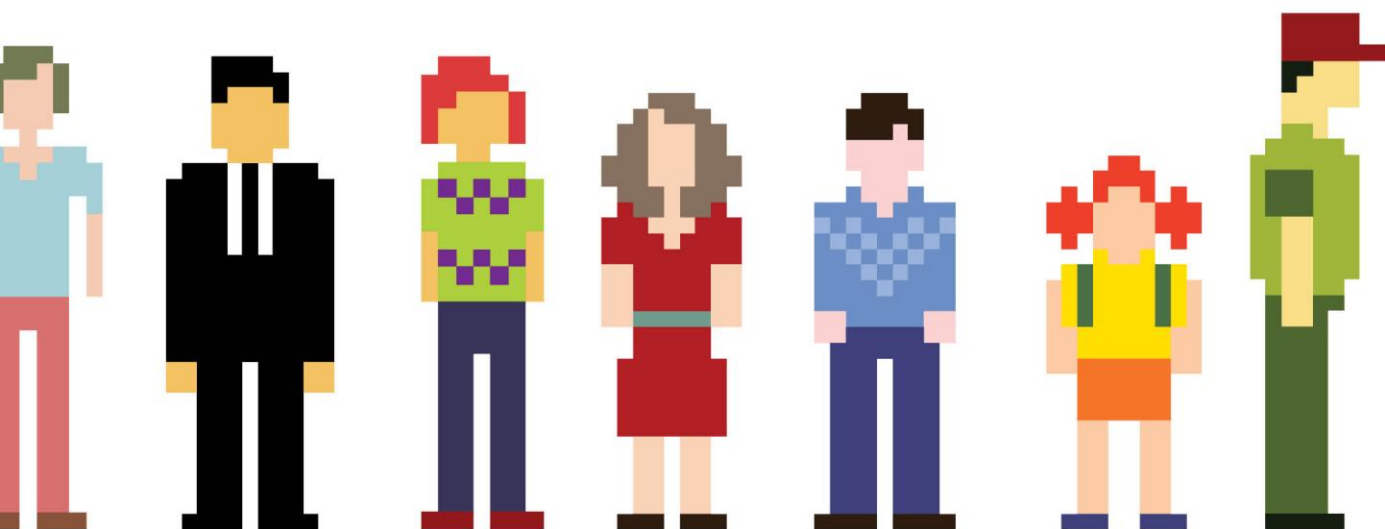




Revista de Psicología GEPU

Vol. 2 / No. 2

Santiago de Cali, Diciembre / 2011

Monográfico
de Psicología
Social

Editor / Andrey Velásquez Fernández



REVISTA DE PSICOLOGÍA GEPU
Vol. 2 No. 2 – Diciembre de 2011
ISSN 2145-6569



Editor

Andrey Velásquez Fernández
andreyvelasquez@psicologos.com

COMITÉ EDITORIAL

Adriana Narváz Aguilar
Universidad del Valle

Wilson Lozano Medina
Universidad del Valle

Marlon Muñoz Méndez
Universidad del Valle

Magda Cristina Burbano
Universidad del Valle

Sairy Sevilla
Universidad del Valle

Juan Fernando Rosero
Universidad del Valle

Didier Molina
Universidad del Valle

Helena Rojas
Universidad del Valle

Jeffri Zúñiga
Universidad del Valle

Héctor Leandro Sánchez Mora
Universidad del Valle

Angélica María Arias Montoya
Universidad del Valle

Juan Camilo Gómez Díaz
Universidad del Valle

William López Gutiérrez
Universidad del Valle

Andrés Martínez
Universidad del Valle

Alejandro López Duque
Universidad del Valle

CONSULTORES NACIONALES

Ximena Nathalia Ortega
Universidad Mariana

Jorge Alexander Daza
Universidad Católica de Pereira

Andrés de Bedout Hoyos
Universidad San Buenaventura

Luisa Ruiz Hurtado
Universidad de la Sabana

Nancy Esperanza Flechas
Universidad del Bosque

Javier Mauricio Gonzales Arias
Universidad del Valle

Luis Alfredo Cerquera
Universidad de Manizales

Sandra Edith Gallegos García
Fundación Universitaria San Martín

Johana Andrea Gómez
Universidad Manuela Beltrán

Yuly Lorena Ardila Romero
Pontificia Universidad Javeriana

Sirley Vanessa Tenorio
Universidad Metropolitana

William Alejandro Jiménez
Universidad Católica de Colombia

Laura Beatriz Pineda Cadavid
UNAD

CONSULTORES INTERNACIONALES

Robert Mitchel Briceño
Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Andreza Schiavoni
Universidad São Francisco

Marcela Alejandra Parra
Universidad Autónoma de Barcelona

Rodrigo Andrés Mardones
Universidad de Chile

Aluísio Ferreira de Lima
Universidade Federal do Ceará

David Alonso Ramírez
Universidad Autónoma de Centro América

María Amparo Miranda
Universidad del Valle de México

José Manuel Bezanilla
Psicología y Educación Integral A.C.

Aldo Pastor Reyes Flores
Universidad de las Américas

Diego Roberto Salamea Carpio
Universidad Católica de Cuenca

Juan Paulo Marchant Espinoza
Universidad de Chile

Oswaldo Rodrigues
Instituto Paulista de Sexualidade

Analia Verónica Lozada
Universidad Católica de Argentina

Jonathan Fernando Ayala
Universidad de Palermo

Evelyn Soledad Soto Castillo
Universidad de Chile

Martha Cordova Osnaya
UNAM

Francisco Javier Torres
Universidad de las Islas
Balears

COORDINADORES DE DISTRIBUCION

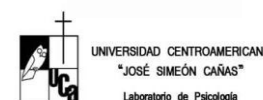
Margarita Ojeda
Asociación Paraguaya de Neuropsicología

Pablo Antonio Vásquez
Corporación para la Intervención Neuropsicopedagógica y la Salud Mental

INDEXACIONES



AUSPICIADORES



Agradecimientos especiales en este número a las Asistentes Editoriales Luz Adriana Rodríguez Vergara y Andrea Dueñas Ríos. La **Revista de Psicología GEPU** es publicada por el Grupo Estudiantil y Profesional de Psicología Univalle, 5 piso, Edificio 385, Ciudadela Universitaria Meléndez, Universidad del Valle, Santiago de Cali, Colombia. Los artículos son responsabilidad de sus autores y no reflejan necesariamente la opinión de los editores.

LAS INVESTIGACIONES ESTRUCTURALES DE LAS CIENCIAS SOCIALES EN TORNO A LAS PROBLEMÁTICAS HIDROLÓGICAS

THE STRUCTURAL INVESTIGATIONS OF PROBLEMATIC SOCIAL SCIENCES AROUND THE HYDROLOGIC ONES

Cruz García Lirios

Instituto de Ciencias y Estudios Superiores de Tamaulipas / México

Cruz García Lirios es Investigador, Profesor y Consultor en Desarrollo Sustentable. Correspondencia: Instituto de Ciencias y Estudios Superiores de Tamaulipas, Campus Distrito Federal; General Prim 72, Juárez, Cuauhtémoc, Ciudad de México, 06600 (código postal) 1678 5968 (teléfono). Correo electrónico: garcialirios@hotmail.com

Referencia Recomendada: García-Lirios, C. (2011). Las investigaciones estructurales de las ciencias sociales en torno a las problemáticas hidrológicas. *Revista de Psicología GEPU, 2 (2)*, 99 - 112.

Resumen: El estado del conocimiento en el que se encuentran sintetizados los hallazgos que demuestran la relación compleja entre el medio ambiente y la conducta humana, es la principal fuente de información de la que se derivan las relaciones hipotéticas entre las variables incluidas en un modelo. La demostración de estas relaciones hipotéticas se establece con su ajuste a los datos observados mediante un instrumento. La estructura resultante es categorizada en cuatro aspectos (estructuras de validez convergente, discriminante, predicción y sistémicas) para demostrar la relevancia de los modelos estructurales en la explicación, predicción y sistematización del efecto de las problemáticas hidrológicas sobre el ahorro o el dispendio de agua.

Palabras Clave: Situación Hidrológica, Cognición, Comportamiento Individual.

Abstract: The state of the knowledge in which they are synthesized the findings that demonstrate to the complex relation between the environment and the human conduct, is the main source of intelligence from which the hypothetical relations between the variables including in a model are derived. The demonstration of these hypothetical relations settles down with its adjustment to the data observed by means of an instrument. The resulting structure is categorized in four aspects (structures of convergent validity, discriminating prediction and systemic) to demonstrate the relevance of the structural models in the explanation, prediction and problematic systematization of the effect of hydrologic on the saving or the water waste.

Keywords: Hydrologic Situation, Cognition, Individual Behavior.

Recibido: 27/08/2010

Aprobado: 24/09/2011

Los análisis estructurales de las problemáticas hidrológica se fundamentan a partir de cuatro modelos que pueden incluir uno o hasta cuatro tipos de relación; (1) relación entre el factor y los reactivos, (2) relación entre los factores exógenos, (3) relación entre los factores exógenos sobre los factores endógenos y (4) integración de todas las relaciones anteriores.

Precisamente, los estudios hidrológicos desde las ciencias sociales, han adquirido una mayor relevancia científica y social al desarrollar estos cuatro tipos de modelos.

En el ámbito económico, los modelos estructurales en torno a la distribución, consumo o tratamiento de agua se han consolidado como un instrumento de planificación y decisión gubernamental para la inversión pública o el dictamen de licitaciones.

En el ámbito político, los modelos estructurales en torno a la movilización por la demanda de agua se han como un instrumento de políticas públicas en la planificación urbana y el desarrollo de asentamientos humanos.

En el ámbito social, los modelos estructurales en torno a los conflictos por los derechos hidrológicos se han consolidado al ser un instrumento de decisión jurídica en los dictámenes de cuencas.

En el ámbito comunitario, los modelos estructurales en torno a la identidad y participación ambiental se han consolidado como un instrumento de planificación de zonas protegidas.

En el ámbito vecinal, los modelos estructurales en torno al ahorro del agua se han consolidado como un instrumento de educación ambiental e implementación de programas sanitarios en las zonas vulnerables y programas de conservación de las plazas públicas.

En el ámbito organizacional, los modelos estructurales en torno a la comercialización del agua se han consolidado como un instrumento de decisión y planificación publicitaria y mercadológica.

En el ámbito institucional, los modelos estructurales en torno al desabasto e insalubridad hidrológica se han consolidado como un instrumento de prevención y promoción de la salud pública.

En el ámbito familiar, los modelos estructurales en torno a la prevención, dosificación y reutilización de agua se han consolidado como un instrumento de calidad de vida.

En el ámbito individual, los modelos estructurales en torno a la motivación para ahorrar agua se han consolidado como un instrumento de concientización sobre las posibilidades de crecimiento personal.

La consolidación de estos modelos estructurales se debe a las técnicas y parámetros estadísticos que le otorgan validez al converger los reactivos en un solo factor o al diferenciarse los factores entre sí y la predicción de comportamientos individuales a partir de la relación causal entre los factores del modelo.

Estructuras de validez convergente¹

El modelo que incluye sólo la relación entre el factor y sus correspondientes reactivos es conocido como modelo de validez convergente. Se trata de una técnica estadística que demuestra la estructura configurativa de un factor a partir de sus reactivos.

En torno a las problemáticas medioambientales, los modelos de validez convergente han demostrado la estructura de las creencias socio-ambientales, las competencias psico-ambientales, las identidades regionales y los

¹ Bechtel, Corral y Pinheiro (1999) con una muestra de 164 estudiantes estadounidense, mediante un modelo estructural ($X^2 = 64.4$; 53 gl; $p = .14$), establecieron la validez convergente del instrumento que miden las creencias ambientales en los Estados Unidos de América ($R_1 = .70$, $R_2 = .50$, $R_3 = .73$, $R_4 = .27$, $R_5 = .71$ y $R_6 = .80$, $R_7 = .45$, $R_8 = .53$, $R_9 = .65$, $R_{10} = .52$, $R_{11} = .55$, $R_{12} = .89$). Con una muestra de 505 estudiantes mexicanos, a través de un modelo estructural ($X^2 = 58.24$; 51 gl; .22), establecieron la validez convergente del instrumento que mide las creencias ecológicas ($R_1 = .58$, $R_2 = .31$, $R_3 = .50$, $R_4 = .38$, $R_5 = .41$ y $R_6 = .33$, $R_7 = .72$, $R_8 = .45$, $R_9 = .43$, $R_{10} = .92$, $R_{11} = .63$, $R_{12} = .23$). Finalmente, con una muestra de 137 estudiantes brasileños, mediante un modelo estructural ($X^2 = 36.44$; 52 gl; $p = .31$), establecieron la validez convergente de las creencias del entorno ($R_1 = .25$, $R_2 = .48$, $R_3 = .59$, $R_4 = .27$, $R_5 = .99$ y $R_6 = .40$, $R_7 = .78$, $R_8 = .33$, $R_9 = .43$). Martínez (2004) con una muestra de 170 residentes mexicanos, estableció la validez convergente estructural ($X^2 = 47.09$; 51 gl; $p < .001$; RMSEA = .00; GFI = .95; AGFI = .93; CFI = 1: TU = 1) de tres instrumentos que miden las variables preceptuales de juicios o adscripciones de responsabilidad ($R_1 = .58$, $R_2 = .72$, $R_3 = .55$, $R_4 = .66$ y $R_5 = .61$), responsabilidad moral ($R_6 = .60$, $R_7 = .61$, $R_8 = .52$, $R_9 = .54$, $R_{10} = .58$) y responsabilidad convencional ($R_{11} = .63$ y $R_{12} = .63$). Valenzuela, Corral, Quijada, Griego, Ocaña y Contreras (2004) con una muestra de 240 habitantes mexicanos, demostraron un modelo estructural ($X^2 = 430.6$; 271 gl; $p = .001$; NNFI = .90; CFI = .90; RMSEA = .05) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron la validez de los instrumentos que miden cuatro variables psicoambientales; propensión al futuro (pesos factoriales de $R_1 = .48$, $R_2 = .63$, $R_3 = .70$, $R_4 = .74$, $R_5 = .63$, $R_6 = .66$, $R_7 = .70$, $R_8 = .40$, $R_9 = .63$, $R_{10} = .67$), auto-reporte de ahorro de agua ($R_{11} = .40$, $R_{12} = .64$, $R_{13} = .60$, $R_{14} = .66$), austeridad ($R_{15} = .40$, $R_{16} = .48$, $R_{17} = .37$, $R_{18} = .49$, $R_{19} = .39$, $R_{20} = .22$ y $R_{21} = .65$) y altruismo ($R_{22} = .80$, $R_{23} = .73$, $R_{24} = .79$ y $R_{25} = .78$). Además, demostraron que la propensión al futuro predice directa, positiva y significativamente ($\beta = .40$) a la austeridad misma que a su vez también es causada ($\beta = .23$) por el altruismo y a su vez incide ($\beta = .37$) el ahorro de agua explicando el 14% de su varianza. Zúñiga y Asún (2004) con una muestra de 264 estudiantes chilenos demostraron un modelo estructural ($x^2 = 273$; $p = .001$; CFI = .97; NFI = .96; RMSEA = .10) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron la configuración del constructo de identidad regional a partir de tres factores; significado de pertenencia al territorio (.91), conciencia de pertenencia (.72) y significado de pertenencia histórica cultural (.82).

comportamientos individuales. En torno a las problemáticas hidrológicas, los estudios científico sociales han confirmado las hipótesis de estructuras biosféricas o antropocéntricas, estructuras de ahorro y dispendio.

La demostración de una convergencia de reactivos, sólo es la culminación de un proceso observacional e hipotético deductivo en el que las preguntas o reactivos de un cuestionario, se elaboran considerando planteamientos y conceptos generales.

La validez convergente es una demostración preliminar para la construcción de modelos estructurales integrales. Sin embargo, la convergencia de reactivos en un factor no excluye la convergencia de esos mismos reactivos en otros factores.

Precisamente, la multiconvergencia de reactivos en factores es un límite de las teorías en ciencias sociales. Debido a la generalidad de sus postulados, las preguntas y reactivos que se derivan de las teorías deben incluir una especificidad que permita explicar comportamientos individuales, dinámicas grupales, políticas institucionales, climas organizacionales, identidades comunitarias o movilizaciones ciudadanas.

En psicología, la especificidad de sus teorías supera los límites de las teorías científicas sociales. No obstante, las teorías psicológicas enfrentan la problemática de la colinealidad y la multicolinealidad que evidencia la repetición de teorías, sus conceptos y reactivos correspondientes. En psicología es muy común encontrar teorías que tratan de explicar la misma unidad de análisis utilizando los mismos conceptos. Tales son los casos de la Teoría de la Auto-eficiencia, la Teoría de la Conducta Planificada y la Teoría del Locus de Control que comparten el mismo concepto de percepción de control para explicar las habilidades individuales en torno a una tarea o función. Esta repetición que ocurre a nivel teórico se refleja a nivel metodológico con las técnicas de investigación y a nivel instrumental con los cuestionarios, inventarios o baterías que terminan siendo similares en sus preguntas, reactivos y opciones de respuesta.

En este sentido, los análisis de factores demuestran que los reactivos miden rasgos diferentes que al converger en un factor, explican una dimensión de la cognición o el comportamiento. La validez del constructo o factor es un requerimiento preliminar para explicar la sistematización de rasgos cognitivos o conductuales. Es decir, las problemáticas hidrológicas tales como la escasez, el desabasto o la insalubridad tienen un impacto en los individuos que pueden inferirse a partir del análisis de la convergencia de respuestas a un instrumento que mide dicho impacto situacional hidrológico en las personas. Los instrumentos

que miden el impacto de las problemáticas hidrológicas en los individuos, aluden a las creencias, los valores, las actitudes, las motivaciones, las habilidades, los conocimientos, las competencias, las intenciones y los comportamientos en relación a la escasez, desabasto o insalubridad. Los estudios hidrológicos estructurales han demostrado que la escasez de agua configura creencias, competencias y comportamientos inherentes al cuidado del agua.

Ahora bien, la colinealidad y multicolinealidad es atribuida a los modelos estructurales que incluyen dos o más variables exógenas latentes con una o más covarianzas cercanas a cero. En los modelos estructurales de las Ciencias Sociales, sobretudo en Psicología, las covarianzas son reportadas para demostrar la validez discriminante y con ello, la ausencia de colinealidad o multicolinealidad. En este sentido, para superar los límites inherentes a la generalidad y la especificada, las ciencias sociales han recurrido a las estructuras discriminantes que les permiten discernir los factores que explica las problemáticas hidrológicas.

Estructuras de validez discriminante²

² Bechtel, Asai, Corral y González (2006) con una muestra de 1358 residentes japoneses, mexicanos, peruanos y estadounidenses, demostraron cuatro modelos estructurales (Japón: $X^2 = 64.6$; 49 gl; $p = .07$; NNFI = .95; CFI = .96 México: $X^2 = 68.2$; 48 gl; $p = .03$; NNFI = .91; CFI = .93 Perú: $X^2 = 38.6$; 50 gl; $p = .89$; NNFI = 1; CFI = 1 Estados Unidos de América: $X^2 = 60.5$; 49 gl; $p = .12$; NNFI = .96; CFI = .97) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron la estructura trifactorial (límites al crecimiento, balance natural y excepción humana) de la creencias ambientales. En el primer, segundo y tercer modelos el balance natural tiene una covarianza positiva ($\phi = .41$; $\phi = .42$; $\phi = .84$) con el factor de límite al crecimiento respectivamente. Corral (2002c) con una de 195 residentes mexicanos, mediante un modelo estructural ($X^2 = 1.61$; 8 gl; $p = .99$; NFI = .99; NNFI = 1.08; CFI = 1.00), estableció la validez convergente de los instrumentos que miden el nuevo paradigma ambiental (límites al crecimiento = .59, economía de Estado = .57 y tierra como nave espacial = .60), el paradigma de la excepción humana (modificación del ambiente = .36, humanidad sobre naturaleza = .73 y negativa de adaptación = .71) y los motivos ecológicos (reuso de cartón = .60, reuso de periódico = .61, reuso de ropa = .73 y reuso de cajas = .75). Demostró la validez discriminante entre el paradigma de la excepcionalidad humana y nuevo paradigma ambiental ($\phi = .39$). Corral y Pinheiro (2004) con una muestra de 233 estudiantes en Hermosillo Sonora, demostraron un modelo estructural ($x^2 = 14.4$; 9 gl; $p = .10$; NNFI = .95, CFI = .97, RMSEA = .05) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron que la efectividad (reacción eficaz en el cuidado del medio ambiente), la deliberación (estrategia para el bienestar social, individual y de los organismos), la anticipación (plan contingente que se aplicará inmediatamente o a futuro), la solidaridad (reacción altruista hacia los seres humanos, especies animales y vegetales) y la austeridad (forma de transformación y consumo mínimo de los recursos naturales) son indicadores ($R^2 = .66, .69, .43, .33, .58, .29$ respectivamente) de la conducta sustentable. Demostraron las coarianzas directas, positivas y significativas entre la anticipación con la austeridad ($\phi = .48$), con el altruismo ($\phi = .43$), con la efectividad ($\phi = .23$), con la deliberación ($\phi = .16$) y con el ahorro de agua informado ($\phi = .21$). ésta última variable con la austeridad ($\phi = .18$), con la deliberación ($\phi = .21$) y con la efectividad ($\phi = .23$) quien se relacionó con la deliberación ($\phi = .22$) y con el altruismo ($\phi = .25$) el que a su vez se relacionó con la austeridad ($\phi = .36$) la que finalmente se relacionó con la deliberación ($\phi = .16$). Corral, Fraijó y Tapia (2004) con una muestra de 95 estudiantes mexicanos establecieron un modelo estructural ($X^2 = 642.6$; 433 gl; $p < .001$; BNNFI = .90; CFI = .91; RMSEA = .04) para demostrar la validez de los instrumentos que miden siete factores psicoambientales; creencias ecocéntricas ($R_1 = .70, R_2 = .59, R_3 = .58, R_4 = .62, R_5 = .67$ y $R_6 = .61$), creencias antropocéntricas ($R_7 = .30, R_8 = .82, R_9 = .79$ y $R_{10} = .49$), habilidades ($R_{11} = .82, R_{12} = .80, R_{13} = .77, R_{14} = .76$ y $R_{15} = .56$), motivos ($R_{16} = .74, R_{17} = .87, R_{18} = .85$ y $R_{19} = .76$), valores ($R_{20} = .76, R_{21} = .90$ y $R_{22} = .84$), conocimientos ($R_{23} = .49, R_{24} = .37, R_{25} = .47, R_{26} = .40, R_{27} = .25, R_{28} = .31$ y $R_{29} = .32$) y acciones ($R_{30} = .63$ y $R_{31} = .42$). Además, demostraron la relación "phi" entre las siete variables psicoambientales; conocimientos con ecocentrismo ($\phi = .74$), con antropocentrismo ($\phi = -.53$), habilidades ($\phi = .53$), con acciones ($\phi = .46$) y con motivos ($\phi = .37$). Las creencias ecocéntricas con los valores ($\phi = -.69$) y con las creencias antropocéntricas ($\phi = -.73$). Las habilidades con el antropocentrismo ($\phi = -.50$) y con los valores ($\phi = -.40$). Corral, Fraijó, Frías, González y Pinheiro (2004) con una muestra de 300 habitantes de la ciudad de Hermosillo Sonora, demostraron un modelo estructural ($x^2 = 351$; 231 gl; $p <$

El modelo que incluye sólo las relaciones entre las variables latentes exógenas es conocido como validez discriminante. A partir del parámetro “phi” de covarianza entre los constructos exógenos se infiere la incidencia de otras variables no medidas sobre las variables latentes endógenas. Un valor de covarianza cercana a cero indica que los constructos miden las mismas dimensiones y confirman el diagnóstico de colinealidad o multicolinealidad. Una covarianza superior a uno indica que otras variables no consideradas en el modelo confirman la ausencia de colinealidad o multicolinealidad.

En torno a las problemáticas medioambientales los estudios científico sociales han demostrado la validez discriminante entre las creencias ecocéntricas y antropocéntricas, actitudes generales y específicas, percepciones de riesgos y utilitarias, valores biosféricos y egoístas, comportamientos anti ambientales y proambientales. En torno a las problemáticas hidrológicas, han demostrado la validez discriminante entre las creencias, los valores y percepciones, entre habilidades preventivas y reparativas de fugas de agua, entre dosificación y reutilización de agua.

Los límites de la validez discriminante se identifican en la indeterminación de las variables no incluidas en el modelo. A menudo estas variables aluden a la influencia de los grupos en los que el individuo pertenece. Se trata de normas que al ser conceptualizadas generalmente, dificultan su medición. Otras variables no incluidas en los modelos estructurales son aquellas que refieren a las dimensiones afectivas de los individuos. Son variables tales como la emoción, el enojo, la incertidumbre, la desesperanza, la creatividad o la innovación que al estar definidas ambiguamente impiden su medición.

En modelos estructurales que incluyen variables perceptuales, valorativas y evaluativas las covarianzas confirman la estructura de un sistema cognitivo conductual en el que las variables exógenas, al ser diferentes, inciden

.001; NNFI = .90; CFI = .91; RMSEA = .04) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron que el presente tanto hedonista como fatalista covarían negativamente ($\phi = -.18$; $\phi = -.35$) con el ahorro de agua. Así mismo, demostraron que la propensión al futuro también tiene una estrecha relación positiva ($\phi = .17$) con la variable endógena de primer orden. A su vez, la propensión al futuro tuvo una relación “phi” con el pasado positivo ($\phi = .67$), con el presente fatalista ($\phi = .28$) y con el presente hedonista ($\phi = -.28$). El pasado negativo con el pasado positivo ($\phi = .26$), con el presente fatalista ($\phi = .44$) y con el presente hedonista ($\phi = .21$). El presente fatalista con el presente hedonista ($\phi = .65$). Corral, Frías, Frajón y Tapia (2006) con una muestra de 150 habitantes de la ciudad de Hermosillo, Sonora (México) establecieron un modelo estructural (BNNFI = .90; CFI = .91; RMSEA = .00; $p < .01$) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, demostraron dos covarianzas: directas, negativas y significativas entre el comportamiento proambiental y su relación tanto con la tendencia al riesgo ($\phi = -.12$) como con la falta de autocontrol ($\phi = -.19$). En contraste, dos correlaciones: directas, positivas y significativas entre la conducta antiambiental en relación a la tendencia al riesgo ($\phi = .51$) y la falta de autocontrol ($\phi = .27$). Dos correlaciones: directas, positivas y significativas entre la conducta antisocial en relación con la tendencia al riesgo ($\phi = .68$) y la falta de autocontrol ($\phi = .45$). Finalmente, la correlación entre la conducta antiambiental y la conducta antisocial resulta positiva y significativa ($\phi = .84$) mientras la correlación entre la tendencia al riesgo y la falta de autocontrol resultaba también positiva y significativa ($\phi = .48$).

gradualmente en las variables endógenas. Estos modelos son conocidos como estructuras convergentes, discriminantes y determinantes.

Los determinantes cognitivos del comportamiento individual son estimados por el parámetro de regresión "Beta" y forman las estructuras de predicción.

Estructuras de predicción³

³ Bustos (2004) con una muestra de 399 amas de casa mexicanas, demostró un modelo estructural ($X^2 = 17.17$; 13 gl; $p > .05$; NNFI = .99; RMSEA = .030) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, evidenció que las creencias de obligación de ahorrar agua inciden directa y positivamente sobre las habilidades efectivas ($\beta = .21$). A su vez, las habilidades efectivas determinan ($\beta = .31$) el comportamiento pro ambiental (aseo personal y la preparación de alimentos). Estableció que el locus de control Interno Incide directa y positivamente sobre las creencias de obligación ($\beta = .37$). Bustos, Flores y Andrade (2004) con una muestra de 349 residentes mexicanos demostraron mediante un modelo estructural ($X^2 = .35$; 10 gl; $p = .000$; GFI = .97; AGFI = .92; RMSEA = .08; $R^2 = .25$) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron el efecto directo, positivo y significativo del locus de control interno sobre el ahorro de agua ($\beta = .14$) y el efecto indirecto en tres senderos; el primero a través de las creencias de obligación de cuidar el agua ($\beta = .43$) las cuales determinan las habilidades instrumentales ($\beta = .20$) y éstas el ahorro de agua ($\beta = .36$), la segunda trayectoria a través de los motivos de protección socio-ambiental ($\beta = .21$) quienes influyen en el ahorro de agua ($\beta = .14$) y la tercera ruta a través de la percepción de riesgo a la salud ($\beta = .30$) que causa los motivos de protección ambiental socio-ambiental ($\beta = .20$). Además, establecieron el efecto indirecto de los conocimientos a través de las habilidades instrumentales ($\beta = .07$). Bustos, Flores, Barrientos y Martínez (2004) con una muestra de 210 residentes mexicanos, demostraron dos modelos estructurales; en el modelo primero ($X^2 = 335.7$; 16 gl; $p < .001$; NFI = .93) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron que tanto el locus de control Interno ($\beta = .44$) como los motivos de ahorro ($\beta = .67$) predicen directa, positiva y significativamente el ahorro de agua en el aseo personal explicando el 64% de la varianza. En un segundo modelo ($X^2 = 78.7$; 7 gl; $p < .001$; NFI = .98) tanto el locus de control interno ($\beta = .23$) como los motivos de ahorro ($\beta = .29$) determinan la limpieza general explicando el 13% de la varianza. en ambos modelos las variables exógenas tuvieron una correlación "phi" positiva y significativa ($\phi = .49$). Castro (2006) con una muestra de 1491 residentes y militares argentinos demostró un modelo estructural ($X^2 = 509.72$; 63 gl; GFI = .88; AGFI = .68; NFI = .82; CFI = .82; RMSEA = .25) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, estableció el efecto directo, positivo y significativo de la cultura laboral sobre ($\beta = .26$) el liderazgo organizacional. Corral (1997b) con una muestra de 100 residentes de Hermosillo Sonora, encontró dos modelos estructurales (uno para predecir el reuso con $X^2 = 34.78$; 29 gl; $p = .21$; CFI = .90 y otro para predecir el reciclaje $X^2 = 26.71$; 29 gl; $p = .58$; CFI = 1) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron que las creencias predicen significativamente el reuso y reciclaje reportado ($\beta = .25$ y $\beta = .31$ respectivamente). Además, los motivos determinan significativamente el reuso y el reciclaje observado ($\beta = .47$ y $\beta = .31$ respectivamente). Corral (2002c) con una de 195 residentes mexicanos, mediante un modelo estructural ($X^2 = 91.42$; 73 gl; $p = .07$; NFI = .87; NNFI = .94; CFI = .93), demostró el efecto indirecto, positivo y significativo del nuevo paradigma ambiental sobre el reuso ($\beta = .$). Estableció la determinación indirecta y negativa del paradigma de la excepcionalidad humana sobre el reuso ($\beta = -.19$). Ambos efectos estuvieron mediados por los motivos. Corral y Frías (2006) con una muestra de 177 residentes mexicanos establecieron un modelo estructural ($X^2 = 285.5$; 203 gl; $p < .001$; NNFI = .90; CFI = .91; RMSEA = .000) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, demostraron el efecto directo de las creencias normativas y la conducta antisocial ($\beta = .22$ y $\beta = -.18$ respectivamente) sobre la conservación de agua. Ambos constructos exógenos tuvieron una correlación ($\phi = -.14$). Corral, Frías y González (2001) con una muestra de 114 residentes mexicanos, mediante un modelo estructural ($X^2 = 26$; 25gl; $p = .36$; NNFI = .95; CFI = .96; RMSEA = .02), establecieron el efecto directo, positivo y significativo entre el comportamiento antisocial sobre el desperdicio de agua ($\beta = .35$). Corral, Quijada, Griego, Ocaña y Contreras (2004) con una muestra de 240 habitantes en las ciudades de Hermosillo y Obregón Sonora, demostraron un modelo estructural ($x^2 = 430.6$; 271 gl; $p = .001$; NNFI = .90; CFI = .90; RMSEA = .05) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron que la propensión al futuro predice directa, positiva y significativamente ($\beta = .40$; $p < .05$) a la austeridad misma que a su vez también es predecida ($\beta = .23$; $p < .05$) por el altruismo y predictora ($\beta = .37$) del ahorro de agua. Fraijo, Tapía y Corral (2004) con una muestra de 118 habitantes mexicanos, demostraron un modelo estructural ($X^2 = 479.78$; 294 gl; $p = .001$; NNFI = .91; CFI = .92; RMSEA = .06) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron el efecto directo de una intervención sobre la estructura de las competencias de ahorro de agua ($\beta = .98$), la cual incluye como indicadores a las creencias, las Habilidades, los conocimientos y los motivos en orden de importancia. En consecuencia, las competencias de ahorro de agua tuvieron un efecto directo, negativo y significativo ($\beta = -.15$) sobre el consumo observado y registrado de agua. Por lo tanto, el programa de educación ambiental aplicado en esta muestra contribuyó a un mejor ahorro de agua vía las

El modelo que incluye las relaciones causales entre variables exógenas sobre variables endógenas es conocido como estructura de predicción. Las relaciones causales pueden ser; (1) relaciones causales directas de variables exógenas sobre endógenas de segundo orden y (2) relaciones causales indirectas de variables exógenas sobre endógenas de primer orden a través de variables endógenas de segundo orden.

En torno a las problemáticas medioambientales, los estudios científico sociales han demostrado la incidencia de las situaciones medioambientales sobre la acción individual o colectiva, han demostrado la influencia de las situaciones medioambientales sobre el comportamiento pro-ambiental a través de las creencias, las actitudes y las intenciones. En torno a las problemáticas hidrológicas, han demostrado los efectos directos de la escasez de agua sobre su ahorro, el desabasto sobre la dosificación, la insalubridad sobre la purificación.

También se ha demostrado el efecto indirecto de estas problemáticas hidrológicas sobre la conducta individual, grupal, vecinal, comunitaria o colectiva a través de las percepciones de utilidad.

Los límites de los modelos estructurales predictivos pueden advertirse en unidireccionalidad de sus trayectorias causales. En estos modelos la situación medioambiental determina la cognición y el comportamiento individual y los

competencias. Grob (1995) con una muestra de 398 residentes de Canton Berne en Suiza, demostró un modelo estructural ($X^2 = 8.87$; 7 gl; $p = .26$; AGFI = .99; RMSR = .01) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, estableció que el componente emocional de la actitud predice la conducta proambiental ($\beta = .20$). McFarie y Hunt (2006) con una muestra de 3052 residentes canadienses, demostraron un modelo estructural ($X^2 = 1.91$; 2 gl; $p = .38$; AGFI = .99; RNSEA = .000) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron los efectos indirectos; negativos y significativos de los valores y los conocimientos sobre el activismo ecológico ($\gamma = -.54$; $\gamma = -.08$). Dicho efecto esta mediado por las actitudes ($\beta = -.25$). Milfont y Duckitt (2004) con una muestra de 455 residentes neocelandeses demostraron un modelo estructural ($X^2 = 12.68$; 29 gl; $p = 4.24$; RMSEA = .08; SRMR = .07; CFI = .91) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron la relación negativa entre el factor conservacionista y el factor utilitarista ($\phi = -.72$) y el efecto directo del factor conservacionista de segundo orden sobre la conducta autoreportada ($\beta = .67$). Milfont y Duckitt, (2006) con una muestra de 314 estudiantes neozelandeses demostraron dos modelos estructurales (Primer modelo: $X^2 = 997.88$; 582 gl; RMSEA = .04; SRMR = .06; CFI = .98; ECVL = 3.72; CALC = 1564.83 Segundo modelo: $X^2 = 946.88$; 581 gl; RMSEA = .04; SRMR = .06; CFI = .98; ECVI = 3.57; CALC = 1520.66) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron el efecto directo, positivo y significativo ($\beta = .71$) de la dimensión (utilitaria) de las creencias y actitudes ambientales sobre el comportamiento proambiental. Obregón (1996) con una muestra de 100 familias seleccionadas al azar en una zona representativa de Hermosillo Sonora, demostró dos modelos estructurales (el primer modelo predecía la reutilización con $X^2 = 64.46$; $p = .002$; IAC = .99 y un segundo modelo predecía el reciclaje con $X^2 = 56.27$; $P = .016$; IAC = .94) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, estableció que las creencias de conservación determinan la reutilización observada ($\beta = .23$), y el autorreporte de reciclaje ($\beta = .241$). Por su parte, las creencias de austeridad inciden sobre la reutilización reportada ($\beta = .20$), y finalmente, las creencias materiales predicen el autorreporte de reciclaje ($\beta = .329$), y el reciclaje observado ($\beta = .227$). Salanova, Martínez, Bresò, Llorens y Grau (2005) con una muestra de 872 estudiantes españoles demostraron un modelo estructural ($X^2 = 7.58$; 11 gl; $p > .005$; GFI = .99; AGFI = .97; RMSEA = .00; TLI = .99; CFI = .99; NFI = .98) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron el efecto directo positivo y significativo del engagement sobre el éxito académico ($\beta = .46$) y el efecto directo negativo y significativo del burnout sobre el éxito académico ($\beta = -.27$).

efectos del comportamiento humano sobre la situación medioambiental sólo han sido explicados desde las ciencias naturales a partir de indicadores de impacto ambiental. Tales estudios científico naturales sólo establecen el deterioro ecológico o contaminación como eventos aislados y estáticos. Ni los estudios científicos sociales y ni los estudios científico naturales explican la interacción entre el medio ambiente, el comportamiento humano y sus correspondientes factores mediadores tales como la cultura, la tecnología, las tradiciones, las normas o las cogniciones. En este sentido, se han realizado estudios que pretenden explicar la interacción medioambiental y conductual a partir de modelos integrales que incluyen factores situacionales, culturales, normativos, cognitivos y conductuales.

Estructuras de sistematización⁴

⁴ Corral (2002a) con una muestra de 200 habitantes de Hermosillo y Ciudad Obregón Sonora, estableció un modelo estructural ($X^2 = 43$; 34 gl; $p = .47$; NFI = .95; NNFI = 1; CFI = 1) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, demostró que regar las plantas, lavar trastes y lavarse los dientes son indicadores ($R^2 = .53$, .76 y .75 respectivamente) de las habilidades, las cuales junto con los motivos son indicadores ($R^2 = .84$) de las competencias las cuales explican el ahorro de agua ($R^2 = .54$). Corral (2002c) con una muestra de 195 residentes de Hermosillo Sonora, demostró un modelo estructural ($X^2 = 249.7$; 103 gl; $p < .001$; IANN = 0.91; IAC = 0.93; GFI = 1.0; AGFI = .91; RQQMEA = 0.04) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, estableció que los motivos para reutilizar ropa, cajas, vidrio y periódico son indicadores ($R^2 = .65$, .62, .75 y .59 respectivamente) y predictores de la reutilización ($R^2 = .64$). Corral y Encinas, (2001) con una muestra de 100 amas de casa en Hermosillo, Sonora, demostraron un modelo estructural ($X^2 = 48.1$; 42 gl; $p = .24$; IBANN = .88; IAC = .92) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron que los motivos predicen ($R^2 = .52$) el reciclaje de papel. Corral, (2003b) con una muestra de 500 residentes de Hermosillo y Ciudad Obregón en Sonora, demostró un modelo estructural ($X^2 = 249.7$; 103 gl; $p < .001$; IANN = 0.91; IAC = .93; GFI = 1; RQQMEA = .04) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, estableció que lavar platos, regar plantas y tomar baño de chuveiro son indicadores ($R^2 = .58$, .57 y .50 respectivamente) de las habilidades. Además, el utilitarismo explica la variabilidad del consumo de agua ($R^2 = .22$). Corral, Bechtel y Fraijo, (2003) con una muestra de 392 residentes de Hermosillo y 111 de Ciudad Obregón, Sonora en el Norte de México, demostraron dos modelos estructurales (modelo primero: $X^2 = 235.1$; 111 gl; $p < .001$; CFI = .92; NNFI = .87; RMSEA = .047 modelo segundo: $X^2 = 528.4$; 263 gl; $p < .001$; NNFI = .90; CFI = .91; RMSEA = .045) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron los efectos directos e indirectos de las creencias generales en el consumo de agua, las creencias generales tienen un efecto directo sobre el consumo de agua. las creencias generales que tienen un efecto indirecto al ser moderadas por el utilitarismo. Concluyeron que el segundo modelo explica mejor la variabilidad del consumo de agua. Corral, Frías y González (2003) con una muestra de 114 residentes mexicanos demostraron un modelo estructural ($X^2 = 26$; 25 gl; $p > .05$; NNFI = .95; CFI = .96; RMSEA = .02) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron el efecto directo y positivo ($\beta = .35$) de la conducta antisocial sobre el dispendio hidrológico ($R^2 = .37$). Espinosa, Orduña y Corral (2002) con una muestra de 485 habitantes de Hermosillo, Sonora, establecieron un modelo estructural ($X^2 = 271.5$; 84 gl; $p < .001$; NFI = .90; CFI = .93; RMSEA = .03) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, demostraron que los motivos son indicadores ($R^2 = .15$) de las competencias de ahorro de agua. Asimismo, bañarse, lavar trastes y lavarse los dientes son indicadores ($R^2 = .80$, .85 y .24 respectivamente) de las habilidades. Finalmente, las competencias predicen el ahorro de agua ($R^2 = .32$). Rego y Pereira (2004) con una muestra de 1201 estudiantes portugueses demostraron un modelo estructural ($X^2 = 3.3$; RMSEA = .04; GFI = .97; AGFI = .96; IFI = .97; RFI = .97) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron la estructura factorial del comportamiento participativo ($R_1 = .59$, $R_2 = .63$ y $R_3 = .68$), orientación practica ($R_4 = .76$, $R_5 = .80$ y $R_6 = .65$) conciencia pedagógica ($R_7 = .82$, $R_8 = .54$, $R_9 = .82$ y $R_{10} = .54$) y cortesía ($R_{11} = .53$, $R_{12} = .80$, $R_{13} = .58$ y $R_{14} = .67$). Además demostraron la relación "phi" entre el comportamiento participativo con orientación practica ($\phi = .59$). Shaphores, Nixon, Ogunseitan & Shapiro (2006) con una muestra de 300 residentes de la ciudad de California demostraron la ausencia de multicolinealidad (excesivas interconexiones entre las variables) con los parámetros de esfericidad de Bartlett y Kayser Meyer Olkin (KMO = .81; $p < .001$). Establecieron dos modelos (modelo primero: OP = .36; $p < .01$; SNOP = .35; $p < .001$; $X^2 = 118.87$; 9 gl modelo segundo: OP = .43; $p < .01$; SNOP = .52; $p < .001$; $X^2 = 18.25$; 9 gl) para demostrar el efecto directo, positivo y significativo entre la edad y el género sobre la actitud hacia el reciclaje de basura electrónica. Tejada y Arias (2005) con una muestra de

El modelo que incluye las trayectorias de relaciones causales unidireccionales entre las situaciones, las cogniciones y los comportamientos convergentes, discriminantes y predictivos es conocido como estructura sistémica.

En torno a las problemáticas medioambientales los estudios científicos sociales han demostrado el impacto indirecto de los factores situacionales sobre los comportamientos sostenibles a través de las variables socio-demográficas, las competencias ambientales y las identidades regionales. En torno a las problemáticas hidrológicas, han demostrado que la escasez de agua determina su ahorro siempre y cuando las clases baja y media cuenten con los espacios y los recipientes para su almacenamiento y reutilización.

Los límites de los modelos estructurales sistémicos pueden evidenciarse en la verosimilitud de las relaciones causales. Esto es, el grado de ajuste de dichas relaciones hipotéticas a las relaciones observadas. En este sentido, los parámetros de ajuste tales como CFI, NFI o RMSEA sólo indican el ajuste del modelo de medición (relaciones hipotéticas) al modelo estructural (relaciones observadas). Dichas relaciones hipotéticas son derivadas del conocimiento teórico, la intuición y experiencia del investigador. Por tanto, los modelos estructurales sistémicos sólo demuestran la congruencia entre el estado del conocimiento (teorías que producen hipótesis causales de estudios cuasi-experimentales y muestras sesgadas) y los datos obtenidos de un instrumento. Sin embargo, los modelos estructurales sistémicos son el primer intento serio de las ciencias sociales por explorar, describir, explicar, predecir e incluso comprender la complejidad de relaciones unidireccionales, bidireccionales y multidireccionales entre las situaciones medioambientales y los comportamientos individuales pasando por la influencia grupal, la identidad comunitaria, la innovación tecnológica, la mediatización informacional, la normatividad institucional, la ideología social, la tradición familiar o la explotación laboral.

Referencias

Bechtel, R., Asai, M., Corral, V., y González, A. (2006). A cross cultural study of environmental beliefs structures in USA, Japan, México and Peru. *International Journal of Psychology*, 41, 145-151

357 trabajadores mexicanos, establecieron dos modelos estructurales (modelo primero: $X^2 = 469.94$; 31 gl; $p < .001$; GFI = .89; AGFI = .85; TLI = .93; CFI = .94; RMSEA = .38 modelo segundo: $X^2 = 384.74$; 158 gl; $p < .001$; GFI = .92; AGFI = .90; RMSEA = .04) a partir de la verosimilitud de las relaciones causales que configuran el modelo, establecieron el efecto indirecto, positivo y significativo del valor de compromiso organizacional sobre la intención de cambio laboral. Dicho efecto estuvo mediado por el valor de compromiso afectivo.

Bechtel, R., Corral, V., & Pinheiro, J. (1999). Environmental belief systems United States, Brazil and México. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 30, 122-128

Bustos, J. (2004). Modelo de conducta proambiental para el estudio de la conservación de agua potable. Tesis de Doctorado, Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México.

Bustos, J., Flores, M., y Andrade, P. (2004). Predicción de la conservación de agua a partir de factores socio cognitivos. *Medio Ambiente y Comportamiento Humano*, 5, 53-70

Bustos, J., y Flores, L. (2000). Evaluación de problemas ambientales, calidad del ambiente y creencias de afectación de la salud. *La Psicología Social en México*, 8, 445-451.

Bustos, J., Flores, L., y Andrade, P. (2002). Motivos y percepción de riesgos como factores antecedentes a la conservación de agua en la Ciudad de México. *La Psicología Social en México*, 9, 611-617.

Bustos, J., Flores, L., Barrientos, C. y Martínez, J. (2004). Ayudando a contrarrestar el deterioro ecológico: atribución y motivos para conservar agua. *La Psicología Social en México*, 10, 521-526.

Bustos, J., Montero, M., y Flores, L. (2002). Tres diseños de intervención antecedente para promover conducta protectora del ambiente. *Medio Ambiente y Comportamiento Humano*, 3, 63-88.

Castro, A. (2006). Teorías implícitas del liderazgo, contexto y capacidad de conducción. *Anales de Psicología*, 22, 88-97.

Corral, V., & Frías, M. (2006). Personal normative beliefs, antisocial behavior, and residential water conservation. *Environment and Behavior*, 38, 406-421.

Corral, V. (1997). Un análisis crítico del concepto "actitudes" parte 1: postulados y métodos de estudio. *Revista Mexicana de Análisis de la Conducta*, 23, 215-235.

Corral, V. (1998). *Interacciones ambiente / conducta: algunas áreas de investigación*. En V. M. Alcaraz y A. Bouzas (coords.). Las aportaciones mexicanas a la psicología. (pp. 55-70) México: UNAM.

Corral, V. (2000). La definición del Comportamiento Proambiental. *La Psicología Social en México*, 8, 466-472.

Corral, V. (2001). Aplicaciones del Modelamiento Estructural a la investigación psicológica. *Revista Mexicana de Psicología*, 18, 193-209.

Corral, V. (2002a). A structural model of proenvironmental competency. *Environment & Behavior*, 34, 531-549.

Corral, V. (2002b). *Avances y limitaciones en la medición del comportamiento proambiental*. en J. Guevara, y S. Mercado, (coords.) *Temas Selectos de Psicología Ambiental*. (pp. 483-510). México: UNAM-GRECO-UNILIBRE.

Corral, V. (2002c). *Structural Equation Modelling*. in Bechtel, R y Churcman, A. (eds.) *Handbook of Environmental Psychology*. (pp. 256-270). New York: Wiley & Sons, Inc.

Corral, V. (2003a). *¿Mapas cognitivos o conductas ambientales?* en E. Díaz, y M. Anaya, (comp.). *Perspectivas sobre el cognitivismo en psicología*. (pp. 37-79). México: UNAM (Iztacala).

Corral, V. (2003b). Determinantes psicológicos o situacionais do comportamento de conservação de água: um modelo estrutural. *Estudos de Psicologia*, 8, 245-252.

Corral, V. (2003c). Situational and personal determinants of waste control practices in Northern Mexico: a study of reuse and recycling behaviors. *Recourses, Conservation & Recycling*, 39, 265-281.

Corral, V., y Encinas, L. (2001). Variables disposicionales, situacionales y demográficas en el reciclaje de metal y papel. *Medio Ambiente y Comportamiento Humano*, 2, 1-19.

Corral, V., y Obregón, F. J. (1992). Modelos predictores del comportamiento proambientalista. *Revista Sonorense de Psicología*, 6, 5-14.

Corral, V., y Pinheiro, J. (1999). Condições para o estudo do comportamento próambiental. *Estudos de Psicologia*, 4, 7-22.

Corral, V., y Pinheiro, J. (2004). Aproximaciones al estudio de la conducta sustentable. *Medio Ambiente y Comportamiento Humano*, 5, 1-26.

Corral, V., y Zaragoza, F. (2000) Bases sociodemográficas y psicológicas de la conducta de reutilización: Un Modelo estructural. *Medio Ambiente y Comportamiento Humano*, 1, 9-29.

Corral, V., Bechtel, R., & Fraijo, B. (2003). Environmental beliefs and water conservation: an empirical study. *Journal of Environmental Psychology*, 23, 247-257.

Corral, V., Bechtel, R., Armendáriz, L. I., y Esquer, A. B. (1997). La estructura de las creencias ambientales en universitarios mexicanos: el Nuevo Paradigma Ambiental. *Revista Mexicana de Psicología*, 14, 173-181.

Corral, V., Capdevielle, F., Garibaldi, L., y Encinas, I. (1986). Estrategias conceptuales para la reducción de consumo doméstico de agua en una zona urbana. *La Psicología Social en México*, 1, 475-479.

Corral, V., Fraijó, B., y Tapía, C. (2004). Propensiones psicológicas en niños de sexto grado de primaria. Validez de un instrumento. *Anuario de Investigaciones Educativas*, 7, 31-44.

Corral, V., Fraijo, B., Frías, M., González, D., y Pinheiro, J. (2004). Propensión al presente, al pasado y al futuro y sus relaciones con el ahorro de agua. *La Psicología Social en México*, 10, 547-552.

Corral, V., Frías, M., & González, D. (2001). On the relationship between antisocial and anti-environmental behaviors: an empirical study. *Population and Environment*, 24, 273-286.

Corral, V., Frías, M., y González, D. (2003a). Percepción de riesgos, conducta proambiental y variables demográficas en una comunidad de Sonora, México. *Región y Sociedad*, 26, 49-72.

Corral, V., Garibaldi, L., y Encinas, L. (1987). Estudio exploratorio de patrones conductuales de consumo doméstico de agua en zona urbana. *Revista Sonorense de Psicología*, 2, 87-93.

Corral, V., Varela, C. y González, D. (2002). Una taxonomía funcional de competencias proambientales. *La Psicología Social en México*, 9, 592-597.

Espinosa, G., Orduña, V., y Corral, V. (2002). Modelamiento estructural de las competencias proambientales para el ahorro de agua. *La Psicología Social en México*, 9, 605-610.

Fraijo, B. S., Tapia., C. y Corral, V. (2004). Efectos de un programa de Educación Ambiental en el desarrollo de Competencias Pro ecológicas. *La Psicología Social en México*, 10, 539-546.

Martínez, J. (2004). La estructura de la responsabilidad ambiental hacia la conservación de agua potable en jóvenes estudiantes. *Medio Ambiente y Comportamiento Humano*, 5, 115-132.

McFarie, B., & Hunt, L. (2006). Environmental activism in the forest sector. Social psychological, social cultural, and contextual effects. *Environment and Behavior*, 38, 266-285.

Milfont, T., & Duckitt, J. (2004). The structure of environmental attitudes: a first and second order confirmatory factor analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 24, 289-303.

Milfont, T., & Duckitt, J. (2006). Preservation and utilization the structure of environmental attitudes. *Medio Ambiente y Comportamiento Humano*, 7, 29-50.

Milfont, T., & Gouveia, V. (2006). Time perspective and values: an exploratory study of their relations to environmental attitudes. *Journal of Environmental Psychology*, 26, 72-82

Obregón, F., y Zaragoza, F. (2000). La relación de tradición y modernidad con las creencias ambientales. *Revista Sonorense de Psicología*, 14, 63-71.

Rego, A., y Pereira, H. (2004). Cómo los comportamientos de ciudadanía docente explican la eficacia pedagógica y la motivación de los estudiantes. *Revista Interamericana de Psicología*, 38, 201-216.

Salanova, M., Martínez, I., Bresó, E., Llorens, S. y Grau, R. (2005). Bienestar psicológico en estudiantes universitarios: facilitadores y obstaculizadores del desarrollo académico. *Anales de Psicología*, 21, 170-180.

Shaphores, J., Nixon, H., Ogunseitan, O., & Shapiro, A. (2006). Household willingness to reuse electronic waste. An application California. *Environment and Behavior*, 38, 183-208.

Tejada, J., y Arias, F. (2005). Prácticas organizacionales y el compromiso de los trabajadores hacia la organización. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 10, 295-309.

Valenzuela, B., Corral, V., Quijada, A., Griego, T., Ocaña, D., y Contreras, C. (2004). Predictores disposicionales del ahorro de agua: Austeridad, Altruismo y propensión al Futuro. *La Psicología Social en México*, 10, 527-532.

Zúñiga, C., y Asún, R. (2004). Diseño y validación de una escala de identidad regional. *Revista de Psicología Social*, 19, 35-49.