del CFI, TLI y RMSEA están dentro de los límites que permiten asegurar un buen ajuste, tanto para el caso de la variable sexo (tabla 4), como de la variable edad (tabla 5).

Una vez estudiada la invarianza configural, añadimos al modelo los pesos de regresión o pesos factoriales, obteniendo así el modelo de invarianza métrica (M1). Los valores ($\chi^2/df=2.040(1.798)$; CFI=0.985(0.983);

TLI=0.978(0.975); RMSEA=0.048(0.042)) se encuentran dentro de los límites aceptables para bondad de ajuste. Basándonos en el criterio de evaluación de los modelos anidados, la diferencia entre los valores de CFI es inferior a 0.01 (0.003 para la variable sexo y 0.004 para la variable edad). De igual modo, la diferencia entre los valores de RMSEA es inferior a 0.015 (0.001 para la variable sexo y 0.002 para la variable edad). En cuanto al AIC, se observa que no existe una diferencia muy elevada. Por tanto, se verifica la invarianza métrica tanto en el caso de la variable sexo como en el caso de la variable edad.

El siguiente paso es analizar el modelo de invarianza fuerte (M2). En este caso se añaden los interceptos entre los grupos. Los valores de χ^2/df , CFI, TLI y RMSEA ($(\chi^2/df=1.875(1.961)$; CFI=0.985(0.976); TLI=0.982(0.970); RMSEA=0.044(0.046)) se encuentran dentro de los límites exigibles tanto para la variable sexo como para la variable edad. Los incrementos del CFI y del RMSEA también se encuentran dentro de los límites exigibles. Los coeficientes AIC no presentan diferencias muy elevadas. Por tanto, se cumplen los requisitos para la invarianza fuerte, por lo que podemos pasar al análisis de la invarianza estricta.

En la invarianza estricta se analiza la varianza y covarianza de los errores (M3). En el caso de la variable sexo se observa que los valores se encuentran dentro de los márgenes exigibles para aceptar la bondad del modelo ($\chi^2/df=2.039$; CFI=0.979; TLI=0.978; RMSEA=0.048). Los incrementos del CFI y del RMSEA también se encuentran dentro de los límites estipulados. La variación del AIC no es muy elevada. Por tanto, se verifica la bondad del modelo de invarianza estricta para la variable sexo.

En el caso de la variable edad, los valores de bondad del modelo de invarianza estricta se encuentra dentro de los márgenes necesarios para su cumplimiento ($\chi^2/df=2.707$; CFI=0.945; TLI=0.947; RMSEA=0.062). Sin

Tabla 4

Invarianza factorial a través de la variable sexo									
Modelos	χ^2	df	p-valor	χ^2/df	CFI	Δ CFI	TLI	RMSEA	AIC
M0	131.211	66	.000	1.988	.988		.979	.047	307.211
M1	155.044	76	.000	2.040	.985	.003	.978	.048	311.044
M2	163.111	87	.000	1.875	.985	.000	.982	.044	297.111
M3	218.132	107	.000	2.039	.979	.006	.978	.048	312.132

M0: modelo configural; M1: modelo de invarianza factorial métrica; M2: modelo de invarianza factorial fuerte; M3: modelo de invarianza factorial estricta.
Fuente: elaboración propia.

Tabla 5

Invarianza factorial a través de la variable edad									
Modelos	χ^2	df	p-valor	χ^2/df	CFI	Δ CFI	TLI	RMSEA	AIC
M0	169.396	99	.000	1.711	.987		.978	.040	433.396
M1	203.135	113	.000	1.798	.983	.004	.975	.042	439.135
M2	264.729	135	.000	1.961	.976	.007	.970	.046	456.729
M3	468.352	173	.000	2.707	.945	.031	.947	.062	600.926

M0: modelo configural; M1: modelo de invarianza factorial métrica; M2: modelo de invarianza factorial fuerte; M3: modelo de invarianza factorial estricta.
Fuente: elaboración propia.

embargo, la variación del CFI es superior a 0.01 y la del RMSEA también supera a 0.015, por lo que se rechaza el modelo más restrictivo (M3), siendo aceptado el modelo menos restrictivo (M2). Asimismo, se observa un incremento en el criterio AIC mucho más considerable que en los casos anteriores. Así pues, en el caso de la variable edad no se acepta el modelo de invarianza estricta, aceptándose como modelo más restrictivo el de invarianza fuerte (M2).

Si hacemos un análisis detallado del modelo estructural en función de los tres grupos de la variable edad, observamos que existe equivalencia entre los tres modelos, salvo en la relación entre conciencia medioambiental e intención de practicar desplazamiento activo. Esta relación no es significativa para las edades 1 (menores de 30 años) y 3 (mayores de 50 años), pero sí es significativa para los individuos con edades entre 30 y 50 años. Por tanto, la no existencia de invarianza estricta en la variable edad está provocando estas diferencias.

Para ver dónde se encuentran las diferencias hemos aplicado un contraste no paramétrico de Kruskal-Wallis a los ítems de las variables latentes conciencia medioambiental e intención de practicar desplazamiento activo, dado que no se verificaba el supuesto de normalidad. Los resultados indican que existen diferencias significativas en la variable CM2 («Prefiero cambiar mis desplazamientos si ello contribuye al medio ambiente») (tabla 6).

Tabla 6
Contraste Kruskal-Wallis para detectar diferencias

	CM1	CM2	CM3	IP1	IP2
Chi-cuadrado	1.438	10.864	3.242	4.837	4.333
gl	2	2	2	2	2
Sig. asintótica	.487	.004	.198	.089	.115

Fuente: elaboración propia.

Si calculamos las medias aritméticas de la variable CM2 en los tres grupos de edades observamos que el grupo 2 (entre 30 y 50 años) presenta una media más baja que la de los otros dos grupos (3.51 frente a 3.85 y 3.88), con lo cual el grupo que se diferencia de los otros dos es el de las personas con edades entre 30 y 50 años.

Discusión

El estudio del desplazamiento activo es muy importante para las personas por las consecuencias que tiene tanto a nivel personal como a nivel de sociedad. Los principales hallazgos encontrados a través de este estudio han sido varios. Por un lado, entre las variables salud, confort y conciencia medioambiental, la que tiene una mayor influencia sobre la intención de practicar

desplazamiento activo es la salud. En segundo lugar, se encuentra la variable confort, si bien la relación entre esta variable y la intención de practicar desplazamiento activo es inversa. Finalmente, la que tiene una menor influencia entre estas tres es la conciencia medioambiental.

Así pues, se observa que la salud es el motivo principal para la práctica del desplazamiento activo. Este resultado está en consonancia con los alcanzados en otros trabajos de la literatura en los que se muestra que el desplazamiento activo mejora el bienestar y la salud de las personas (Burgueño, González-Cutre, Sevil-Serrano, Herrador-Colmenero, Segura-Díaz, Medina-Casabón, & Chillón, 2020; Herman & Larouche, 2021; Molina-García et al., 2016). El desplazamiento activo no contribuye únicamente a cubrir las recomendaciones sobre actividad física, sino que juega un papel muy importante en la mejorar de aspectos psicológicos, cognitivos, sociales y de bienestar de las personas (Waygood et al., 2017). Tal como cabía esperar, los resultados de este estudio también muestran que el confort influye negativamente sobre la intención de practicar desplazamiento activo. Hay que tener presente que el comportamiento sedentario constituye un riesgo para la salud física, sobre todo en personas mayores (Ramalho et al., 2021).

De las tres variables analizadas, la que tiene una menor influencia sobre la intención de practicar desplazamiento activo es la conciencia medioambiental. Esto quiere señalar que los individuos son poco conscientes de los beneficios que puede aportar para la mejora de las condiciones medioambientales el desplazamiento activo. No obstante, la literatura muestra que incrementar los niveles de transporte no motorizado entre la población podría no sólo mejorar la condición física sino incluso disminuir la congestión del tráfico y atenuar la emisión de gases y contaminación de la atmósfera (Arazuri et al., 2017; Hatamzadeh et al., 2020; Molina-García et al., 2019). Por tanto, es necesario hacer una importante labor pedagógica para concienciar a las personas de los beneficios medioambientales que provoca el incremento del desplazamiento activo en la población (Gálvez-Fernández et al., 2021).

En relación al estudio de la invarianza factorial, los resultados muestran que el modelo especificado no varía en función del sexo, pero sí presenta una pequeña diferencia en relación a la variable edad. El grupo de personas con edades entre 30 y 50 años presenta una estructura diferente con respecto a los otros dos grupos de edades. Los resultados alcanzados en este trabajo

podrían indicar que los individuos del grupo de edad entre 30 y 50 años tienen una menor conciencia medioambiental que los de los otros dos grupos. Sin embargo, este resultado no está en consonancia con el alcanzado en muchos estudios que señalan que los individuos con edades entre 30 y 50 años tienen una mayor conciencia medioambiental que los jóvenes o los más mayores (Seco Méndez, 2018). Este resultado puede ser debido a que las personas con edades entre 30 y 50 años tienen hábitos familiares y laborales más estrictos que las personas jóvenes o más mayores, por lo que tienen menos posibilidades para cambiar sus hábitos, aunque su conciencia medioambiental sea mayor.

Conclusión

El desplazamiento activo es un estilo de vida que mejora la salud, pero no ha sido analizada su prioridad como motivo para practicar desplazamiento activo con otras variables. Por otro lado, se han hecho estudios sobre la relación entre las condiciones medioambientales y el desplazamiento activo, que tienen en cuenta la densidad de población, el estado de las vías, la seguridad, la distancia, el tiempo, etc., pero no se ha estudiado la conciencia medioambiental como motivo para influenciar la intención de practicar desplazamiento activo. Mediante este trabajo se llega a la conclusión de que la salud es la variable que más influye en la intención de practicar desplazamiento activo, seguida por el confort (efecto negativo) y por la conciencia medioambiental, no existiendo diferencias por sexo ni por edades. Este es el primer estudio que se hace en España sobre el efecto de la invarianza factorial del sexo y la edad en el desplazamiento activo.

Debido a los beneficios que el desplazamiento activo provoca tanto a nivel de salud como a nivel medioambiental, las políticas de salud pública deberían contemplar la labor pedagógica para la concienciación de los ciudadanos hacia la práctica de este estilo de vida. Incluso las familias constituyen un importante agente socializador para influir en la práctica de desplazamiento activo (Bennàsser Torrandell & Vidal Conti, 2021). Por tanto, los responsables políticos y sociales deberían hacer un esfuerzo por promocionar el desplazamiento activo debido a los beneficios que aporta a la sociedad.

Futuros estudios sobre desplazamiento activo teniendo en cuenta factores como la climatología, cultura, etc., serían necesarios para arrojar un mayor conocimiento sobre este fenómeno.

Agradecimientos

Este trabajo fue parcialmente financiado por los proyectos FEDER ECO2017-89452-R y PGC2018-095786-B-I00, del Ministerio de Ciencia e Innovación de España.

Referencias

- Acheampong, R. A. (2017). Towards Sustainable Urban Transportation in Ghana: Exploring Adults' Intention to Adopt Cycling to Work Using Theory of Planned Behaviour and Structural Equation Modelling. *Transportation in Developing Economies*, 3(2). <https://doi.org/10.1007/s40890-017-0047-8>
- Arazuri, E. S., De León Elizondo, A. P., & Vale, R. F. (2017). Adolescents' Active Commutes to School and Family Functioning. *Apunts. Educacion Fisica y Deportes*, 128(2), 36–47. [https://doi.org/10.5672/APUNTS.2014-0983.ES.\(2017/2\).128.02](https://doi.org/10.5672/APUNTS.2014-0983.ES.(2017/2).128.02)
- Bagozzi, R. P., Yi, Y., & Phillips, L. W. (1991). Assessing Construct Validity in Organizational Research. *Administrative Science Quarterly*, 36(3), 458. <https://doi.org/10.2307/2393203>
- Barrera-Barrera, R., Navarro-García, A., & Peris-Ortiz, M. (2015). El papel de la invarianza factorial en la validación del constructo calidad de servicio electrónico. *Revista Europea de Dirección y Economía de La Empresa*, 24(1), 13–24. <https://doi.org/10.1016/j.redee.2014.07.001>
- Bennàsser Torrandell, M. X., & Vidal Conti, J. (2021). Influencia de padres, amistades y profesorado en la actividad física y la capacidad aeróbica de los jóvenes (Influence of parents, friends and teachers on physical activity and aerobic capacity on young people). *Retos*, 42, 714–723. <https://doi.org/10.47197/retos.v42i0.87946>
- Bollen, K. A. (2014). Structural equations with latent variables. In *Structural Equations with Latent Variables*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Burgueño, R., González-Cutre, D., Sevil-Serrano, J., Herrador-Colmenero, M., Segura-Díaz, J. M., Medina-Casabón, J., & Chillón, P. (2020). Validation of the Basic Psychological Need Satisfaction in Active Commuting to and from School (BPNS-ACS) Scale in Spanish young people. *Journal of Transport and Health*, 16. <https://doi.org/10.1016/j.jth.2020.100825>
- Burgueño, R., González-Cutre, D., Sevil-Serrano, J., Herrador-Colmenero, M., Segura-Díaz, J. M., Medina-Casabón, J., & Chillón, P. (2020). Psychometric properties of the teachers', parents' and peers' versions of the Perceived Autonomy Support Scale for Active Commuting to and from School (PASS-ACS) in children and adolescents. *Travel Behaviour and Society*, 20, 322–330. <https://doi.org/10.1016/j.tbs.2020.05.002>

- Byrne, B. M. (1994). *Structural Equation Modeling with EQS and EQS/WINDOWS*. SAGE Publications, Inc.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for Multigroup Equivalence of a Measuring Instrument. Pdf. *Psicothema*, 20(4), 872–882.
- Byrne, B. M., & Vijver, F. J. R. van de. (2010). Testing for Measurement and Structural Equivalence in Large-Scale Cross-Cultural Studies: Addressing the Issue of Nonequivalence. *International Journal of Testing*, 10(2), 107–132. <https://doi.org/10.1080/15305051003637306>
- Chau, P. Y. K. (1997). Reexamining a model for evaluating information center success using a structural equation modeling approach. *Decision Sciences*, 28(2), 309–334. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5915.1997.tb01313.x>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Dinu, M., Pagliai, G., Macchi, C., & Sofì, F. (2019). Active Commuting and Multiple Health Outcomes: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Sports Medicine*, 49, 437–452. <https://doi.org/10.1007/s40279-018-1023-0>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Gálvez-Fernández, P., Saucedo-Araujo, R. G., Campos-Garazón, P., Aranda-Balboa, M. J., Molina-Soberanes, D., Segura-Díaz, J. M., Herrador-Colmenero, M., Huertas-Delgado, F. J., Villa-González, E., Barranco-Ruiz, Y., & Chillón, P. (2021). Active commuting to school and associated health indicators: Evaluation protocol of the PACO study «Cycle and Walk to School» and its implementation in secondary school. *Retos*, 39, 649–657. <https://doi.org/10.47197/retos.v0i39.80906>
- García González, A. J., & Froment, F. (2018). Beneficios de la actividad física sobre la autoestima y la calidad de vida de personas mayores (Benefits of physical activity on self-esteem and quality of life of older people). *Retos*, 33, 3–9. <https://doi.org/10.47197/retos.v0i33.50969>
- Gelabert Carulla, J., Muntaner Mas, A., & Palou Sampol, P. (2019). Influencia del desplazamiento activo al colegio sobre la composición corporal y el rendimiento académico en escolares de 10-12 años (Influence of active commuting to school on body composition and academic achievement in schoolchildren aged 10-12 years). *Retos*, 2041(36), 376–383. <https://doi.org/10.47197/retos.v36i36.68166>
- Hair, J. F. J., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1999). *Multivariate Data Analysis*. Prentice Hall.
- Hair, J. F. J., Sarstedt, M., Hopkins, L., & Kuppelwieser, V. G. (2014). Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM): An emerging tool in business research. *European Business Review*, 26(2), 106–121. <https://doi.org/10.1108/EBR-10-2013-0128>
- Haskell, W., Lee, I., Pate, R., Powell, K., Blair, S., Franklin, B., Macera, C., Heath, G., Thompson, P., & Bauman, A. (2007). Physical activity and public health: updated recommendation for adults from the American College of Sports Medicine and the American Heart Association. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 39(8), 1423–1434. <https://doi.org/10.1249/MSS.0B013E3180616B27>
- Hatamzadeh, Y., Habibian, M., & Khodaii, A. (2020). Measuring walking behaviour in commuting to work: investigating the role of subjective, environmental and socioeconomic factors in a structural model. *International Journal of Urban Sciences*, 24(2), 173–188. <https://doi.org/10.1080/12265934.2019.1661273>
- Herman, K. M., & Larouche, R. (2021). Active commuting to work or school: Associations with subjective well-being and work-life balance. *Journal of Transport & Health*, 22(July), 101118. <https://doi.org/10.1016/j.jth.2021.101118>
- Jones, C. H. D., & Ogilvie, D. (2012). Motivations for active commuting: a qualitative investigation of the period of home or work relocation. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 9, 1–12. <https://doi.org/10.1186/1479-5868-9-109>
- Kroesen, M. (2014). Assessing mediators in the relationship between commute time and subjective well-being: Structural equation analysis. In *Transportation Research Record* (Vol. 2452, pp. 114–123). National Research Council. <https://doi.org/10.3141/2452-14>
- Lévy, J. P. M., Martín, M., & Román, M. (2006). Optimización según estructuras de covarianzas. In J. Varela Mallo & J. P. M. Lévy (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales: temas esenciales, avanzados y aportaciones especiales*.
- Li, Z., Wang, W., Yang, C., & Ragland, D. R. (2013). Bicycle commuting market analysis using attitudinal market segmentation approach. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 47, 56–68. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2012.10.017>
- López-Nuevo, C. E., Sanchez-Molina, J., & Ureña, G. D. (2021). Adherence to healthy habits and academic performance in Vocational Education Students. *Retos*, 42, 118–125. <https://doi.org/10.47197/RETOS.V42I0.87138>
- López, S. G., Ortega, F. Z., Jiménez, J. L. U., & Valero, G. G. (2021). Impact of physical activity on emotional intelligence and sex differences. *Retos*, 42, 636–642. <https://doi.org/10.47197/RETOS.V42I0.86448>
- Medina, J. A., & Reverte, M. J. (2019). Incidencia de la prác-

- tica de actividad física y deportiva como reguladora de la violencia escolar. *Retos*, 35, 54–60. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6761673>
- Minton, A. P., & Rose, R. L. (1997). The Effects of Environmental Concern on Environmentally Friendly Consumer Behavior: An Exploratory Study. *Journal of Business Research*, 40(1), 37–48. [https://doi.org/10.1016/S0148-2963\(96\)00209-3](https://doi.org/10.1016/S0148-2963(96)00209-3)
- Molina-García, J., García-Massó, X., Estevan, I., & Queralt, A. (2019). Built environment, psychosocial factors and active commuting to school in adolescents: Clustering a self-organizing map analysis. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(1). <https://doi.org/10.3390/ijerph16010083>
- Molina-García, J., Queralt, A., Estevan, I., Álvarez, O., & Castillo, I. (2016). Barreras percibidas en el desplazamiento activo al centro educativo: fiabilidad y validez de una escala. *Gaceta Sanitaria*, 30(6), 426–431. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2016.05.006>
- Mueller, N., Rojas-Rueda, D., Cole-Hunter, T., de Nazelle, A., Dons, E., Gerike, R., Götschi, T., Int Panis, L., Kahlmeier, S., & Nieuwenhuijsen, M. (2015). Health impact assessment of active transportation: A systematic review. *Preventive Medicine*, 76, 103–114. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2015.04.010>
- Muñoz, R. G., Badilla, P.V., & del Picó, N.V. (2020). Association between academic self-concept with academic achievement in physically active and inactive university students. *Retos*, 41, 1–8. <https://doi.org/10.47197/RETOS.V0I41.82565>
- Paul, J., Modi, A., & Patel, J. (2016). Predicting green product consumption using theory of planned behavior and reasoned action. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 29, 123–134. <https://doi.org/10.1016/j.jretconser.2015.11.006>
- Peñarrubia-Lozano, C., Romero-Roso, L., Olóriz-Nivela, M., & Lizalde-Gil, M. (2021). Challenge as a strategy to promote physical activity in university students. *Retos*, 39, 58–64. <https://doi.org/10.47197/retos.v0i39.78228>
- Qureshi, H. A. (2018). Theoretical Sampling in Qualitative Research: A Multi-Layered Nested Sampling Scheme. *International Journal of Contemporary Research and Review*, 9(08), 20218–20222. <https://doi.org/10.15520/ijcrr/2018/9/08/576>
- Ramalho, A., Petrica, J., Serrano, J., Paulo, R., Duarte-Mendes, P., & Rosado, A. (2021). Consequências do comportamento sedentário no bem-estar psicossocial: estudo qualitativo com idosos residentes em Portugal (Consequences of sedentary behavior on psychosocial well-being: a qualitative study with older adults living in Portugal). *Retos*, 42, 198–210. <https://doi.org/10.47197/retos.v42i0.86299>
- Rindskopf, D., & Rose, T. (1988). Some Theory and Applications of Confirmatory Second-Order Factor Analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 23(1), 51–67. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2301_3
- Rojas-Rueda, D., Nazelle, A. de, Andersen, Z. J., Braun-Fahrlander, C., Bruha, J., Bruhova-Foltynova, H., Desqueyroux, H., Praznocy, C., Ragetti, M. S., Tainio, M., & Nieuwenhuijsen, M. J. (2016). Health Impacts of Active Transportation in Europe. *PLOS ONE*, 11(3), e0149990. <https://doi.org/10.1371/JOURNAL.PONE.0149990>
- Ruiz-Ariza, A., de la Torre-Cruz, M. J., Redecillas-Peiró, M.T., & Martínez-López, E. J. (2015). Influencia del desplazamiento activo sobre la felicidad, el bienestar, la angustia psicológica y la imagen corporal en adolescentes. *Gaceta Sanitaria*, 29(6), 454–457. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2015.06.002>
- Ruiz-Ariza, A., De La Torre-Cruz, M. J., Suárez-Manzano, S., & Martínez-López, E. J. (2017). El desplazamiento activo al Centro educativo influye en el rendimiento académico de las adolescentes españolas. *Retos*, 32, 39–43.
- Saunders, L. E., Green, J. M., Petticrew, M. P., Steinbach, R., & Roberts, H. (2013). What Are the Health Benefits of Active Travel? A Systematic Review of Trials and Cohort Studies. *PLOS ONE*, 8, e69912. <https://doi.org/10.1371/JOURNAL.PONE.0069912>
- Seco Méndez, C. (2018). *La conciencia ambiental en la sociedad española* (Trabajo Fin de Máster. Universidade da Coruña).
- Shiftan, Y., Outwater, M. L., & Zhou, Y. (2008). Transit market research using structural equation modeling and attitudinal market segmentation. *Transport Policy*, 15(3), 186–195. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2008.03.002>
- Stevens, J. P. (2009). *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences* (Fifth Edit). Routledge.
- Terrón-Pérez, M., Molina-García, J., Martínez-Bello, V.E., & Queralt, A. (2018). Active commuting to school among preschool-aged children and its barriers: An exploratory study in collaboration with parents. *Journal of Transport and Health*, 8(December 2017), 244–250. <https://doi.org/10.1016/j.jth.2017.12.007>
- Villa-González, E., Ruiz, J. R., & Chillón, P. (2016). Recomendaciones para implementar intervenciones de calidad de promoción del desplazamiento activo al colegio. *Retos*, 30, 159–161.
- Waygood, E. O. D., Friman, M., Olsson, L. E., & Taniguchi, A. (2017). Transport and child well-being: An integrative review. *Travel Behaviour and Society*, 9, 32–49. <https://doi.org/10.1016/J.TBS.2017.04.005>
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D. F., & Summers, G. F. (1977). Assessing Reliability and Stability in Panel Models. *Sociological Methodology*, 8, 84. <https://doi.org/10.2307/270754>