



# INFORMES TÉCNICOS MIDE UC / TECHNICAL REPORTS MIDE UC

Centro de Medición MIDE UC / Measurement Center MIDE UC

IT1008

Sobre la estabilidad del autoritarismo:  
Un caso de medición de invarianza longitudinal

JUAN CARLOS CASTILLO & DIEGO CARRASCO

Santiago, diciembre 2010



PONTIFICIA UNIVERSIDAD  
CATÓLICA DE CHILE  
ESCUELA DE PSICOLOGÍA



# **Sobre la estabilidad del autoritarismo: Un caso de medición de invarianza longitudinal**

JUAN CARLOS CASTILLO<sup>1</sup> & DIEGO CARRASCO<sup>2</sup>

## **ABSTRACT**

La medición de constructos latentes en estudios longitudinales presenta una serie de desafíos para su análisis, los que se pueden resumir en la pregunta: ¿estamos midiendo realmente lo mismo en las distintas aplicaciones del estudio? Tal pregunta requiere ser abordada con anterioridad al análisis de los cambios del constructo en el tiempo y de sus posibles determinantes, ya que de otra manera se corre el riesgo de cometer errores en la estimación. El procedimiento denominado *medición de invarianza longitudinal* se centra específicamente en esta situación, permitiendo identificar en qué medida el constructo medido es estable (invariante) en el tiempo. Sin embargo, la medición de invarianza longitudinal aparece escasamente reportada en la literatura empírica, tanto por la baja cantidad de encuestas longitudinales que incluyen constructos latentes así como también porque requiere cierta sofisticación metodológica en el contexto de ecuaciones estructurales.

Tomando datos de las tres mediciones de la encuesta longitudinal “Generaciones Políticas” realizada en Chile entre los años 2005-2008, el presente trabajo analiza la invarianza longitudinal del constructo de autoritarismo. Luego de especificar los distintos niveles posibles de invarianza y de su forma de medición, el análisis indica que la escala de autoritarismo posee invarianza a un nivel parcial. Los resultados son discutidos en relación a la necesidad de especificar posibles fuentes de invarianza antes de proceder con modelos explicativos longitudinales, tales como los modelos de curvas latentes.

## **INTRODUCCIÓN**

El creciente interés por estudios longitudinales o de panel así como también su incipiente disponibilidad en el país plantea una serie de desafíos en términos de análisis y de interpretación de resultados. Muchas veces los supuestos del análisis de encuestas tradicionales no longitudinales (o cros-seccionales) son traspasados al análisis longitudinal sin tomar las precauciones necesarias para la estimación correcta de parámetros, bajo el riesgo de cometer numerosos errores. En este contexto, un problema particular lo plantea la presencia de constructos/variables latentes (o factores) en los modelos de análisis longitudinal, es decir, aquellos constructos que son medidos por varios ítems en los que se asume una varianza común. Este problema se puede resumir en la siguiente pregunta ¿estamos midiendo lo mismo en los diferentes tiempos que

---

<sup>1</sup> Juan Carlos Castillo es doctor en Sociología de Berlin Graduate School of Social Sciences, Universidad de Humboldt, Berlín y forma parte del equipo de investigación del Centro de Medición MIDE UC. [http://www.mideuc.cl/investigacion\\_profile.php?id=6](http://www.mideuc.cl/investigacion_profile.php?id=6)

<sup>2</sup> Diego Carrasco es psicólogo de la Pontificia Universidad Católica de Chile y es Analista de Investigación del Laboratorio de Psicología Social de la Escuela de Psicología de la Pontificia Universidad Católica.

considera el estudio?, o de otra manera ¿es el constructo latente en el tiempo 1 el mismo que en el tiempo 2? Esta preocupación adquiere relevancia toda vez que la comparabilidad de las mediciones en el tiempo es el fin último del análisis longitudinal, para lo cual debemos tener información adecuada de qué estamos comparando realmente. Además, si queremos analizar la influencia de variables independientes en las variables latentes, primero necesitamos aislar aquellos cambios debidos al error de medición en el tiempo y sólo entonces podemos determinar con mayor certeza el nivel de influencia de otras variables (van Montfort, Oud, & Satorra, 2010).

Una aproximación tradicional desde la medición psicológica a este problema consistiría en establecer la confiabilidad interna de la(s) escala(s) en cada una de las mediciones (por ej. mediante Alfa de Cronbach), comparar si son similares en el tiempo y generar un índice compuesto (usualmente el promedio de los ítems). Sin embargo, tal aproximación no permite estimar estadísticamente la estabilidad de las mediciones en el tiempo ni tampoco discriminar entre los aspectos variables y los aspectos constantes de la(s) escala(s). Procedimientos como el análisis factorial confirmatorio (CFA, sigla en inglés) y la medición de invarianza en el tiempo ofrecen un marco de análisis más apropiado para enfrentar la comparación de constructos latentes en el tiempo (así como también entre distintos grupos) y para la estimación estadística de la estabilidad y de los cambios (Geiser, 2010; Brown, 2006; Dimitrov, 2006; Garnaat & Norton, 2010; Vandenberg & Lance, 2000; Wu, Chen, & Tsai, 2009; Widaman, Ferrer, & Conger, 2010a; Sayer & Cumsille, 2001).

Tomando la medición de autoritarismo de la encuesta longitudinal “Generaciones Políticas” como caso a analizar, el presente trabajo propone una serie de pasos a seguir para el análisis que considera variables latentes con datos longitudinales, también denominado *medición de invarianza longitudinal*. El trabajo se organiza en 4 partes. La primera sección entrega antecedentes sobre el concepto de autoritarismo, la escala de autoritarismo y de estudios respecto a su estructura factorial. En la segunda parte se detalla el concepto de medición de invarianza y su aplicación al análisis factorial longitudinal. La medición de invarianza longitudinal de la escala de autoritarismo se presenta en la tercera sección, y la sección final resume los resultados y entrega algunas líneas para futuras investigaciones.

## 1. LA ESCALA DE AUTORITARISMO Y EL ESTUDIO DE GENERACIONES POLÍTICAS

El autoritarismo ha sido uno de los conceptos más influyentes en psicología política (Funke, 2005a). La aparición de la obra ‘La personalidad Autoritaria’ (Adorno, Frenkel-Brunswik, Levinson, & Sanford, 1950) sentaría las bases para su introducción como constructo, planteándolo como una característica de personalidad que explicaría el surgimiento del fascismo extremo. Desde entonces el autoritarismo como concepto ha jugado un rol central en el estudio de las actitudes políticas, donde ha enriquecido la clásica división izquierda-derecha hacia una concepción de liberalismo-autoritarismo (Stubager, 2008). Actualmente, el autoritarismo persiste como concepto central en psicología social y política junto a otros conceptos como la dominancia social (Sidanius & Pratto, 1999; Sidanius, Liu, Shaw, & Pratto, 1994; Sidanius, Levin, Federico, & Pratto,

2001), el conservadurismo (Seaton, 1996; Jost, Glaser, Kruglanski, & Sulloway, 2003) y la teoría de justificación del sistema (Jost, 2002; Jost & Hunyady, 2003, 2005; Jost, Banaji, & Nosek, 2004). Si bien el discutir la definición del concepto de autoritarismo va más allá de los límites de este trabajo, utilizaremos como referencia general una definición reciente de Jost et al., quienes conciben el autoritarismo como “una característica de personalidad que constituye de tendencias antidemocráticas latentes, incluyendo tendencias como la xenofobia, racismo y etnocentrismo, tendencias que además aumentan bajo situaciones de amenaza” (2009, p. 213)<sup>3</sup>.

En relación a las características y medición de este constructo, inicialmente Adorno et al (1950) postula que el autoritarismo se compone de nueve dimensiones. Tal propuesta es refinada por Altemeyer (1981) quien conserva tres facetas principales: agresión autoritaria; sumisión autoritaria y convencionalismo (Altemeyer, 1981, 1996). Funke (2005b) sugiere que cada una de estas facetas posee relaciones diferentes con criterios de validez. Sus resultados indican que la faceta de agresión autoritaria posee correlaciones positivas con gravedad punitiva (operacionalizada como años en la cárcel respecto a una serie de crímenes), en contraste a las facetas de sumisión y convencionalismo, que incluso presentan correlaciones negativas frente a este criterio. Asimismo, agresión autoritaria presenta mayores correlaciones con estrategias aculturativas (Berry, 1997) como la asimilación y segregación en comparación a las facetas de sumisión y convencionalismo (Mavor, Louis, & Sibley, 2010; Van Hiel, Cornelis, & Roets, 2007).

La mayor parte de los estudios de autoritarismo dicen relación con la especificación de dimensiones y relaciones con otras escalas psicosociales, soslayando la estabilidad del constructo en el tiempo. Al respecto, Schlueter, Davidov, & Smidt (2007) – quienes estudian las dinámicas del autoritarismo y su relación con la anomia – señalan la relevancia de analizar la consistencia temporal de las mediciones de autoritarismo, lo que a la larga permite diferenciar entre la influencia de covariables y el error de medición en términos longitudinales. En otras palabras, se requiere primero establecer si se está midiendo el mismo constructo en los distintos momentos en el tiempo para luego poder analizar la influencia de covariables en autoritarismo, así como también la influencia de autoritarismo como covariable. Si bien el objetivo central de la escala de autoritarismo es su análisis en relación con otras variables, en el presente trabajo nos vamos a centrar en un paso previo que pocas veces es realizado o documentado en el caso de estudios longitudinales, correspondiente a la *medición de invarianza*. Antes de comenzar la descripción detallada de este procedimiento presentaremos las características de la escala de autoritarismo que analizaremos en el marco del estudio longitudinal “Generaciones Políticas”.

#### Autoritarismo en el estudio Generaciones Políticas

El objetivo general del “*Estudio Psicosocial De La Cultura Política De Tres Generaciones De Chilenos*”<sup>4</sup> (en adelante GP) consistió en indagar sobre la estabilidad y cambio de actitudes

---

<sup>3</sup> Traducción de los autores.

<sup>4</sup> Proyecto Fondecyt 1050887.

políticas en el tiempo. Se empleó un diseño longitudinal donde se realizaron 3 mediciones separadas por 14 meses aproximadamente; la primera de éstas fue realizada en el segundo semestre de 2005. La muestra de participantes fue estratificada por grupos de edad, y nivel socioeconómico, distinguiendo entre tres niveles socioeconómicos (NSE alto, medio y bajo) y tres grupos etarios.

En la primera medición realizada se lograron distribuciones similares en cada categoría (NSE y edad). Esta medición fue hecha 4 meses antes de la primera ronda de la elección presidencial del 2005. Durante la segunda medición, en el 2006, se recontactó a 695 casos, y adicionalmente se incluyeron 146 participantes, para reemplazar la perdida muestral. La composición muestral lograda fue equivalente en términos del diseño por NSE, edad y sexo. Finalmente, en la tercera medición, realizada el primer semestre de 2008, se recontacta a 663 participantes; de éstos 494 fueron encuestados en los tres periodos; 73 en la primera y tercera medición, y 96 casos en la segunda y tercera medición. El diseño muestral para este periodo fue similar a los anteriores. La pérdida muestral de los participantes que estuvieron presentes en las 3 mediciones fue de 50,4% para los 3 períodos; 37,2% de los casos participaron en la menos dos medición; y sólo un 13,2% participó sólo en un período.

Del total de casos que participaron en los 3 períodos 472 poseen información en los ítems de autoritarismo. En la siguiente tabla se muestra la distribución de los grupos de edad por NSE para los casos válidos en los 3 períodos:

**Tabla 1: Distribución inicial de NSE y de Edad de los Participantes en los 3 períodos, para los ítems de Autoritarismo**

Edades	NSE		
	Bajo	Medio	Alto
<b>Jóvenes (35,0%)</b>	27,3%	49,7%	23,0%
<b>Adultos (30,8%)</b>	33,1%	40,7%	25,5%
<b>Mayores (34,2%)</b>	31,1%	42,9%	26,1%

N=472

La medición de autoritarismo en el estudio GP consta de 5 ítems medidos en los tres momentos de aplicación de la encuesta. Cada uno de los ítems empleados proviene de diferentes fuentes, los cuales fueron traducidos al español cuando correspondiese. En la Tabla 2 se presentan los ítems empleados y sus respectivas fuentes:

**Tabla 2: Ítems de Autoritarismo y fuente**

Variable	Ítems	Fuente
<b>agr01</b>	Más que partidos y programas políticos, lo que nos hace falta es un líder que resuelva los problemas.	Latinobarómetro
<b>agr02</b>	Los gobiernos deben ocupar mano dura cada vez que hay dificultades.	Latinobarómetro
<b>agr03</b>	En vez de tanta preocupación por los derechos de las personas, lo que este país necesita es un gobierno firme.	RWA, Altmeyer, 1998
<b>agr04</b>	En este país las sentencias que reciben los delincuentes son demasiado blandas.	Radicalism-conservatism Scale, Comrey y Newmeyer, 1965
<b>sum02</b>	Las verdaderas claves para una sociedad exitosa son la obediencia y la disciplina.	RWA, Altmeyer 1998

Estos reactivos se centran en las facetas de agresión autoritaria y sumisión, que son las que tendrían mayor poder predictivo (Haye, Carvacho, González, Manzi, & Segovia, 2009). Cada una de estas afirmaciones fue presentada junto a una escala de acuerdo de 1 a 5 puntos, donde 1 indicaba el menor grado de acuerdo, y 5 el mayor grado de acuerdo en la escala. La Tabla 3 presenta estadísticos descriptivos de los ítems de la escala de autoritarismo en las diferentes mediciones, mientras la Tabla 4 muestra los índices generales de confiabilidad de las escalas para cada período de aplicación. La tabla de correlaciones se presenta en el apéndice.

**Tabla 3: Estadísticos descriptivos de los ítems en los distintos tiempos de medición**

	Variable	N	Mean	SD
<b>Tiempo 1</b>	<b>agr01_1</b>	984	3.28	1.11
	<b>agr02_1</b>	981	3.59	1.15
	<b>agr03_1</b>	988	3.26	1.21
	<b>agr04_1</b>	988	4.40	0.89
	<b>sum02_1</b>	988	3.36	1.12
<b>Tiempo 2</b>	<b>agr01_2</b>	828	3.62	1.19
	<b>agr02_2</b>	834	3.69	1.16
	<b>agr03_2</b>	835	3.33	1.26
	<b>agr04_2</b>	834	4.43	0.90
	<b>sum02_2</b>	832	3.52	1.15
<b>Tiempo 3</b>	<b>agr01_3</b>	654	3.79	1.23
	<b>agr02_3</b>	658	3.71	1.26
	<b>agr03_3</b>	658	3.45	1.36
	<b>agr04_3</b>	658	4.53	0.94
	<b>sum02_3</b>	656	3.75	1.24

**Tabla 4: Índices de Confiabilidad y Casos Válidos por período de levantamiento**

Tiempo	Alpha de Cronbach	N Válido
<b>tiempo 1: segundo semestre de 2005</b>	0,705	976
<b>tiempo 2: segundo semestre de 2006</b>	0,755	816

<b>tiempo 3: primer semestre de 2008</b>	0,769	648
<b>Sólo casos panel tiempo 1</b>	0,707	472
<b>Sólo casos panel tiempo 2</b>	0,790	472
<b>Sólo casos panel tiempo 1</b>	0,784	472

## 2. INVARIANZA LONGITUDINAL Y ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

La medición de constructos abstractos o latentes con indicadores múltiples (i.e. factores) plantea una serie de desafíos en términos de comparabilidad, sea contrastando dos grupos distintos en el mismo constructo o un mismo grupo en diferentes momentos en el tiempo. Este desafío puede comprenderse haciendo referencia a la teoría clásica de test (Embretson & Reise, 2000; Grujter, 2008), en la cual el puntaje observado es equivalente al puntaje verdadero más el puntaje de error:

$$X_{ijk} = T_{ij} + E_{ijk},$$

donde  $X$  es el puntaje del sujeto  $i$  en una medida del atributo  $j$  en número de observaciones  $k$ , el cual se divide en puntaje verdadero  $T$  más un error  $E$  (sistemático y no sistemático). En caso que tuviéramos un ítem por atributo en el instrumento, no sería posible despejar la ecuación y por lo tanto no podríamos saber qué aspecto del atributo medido corresponde a puntaje verdadero. La presencia de indicadores múltiples permite avanzar en la dirección de poder identificar la presencia de varianza común entre los ítems, así como también de identificar el error y aislarlo de la varianza común. Muchas veces en la estimación de la varianza común se utiliza el alfa de Cronbach, una medida de confiabilidad interna que permite de alguna manera aproximarse a dimensionar el error, es decir, a un alfa de Cronbach alto se asume un error bajo, lo que permitiría obviar el error y generar un índice a partir de una medida compuesta (por ej., promedio de los indicadores). Sin embargo, tal proceder presenta una serie de limitaciones que se hacen evidentes al momento de comparar grupos o el mismo grupo en diferentes momentos, ya que es posible que el puntaje verdadero (así como el error) varíen entre mediciones y que por lo tanto se comparen dos constructos distintos (Garnaat & Norton, 2010; Leite, 2007). En otras palabras, el uso de índices compuestos a partir de escalas de indicadores múltiples asume a priori medidas equivalentes o invariantes, sin distinguir entre cambios en la escala que mide el constructo y cambios longitudinales reales en el constructo.

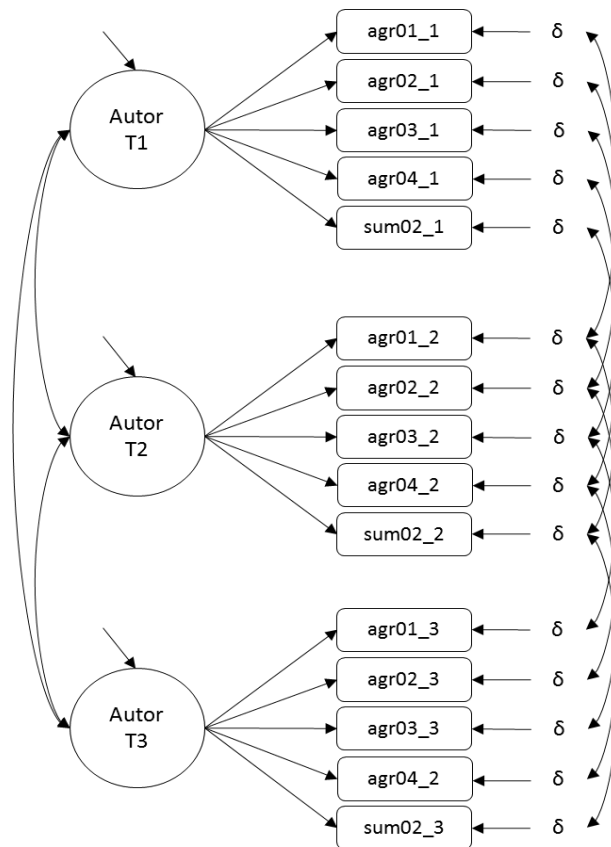
La *medición de invarianza* (o equivalencia) consiste en someter el supuesto de equivalencia a prueba empírica (Byrne & Watkins, 2003; Chan, 1998; Widaman, Ferrer, & Conger, 2010b). Para ello, en primer lugar se opera en un contexto de análisis factorial confirmatorio (CFA), lo cual permite separar el error de medición del puntaje verdadero, y en segundo lugar se generan una serie de restricciones para evaluar en qué medida el constructo latente es invariante en distintos grupos o momentos. La medición de invarianza aplicada a mediciones de un mismo grupo en distintos momentos (por ejemplo, en una encuesta panel), recibe el nombre de medición de invarianza longitudinal, análisis

factorial longitudinal o más precisamente análisis longitudinal de estructuras de covarianzas y medias (Brown, 2006; Pentz & Chou, 1994; Wu et al., 2009). En adelante nos referiremos a este procedimiento simplemente como medición de invarianza o invarianza longitudinal.

Existen una serie de pasos a seguir que se describen en la literatura referente a invarianza longitudinal, y que además son análogos a la medición de invarianza entre grupos (Chan, 1998; Vandenberg & Lance, 2000). Estos pasos corresponden a la especificación de una serie de modelos de medición que incorporan restricciones de manera consecutiva y que son los siguientes:

- a. *Invarianza configural*: este modelo corresponde a un análisis factorial confirmatorio que considera a cada medición temporal como si fuera un factor distinto. En otras palabras, se intenta probar que la estructura de covarianzas es similar en los distintos momentos de forma general. En este modelo se permite que los factores estén correlacionados y que además el error correspondiente a cada indicador (uniqueness) se encuentre correlacionado entre las distintas mediciones, tal como se indica en la siguiente figura:

**Figura 1: Modelo de invarianza longitudinal configural**



La especificación de errores correlacionados – que además distingue a la invarianza longitudinal de la medición de invarianza entre grupos – asume que el error de cada indicador está compuesto de una combinación de error aleatorio y varianza específica del indicador, la que se asume estable en el tiempo (Brown, 2006). El ajuste del



modelo se evalúa con los índices utilizados corrientemente en el contexto de ecuaciones estructurales, tales como  $\chi^2$ , CFI y RMSEA (Kline, 2005; Muthén, 2004).

- b. *Invarianza débil*: las cargas factoriales (*loadings*) de cada indicador se especifican como iguales en todas las mediciones, es decir, se aplica la restricción de que la carga del ítem 1 en T1 es igual a su carga en T2 y T3, y así sucesivamente con el resto de los ítems. Ya que este modelo es una versión más restrictiva (o anidada) que el modelo de invarianza configural, es posible realizar un test de diferencia de  $\chi^2$  para evaluar la restricción de igualdad de cargas factoriales, indicada por un resultado no significativo. En otras palabras, un  $\chi^2$  no significativo en relación a la diferencia de grados de libertad entre los dos modelos indica que el ajuste no se deteriora al ingresar esta restricción (Brown, 2006; Geiser, 2010).
- c. *Invarianza fuerte*: en base al modelo de invarianza débil, se aplica una restricción adicional que consiste en que los interceptos de cada indicador se especifican como iguales a lo largo del tiempo. Al igual que en el caso anterior, se efectúa un test de diferencia de  $\chi^2$  para evaluar la significación de esta restricción.
- d. *Invarianza estricta*: en este último paso, además de las cargas factoriales y los interceptos, los errores (o *uniqueness*) se especifican a ser iguales en el tiempo para cada uno de los indicadores.

En la sección siguiente se aplican secuencialmente estas cuatro restricciones de invarianza a la escala de autoritarismo.

### 3. MEDICIÓN DE INVARIANZA LONGITUDINAL EN LA ESCALA DE AUTORITARISMO

El primer paso a efectuar corresponde a la medición de *invarianza configural*, donde se especifica el modelo factorial confirmatorio de autoritarismo en los tres momentos de medición. La Tabla 5 muestra los resultados de este primer modelo confirmatorio que servirá de referencia para restricciones posteriores:

**Tabla 5: Análisis de invarianza configural de los ítems de autoritarismo**

	T1	T2	T3
<b>AGR01</b>	1.00	1.00	1.00
	-	-	-
<b>AGR02</b>	0.81**	1.34**	1.64**
	(9.64)	(12.89)	(12.31)
<b>AGR03</b>	1.15**	1.25**	1.65**
	(12.56)	(11.47)	(11.54)
<b>AGR04</b>	0.41**	0.60**	0.50**
	(6.98)	(8.94)	(6.63)
<b>SUM02</b>	0.72**	1.11**	1.16**
	(9.11)	(11.19)	(10.04)

Correlación entre factores:

---

T1-T2=0.40 ; T1-T3=0.35 ; T2-T3=0.31
<u>Ajuste del modelo</u>
Chi <sup>2</sup> : 146.039, df(72), p=0.00. CFI: 0.97 RMSEA: 0.047

---

Estimación maximum likelihood, coeficientes no estandarizados, Obs=472

Como se puede apreciar, los índices de fit del modelo indican un buen ajuste y por lo tanto el modelo de invarianza configural nos sirve como base para efectuar restricciones de invarianza adicionales. Los resultados de los ajustes de los modelos consecutivos de invarianza con restricciones adicionales son presentados en la Tabla 6. La primera restricción de invarianza débil muestra en general buenas medidas de ajuste (RMSEA 0.05; CFI 0.95), sin embargo la diferencia de Chi<sup>2</sup> aparece como significativa para 8 grados de libertad. Esto quiere decir que el fit se deteriora al especificar una estructura factorial similar en los tres tiempos de medición, lo cual cuestiona en principio la invarianza débil de la escala autoritarismo en este estudio. Análisis más específicos indican que esta situación se asocia principalmente a la restricción de igualdad de la carga factorial de un ítem en el tiempo 1 (agr02), así como también a la falta de especificación de una correlación entre dos ítems que se evidencia en el tiempo 3 (agr02 y agr03). Una vez introduciendo estas modificaciones en el modelo, que llamaremos *invarianza parcial* (Byrne, Shavelson, & Muthén, 1989) se logra que la diferencia en términos de ajuste respecto a la invarianza configural no sea significativo (Chi<sup>2</sup>=10, df(6)). Si bien la incorporación de estas restricciones adicionales debilita el carácter invariante del constructo, el continuar la comparación con modelos anidados más restrictivos permite identificar de mejor manera las fuentes de variación (i.e. no invarianza) en el tiempo y contribuir de esta manera al análisis métrico de la escala, un aspecto que será retomado en la discusión final.

**Tabla 6: Ajuste de modelos de invarianza longitudinal y diferencia de ajuste de modelos anidados**

Modelo	Chi <sup>2</sup>	Df	Chi <sup>2</sup> dif.	Δ Df	RMSEA	CFI	TLI
<b>Configural</b>	146.04	72	--	--	0.047	0.97	0.95
<b>Débil</b>	192.35	80	46**	8	0.055	0.95	0.94
<b>Débil parcial<sup>5</sup></b>	156.39	78	10	6	0.046	0.97	0.96
<b>Fuerte</b>	167.15	84	11	6	0.046	0.97	0.96
<b>Estricto</b>	195.20	93	22**	9	0.048	0.96	0.95

El modelo de invarianza fuerte mantiene las restricciones adicionales y ahora agrega la igualdad de interceptos a lo largo del tiempo. Como se aprecia en la Tabla 6, la diferencia de Chi<sup>2</sup> con el modelo de invarianza débil parcial no es significativa (Chi<sup>2</sup>=11, df(6)), lo cual es un argumento que apoya la hipótesis de invarianza fuerte del autoritarismo. Hay

---

<sup>5</sup> En esta tabla, todos los modelos se comparan con el modelo previo, salvo por el modelo 'Débil parcial' que se compara con el modelo Configural. Siguiendo la secuencia, el modelo Fuerte, se compara con el modelo Débil Parcial, y finalmente, el modelo Estricto se contrasta con el modelo Fuerte.

que considerar que esta escala mantiene las restricciones adicionales mencionadas para la medición de invarianza débil parcial, por lo tanto en rigor también se trata de una invarianza fuerte parcial. Sin embargo, la ausencia de modificaciones adicionales en este modelo nos indica que las fuentes de variación son estables y que se deben a aspectos específicos del modelo de medición.

Finalmente, la especificación de errores equivalentes en el tiempo en el modelo de invarianza estricta produce un deterioro significativo del ajuste ( $\chi^2=22$ ,  $df(9)$ ), por lo tanto este nivel de invarianza en la escala de autoritarismo no se puede alcanzar sin restricciones adicionales del modelo. Las fuentes de error en la medición de los indicadores son variables en el tiempo y aparentemente más situacionales que sistemáticas, ya que en general las correlaciones de los errores en el tiempo son en su mayor parte no significativas.

## 4. RESUMEN Y DISCUSIÓN

Un elemento central a considerar en los estudios longitudinales es la comparabilidad de las mediciones en el tiempo. La comparabilidad en el tiempo adquiere características especiales cuando se trata de constructos psicológicos (tales como el autoritarismo) que se asumen subyacentes o latentes a un conjunto de indicadores, ya que la medición de estos constructos conlleva error (por definición) y este error puede presentar variaciones en las mediciones. La medición de invarianza longitudinal apunta precisamente a estimar la estabilidad de los constructos psicológicos en el tiempo en cuanto permite separar el error de medición de la varianza de interés, para así realizar estimaciones más adecuadas del cambio en los niveles del constructo. Tal procedimiento implica seguir una serie de pasos para determinar progresivamente distintos niveles de invarianza, abarcando desde el nivel que especifica una estructura similar del constructo en los distintos momentos de medición (invarianza configural) hasta las restricciones respecto a igualdad de error de medición (invarianza estricta).

A pesar de que los estudios longitudinales permiten la medición de invarianza, ésta es una práctica que aparece escasamente reportada en artículos especializados que trabajan con encuestas de panel. Muchas veces la invarianza de los constructos es algo que se supone en base a índices de confiabilidad interna en los distintos momentos de medición, o también en base a evidencia de modelos factoriales exploratorios. Sin embargo, la literatura establece que este tipo de prácticas no aseguran cumplir el supuesto de invarianza. El número creciente de publicaciones en los últimos años así como la disponibilidad de software apropiado para este tipo de análisis (como Mplus, Lisrel y Eqs) hacen que la medición de invarianza se instale cada vez más como un requisito en el análisis de datos longitudinales con constructos latentes.

El presente trabajo se centró en la medición de invarianza longitudinal aplicada al constructo de autoritarismo. Autoritarismo fue medido en tres ocasiones como parte del estudio "Generaciones Políticas" entre los años 2005 y 2008. Desde la forma que difundiera Altmeyer (1981, 1988, 1996), así como en sus versiones más contemporáneas (Funke, 2002; Funke, 2005; Mavor, Louis, & Sibley, 2010; Passini, 2008), autoritarismo ha sido evaluado con una serie de afirmaciones con las cuales se estima una variable latente.

Sin embargo, la medición de este constructo aparece escasamente en estudios de tipo longitudinal y según la revisión realizada por los autores este estudio representa la primera aproximación a la medición de invarianza del autoritarismo. La ausencia de este tipo de estudios es también la razón para detenerse en los distintos pasos de medición de invarianza, los que son requisito para modelos longitudinales explicativos de variables latentes (por ejemplo, modelos de curvas de crecimiento latentes), que serán tema de un trabajo posterior.

En el caso analizado de medición de autoritarismo se aprecian ciertas limitaciones para hablar de invarianza longitudinal en términos absolutos. Como observamos, el avanzar en niveles consecutivos de invarianza sólo fue posible mediante la incorporación de restricciones adicionales al modelo que permitieron no incurrir en desajustes significativos al modelo. Esta forma de proceder genera una invarianza que denominamos parcial y que por lo tanto puede ser cuestionada desde una perspectiva más estricta. Las referencias a invarianza parcial en la literatura son escasas, y cuando aparecen se refieren principalmente a las diferencias entre grupos y no en el tiempo, por lo tanto al momento no contamos con antecedentes específicos que nos permitan contrastar nuestro análisis en términos generales, ni mucho menos en relación a la escala de autoritarismo en particular. En cualquier caso, el haber realizado este proceso permite identificar con mayor claridad las fuentes de invarianza – lo cual no es posible con análisis de índices compuestos, como las sumas o promedios de puntajes –, y de esta manera informa a futuros investigadores de las restricciones a considerar al momento de realizar análisis con esta escala.

Byrne, Shavelson, & Muthén (1989) sugieren que, en el caso de los modelos parcialmente invariantes, se recurra a la validación del modelo establecido en otras muestras – recomendación realizada en relación a medición de invarianza entre grupos. Adicionalmente, los autores señalan que la eliminación de restricciones adicionales en el caso de la evaluación de invarianza ha de ser guiada teóricamente, y que finalmente, la validación de estas correcciones en otras muestras puede ser una buena prueba de validez de las mismas. El estudio Jóvenes, Cultura y Religión 2007-2010<sup>6</sup>, conducido sobre los estudiantes de admisión 2007 y 2008 de la Universidad Católica, ofrecerá una buena oportunidad para avanzar en esta línea ya que también incluye los indicadores de autoritarismo en un contexto longitudinal.

Finalmente, queremos subrayar que la invarianza es un supuesto a una serie de análisis longitudinales más que un tema de investigación en sí. El haber dedicado un trabajo sólo a este tema se explica porque aún es una práctica escasa, sobre todo a nivel nacional. Con la creciente disponibilidad de datos de panel en Chile<sup>7</sup> se incrementa también la necesidad de contar con herramientas que permitan revisar este supuesto antes de proceder con análisis longitudinales, tales como modelos de crecimiento o análisis de sobrevivencia.

---

<sup>6</sup> Ver <http://www.mideuc.cl/estudiojovenes/> En este estudio, se encuentran presentes solo 4 ítems de la escala aquí evaluada, los 4 ítems de agresión; suprimiendo el empleo del ítem de sumisión presente en el estudio Fondecyt 1050887.

<sup>7</sup> Tales como: Panel Casen 1996-2001; Encuesta de Protección Social 2002-2009; Encuesta Longitudinal Docente 2005-2009; Encuesta Financiera de Hogares (2008-2009), entre otras.



## Apéndice

Tabla 7: Matriz de correlaciones

	agr01_ 1	agr02_ 1	agr03_ 1	agr04_ 1	sum02_ 1	agr01_ 2	agr02_ 2	agr03_ 2	agr04_ 2	sum02_ 2	agr01_ 3	agr02_ 3	agr03_ 3	agr04_ 3
<b>agr02_1</b>	0.3325*													
<b>agr03_1</b>	0.5087*	0.4035*												
<b>agr04_1</b>	0.1998*	0.2456*	0.2385*											
<b>sum02_1</b>	0.3682*	0.3021*	0.3491*	0.2052*										
<b>agr01_2</b>	0.2048*	0.2196*	0.2045*	0.1614*	0.1316*									
<b>agr02_2</b>	0.3550*	0.2323*	0.3754*	0.2054*	0.1999*	0.4684*								
<b>agr03_2</b>	0.3267*	0.2045*	0.4014*	0.1458*	0.2096*	0.3558*	0.5414*							
<b>agr04_2</b>	0.1407*	0.1568*	0.1483*	0.2972*	0.1425*	0.2204*	0.3757*	0.2338*						
<b>sum02_2</b>	0.3449*	0.2568*	0.3571*	0.1747*	0.3502*	0.3196*	0.4535*	0.4809*	0.3101*					
<b>agr01_3</b>	0.2635*	0.2808*	0.2358*	0.1627*	0.2096*	0.2763*	0.2068*	0.2043*	0.1476*	0.2492*				
<b>agr02_3</b>	0.3753*	0.2512*	0.4098*	0.1741*	0.2771*	0.2980*	0.4413*	0.3635*	0.2374*	0.3611*	0.4305*			
<b>agr03_3</b>	0.3529*	0.2169*	0.4314*	0.1773*	0.2640*	0.2453*	0.3776*	0.4258*	0.2161*	0.3917*	0.3563*	0.6938*		
<b>agr04_3</b>	0.1884*	0.0898	0.1743*	0.2678*	0.1674*	0.2330*	0.1788*	0.1502*	0.2545*	0.1741*	0.2319*	0.2724*	0.2565*	
<b>sum02_3</b>	0.3182*	0.2439*	0.3966*	0.2256*	0.3296*	0.2385*	0.2945*	0.3104*	0.1933*	0.4218*	0.3098*	0.5091*	0.5231*	0.3186*

\* Sig 0.01

## REFERENCIAS

- Adorno, T., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D. J., & Sanford, R. M. (1950). *The Authoritarian Personality*. New York: Harper and Row.
- Altemeyer, B. (1981). *Right-wing authoritarianism*. Winnipeg: Univ of Manitoba Pr.
- Altemeyer, B. (1996). *The authoritarian specter*. Cambridge Mass.: Harvard Univ Pr.
- Berry, J. W. (1997). Immigration, Acculturation, and Adaptation. *Applied Psychology*, 46(1), 5-34. doi:10.1111/j.1464-0597.1997.tb01087.x
- Brown, T. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: The Guilford Press.
- Byrne, B., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456-466.
- Byrne, B., & Watkins, D. (2003). The Issue Of Measurement Invariance Revisited. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 34(2), 155 -175. doi:10.1177/0022022102250225
- Chan, D. (1998). The Conceptualization and Analysis of Change Over Time: An Integrative Approach Incorporating Longitudinal Mean and Covariance Structures Analysis (LMACS) and Multiple Indicator Latent Growth Modeling (MLGM). *Organizational Research Methods*, 1(4), 421-483. doi:10.1177/109442819814004
- Dimitrov, D. (2006). Comparing Groups on Latent Variables: A Structural Equation Modeling Approach. *Work*, (26), 429-436.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. London: Lawrence Erlbaum.
- Funke, F. (2005a). The Dimensionality of Right-Wing Authoritarianism: Lessons from the Dilemma between Theory and Measurement. *Political Psychology*, 26(2), 195-218. doi:10.1111/j.1467-9221.2005.00415.x
- Funke, F. (2005b). The Dimensionality of Right-Wing Authoritarianism: Lessons from the Dilemma between Theory and Measurement. *Political Psychology*, 26(2), 195-218. doi:10.1111/j.1467-9221.2005.00415.x
- Garnaat, S. L., & Norton, P. J. (2010). Factor structure and measurement invariance of the Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale across four racial/ethnic groups. *Journal of Anxiety Disorders, In Press, Corrected Proof*. doi:10.1016/j.janxdis.2010.05.004
- Geiser, C. (2010). *Datenanalyse mit Mplus : Eine anwendungsorientierte Einführung* (1st ed.). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Gruijter, D. (2008). *Statistical test theory for the behavioral sciences*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Haye, A., Carvacho, H., González, R., Manzi, J., & Segovia, C. (2009). Relación entre orientación política y condición socioeconómica en la cultura política chilena: una aproximación desde la psicología política. *Polis (Santiago)*, 8(23). doi:10.4067/S0718-65682009000100016

- Jost, J. (2002). *System Justification Theory as Compliment, Complement, and Corrective to Theories of Social Identification and Social Dominance* (Research Paper N°1672). Stanford: Stanford University.
- Jost, J., Banaji, M., & Nosek, B. (2004). A Decade of System Justification Theory: Accumulated Evidence of Conscious and Unconscious Bolstering of the Status Quo. *Political Psychology*, 25(6), 881-919.
- Jost, J., Glaser, J., Kruglanski, A. W., & Sulloway, F. J. (2003). Political conservatism as motivated social cognition. *Psychological Bulletin*, 129(3), 339-375. doi:10.1037/0033-2909.129.3.339
- Jost, J., & Hunyady, O. (2003). The Psychology of System Justification and the Palliative Function of Ideology. *European Review of Social Psychology*, 13, 111-153.
- Jost, J., & Hunyady, O. (2005). Antecedents and Consequences of System Justifying Ideologies. *Current Directions in Psychological Science*, 14(534), 260-265.
- Jost, J., Kay, A., & Thorisdottir, H. (2009). *Social and psychological bases of ideology and system justification*. Oxford ;New York: Oxford University Press.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Methodology in the social sciences (2nd ed.). New York: Guilford Press.
- Leite, W. L. (2007). A Comparison of Latent Growth Models for Constructs Measured by Multiple Items. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(4), 581. doi:10.1080/10705510701575438
- Mavor, K. I., Louis, W. R., & Sibley, C. G. (2010). A bias-corrected exploratory and confirmatory factor analysis of right-wing authoritarianism: Support for a three-factor structure. *Personality and Individual Differences*, 48(1), 28-33.
- van Montfort, K., Oud, J., & Satorra, A. (2010). *Longitudinal Research with Latent Variables*. Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Muthén, B. (2004). Latent variable analysis. In D. Kaplan (Ed.), *The Sage Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences*. (pp. 345-68). Thousand Oaks: Sage Publications.
- Pentz, M. A., & Chou, C. P. (1994). Measurement invariance in longitudinal clinical research assuming change from development and intervention. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 62(3), 450-462.
- Sayer, A., & Cumsille, P. (2001). Second-Order latent Growth Models. In L. Collins & A. Sayer (Eds.), *New Methods for the Analysis of Change* (1st ed.). American Psychological Association (APA).
- Schlueter, E., Davidov, E., & Smidt, P. (2007). Applying Autoregressive Cross-Lagged and Latent Growth Curve Models to a Three-Wave Panel Study. In K. van Montfort, J. Oud, & A. Satorra (Eds.), *Longitudinal models in the behavioral and related sciences* (p. 315).
- Seaton, J. (1996). *Cultural conservatism, political liberalism: from criticism to cultural studies*. Michigan: University of Michigan Press.
- Sidanius, J., Levin, S., Federico, C., & Pratto, F. (2001). Legitimizing Ideologies: The Social Dominance



- Approach. In J. Jost & B. Major (Eds.), *The Psychology of Legitimacy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sidanius, J., Liu, J., Shaw, J., & Pratto, F. (1994). Social Dominance Orientation, Hierarchy Attenuators and Hierarchy Enhancers: Social Dominance Theory and the Criminal Justice System. *Journal of Applied Social Psychology*, 24(4), 338-366.
- Sidanius, J., & Pratto, F. (1999). *Social Dominance: An Intergroup Theory of Social Hierarchy and Oppression*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Stubager, R. (2008). Education effects on authoritarian-libertarian values: a question of socialization. *The British Journal of Sociology*, 59(2), 327-350. doi:10.1111/j.1468-4446.2008.00196.x
- Van Hiel, A., Cornelis, I., & Roets, A. (2007). The intervening role of social worldviews in the relationship between the five-factor model of personality and social attitudes. *European Journal of Personality*, 21(2), 131-148. doi:10.1002/per.618
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4.
- Widaman, K. F., Ferrer, E., & Conger, R. D. (2010a). Factorial Invariance Within Longitudinal Structural Equation Models: Measuring the Same Construct Across Time. *Child Development Perspectives*, 4(1), 10-18. doi:10.1111/j.1750-8606.2009.00110.x
- Widaman, K. F., Ferrer, E., & Conger, R. D. (2010b). Factorial Invariance Within Longitudinal Structural Equation Models: Measuring the Same Construct Across Time. *Child Development Perspectives*, 4(1), 10-18. doi:10.1111/j.1750-8606.2009.00110.x
- Wu, C., Chen, L. H., & Tsai, Y. (2009). Longitudinal invariance analysis of the satisfaction with life scale. *Personality and Individual Differences*, 46(4), 396-401. doi:10.1016/j.paid.2008.11.002