

CAPITULO 4

RESULTADOS

En este capítulo se exponen los resultados generales del estudio generados a través del conjunto de procedimientos estadísticos utilizados. Inicialmente se exponen resultados del análisis de las variables demográficas de la muestra y su comparación con los estadígrafos nacionales vigentes. Posteriormente se presentan los resultados correspondientes al análisis descriptivo de las variables dependiente e independiente del estudio. Se exponen también los modelos de medición endógenos y exógenos. Finalmente, se evalúa el modelo de medición estructural, comparándose el caso de la dependiente manifiesta con el de la dependiente latente.

4.1 Distribución de las Variables Demográficas

La distribución de las variables sociodemográficas es importante en la medida en que ofrece la descripción de elementos de contexto que pueden ser significativos en el marco más general de la interpretación de los resultados del estudio. También permite establecer elementos de contexto específico que faciliten hacer cortes en el estudio en atención a estas condiciones sociodemográficas. Entre ellas se consideraron la participación porcentual por planteles de DGETI en Nuevo León, el tipo de escuela secundaria de procedencia, año de egreso de la secundaria, así como el porcentaje por edad, sexo y carrera elegida.

Tabla 4.1 Participación porcentual de los planteles de DGETI en N. L. en la muestra

Planteles	Frecuencia	Porcentaje
CETis 163	203	12.6
CETis 101	435	27.0
CETis 066	206	12.8
CBTis 099	205	12.7
Continúa Tabla 2		
CBTis 074	130	8.1
CBTis 022	431	26.8
	1610	

La Tabla 4.1 muestra que el porcentaje de participación en la muestra por plantel oscila entre un 8 y un 27 %. Más de la mitad de la muestra se concentró en dos planteles: el CBTis 22 y el CETis 101, y hay dos planteles de este subsistema en Nuevo León que no participaron en la muestra (el CBTis 258 y el CBTis 53).

Tabla 4.2 Participación porcentual por tipo de escuela de procedencia

Tipo de escuelas de procedencia	Porcentaje
Otro	.6
Secundaria particular técnica	.8
Secundaria particular general	.7
Tele secundaria estatal	.4
Secundaria estatal para trabajadores	.2
Secundaria estatal técnica	13.0
Secundaria estatal general	31.6
Tele secundaria federal	2.4
Secundaria federal para trabajadores	.3
Secundaria federal técnica	27.8
Secundaria federal general	20.3
Secundaria particular para trabajadores	1.8

La participación porcentual por escuela secundaria de procedencia, resumida en la tabla 4.2, nos dice que las fuentes principales son las secundarias estatales y federales, mientras que las secundarias particulares generales y técnicas tienen una participación muy inferior. En la muestra participan las secundarias federales con un 50.8 %. Las secundarias

estatales con un 45.2 %, y finalmente, las secundarias particulares técnicas y generales con un 3.3 %. De ahí se desprende que en el sistema de educación tecnológica federal, en el nivel de educación media superior, su población proviene, mayoritariamente, del mismo sistema federal de secundarias técnicas y generales.

Tabla 4.3 Porcentaje de alumnos para cada año de egreso de la secundaria

Año en que concluyo la secundaria	Porcentaje
2005	82.2
2004	12.0
2003	3.5

La tabla 4.3. permite apreciar que la mayor parte de los estudiantes de la muestra, recién habían egresado en el año del 2005 a la secundaria. Una minoría egresó en el 2004 y un porcentaje muy pequeño egresó en el 2003. Entre 2003 y 2005 se concentra un 97.7% de la población que constituye la muestra.

Tabla 4.4 Porcentaje de edades

Edad	Porcentaje
21	
20	00.3
19	00.4
18	00.7
17	03.9
16	13.2
15	50.9
14	29.5
	100

En cuanto a las edades, en la tabla 4.4., de los estudiantes que participan en la muestra se debe destacar que el rango de edad con una población más alta es el de 15 años (50.9%), seguido del rango de 14 años (29.5%), y 16 años (13.2%). Básicamente, los

estudiantes que ingresan al sistema y participan en la evaluación de primer ingreso oscilan entre los 14 y los 16 años.

Tabla 4.5 Porcentaje por sexo

Sexo	Porcentaje
Femenino	40,9
Masculino	56,0
No contesto	03,0

La tabla 4.5. expone las diferencias de hombres y mujeres participantes en la muestra. Los resultados que se exponen en la tabla 6 muestran que aún hay mayoría de hombres en la población de estudiantes que se inscriben a la educación media superior tecnológica. La diferencia entre la población femenina y masculina representa una diferencia de 15%. Aún así, se puede considerar que dado el porcentaje de mujeres en el cual la educación tecnológica puede ser considerada como una opción educativa en la que la participación femenina ha crecido en los últimos años.

4.2 Resultados del Análisis Descriptivo de las Variables

Dependientes e Independientes.

4.2.1 La Variable Dependiente

La variable dependiente del modelo tomó en cuenta los resultados de las calificaciones de cada uno de los estudiantes muestreados en las seis asignaturas correspondientes. En la tabla 7 se muestran estadígrafos de tendencia central correspondientes a las seis asignaturas y al promedio de calificaciones (GPA).

Tabla 4.6 Promedio, desviación estándar, error estándar de kurtosis y de skewness.

	Promedio	Química	Algebra	ING	LEO	CTSV	TIC
Mean	7.10	7.02	6.34	6.98	7.09	7.75	7.42
Std deviator	5	1.56	1.43	1.60	1.63	1.71	1.62
Kurtosis	-.772	-1.123	-.526	-1.094	-1.166	-1.102	-1.107
skewness	.069	.089	.723	.204	.092	-.331	-.162
Error S Kurtosis	.120	.120	.120	.120	.120	.120	.120
Error S Skewness	.060	.060	.060	.060	.060	.060	.060

Nota: El criterio de corte para asumir normalidad es un valor de error estándar de kurtosis y de skewness inferior a 1.96.

Estas seis asignaturas corresponden a la variable dependiente del estudio. El propósito de la tabla 4.6. es ofrecer un criterio de prueba estadística que permita evaluar normalidad en el conjunto de los datos que componen cada subescala. Para determinar la normalidad en la variable dependiente, en su versión tradicional de promedio de calificaciones se atenderá al criterio de Hair, Anderson, Tatham y Black (1998), el cual establece lo que él llama la regla de oro. Este criterio de corte se sustenta en el error estándar de la kurtosis y en el error estándar de la skewness. En todos los casos, incluyendo el promedio de las seis calificaciones los valores estimados para el error estándar, tanto de la kurtosis como del skewness, son inferiores al punto de corte (1.96) al 01% de nivel de confianza. Consecuentemente, se falla al rechazar la asunción de normalidad y se acepta, provisionalmente, que dichos puntajes son estadísticamente normales. En esta evaluación se consideró la sugerencia de Hair, Anderson, Tatham y Black (1998) quien recomienda al menos dos pruebas gráficas y una prueba estadística como recursos para evaluar normalidad. Aunque en algunos de los histogramas se aprecian comportamientos bi modales, en lo general la variable dependiente puede ser considerada en la pruebas gráficas, como visualmente normal. Esta apreciación se sustenta

particularmente en el comportamiento observado en los histogramas, de la figura 10 a la figura 16, las pruebas gráficas normal QQ plot y detrended normal QQ plot de las seis asignaturas, de la figura 17 a la 30, e incluso del promedio (figura 28), las cuales reportan consistentemente comportamiento de flujo de puntos sobre la línea en las QQ plot y de oposición a la línea horizontal en las detrended normal QQ plot. Esto indica normalidad. Las graficas de la 10 a la 30 estan disponibles para su consulta en el Anexo 1.

Desde el punto de vista de la prueba estadística que se apoya en el error estándar de la kurtosis y del skewness (véase tabla 4.6.) se mostró que los valores reportados están por debajo del criterio de corte (1.96 para confianza al 0.01 %) y por tanto se concluye que, provisionalmente, es posible afirmar que la variable dependiente y sus subescalas son estadísticamente normales.

4.2.2 La Variable Independiente

En cuanto a la variable independiente se realizaron pruebas descriptivas de tendencia central por subescala para cada uno de los componentes. Al igual que en el análisis de la variable dependiente, se incluyó una prueba para evaluar normalidad considerando el error estándar de la kurtosis y el error estándar del skewness. Las tablas 4.7, 4.8. y 4.9. ilustran los resultados resumidos del análisis descriptivo en SPSS. Incluye media aritmética, desviación estándar, kurtosis, skewness, el error estándar de la kurtosis y el error estándar de la skewness, para cada una de las tres subescalas de la variable independiente. Las tres tablas se exponen a continuacion.

Tabla 4.7 Subescala de razonamiento formal de la variable independiente.

	Rf1	Rf2	Rf3	Rf4	Rf5	Rf6	Rf7	Rf8
Mean	.71	.96	1.23	.86	1.13	.85	.84	.78
Std deviator	.83	.85	1.24	.83	.96	.84	.87	.83
kurtosis	1.54	-.165	-.197	.148	-.381	-.377	.382	.659
skewness	1.209	.593	.850	.742	.538	.633	.895	.931
Error S Kurtosis	.122	.122	.122	.122	.122	.122	.122	.122
Error S Skewness	.061	.061	.061	.061	.061	.061	.061	.061

Nota: El criterio de corte para asumir normalidad es un valor de error estándar de kurtosis y de skewness inferior a 1.96

Tabla 4.8 Subescala de habilidades matemáticas de la variable independiente.

	Mt1	Mt2	Mt3	Mt4	Mt5	Mt6	Mt7	Mt8
Mean	.71	.77	.94	.94	.71	.49	.65	.62
Std deviator	.74	.80	.93	.86	.76	.65	.68	.68
kurtosis	-2.34	-.252	-.501	-.543	.117	.122	.122	.122
skewness	.709	.719	.679	.528	.829	1.049	.613	.744
Error S Kurtosis	.122	.122	.122	.122	.122	.122	.122	.122
Error S Skewness	.061	.061	.061	.061	.061	.061	.061	.061

Nota: El criterio de corte para asumir normalidad es un valor de error estándar de kurtosis y de skewness inferior a 1.96

Tabla 4.9 Subescala de habilidad verbal de la variable independiente.

	Hv1	Hv2	Hv3	Hv4
Mean	3.07	3.05	3.32	3.03
<i>Continúa la Tabla 9</i>				
Std deviator	1.54	1.90	1.86	1.82
kurtosis	-.053	.848	.179	.113
skewness	.375	.801	.591	.603
Error S Kurtosis	.122	.122	.122	.122
Error S Skewness	.061	.061	.061	.061

Nota: El criterio de corte para asumir normalidad es un valor de error estándar de kurtosis y de skewness inferior a 1.96

La prueba estadística de normalidad tomó como punto de referencia las tablas 4.7, 4.8. y 4.9., el error estándar de la kurtosis y del skewness (Hair, Anderson, Tatham y Black (1998) y por lo tanto al encontrar valores (0.061 a 0.122) menores a más menos 1.96, se falla en rechazar la asunción de normalidad al 01% de confianza. Esto significa que provisionalmente se considera que las tres variables son significativamente normales.

Tanto las pruebas gráficas (véanse de la figura 31 a la figura 54 en el Anexo 2), como las pruebas estadísticas (véase las tablas 4.7., 4.8. y 4.9.) sustentan la dificultad para rechazar la asunción de normalidad en las tres subcategorías (habilidad verbal, habilidad matemática y razonamiento formal) de la variable independiente. Consecuentemente, se puede afirmar, provisionalmente, que la variable independiente es normal.

4.3 Resultados del Análisis de los Modelos de Medición Factorial

4.3.1 La Subescala de Habilidad Verbal

Tabla 4.10 Evaluación de normalidad multivariada para habilidad verbal

<i>Evaluación de normalidad</i>						
	Min	Max	Skew	c.r.	kurtosis	c.r.
hv1	0.00000	9.00000	0.42573	6.98681	0.10001	0.82062
hv2	0.00000	11.00000	0.83001	13.62153	0.93396	7.66378
hv3	0.00000	10.00000	0.59516	9.76735	0.18031	1.47959
hv4	0.00000	10.00000	0.60614	9.94754	0.10025	0.82266
Multivariate					1.95883	5.68286
Multivariate					1.80563	5.23355
<i>Multivariate</i>					1.72664	5.00304

Nota: En la intersección de la columna kurtosis con el renglón multivariate aparece el coeficiente de Mardia. Niveles inferiores a 1 se interpretan como muy buen nivel, entre 1 y 10 se consideran apenas aceptables, y mayores de 10 deben ser rechazados.

La tabla 4.10. muestra, en la intersección entre kurtosis y multivariate, el coeficiente de Mardia. Considerando los valores del coeficiente de Mardia las cuatro subescalas analizadas poseen normalidad multivariada. Los tres valores del coeficiente Mardia están entre 1 y 10 puntos y en cada ajuste se mejoró el coeficiente de Mardia. El criterio de corte establece valores entre 1 y 10 como un buen grado de normalidad, entre 0 y 1 un excelente grado y mayor de 10 lo considera no aceptable. Sobre la base del último ajuste al coeficiente Mardia (1.72) se puede afirmar, provisionalmente, que las cuatro subescalas de la variable independiente muestran un comportamiento multivariadamente normal.

Tabla 4.11 Distancia Mahalanobis para las cuatro subescalas de habilidad verbal.

<i>Puntajes más alejados del centroide (Mahalanobis distance)</i>			
Observation	Mahalanobis		
Number	d-squared	p1	p2
1373	18.59243	0.00094	0.78296
1543	18.52386	0.00097	0.46703
1240	18.48836	0.00099	0.21669
1254	18.42926	0.00102	0.08484
1253	18.49748	0.00099	0.79641
1453	18.30190	0.00108	0.51844
1452	18.30784	0.00107	0.82320

Nota: el criterio de corte para la distancia Mahalanobis al p1 es un valor inferior al 0.001.

La tabla 4.11. muestra los valores para la distancia Mahalanobis en el caso de la variable habilidad verbal. El ajuste para mejorar la distancia Mahalanobis considera eliminar los casos que tienen una significancia (p1) por debajo del 0.001. A través de ese procedimiento se eliminaron el primero, el segundo, el tercero y el quinto caso, hasta

ajustar al 0.001 de porcentaje de confianza. El criterio de corte es que los p1 deben estar al 0.001 o deben ser mayores. Si no es así hay que eliminar dichos casos hasta alcanzar valores iguales o por encima del 0.001.

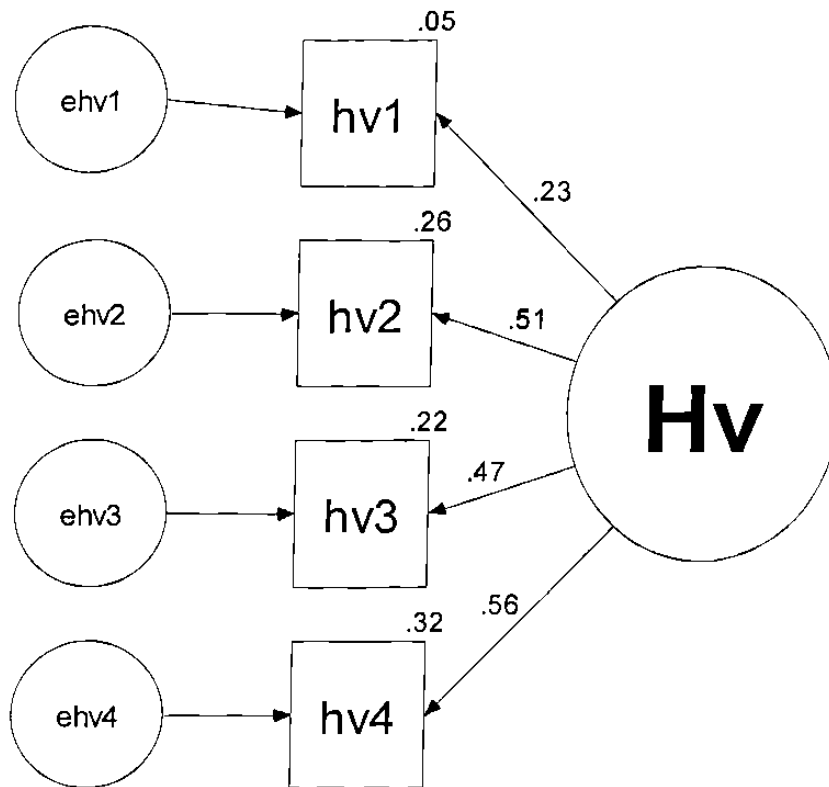


Figura 4.1. Modelo de medición para habilidad verbal

El modelo de medición para habilidad verbal considera cuatro variables manifiestas y su factorización en Hv. La habilidad verbal se refiere al manejo adecuado del lenguaje oral y escrito. Este recurso permite a la persona comunicarse efectivamente con otros individuos. Cuando un individuo ha desarrollado este tipo de habilidad produce textos o elocuciones que comunican claramente ideas, opiniones e información; además obtiene,

analiza, contrasta y evalúa información escrita para favorecer su aprendizaje. Incluye 4 subescalas: Hv1, comprensión de la lectura. Hv2, Analogías. Hv3, complementación de enunciados y Hv4, Antónimos.

Tabla 4.12 Carga de factores para habilidad verbal

<i>Regresión Weights</i>						
			<i>Estimate</i>	<i>S.E.</i>	<i>C.R.</i>	<i>PLabel</i>
<i>hv4</i>	<--	<i>Hv</i>	<i>1.00000</i>			
<i>hv3</i>	<--	<i>Hv</i>	<i>0.85291</i>	<i>0.09367</i>	<i>9.10551</i>	<i>0.00000</i>
<i>hv2</i>	<--	<i>Hv</i>	<i>0.93446</i>	<i>0.10300</i>	<i>9.07226</i>	<i>0.00000</i>
<i>hv1</i>	<--	<i>Hv</i>	<i>0.34955</i>	<i>0.05710</i>	<i>6.12203</i>	<i>0.00000</i>

Nota: La carga de factores tiene como punto de corte la columna critical ratio (C.R.) en donde los valores deben de estar por encima de 1.96 para ser considerados una carga significativa.

Una vez superados los problemas de normalidad y de outliers el siguiente asunto importante es si los factores del modelo de medición efectivamente cargan. El criterio de corte está en el llamado peso o carga de factor. En la tabla 4.12. el interés se centra en la columna C.R. En el caso del modelo de medición de habilidades verbales sus cuatro subescalas levantan carga en el factor Hv y esa carga es significativa en la medida en que, siguiendo a Byrne (2001), sus proporciones críticas (C.R.) están por encima de 1.96 (al 0.01% de confianza). De ahí que provisionalmente se puede afirmar que Hv es un factor común a las 4 subescalas.

Tabla 4.13 Chi square en habilidad verbal

<i>Calculando los grados de libertad</i>
<i>Number of distinct sample moments = 10</i>
<i>Number of distinct parameters to be estimated = 8</i>
<i>Degrees of freedom = 10 - 8 = 2</i>

<i>Minimum was achieved</i>
<i>Chi-square = 6.900</i>
<i>Degrees of freedom = 2</i>
<i>Probability level = 0.032</i>

En el caso de la tabla 4.13 se concentra la atención en el nivel de probabilidad. El valor de la bondad de ajuste en SEM reporta en esta tabla los resultados de la chi square. Este es un resultado que sólo puede considerarse en un conjunto más amplio de criterios de bondad de ajuste. Aunque la chi square siempre está presente entre los criterios de bondad de ajuste, su interpretación siempre es contextual. La principal razón de esto es que ha resultado ser un criterio dependiente de otros factores. Además, hay consenso en que este parámetro es sensible a las diferencias en el tamaño de la muestra, en lo particular cuando se trata, como en este caso, de muestras grandes (Joreskog y Sorbom, 1993). En este caso el valor 0.032 es significativo al 0.05% de confianza. Por lo tanto, considerándolo en forma aislada se considera que hay diferencias significativas entre el modelo de medición examinado y los datos, y por lo tanto se asume, provisionalmente, que el modelo no se ajusta a los datos. Sin embargo, en este caso se requiere de contextualizar este valor entre otros criterios de bondad de ajuste para que se puedan establecer conclusiones, así sean provisionales, acerca del valor de este modelo de medición para estos datos en lo particular. La literatura especializada coincide en que este parámetro, la chi cuadrada, ha resultado ser poco realista y por tanto es necesario considerarlo en el contexto de otros criterios de bondad de ajuste.

En la tabla 4.14, el primero entre estos criterios complementarios es la denominada Chi cuadrada ajustada o normalizada o CMINDF. Para el caso del factor habilidad verbal se reporta una CMINDF de 3.45, misma que indica la existencia de diferencias significativas entre el modelo y los datos. El punto de referencia es de un valor mayor a 3.1 en el caso de valores no aceptables para el ajuste. El RMR reporta 0.04 lo cual debe ser interpretado como un valor apenas aceptable si se considera que el criterio de corte es un valor menor de 0.05 como límite para establecer la no diferencia significativa entre datos y modelo. Por otra parte el índice de Bondad de Ajuste (GFI) reporta un 0.99 lo cual está por encima del criterio de corte para identificar un buen nivel de ajuste para este indicador (0.95). Es el mismo caso para la AGFI que es una GFI Ajustada, que reporta un 0.98 y cuyo criterio de corte tiene una aceptación en el 0.90. El índice de Ajuste Normado reporta 0.98 con un nivel de aceptación de 0.90. El índice Tucker Lewis reporta 0.95 con un criterio de aceptación de 0.90.

Un indicador importante sustentado en los residuales es RMSEA, y reporta 0.03 con un criterio de corte del 0.06 o menos como criterio de aceptación. Finalmente, el último criterio de ajuste es el Índice Hoelter el cual reporta 1398 al 0.05 y 2150 al 0.01. estos resultados se resumen en la Tabla 4.14.

Tabla 4.14 Criterios de bondad de ajuste para la subescala de habilidades verbales.

Fit Measures					
Fit Measure	Default model	Saturated	Independence	Macro	Criterio
Discrepancy	6.90004	0.00000	357.77333	CMIN	Menor χ^2
Degrees of freedom	2	0	6	DF	Mayor
P	0.03174		0.00000	P	0.01 y 0.05
Number of parameters	8	10	4	NPAR	Overidentified

Discrepancy / df	3.45002		59.62889	CMIN DF	<i>b: < 2.1 m: 2.1 y 3.1</i>
RMR	0.04930	0.00000	0.53618	RMR	<i>< 0.05 o menos</i>
GFI	0.99790	1.00000	0.88720	GFI	<i>0-1 m: 90-95 b: 95</i>
Adjusted GFI	0.98949		0.81201	AGFI	<i>0-1 acep: .90</i>
Parsimony-adjusted GFI	0.19958		0.53232	PGFI	<i>0-1 no aplica</i>
Normed fit index	0.98071	1.00000	0.00000	NFI	<i>0-1 .90</i>
Relative fit index	0.94214		0.00000	RFI	<i>0-1</i>
Incremental fit index	0.98623	1.00000	0.00000	IFI	<i>0-1</i>
Tucker-Lewis index	0.95821		0.00000	TLI	<i>0-1 acep: .90</i>
Comparative fit index	0.98607	1.00000	0.00000	CFI	<i>0-1</i>
Parsimony ratio	0.33333	0.00000	1.00000	PRATIO	
<i>Continúa la tabla 14</i>					
Parsimony-adjusted NFI	0.32690	0.00000	0.00000	PNFI	<i>no aplica</i>
Parsimony-adjusted CFI	0.32869	0.00000	0.00000	PCFI	<i>0-1</i>
Noncentrality parameter estimate	4.90004	0.00000	351.77333	NCP	<i>Rangos no aplica</i>
NCP lower bound	0.31590	0.00000	293.46770	NCPL O	
NCP upper bound	16.96064	0.00000	417.48875	NCPHI	
FMIN	0.00429	0.00000	0.22222	FMIN	
F0	0.00304	0.00000	0.21849	F0	<i>Rangos</i>
F0 lower bound	0.00020	0.00000	0.18228	F0LO	
F0 upper bound	0.01053	0.00000	0.25931	F0HI	
RMSEA	0.03901		0.19083	RMSEA	<i>< 0.06 o menos</i>
RMSEA lower bound	0.00990		0.17430	RMSEA ALO	
RMSEA upper bound	0.07258		0.20789	RMSEA AHI	
P for test of close fit	0.65470		0.00000	PCLOSE	
Akaike information criterion (AIC)	22.90004	20.00000	365.77333	AIC	<i>Cerca del cero no aplica</i>
Browne-Cudeck	22.94989	20.06231	365.79826	BCC	

critterion					
Bayes information criterion	77.06728	87.70905	392.85695	BIC	
Consistent AIC	73.97692	83.84610	391.31177	CAIC	
Expected cross validation index	0.01422	0.01242	0.22719	ECVI	Rangos no aplica
ECVI lower bound	0.01138	0.01242	0.19097	ECVIL O	
ECVI upper bound	0.02171	0.01242	0.26801	ECVIH I	
MECVI	0.01425	0.01246	0.22720	MECV I	no aplica
Hoelter .05 index	1398		57	HFIVE	Arriba de 200
Hoelter .01 index	2150		76	HONE	Arriba de 200

Nota: Los criterios de corte se exponen en la última columna de la derecha.

En ambos casos, el criterio de aceptación es de un valor mayor a 200. CMINDF debe ser interpretado en la existencia de diferencias significativas entre el modelo y los datos, mientras que RMR, GFI, AGFI, NFI, TLI, RMSEA y Hoelter al 0.01 y al 0.05 permiten sustentar el fallo en el rechazo de la hipótesis nula y consecuentemente se dirá, provisionalmente, que el modelo de habilidad verbal ajusta a los datos.

4.3.2 La subescala de Habilidad Matemática

Tabla 4.15 Evaluación de normalidad para habilidades matemáticas

Evaluación de normalidad						
	Min	Max	Skew	c.r.	kurtosis	c.r.
Mt1	0.00000	3.00000	0.70682	11.58561	-0.24269	-1.98897
Mt2	0.00000	3.00000	0.71764	11.76281	-0.25364	-2.07867
Mt3	0.00000	3.00000	0.67678	11.09318	-0.50677	-4.15329
Mt4	0.00000	3.00000	0.52825	8.65862	-0.54448	-4.46228
Mt5	0.00000	3.00000	0.82625	13.54308	0.10489	0.85963
Mt6	0.00000	3.00000	1.04903	17.19466	0.33978	2.78464
Mt7	0.00000	3.00000	0.61358	10.05716	-0.46379	-3.80099
Mt8	0.00000	3.00000	0.74214	12.16439	-0.19924	-1.63284

<i>Multivariate</i>					-2.19664	-3.48619
---------------------	--	--	--	--	----------	----------

Nota: El criterio de corte para la evaluación de normalidad es el coeficiente de Mardia y se localiza en la intersección de la columna kurtosis y la columna multivariate.

La tabla 4.15 muestra un solo valor en el coeficiente Mardia: -2.19664, el cual está dentro del rango de entre más / menos 1 y más / menos 10. Consecuentemente, se puede afirmar, provisionalmente, que la subescala de habilidades matemáticas es normal en un sentido multivariado.

El valor de 0.002 del caso 1258, en la Tabla 4.16., muestra que la distancia Mahalanobis ajustó en el primer intento, y consecuentemente se logró ya el mejor valor en la Tabla 4.16., para el coeficiente Mardia. El criterio de corte, como ya ya se indicaba en el caso anterior, es un valor menor de 0.001. Los puntajes de la muestra para este modelo pueden ser declarados, en forma provisional, como multivariadamente normales.

Tabla 4.16 Distancia Mahalanobis para habilidades matemáticas.

<i>Puntajes mas alejados del centroide (Mahalanobis distance)</i>				
<i>Observation Mahalanobis</i>				
	<i>Number</i>	<i>d-squared</i>	<i>p1</i>	<i>p2</i>
	1258	24.21499	0.00211	0.96674
	1312	23.75735	0.00252	0.91276
	1124	23.15585	0.00317	0.88468
	1423	22.57296	0.00396	0.88014

Nota: El valor de corte esta en una p1 menor de 0.001

El modelo de medición para habilidades matemáticas considera ocho variables manifiestas y su factorización en Mt. Incluye 8 subescalas: Mt1, Comprensión de los enunciados que se leen. Mt2, Capacidad para establecer inferencias lógicas. Mt3, Capacidad para realizar generalizaciones. Mt4, Capacidad de abstracción reflexiva. Mt5, Capacidad para establecer relaciones. Mt6, Capacidad para comparar relaciones. Mt7,

Capacidad de simbolización, y Mt8, Capacidad de imaginación. En la figura 4.2 se muestra gráficamente el modelo de medición de habilidades matemáticas y sus 8 componentes iniciales.

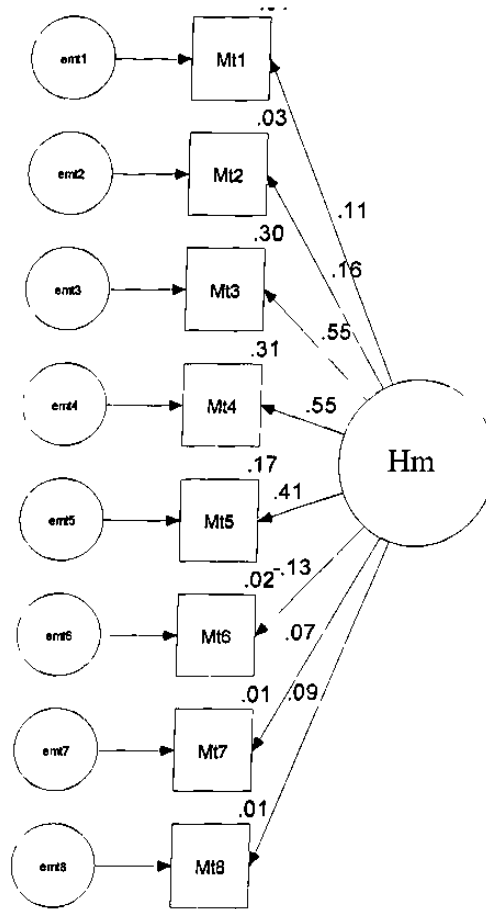


Figura 4.2. Modelo de medición para habilidades matemáticas.

A continuación se procederá a analizar los resultados de la distribución de las cargas factoriales entre este componente y sus sub escalas.

Tabla 4.17 Carga de factores para habilidades matemáticas.

<i>Regression Weights</i>							
			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
Mt8	<--	Mt	1.00000				
Mt7	<--	Mt	0.78761	0.47507	1.75790	0.09734	<i>par-1</i>
Mt6	<--	Mt	-1.35277	0.61261	-2.20819	0.02723	<i>par-2</i>
Mt5	<--	Mt	4.97620	1.90728	2.60905	0.00908	<i>par-3</i>
Mt4	<--	Mt	7.56106	2.91187	2.59663	0.00941	<i>par-4</i>
Mt3	<--	Mt	8.21316	3.13149	2.62277	0.00872	<i>par-5</i>
Mt2	<--	Mt	2.08129	0.87773	2.37122	0.01773	<i>par-6</i>
Mt1	<--	Mt	1.37019	0.66760	2.05240	0.04013	<i>par-7</i>

Nota: El criterio de corte esta en el C.R. en donde los puntajes mayores a 1.96 cargan el factor.

En la tabla 4.17. se muestran los resultados de la carga de factores para la variable habilidades matemáticas. El criterio de corte para la interpretación de la tabla está en la columna sobre critical ratio (C.R.). En ella se puede apreciar que Mt7 (capacidad de simbolización) esta cargando por debajo del criterio: 1.96 y que Mt6 (capacidad para comparar relaciones) esta cargando negativamente, cosa irregular en una carga de factores. El resto de los valores ajustan por encima del criterio de corte. Para apreciar los valores de carga de Mt8 se cambia el parámetro de carga de factor 1 de la variable Mt8 a la variable Mt1 y así se verifica que carga dentro de los criterios de corte. Existen entonces dos subescalas cuya carga factorial no es significativa: Mt6 (capacidad para comparar relaciones) y Mt7 (capacidad de simbolización). De ahí se puede afirmar, provisionalmente, que las subescalas Mt1, Mt2, Mt3, Mt4, Mt5 y Mt8 están factorialmente representadas, de modo significativo en el factor habilidades matemáticas (Hm).

En este caso, la tabla 4.18., nos reporta el valor 0.073 como nivel de probabilidad de confianza por encima del criterio de corte: 0.05 %. Por lo tanto, considerándolo en

forma aislada y de modo provisional, se interpreta que no hay diferencias significativas entre el modelo de medición examinado y los datos. Sin embargo, al igual que en el caso anterior, se requiere de contextualizar este valor entre otros criterios de bondad de ajuste para que se pueda establecer conclusiones, así sean provisionales, acerca del valor de este modelo de medición para estos datos en lo particular.

Tabla 4.18 Chi cuadrada para habilidades matemáticas

<i>Computation of degrees of freedom</i>
<i>Number of distinct sample moments = 36</i>
<i>Number of distinct parameters to be estimated = 16</i>
<i>Degrees of freedom = 36 - 16 = 20</i>
<i>Minimum was achieved</i>
<i>Chi-square = 29.784</i>
<i>Degrees of freedom = 20</i>
<i>Probability level = 0.073</i>

La Tabla 4. 19 reporta un conjunto de medidas de bondad de ajuste pertinentes al modelo de medición de la variable habilidades matemáticas. El primero es la chi cuadrada, también llamada CMIN, cuyo valor de 29.78 es significativo al 0.073, por encima del 0.05 % de confianza, y consecuentemente, favorece la interpretación de que se falla en rechazar la hipótesis de que no hay diferencia entre el modelo y los datos en términos de ajuste. La CMINDF apoya esa misma interpretación reportando el valor 1.48, el cual está dentro del criterio para considerar que es un buen ajuste (es menor a 2.1). El RMR reporta 0.01 cuando su tolerancia está en 0.05 o menos. La GFI es de 0.99 con un punto de corte de 0.95 para un buen ajuste. La ajustada GFI reporta 0.99 y su punto de aceptación está en

0.90. El NFI y el TLI tienen un punto de corte de 0.90 y reportan 0.91 y 0.96 como sus puntajes de ajuste. Finalmente RMSEA y Hoelter reportan 0.01 con punto de corte en menos de 0.06 y 1698 y 2031 con un punto de corte de arriba de 200 cada uno. Como se puede apreciar, todos los estimadores de bondad de ajuste, incluida la chi cuadrada, favorecen la interpretación de que fallar en rechazar la hipótesis nula y consecuentemente no hay diferencias entre el modelo y los datos. Se puede afirmar entonces, provisionalmente, que el modelo de medición de habilidades matemáticas ajusta a los datos de la muestra.

Tabla 4.19 Medidas de bondad de ajuste para habilidades matemáticas.

Fit Measure	Default model	Saturated	Independence	Macro	Criterio
Discrepancy	29.78444	0.00000	371.84211	CMIN	Menor χ^2
Degrees of freedom	20	0	28	DF	Mayor
P	0.07342		0.00000	P	0.01 y 0.05
Number of parameters	16	36	8	NPAR	Overidentified
Discrepancy / df	1.48922		13.28008	CMIN/DF	b: < 2.1 m: 2.1 y 3.1
RMR	0.01091	0.00000	0.06016	RMR	< 0.05 o menos
GFI	0.99541	1.00000	0.93817	GFI	0-1 m: 90-95 b: 95
Adjusted GFI	0.99175		0.92051	AGFI	0-1 acep: .90
Parsimony-adjusted GFI	0.55301		0.72969	PGFI	0-1 no aplica
Normed fit index	0.91990	1.00000	0.00000	NFI	0-1 .90
Relative fit index	0.88786		0.00000	RFI	0-1
Incremental fit index	0.97219	1.00000	0.00000	IFI	0-1
Tucker-Lewis index	0.96016		0.00000	TLI	0-1 acep: .90
Comparative fit index	0.97154	1.00000	0.00000	CFI	0-1

Parsimony ratio	0.71429	0.00000	1.00000	PRATIO	
Parsimony-adjusted NFI	0.65707	0.00000	0.00000	PNFI	<i>no aplica</i>
Parsimony-adjusted CFI	0.69396	0.00000	0.00000	PCFI	<i>0-1</i>
Noncentrality parameter estimate	9.78444	0.00000	343.84211	NCP	<i>Rangos no aplica</i>
NCP lower bound	0.00000	0.00000	285.28892	NCPLO	
NCP upper bound	28.52787	0.00000	409.84142	NCPHI	
FMIN	0.01850	0.00000	0.23096	FMIN	
F0	0.00608	0.00000	0.21357	F0	<i>Rangos</i>
F0 lower bound	0.00000	0.00000	0.17720	F0LO	
F0 upper bound	0.01772	0.00000	0.25456	F0HI	
RMSEA	0.01743		0.08733	RMSEA	<i>< 0.06 o menos</i>
RMSEA lower bound	0.00000		0.07955	RMSEALO	
RMSEA upper bound	0.02977		0.09535	RMSEAH	
P for test of close fit	1.00000		0.00002	PCLOSE	
Akaike information criterion (AIC)	61.78444	72.00000	387.84211	AIC	<i>Cerca del cero no aplica</i>
Browne-Cudeck criterion	61.96433	72.40475	387.93206	BCC	
Bayes information criterion	181.20927	340.70587	447.55453	BIC	
Consistent AIC	163.93821	301.84597	438.91900	CAIC	
Expected cross validation index	0.03838	0.04472	0.24090	ECVI	<i>Rangos no aplica</i>
ECVI lower bound	0.03230	0.04472	0.20453	ECVILO	
ECVI upper bound	0.05002	0.04472	0.28189	ECVIHI	
MECVI	0.03849	0.04497	0.24095	MECVI	<i>no aplica</i>
Hoelter .05 index	1698		179	HFIVE	<i>Arriba de 200</i>
Hoelter .01 index	2031		210	HONE	<i>Arriba de 200</i>

Nota: Los criterios de corte están expuestos en la ultima columna de la derecha.

4.3.3 La subescala de Razonamiento Formal.

La Tabla 4. 20., ofrece un valor de coeficiente Mardia de 3.34 el cual puede ser considerado dentro del criterio de Hair, Anderson, Tatham y Black (1998) de entre 1 y 10. Consecuentemente, en forma provisional se puede afirmar que la muestra es normal desde un punto de vista multivariado.

Tabla 4.20. Evaluación de normalidad para razonamiento formal

<i>Evaluacion de normalidad</i>						
	Min	Max	Skew	c.r.	kurtosis	c.r.
rf1	0.00000	4.00000	1.20539	19.75758	1.52280	12.48015
rf2	0.00000	4.00000	0.59352	9.72837	-0.16862	-1.38196
rf3	0.00000	4.00000	0.84785	13.89713	-0.20498	-1.67995
rf4	0.00000	4.00000	0.74306	12.17952	0.14302	1.17213
rf5	0.00000	4.00000	0.53664	8.79611	-0.38798	-3.17974
rf6	0.00000	4.00000	0.63072	10.33811	-0.38413	-3.14819
rf7	0.00000	4.00000	0.89515	14.67237	0.37834	3.10066
rf8	0.00000	4.00000	0.93140	15.26667	0.64931	5.32143
<i>Multivariate</i>					3.34669	5.31139

Nota: el coeficiente de Mardia se localiza en la intersección entre la columna de Kurtosis y el renglón de Multivariate.

El coeficiente Mardia de la tabla 4.20 podía incluso haber sido mejorado si se considera que cuando menos los primeros cuatro casos reportados en la distancia Mahalanobis, en la tabla 4. 21, eran susceptibles de ajuste, con la mejora consecuente en el coeficiente referido y consecuentemente en la normalidad multivariada de la subescala de razonamiento formal.

Sin embargo, los resultados de la carga de factores, justifican que se conserve la integridad de la base de datos.

Tabla 4.21. Distancia Mahalanobis para razonamiento formal.

<i>Puntajes mas alejados del centroide (Mahalanobis distance)</i>			
Observation	Mahalanobis		
Number	d-squared	p1	p2
1605	33.33630	0.00005	0.08272
850	28.11742	0.00045	0.16604
1387	27.81239	0.00051	0.05092
1310	27.77779	0.00052	0.01049
916	26.10709	0.00101	0.02491
675	25.65294	0.00120	0.01446
1342	25.58035	0.00124	0.00447
1525	25.31603	0.00137	0.00204
1341	24.86939	0.00164	0.00162

Nota: El punto de corte es el p1 con valor por debajo de 0.001.

El modelo de medición para razonamiento formal considera ocho variables manifiestas y su factorización en Rf. El razonamiento formal, incluye 8 subescalas: Rf1, Compensaciones multiplicativas. Rf2, Pensamiento correlacional. Rf3, Pensamiento probabilístico. Rf4, Pensamiento combinacional. Rf5, Pensamiento proporcional. Rf6, Formas de conservación sin verificación directa. Rf7, Equilibrio mecánico. Rf8, Coordinación de dos o más sistemas de referencia.

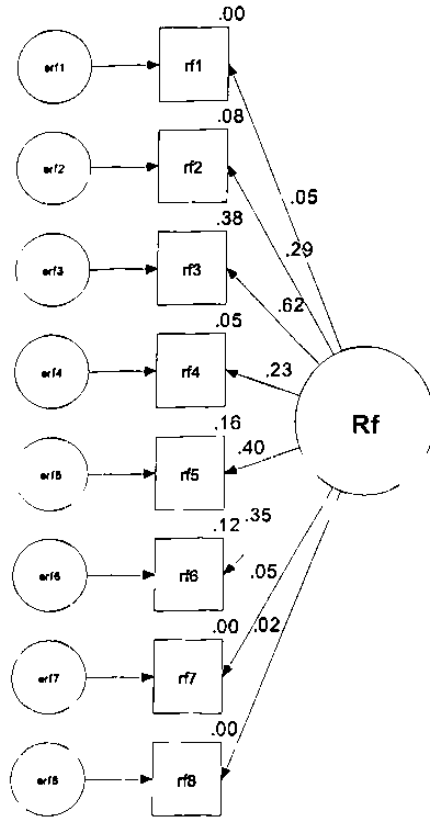


Figura 4.3. Modelo de medición para razonamiento formal.

Se tomó la decisión de no considerar el eliminar casos de la base de datos, tal como la Mahalanobis distance recomendaba, sobre la base del análisis de la carga de factores para la subescala de razonamiento formal. La tabla 4.22 muestra el reporte sobre la carga de factores de la sub escala sobre razonamiento formal. Al observar la columna etiquetada como C.R. (critical ratio) se puede apreciar que ninguno de los componentes del factor razonamiento formal está cargando al factor. En todos los casos el C.R está por debajo de 1.96. Esta apreciación es importante y deberá tener consecuencias en la re especificación del modelo.

Tabla 4. 22.Carga de factores para razonamiento formal.

<i>Regression Weights</i>							
			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
rf8	<--	Rf	1.00000				
rf7	<--	Rf	1.76460	2.28976	0.77065	0.44091	<i>par-1</i>
rf6	<--	Rf	11.41808	12.79659	0.89227	0.37225	<i>par-2</i>
rf5	<--	Rf	15.35537	17.19240	0.89315	0.37178	<i>par-3</i>
rf4	<--	Rf	7.43259	8.37093	0.88791	0.37459	<i>par-4</i>
rf3	<--	Rf	30.17191	33.78642	0.89302	0.37185	<i>par-5</i>
rf2	<--	Rf	9.45588	10.61679	0.89065	0.37312	<i>par-6</i>
rf1	<--	Rf	1.67476	2.17567	0.76977	0.44144	<i>par-7</i>

Nota: El criterio de corte para la carga de factores esta en la columna C.R. en donde los valores deben de estar por encima de 1.96 para poder ser considerados una carga factorial significativa.

Antes de proceder a la re especificación del modelo es importante analizarlo desde una perspectiva exploratoria o heurística de modo que se puedan validar ahí las apreciaciones antes expuestas.

El modelo heurístico con el que se pusieron a prueba los resultados hasta aquí logrados involucró las tres subescalas bajo análisis en un modelo unitario que exploró de conjunto las relaciones inter subescalas y entre subescalas.

Su representación gráfica se expone a continuación, y permitirá evaluar un modelo de competencias clave que de aquí en adelante se denominará modelo de medición de capital humano.

4.3.4. Modelo Heurístico

El modelo heurístico incluyó las 20 subescalas (8 de Rf, 8 de Mt y 4 de Hv) en un sólo modelo (competencias clave) y permitió visualizar los tres factores hipotetizados y sus

relaciones con cada factor supuesto. Se consideraron aquí los tres componentes inicialmente hipotetizados con todas las subescalas de la prueba.

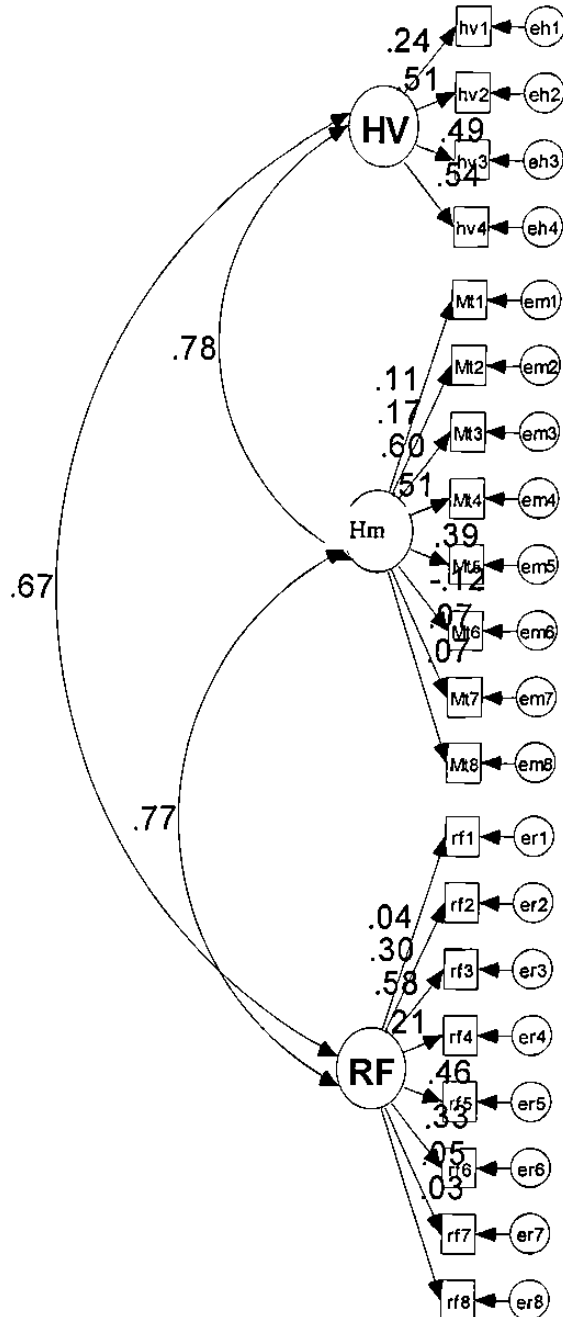


Figura 4.4. Modelo heurístico para evaluar los tres sub escalas de competencias clave.

La figura 4.4 propone analizar la interrelacion de cada factor con los restantes. En ese sentido es heurístico porque nos permite validar las apreciaciones que en el análisis parcial de cada factor encontramos.

Para establecer normalidad multivariada analizaremos de nuevo el coeficiente de Mardia y veremos la diferencia en su resultado cuando se analiza el modelo en forma global.

Tabla 4. 23. Evaluación de normalidad para el modelo de competencias clave

<i>Evaluación de normalidad</i>						
	Min	Max	Skew	c.r.	kurtosis	c.r.
rf8	0.00000	4.00000	0.93140	15.26667	0.64931	5.32143
rf7	0.00000	4.00000	0.89515	14.67237	0.37834	3.10066
rf6	0.00000	4.00000	0.63072	10.33811	-0.38413	-3.14819
rf5	0.00000	4.00000	0.53664	8.79611	-0.38798	-3.17974
rf4	0.00000	4.00000	0.74306	12.17952	0.14302	1.17213
rf3	0.00000	4.00000	0.84785	13.89713	-0.20498	-1.67995
rf2	0.00000	4.00000	0.59352	9.72837	-0.16862	-1.38196
rf1	0.00000	4.00000	1.20539	19.75758	1.52280	12.48015
Mt8	0.00000	3.00000	0.74214	12.16439	-0.19924	-1.63284
Mt7	0.00000	3.00000	0.61358	10.05716	-0.46379	-3.80099
Mt6	0.00000	3.00000	1.04903	17.19466	0.33978	2.78464
Mt5	0.00000	3.00000	0.82625	13.54308	0.10489	0.85963
Mt4	0.00000	3.00000	0.52825	8.65862	-0.54448	-4.46228
Mt3	0.00000	3.00000	0.67678	11.09318	-0.50677	-4.15329
Mt2	0.00000	3.00000	0.71764	11.76281	-0.25364	-2.07867
Mt1	0.00000	3.00000	0.70682	11.58561	-0.24269	-1.98897
hv4	0.00000	10.00000	0.60120	9.85437	0.10292	0.84346
hv3	0.00000	10.00000	0.58877	9.65053	0.17283	1.41643
hv2	0.00000	11.00000	0.79846	13.08757	0.83765	6.86500
hv1	0.00000	9.00000	0.39754	6.51609	0.02279	0.18679
<i>Multivariate</i>					7.09397	4.80066

Nota: El coeficiente Mardia es el criterio para evaluar normalidad multivariada. Se localiza en la intersección entre la kurtosis y el renglón multivariate. El punto de corte de entre 1 y 10 establece un grado aceptable de normalidad multivariada.

La Tabla 4.23 consideró los tres componentes en un sólo modelo pero sin una disposición predeterminada de parte de las subescalas. En este sentido es un modelo exploratorio o heurístico. Su propósito es hacer evidentes las fallas del modelo en diferentes aspectos. La tabla 4.23 expone la evaluación de normalidad multivariada. En este caso el coeficiente de Mardia es 7.09 y está en el rango de entre 1 y 10 y por lo tanto es una distribución multivariadamente normal. Sin embargo se puede apreciar que el valor de ajuste de 7.09 está en la parte superior del rango, en un punto más cercano al 10 que al 1. Se puede afirmar que aunque de modo particular la normalidad de cada factor ya fue establecida al analizarse de conjunto este grupo particular de factores tiende a perder normalidad. Aún con eso, para fines prácticos dicho valor es significativo para establecer normalidad multivariada en el conjunto de las veinte subescalas aquí consideradas.

Tabla 4.24. Distancia Mahalanobis para el modelo de medición de competencias clave

<i>Puntajes mas alejados del centroide (Mahalanobis distance)</i>			
Observation	Mahalanobis		
Number	d-squared	p1	p2
708	52.40636	0.00010	0.14795
1172	50.92238	0.00016	0.02908
1590	50.56496	0.00018	0.00347
850	50.54599	0.00018	0.00026
916	50.39221	0.00019	0.00002
1286	49.43514	0.00027	0.00001
1605	47.74205	0.00046	0.00001
1540	43.52100	0.00174	0.00825
1185	42.74856	0.00221	0.00033

Nota: El criterio de corte esta en valores por debajo de 0.001 en la p1.

La tabla 4.24 no ajustó los valores de p1 para los primeros 7 casos con distancia Mahalanobis por debajo del 0.001. Esta interpretación al lado de un coeficiente de Mardia normal aunque cerca de los límites justificaba un acercamiento más cuidadoso a la evaluación del modelo. La tabla 4.25, por otra parte, reporta que en una apreciación de conjunto, todas las subescalas de habilidad verbal cargan su factor, algunas de las subescalas de habilidades matemáticas, con excepción de mt6 y mt7, cargan su factor y finalmente, ninguna de las subescalas de razonamiento formal cargan su factor.

Tabla 4.25 Carga de factores. Modelo heurístico.

<i>Regression Weights</i>							
			Estimate	S.E.	C.R.	P	<i>Label</i>
Hv1	<--	HV	1.00000				
Hv2	<--	HV	2.64357	0.37478	7.05370	0.00000	
Hv3	<--	HV	2.50993	0.35773	7.01631	0.00000	
Hv4	<--	HV	2.70796	0.38017	7.12305	0.00000	
Mt1	<--	MT	1.00000				
Mt2	<--	MT	1.62452	0.52507	3.09389	0.00198	
Mt3	<--	MT	6.73348	1.84982	3.64007	0.00027	
Mt4	<--	MT	5.23497	1.44593	3.62049	0.00029	
Mt5	<--	MT	3.54057	0.99357	3.56350	0.00037	
Mt6	<--	MT	-0.93462	0.34472	-2.71121	0.00670	
Mt7	<--	MT	0.54183	0.28751	1.88457	0.05949	
Mt8	<--	MT	0.60293	0.29649	2.03352	0.04200	
Rf1	<--	RF	1.00000				
Rf2	<--	RF	7.64028	6.05575	1.26166	0.20707	
Rf3	<--	RF	21.81079	17.18004	1.26954	0.20425	
Rf4	<--	RF	5.38392	4.30186	1.25153	0.21074	
Rf5	<--	RF	13.41518	10.57907	1.26809	0.20477	
Rf6	<--	RF	8.35713	6.61368	1.26361	0.20637	
Rf7	<--	RF	1.40388	1.37705	1.01949	0.30797	
Rf8	<--	RF	0.71740	0.96906	0.74030	0.45912	

Nota: El criterio de corte está en la columna C.R, y toma en cuenta valores de carga factorial que están por arriba del 1.96.

Esto se puede apreciar si se examina la columna critical ratio (C.R.) considerando el criterio de >1.96 como valor crítico para establecer una carga de factores significativa. Este resultado exige de una especificación del modelo que permita lograr que el modelo de medición de competencias clave cargue factores como prerequisite para considerar su inclusión en un modelo estructural. El factor habilidad verbal se puede retomar intacto en la re especificación del nuevo modelo de capital humano. El factor habilidad matemática se puede retomar en forma parcial a condición de que se excluyan del modelo las dos subescalas (Mt6 y Mt7) que en este modelo no cargan el factor (Mas tarde en la re especificacion posterior del modelo otra sub escala de Hm dejo de cargar). Finalmente, el conjunto de las subescalas de razonamiento formal (Rf1, Rf2, Rf3, Rf4, Rf5, Rf6, Rf7 y Rf8) deben ser excluidas en el nuevo modelo.

El modelo de medición para la variable dependiente considera una opción tradicional, analizada en la exposición descriptiva con el título de promedio y una segunda opción de variable dependiente ajustada, que en este caso es de naturaleza factorial. Incluye las subescalas de cada una de las seis asignaturas de primer semestre: inglés, tecnologías de la información y de la comunicación, lectura, expresión oral y escrita, química, ciencia tecnología sociedad y valores, y álgebra.

4.3.5 La Variable Dependiente Factorial

La dependiente factorial es el resultado de considerar la variabilidad en las 6 asignaturas cursadas por los estudiantes en el primer semestre. Los elementos que componen esta variable son las calificaciones obtenidas en esas seis asignaturas, pero el

recurso para representarlas no es la tendencia central como sucede en el promedio de calificaciones, sino una medida de variabilidad, en este caso de naturaleza factorial.

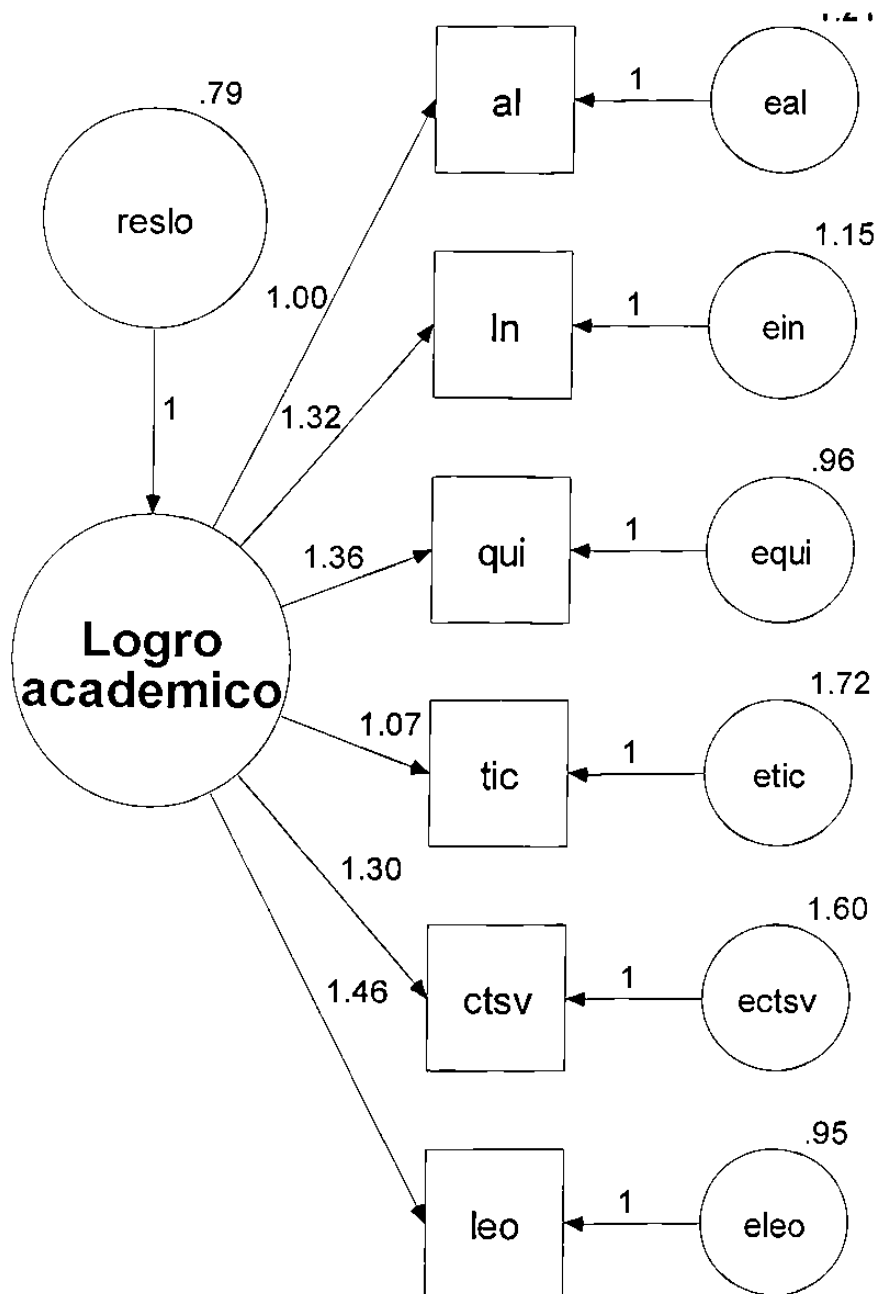


Figura 4.5. Modelo de medición de la variable dependiente en modo factorial

Tabla 4. 26. Evaluación de normalidad multivariada para la variable endógena latente.

<i>Evaluacion de Normalidad</i>						
	min	max	Skew	c.r.	kurtosis	c.r.
Leo	5.00000	10.00000	0.11050	1.81059	-1.16318	-9.52992
Ctsv	5.00000	10.00000	-0.30781	-5.04380	-1.10583	-9.06003
Tic	5.00000	10.00000	-0.14398	-2.35925	-1.10764	-9.07484
Qui	5.00000	10.00000	0.10990	1.80083	-1.11473	-9.13295
In	5.00000	10.00000	0.22711	3.72148	-1.06255	-8.70550
Al	5.00000	10.00000	0.76718	12.57096	-0.43079	-3.52943
<i>Multivariate</i>					-1.78126	-3.64847

Como se puede apreciar en la tabla 4. 26 el coeficiente de Mardia ajusta con -1.78 y por lo tanto, puede considerarse que los valores de sus sub escalas son, provisionalmente, normales desde un punto de vista multivariado.

Tabla 4.27. Distancia Mahalanobis para la variable dependiente.

<i>Puntajes mas alejados del centroide (Mahalanobis distance)</i>			
Observation	Mahalanobis		
Number	d-squared	p1	p2
935	21.96768	0.00123	0.86171
602	21.28077	0.00163	0.73881
354	19.79306	0.00301	0.86308
18	19.76668	0.00305	0.72234
442	19.14211	0.00393	0.75743

En la tabla 4. 27, la distancia Mahalanobis ajusta desde el primer intento con un valor al 0.001 y por lo tanto el coeficiente Mardia está ya en su límite.

Tabla 4. 28 Carga de factores. Variable endógena latente.

Regression Weights			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
Al	<--	Logro_academico	1.00000				
In	<--	Logro_academico	1.31930	0.05556	23.74438	0.00000	
Qui	<--	Logro_academico	1.36102	0.05529	24.61533	0.00000	
Tic	<--	Logro_academico	1.06870	0.05368	19.90934	0.00000	
Cts.	<--	Logro_academico	1.29887	0.05842	22.23232	0.00000	
Leo	<--	Logro_academico	1.46476	0.05837	25.09536	0.00000	

Nota: El criterio de corte para la carga de factores es el C.R. por encima de 1.96.

Los puntajes de la Tabla 4. 28, en la columna C.R., muestran que todas las subescalas de la variable endógena latente cargan sus factores muy por encima del criterio de corte de 1.96. Consecuentemente, están perfectamente representadas por su factor (logro académico).

El reporte de medidas de bondad de ajuste de la Tabla 4.29, nos ofrece dos interpretaciones. El parámetro de CEMIN (Chi cuadrada) reporta 101.90 y su p: es de 0.000. La CMINDF reporta 11.32 y su valor de corte es un inferior a 3.1., el ajuste desde RMR se identifica con valores de 0.05 o menos pero su puntaje es de 0.07, y el RMSEA de 0.08 (con criterio de corte de un valor menor a 0.06). En estos cuatro casos se reitera la interpretación de que no hay ajuste entre modelo y datos. Por otra parte, un segundo grupo de indicadores, el GFI de 0.97 (con criterio de corte de 0.95), el AGFI de 0.94 (con criterio de corte de 0.90), el NFI de 0.97 (con criterio de corte de 0.90), el RFI de 0.95, el IFI de 0.97, el TLI de 0.95 (con criterio de corte de 0.90), y finalmente el Hoelter al 0.05 con 268 y al 0.01 con 343 con un criterio de corte de arriba de 200, permiten sustentar la interpretación de que la hipótesis nula no puede ser rechazada. Consecuentemente, el

modelo ajusta provisionalmente. En una apreciación de conjunto esta última opinión se sustenta de mejor modo.

Al reespecificar el modelo se consideraron tres aspectos. Primero, se introduce intacto el modelo de medición de habilidad verbal. Segundo, se retoma el modelo de medición de habilidades matemáticas excluyendo las subescalas que no cargaron el factor Hm (específicamente Mt6 y Mt7), y tercero, se excluyen las 8 sub escalas del modelo de razonamiento formal. Al explorar el modelo se encuentra que la especificación mejora el ajuste general del modelo.

Tabla 4. 29. Medidas de bondad de ajuste para la variable endógena latente.

Fit Measures					
Fit Measure	Default model	Saturated	Independence	Macro	Criterio
Discrepancy	101.90229	0.00000	3730.83487	CMIN	Menor χ^2
Degrees of freedom	9	0	15	DF	Mayor
P	0.00000		0.00000	P	0.01 y 0.05
Number of parameters	12	21	6	NPAR	Overidentified
Discrepancy / df	11.32248		248.72232	CMINDF	$b < 2.1$ m: 2.1 y 3.1
RMR	0.07771	0.00000	1.06324	RMR	< 0.05 o menos
GFI	0.97726	1.00000	0.44795	GFI	0-1 m: 90-95 b: 95
Adjusted GFI	0.94694		0.22713	AGFI	0-1 acep: .90
Parsimony-adjusted GFI	0.41883		0.31996	PGFI	0-1 no aplica
Normed fit index	0.97269	1.00000	0.00000	NFI	0-1 .90
Relative fit index	0.95448		0.00000	RFI	0-1
Incremental fit index	0.97504	1.00000	0.00000	IFI	0-1
Tucker-Lewis	0.95833		0.00000	TLI	0-1 acep: .90

index					
Comparative fit index	0.97500	1.00000	0.00000	CFI	0-1
Parsimony ratio	0.60000	0.00000	1.00000	PRATIO	
Parsimony-adjusted NFI	0.58361	0.00000	0.00000	PNFI	no aplica
Parsimony-adjusted CFI	0.58500	0.00000	0.00000	PCFI	0-1
Noncentrality parameter estimate	92.90229	0.00000	3715.83487	NCP	Rangos no aplica
NCP lower bound	64.08158	0.00000	3518.65778	NCPLO	
NCP upper bound	129.17930	0.00000	3920.28121	NCPHI	
FMIN	0.06329	0.00000	2.31729	FMIN	
F0	0.05770	0.00000	2.30797	F0	Rangos
F0 lower bound	0.03980	0.00000	2.18550	F0LO	
F0 upper bound	0.08024	0.00000	2.43496	F0HI	
RMSEA	0.08007		0.39226	RMSEA	< 0.06 o menos
RMSEA lower bound	0.06650		0.38171	RMSEALO	
RMSEA upper bound	0.09442		0.40290	RMSEAHl	
P for test of close fit			0.00001	PCLOSE	
Akaike information criterion (AIC)		42.00000	3742.83487	AIC	Cerca del cero no aplica
Browne-Cudeck criterion		42.18341	3742.88727	BCC	
Bayes information criterion		192.70377	3785.89309	BIC	
Consistent AIC		176.07682	3781.14253	CAIC	
Expected cross validation index		0.02609	2.32474	ECVI	Rangos no aplica
ECVI lower bound		0.02609	2.20227	ECVILO	
ECVI upper		0.02609	2.45173	ECVIHI	

bound					
MECVI		0.02620	2.32477	MECVI	<i>no aplica</i>
Hoelter .05 index		268	11	HFIVE	<i>Arriba de 200</i>
Hoelter .01 index		343	14	HONE	<i>Arriba de 200</i>

Nota: Los criterios de corte para evaluar la bondad de ajuste del modelo están en la columna de la derecha.

En la Tabla 4.30 se aprecia que la Chi cuadrada ajusta al 0.05 de confianza con una p de 0.11. Esto significa que se debe de fallar en rechazar el modelo de ajuste entre el modelo y los datos. Por lo tanto, provisionalmente se debe de aceptar la hipótesis nula. Sin embargo, como ya se estableció antes, será necesario proceder a un más amplio análisis en donde un conjunto más amplio de las medidas de bondad de ajuste ayuden a tomar una decisión.

Tabla 4. 30. Chi cuadrada. Re especificación del modelo de medición de competencias clave.

Tabla 4. 30. Chi cuadrada. Re especificación del modelo de medición de competencias clave.

<i>Computation of degrees of freedom</i>
<i>Number of distinct sample moments = 55</i>
<i>Number of distinct parameters to be estimated = 21</i>
<i>Degrees of freedom = 55 - 21 = 34</i>
<i>Minimum was achieved</i>
<i>Chi-square = 44.029</i>
<i>Degrees of freedom = 34</i>
<i>Probability level = 0.116</i>

En la Tabla 4. 31 se aprecia un coeficiente Mardia de 0.59. Este valor es considerado como un muy buen nivel de ajuste (valor menor a 1) y por lo tanto la muestra posee normalidad multivariada. El criterio de corte para establecer normalidad multivariada considera valores inferiores a 1 como muy buen ajuste, valores entre 1 y 10 como un valor aceptable y finalmente valores mayores a 10 como un valor a ser rechazado.

Tabla 4. 31. Normalidad multivariada. Modelo de medición de las competencias clave

<i>Evaluacion de normalidad</i>						
	Min	Max	Skew	c.r.	kurtosis	c.r.
Mt8	0.00000	3.00000	0.74306	12.17577	-0.19890	-1.62958
Mt5	0.00000	3.00000	0.82833	13.57293	0.11244	0.92121
Mt4	0.00000	3.00000	0.52746	8.64292	-0.54467	-4.46245
Mt3	0.00000	3.00000	0.67860	11.11944	-0.50343	-4.12456
Mt2	0.00000	3.00000	0.71799	11.76504	-0.25454	-2.08543
Mt1	0.00000	3.00000	0.70859	11.61087	-0.23667	-1.93903
hv4	0.00000	10.00000	0.60286	9.87838	0.10928	0.89533
hv3	0.00000	10.00000	0.59026	9.67194	0.17498	1.43363
hv2	0.00000	11.00000	0.80023	13.11261	0.84164	6.89553
hv1	0.00000	9.00000	0.37462	6.13848	-0.05626	-0.46091
Multivariate					0.78638	1.01870
<i>Multivariate</i>					0.59883	0.77550

Nota: El valor de corte es el coeficiente Mardia y se localiza en la intersección entre la kurtosis y la Multivariate.

4.3.6 La Reespecificación del Modelo para Competencias Clave.

La re especificación del nuevo modelo de medición de capital humano incluye de modo integro el componente de habilidad verbal, recupera seis de los ocho sub escalas de habilidades matematicas y descha los ocho componentes de razonamiento formal. Este nuevo modelo fue puesto a prueba y como ya se mostro la diferencia entre el modelo heuristico (7.0) y el modelo re especificada es muy significativa (0.59). Mientras que el

modelo heurístico estaba cercano a los límites del rechazo de la normalidad (acercándose a los 10 puntos) el modelo reespecificado está dentro de el criterio de ajuste excelente (de apenas un poco más de medio punto).

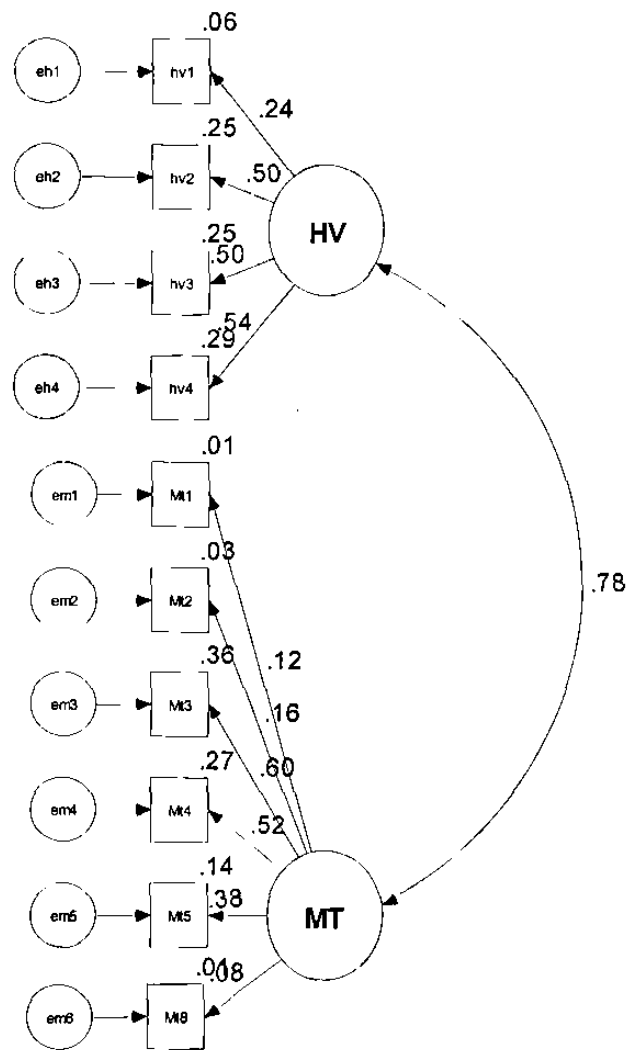


Figura 4.6. Re especificación del modelo de competencias clave.

La distancia Mahalanobis, en la tabla 4. 32, requirió un ajuste en el valor 1184. Después de eso la prueba ajusto al 0.001.

Tabla 4. 32. Distancia Mahalanobis para competencias clave.

<i>Puntajes mas alejados del centroide (Mahalanobis distance)</i>			
Observation	Mahalanobis		
Number	d-squared	P1	p2
1184	30.95480	0.00060	0.61783
1542	28.55681	0.00147	0.68453
1394	27.68704	0.00203	0.63340
642	27.04807	0.00256	0.59041
1281	26.19847	0.00348	0.65977

Como se puede apreciar en la tabla 4. 33, en la columna C.R. el modelo reespecificado de competencias clave carga ahora en todos sus componentes. Al analizar la columna critical ratio se puede apreciar que tanto los cuatro componentes de habilidad verbal, como los seis componentes de habilidades matemáticas cargan cada una de ellas a su respectivo factor: Hv y Hm. En el caso de Mt8 (Capacidad de imaginación) el factor carga apenas en el límite del criterio de corte, lo cual permite incluirlo como una carga significativa del factor Mt.

Tabla 4. 33.Carga del factor. Incluye Mt8.

<i>Regression Weights</i>							
			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
hv1	<--	HV	1.00000				
hv2	<--	HV	2.66485	0.39192	6.79954	0.00000	par-1
hv3	<--	HV	2.58576	0.38084	6.78960	0.00000	par-2
hv4	<--	HV	2.70814	0.39492	6.85736	0.00000	par-3
Mt1	<--	MT	1.00000				
Mt2	<--	MT	1.50017	0.50999	2.94154	0.00327	par-4
Mt3	<--	MT	6.60985	1.86576	3.54271	0.00040	par-5
Mt4	<--	MT	5.25626	1.48878	3.53059	0.00041	par-6
Mt5	<--	MT	3.38537	0.97702	3.46500	0.00053	par-7

Mt8	<--	MT	0.60497	0.30420	1.98869	0.04674	par-8
-----	-----	----	---------	---------	---------	---------	-------

Una reespecificación más se sustentó en la exclusión de Mt8. La tabla 4.34 evalúa la normalidad del modelo sin Mt8. El coeficiente de Mardia alcanza 0.97.

Tabla 4.34. Evaluación de normalidad del nuevo modelo de capital humano.

<i>Evaluación de normalidad.</i>						
	min	Max	skew	c.r.	kurtosis	c.r.
Mt5	0.00000	3.00000	0.83041	13.60284	0.12003	0.98310
Mt4	0.00000	3.00000	0.52918	8.66840	-0.54134	-4.43380
Mt3	0.00000	3.00000	0.67852	11.11468	-0.50485	-4.13491
Mt2	0.00000	3.00000	0.71835	11.76728	-0.25544	-2.09218
Mt1	0.00000	3.00000	0.70220	11.50273	-0.25638	-2.09987
hv4	0.00000	10.00000	0.59285	9.71141	0.08168	0.66897
hv3	0.00000	10.00000	0.58978	9.66105	0.17288	1.41593
hv2	0.00000	11.00000	0.79994	13.10371	0.83921	6.87347
hv1	0.00000	9.00000	0.37616	6.16187	-0.05269	-0.43152
<i>Multivariate</i>					0.97922	1.39615

El nuevo modelo de capital humano reportó, en la tabla 4.34, un valor de 0.97. Dado que este valor es menor que 1 entonces debe interpretarse como un muy buen ajuste y por lo tanto el nuevo modelo es, provisionalmente normal desde un punto de vista multivariado. Es de notarse que el nuevo modelo ganó normalidad al ser reespecificado.

Tabla 4. 35. Carga de factores para competencias clave. Modelo de capital humano.

<i>Regression Weights</i>							
			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
hv1	<--	HV	1.00000				
hv2	<--	HV	2.66951	0.39348	6.78441	0.00000	par-1
hv3	<--	HV	2.58795	0.38207	6.77354	0.00000	par-2
hv4	<--	HV	2.72480	0.39803	6.84570	0.00000	par-3
Mt1	<--	MT	1.00000				
Mt2	<--	MT	1.45741	0.49307	2.95577	0.00312	par-4

Mt3	<--	MT	6.49953	1.80883	3.59322	0.00033	<i>par-5</i>
Mt4	<--	MT	5.17871	1.44624	3.58081	0.00034	<i>par-6</i>
Mt5	<--	MT	3.32619	0.94718	3.51169	0.00045	<i>par-7</i>

Como se aprecia en la tabla 4. 35, el nuevo modelo de medición para competencias clave establece valores C.R. (critical ratio) mayores de 1.96 para todos sus componentes. Eso debe ser interpretado en el sentido de que las subescalas están cargando a los dos factores involucrados (Hm y Hv), en este caso sin excepciones. Esta condición de modelo re-especificado con todos sus componentes cargados es el criterio que permite pasar a evaluar un conjunto más amplio de medidas de bondad de ajuste. Era importante lograr este ajuste antes de pasar a evaluar este modelo de medición de capital humano dentro de un modelo estructural.

La tabla 4. 36 expone los parámetros de bondad de ajuste para el modelo de medición de la variable exógena. En general, la variable independiente del modelo reporta excelentes valores de ajuste entre la teoría y los datos. Por ejemplo, la CMIN o chi cuadrada muestra valores de discrepancia de 31.59, con 26 grados de libertad y una p. de 0.20. Esto significa que el modelo ajusta por encima de 0.05 y consecuentemente se falla en el rechazo de la hipótesis nula.

De ahí que provisionalmente hay que aceptar que la diferencia entre el modelo y los datos no es significativa. Esta interpretación se ve sustentada en la CMINDF (1.2 valor por debajo de 2.1 su valor crítico), RMR (0.03 valor por debajo del 0.05), GFI (0.99 valor por encima del 0.95), Adjusted GFI (0.99 valor por encima del 0.90), NFI (0.96 valor por encima de del 0.90), TLI (0.99 valor por encima del 0.90), el RMSEA (0.01 valor por

debajo del 0.06 que es su valor crítico y finalmente del Hoelter 0.05 y Hoelter 0.01 con valores de 1980 y 2325 con un valor de corte de arriba de 200. En todos los casos, incluyendo la chi cuadrada, todos los indicadores armonizan en la misma interpretación. La hipótesis nula es que no hay diferencia entre el modelo y los datos. Las medidas de bondad de ajuste, en su conjunto, establecen que hay que fallar en el rechazo de la hipótesis nula y por tanto hay que establecer que no hay diferencia significativa entre el modelo de capital humano y los datos de la muestra.

Tabla 4. 36. Bondad de ajuste para Capital Humano.

Fit Measures					
Fit Measure	Default model	Saturated	Independence	Macro	Criterio
Discrepancy	31.59948	0.00000	998.26626	CMIN	Menor χ^2
Degrees of freedom	26	0	36	DF	Mayor
P	0.20670		0.00000	P	0.01 y 0.05
Number of parameters	19	45	9	NPAR	Overidentified
Discrepancy / df	1.21536		27.72962	CMINDF	b: < 2.1 m: 2.1 y 3.1
RMR	0.03347	0.00000	0.30150	RMR	< 0.05 o menos
GFI	0.99568	1.00000	0.83326	GFI	0-1 m: 90-95 b: 95
Adjusted GFI	0.99252		0.79157	AGFI	0-1 acep: .90
Parsimony-adjusted GFI	0.57528		0.66661	PGFI	0-1 no aplica
Normed fit index	0.96835	1.00000	0.00000	NFI	0-1 .90
Relative fit index	0.95617		0.00000	RFI	0-1
Incremental fit index	0.99424	1.00000	0.00000	IFI	0-1
Tucker-Lewis index	0.99194		0.00000	TLI	0-1 acep: .90

Comparative fit index	0.99418	1.00000	0.00000	CFI	0-1
Parsimony ratio	0.72222	0.00000	1.00000	PRATIO	
Parsimony-adjusted NFI	0.69936	0.00000	0.00000	PNFI	no aplica
Parsimony-adjusted CFI	0.71802	0.00000	0.00000	PCFI	0-1
Noncentrality parameter estimate	5.59948	0.00000	962.26626	NCP	Rangos no aplica
NCP lower bound	0.00000	0.00000	862.92858	NCPLO	
NCP upper bound	23.98891	0.00000	1069.00388	NCPHI	
FMIN	0.01964	0.00000	0.62043	FMIN	
F0	0.00348	0.00000	0.59805	F0	Rangos
F0 lower bound	0.00000	0.00000	0.53631	F0LO	
F0 upper bound	0.01491	0.00000	0.66439	F0HI	
RMSEA	0.01157		0.12889	RMSEA	< 0.06 o menos
RMSEA lower bound	0.00000		0.12206	RMSEALO	
RMSEA upper bound	0.02395		0.13585	RMSEAH1	
P for test of close fit	1.00000		0.00002	PCLOSE	
Akaike information criterion (AIC)	69.59948	90.00000	1016.26626	AIC	Cerca del cero no aplica
Browne-Cudeck criterion	69.83713	90.56285	1016.37883	BCC	
Bayes information criterion	213.64254	431.15463	1084.49718	BIC	
Consistent AIC	190.89528	377.27953	1073.72216	CAIC	
Expected cross validation index	0.04326	0.05594	0.63161	ECVI	Rangos no aplica
ECVI lower	0.03978	0.05594	0.56987	ECVILO	

bound					
ECVI upper bound	0.05469	0.05594	0.69795	ECVIHI	
MECVI	0.04340	0.05629	0.63168	MECVI	<i>no aplica</i>
Hoelter .05 index	1980		83	HFIVE	<i>Arriba de 200</i>
Hoelter .01 index	2325		95	HONE	<i>Arriba de 200</i>

Nota: Los criterios de corte para cada una de las medidas de bondad de ajuste están en la columna de la derecha.

4.4 Resultados del Análisis del Modelo Estructural

4.4.1 Modelo Estructural con Dependiente Manifiesta

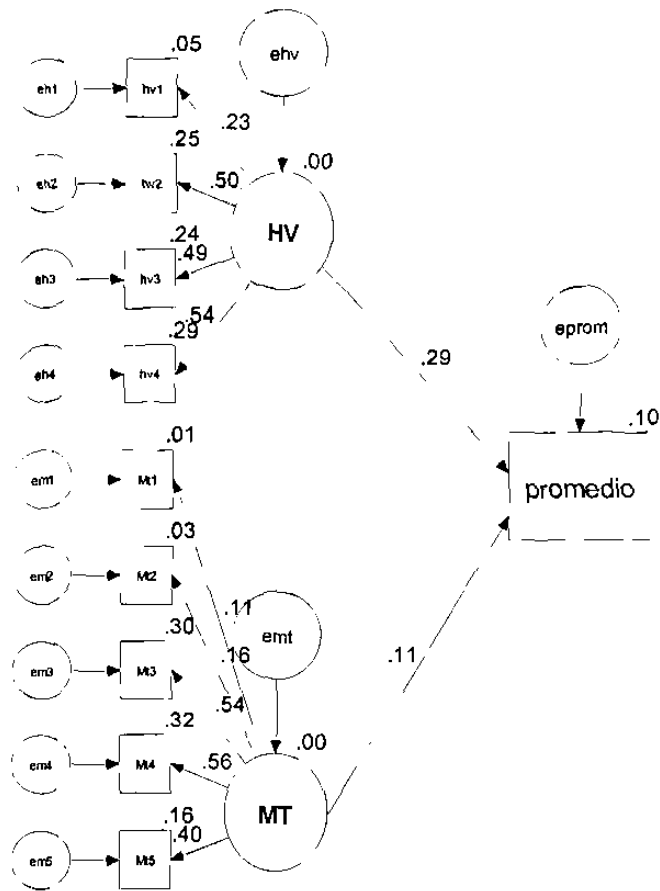


Figura 4.7. Modelo Estructural con dependiente endógena manifiesta

Tabla 4.37. Chi cuadrada para modelo estructural con endógena manifiesta.

<i>Calculo de grados de libertad</i>
<i>Number of distinct sample moments = 55</i>
<i>Number of distinct parameters to be estimated = 20</i>
<i>Degrees of freedom = 55 - 20 = 35</i>
<i>Minimum was achieved</i>
<i>Chi-square = 350.631</i>
<i>Degrees of freedom = 35</i>
<i>Probability level = 0.000</i>

Como se aprecia en la tabla 4.37, el nivel de probabilidad de la Chi cuadrada establece una diferencia significativa entre el modelo y los datos. Esto supone que el modelo de capital humano no ajusta cuando se le pone a prueba con logro académico como variable endógena manifiesta. Sin embargo, como ya se ha señalado, este indicador es inestable en condiciones de una muestra grande y se utiliza sólo en el marco de un amplio conjunto de subindicadores de bondad de ajuste. Su evaluación es importante sólo en el contexto de dichas medidas de bondad de ajuste.

Tabla 4. 38. Evaluación de normalidad. Modelo estructural con variable manifiesta.

<i>Evaluación de normalidad</i>						
	Min	max	Skew	c.r.	kurtosis	c.r.
Promedio	5.00000	10.00000	0.07478	1.22492	-0.76854	-6.29472
Mt5	0.00000	3.00000	0.83041	13.60284	0.12003	0.98310
Mt4	0.00000	3.00000	0.52918	8.66840	-0.54134	-4.43380
Mt3	0.00000	3.00000	0.67852	11.11468	-0.50485	-4.13491
Mt2	0.00000	3.00000	0.71835	11.76728	-0.25544	-2.09218
Mt1	0.00000	3.00000	0.70220	11.50273	-0.25638	-2.09987
hv4	0.00000	10.00000	0.59285	9.71141	0.08168	0.66897
hv3	0.00000	10.00000	0.58978	9.66105	0.17288	1.41593

hv2	0.00000	11.00000	0.79994	13.10371	0.83921	6.87347
hv1	0.00000	9.00000	0.37616	6.16187	-0.05269	-0.43152
<i>Multivariate</i>					-0.01522	-0.01970

La evaluación de normalidad multivariada, en la tabla 4. 38, se centra en el coeficiente de Mardia. Para localizar este coeficiente en la tabla hay que ubicar la intersección entre el renglón multivariate y la columna Kurtosis. El criterio es de un valor menor a 1, como sucede en este caso para establecer un muy buen grado de normalidad.

Tabla 4. 39. Ajuste de la Mahalanobis distance. Modelo estructural variable manifiesta.

<i>Puntuaciones mas alejadas del centroide (Mahalanobis distance)</i>			
Observation	Mahalanobis		
Number	d-squared	P1	p2
1541	27.87792	0.00189	0.95231
1393	27.43625	0.00222	0.87215
1280	26.02065	0.00371	0.93734
1411	25.51258	0.00445	0.92717
1534	25.42316	0.00460	0.86136

La Mahalanobis distance está ajustando, en la tabla 4.39, sin necesidad de eliminar casos.

Tabla 4.40. Carga de factores para modelo estructural con variable endógena manifiesta.

Regression Weights							
			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
hv1	<--	HV	1.00000				
hv2	<--	HV	2.71903	0.33484	8.12043	0.00000	par-1
hv3	<--	HV	2.63395	0.30857	8.53605	0.00000	par-2
hv4	<--	HV	2.81447	0.35826	7.85601	0.00000	par-3
Mt1	<--	MT	1.00000				

Mt2	<--	MT	1.47694	0.54724	2.69890	0.00696	<i>par-4</i>
Mt3	<--	MT	5.94129	1.81732	3.26926	0.00108	<i>par-5</i>
Mt4	<--	MT	5.63396	1.73490	3.24743	0.00116	<i>par-6</i>
Mt5	<--	MT	3.55526	1.11507	3.18838	0.00143	<i>par-7</i>
promedio	<--	HV	1.00000				
<i>promedio</i>	<--	<i>MT</i>	<i>1.53563</i>	<i>0.69129</i>	<i>2.22140</i>	<i>0.02632</i>	<i>par-8</i>

En la tabla 4.40, la carga factorial que nos reporta la columna C.R. indica que todas las sub escalas están por encima del criterio de corte de 1.96, y por lo tanto el modelo estructural es válido.

Tabla 4. 41. Carga factorial estandarizada para modelo estructural con variable manifiesta.

<i>Standardized Regression Weights</i>			
			<i>Estimate</i>
hv1	<--	HV	0.22783
hv2	<--	HV	0.50046
hv3	<--	HV	0.49496
hv4	<--	HV	0.54214
Mt1	<--	MT	0.11490
Mt2	<--	MT	0.15837
Mt3	<--	MT	0.54320
Mt4	<--	MT	0.56189
Mt5	<--	MT	0.40050
promedio	<--	HV	0.29204
<i>promedio</i>	<--	<i>MT</i>	<i>0.10924</i>

En la tabla 4. 41 se puede apreciar la jerarquía de predictores. En la parte inferior de la tabla se aprecia el peso comparado de la carga factorial de habilidad verbal a promedio (0.2920) y de habilidades matemáticas a promedio (0.1092) En el primer caso la carga factorial de Hv a promedio es de 29.20 %, En el segundo caso la carga factorial de Hm a promedio es de 10.92 %. Esto significa que Hv es un mejor predictor que Hm.

Tabla 4. 42. Proporción de varianza explicada para promedio de calificaciones.

Squared Multiple Correlations			
		MT	0.00000
		HV	0.00000
		promedio	0.09722
		Mt5	0.16040
		Mt4	0.31572
		Mt3	0.29507
		Mt2	0.02508
		Mt1	0.01320
		hv4	0.29392
		hv3	0.24498
		hv2	0.25046
		hvl	0.05190

Finalmente, en la tabla 4. 42 se puede establecer la proporción de varianza explicada del modelo estructural con la dependiente manifiesta, en este caso, promedio de calificaciones. El modelo estructural puede explicar un 9.72 % de la varianza del promedio de calificaciones. Esto significa que el 9.72 % de la varianza asociada con la variable dependiente promedio es determinada por dos de los tres predictores hipotetizados: habilidad verbal (Hv) y habilidad matemática (Hm).

El factor habilidad matemática (Hm) explica el 16 % de la varianza asociada a la capacidad para establecer relaciones (Mt5), el 31 % de la varianza asociada a la capacidad de abstracción reflexiva (Mt4), el 29 % de la varianza asociada a la capacidad de realizar generalizaciones (Mt3), el 2 % de la varianza asociada a la capacidad para establecer

inferencias lógicas (Mt2), y al 1 % de la varianza asociada a la comprensión de los enunciados que se leen (Mt1).

El factor habilidad verbal (Hv) explica el 29 % de la varianza asociada al uso de antónimos (hv4), el 24 % de la varianza asociada a la complementación de enunciados (hv3), el 25 % de la varianza asociada al uso de analogías (hv2), y al 5 % de la varianza asociada a la comprensión de la lectura (hv1).

4.4.2 Modelo Estructural con Dependiente Latente

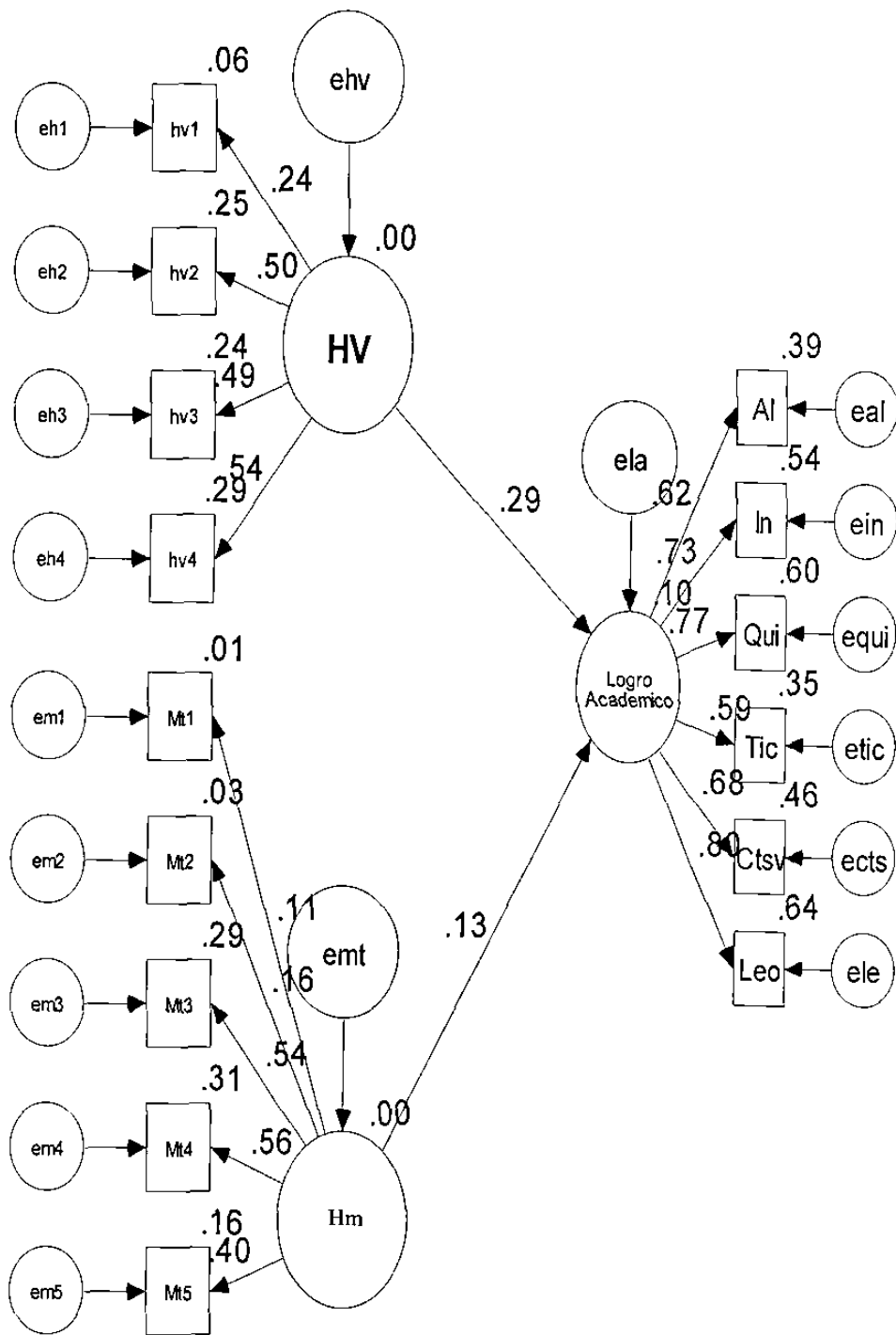


Figura 4.8. Modelo Estructural con variable endógena latente

Tabla 4. 43. Chi cuadrada para modelo estructural con variable endógena latente

<i>Computation of degrees of freedom</i>
<i>Number of distinct sample moments = 120</i>
<i>Number of distinct parameters to be estimated = 32</i>
<i>Degrees of freedom = 120 - 32 = 88</i>
<i>Minimum was achieved</i>
<i>Chi-square = 565.669</i>
<i>Degrees of freedom = 88</i>
<i>Probability level = 0.000</i>

La tabla 4. 43 muestra la chi cuadrada del modelo estructural con variable endógena latente. El nivel de probabilidad dice que el modelo no ajusta a la muestra, y consecuentemente se rechaza la nula. Esto mientras se analiza el conjunto del modelo y se considera un conjunto más amplio de medidas de bondad de ajuste.

Tabla 4. 44. Normalidad para el modelo estructural con variable endógena latente.

Evaluación de normalidad						
	min	max	skew	c.r.	kurtosis	c.r.
Leo	5.00000	10.00000	0.11145	1.82565	-1.16348	-9.52937
Ctsv	5.00000	10.00000	-0.30850	-5.05356	-1.10629	-9.06098
Tic	5.00000	10.00000	-0.14282	-2.33960	-1.10745	-9.07053
Qui	5.00000	10.00000	0.11111	1.82005	-1.11337	-9.11897
In	5.00000	10.00000	0.22711	3.72033	-1.06373	-8.71244
Al	5.00000	10.00000	0.76913	12.59911	-0.42677	-3.49542
Mt5	0.00000	3.00000	0.83041	13.60284	0.12003	0.98310
Mt4	0.00000	3.00000	0.52918	8.66840	-0.54134	-4.43380
Mt3	0.00000	3.00000	0.67852	11.11468	-0.50485	-4.13491
Mt2	0.00000	3.00000	0.71835	11.76728	-0.25544	-2.09218
Mt1	0.00000	3.00000	0.70220	11.50273	-0.25638	-2.09987
hv4	0.00000	10.00000	0.59285	9.71141	0.08168	0.66897
hv3	0.00000	10.00000	0.58978	9.66105	0.17288	1.41593
hv2	0.00000	11.00000	0.79994	13.10371	0.83921	6.87347
hv1	0.00000	9.00000	0.37616	6.16187	-0.05269	-0.43152

Multivariate					-1.64657	-1.46277
--------------	--	--	--	--	----------	----------

En la tabla 4. 44 el coeficiente de Mardia está entre los límites de normalidad aceptable. El criterio de corte es de entre + - 1 y 10.

Tabla 4. 45. Mahalanobis distance para el modelo estructural con variable endógena latente

<i>Observations farthest from the centroid (Mahalanobis distance)</i>			
Observation	Mahalanobis		
Number	d-squared	p1	p2
1197	37.17073	0.00119	0.85410
892	36.14360	0.00169	0.75403
1393	36.12508	0.00170	0.51390
1332	35.43705	0.00213	0.44809
1126	34.76261	0.00266	0.42556

En la tabla 4.45, la Mahalanobis distance está ajustando al 0.001 en el primer reporte. Esto significa que ya no hay outliers significativos y que el coeficiente Mardia logrado es la mejor evaluación de normalidad multivariada que se obtiene por la vía del análisis de la Mahalanobis distance.

Tabla 4. 46. Carga factorial del modelo estructural con variable endógena latente

Regression Weights			Estimate	S.E.	C.R.	P	Label
Logro Academico	<--	HV	0.68244	0.13002	5.24882	0.00000	par-13
Logro Academico	<--	MT	1.29020	0.57423	2.24682	0.02465	par-14
hv1	<--	HV	1.00000				
hv2	<--	HV	2.53943	0.39547	6.42125	0.00000	par-1
hv3	<--	HV	2.45145	0.37548	6.52887	0.00000	par-2
hv4	<--	HV	2.60685	0.41902	6.22134	0.00000	par-3
Mt1	<--	MT	1.00000				
Mt2	<--	MT	1.48369	0.54919	2.70163	0.00690	par-4

Mt3	<--	MT	5.94025	1.81728	3.26876	0.00108	par-5
Mt4	<--	MT	5.62574	1.73226	3.24763	0.00116	par-6
Mt5	<--	MT	3.56858	1.11962	3.18732	0.00144	par-7
Al	<--	La	1.00000				
In	<--	La	1.32374	0.05563	23.79727	0.00000	par-8
Qui	<--	La	1.36828	0.05519	24.79265	0.00000	par-9
Tic	<--	La	1.08153	0.05490	19.70173	0.00000	par-10
Ctsv	<--	La	1.31333	0.05995	21.90867	0.00000	par-11
Leo	<--	La	1.47358	0.05982	24.63523	0.00000	par-12

La tabla 4.46 muestra en la columna C.R. a todas las subescalas con valores C.R. por encima de 1.96. Eso significa que todos los factores están cargados por sus subescalas.

Tabla 4.47. Carga factorial estandarizada para modelo estructural con dependiente latente.

Standardized Regression Weights			
			<i>Estimate</i>
Logro_Academico	<--	HV	0.29241
Logro_Academico	<--	MT	0.12533
hv1	<--	HV	0.24427
hv2	<--	HV	0.50202
hv3	<--	HV	0.49478
hv4	<--	HV	0.53933
Mt1	<--	MT	0.11485
Mt2	<--	MT	0.15903
Mt3	<--	MT	0.54289
Mt4	<--	MT	0.56084
Mt5	<--	MT	0.40184
Al	<--	Logro_Academico	0.62294
In	<--	Logro_Academico	0.73283
Qui	<--	Logro_Academico	0.77440
Tic	<--	Logro_Academico	0.58788
Ctsv	<--	Logro_Academico	0.67540
Leo	<--	Logro_Academico	0.79858

Las cargas de factor estandarizadas reportan en la tabla 4.47 un 29.24 % para Hv y 12.53 % para Hm. Nuevamente se confirma que habilidades verbales son mejor predictor que las habilidades matemáticas.

Tabla 4. 48. Proporción de varianza explicada para modelo estructural con variable latente

Squared Multiple Correlations			
			<i>Estimate</i>
		MT	0.00000
		HV	0.00000
		Logro académico	0.10121
		Leo	0.63774
		Ctsv	0.45617
		Tic	0.34560
		Qui	0.59969
		In	0.53705
		A1	0.38806
		Mt5	0.16148
		Mt4	0.31454
		Mt3	0.29473
		Mt2	0.02529
		Mt1	0.01319
		hv4	0.29088
		hv3	0.24480
		hv2	0.25202
		hv1	0.05967

En la tabla 4.48 se puede establecer la proporción de varianza explicada del modelo estructural con la dependiente latente, en este caso, logro académico. El modelo estructural puede explicar, en este caso, un 10.12 % de la varianza del logro académico. Esto significa que el 10.12 % de la varianza asociada con la variable dependiente logro académico es

determinada por dos de los tres predictores hipotetizados: habilidad verbal (Hv) y habilidad matemática (Hm).

El factor logro académico (La) explica el 63 % de la varianza asociada con la asignatura de lectura y expresión oral y escrita (Leo), el 45 % de la varianza asociada con la asignatura ciencia, tecnología, sociedad y valores (Ctsv), el 34 % de la varianza asociada con la asignatura de tecnologías de la información y de la comunicación (Tic), el 59 % de la varianza asociada a la asignatura de química, el 53 % de la varianza asociada con la asignatura de Inglés, y el 38 % de la varianza asociada con la asignatura de Álgebra.

El factor habilidad matemática (Mt) explica el 16 % de la varianza asociada a la capacidad para establecer relaciones (Mt5), el 31 % de la varianza asociada a la capacidad de abstracción reflexiva (Mt4), el 29 % de la varianza asociada a la capacidad de realizar generalizaciones (Mt3), el 2 % de la varianza asociada a la capacidad para establecer inferencias lógicas (Mt2), y al 1 % de la varianza asociada a la comprensión de los enunciados que se leen (Mt1).

El factor habilidad verbal (Hv) explica el 29 % de la varianza asociada al uso de antónimos (hv4), el 24 % de la varianza asociada a la complementación de enunciados (hv3), el 25 % de la varianza asociada al uso de analogías (hv2), y al 5 % de la varianza asociada a la comprensión de la lectura (hv1).

Tabla 4.49. Tabla comparada de medidas de ajuste para endógena manifiesta y latente.

<i>Fit Measures</i>	<i>Endógena manifiesta contra Endógena latente</i>			
Fit Measure	Endógena manifiesta	Endógena latente	Macro	Criterio

Discrepancy	350.04797	565.66923	CMIN	<i>Menor χ^2</i>
Degrees of freedom	35	88	DF	<i>Mayor</i>
P	0.00000	0.00000	P	<i>0.01 y 0.05</i>
Number of parameters	20	32	NPAR	<i>Overidentified</i>
Discrepancy / df	10.00137	6.42806	CMINDF	<i>b: < 2.1 m: 2.1 y 3.1</i>
RMR	0.14554	0.12018	RMR	<i>< 0.05 o menos</i>
GFI	0.96140	0.95566	GFI	<i>0-1 m: 90-95 b: 95</i>
Adjusted GFI	0.93934	0.93953	AGFI	<i>0-1 acep: .90</i>
Parsimony-adjusted GFI	0.61180	0.70082	PGFI	<i>0-1 no aplica</i>
Normed fit index	0.68690	0.88589	NFI	<i>0-1 .90</i>
Relative fit index	0.59744	0.86385	RFI	<i>0-1</i>
Incremental fit index	0.70910	0.90190	IFI	<i>0-1</i>
Tucker-Lewis index	0.62250	0.88254	TLI	<i>0-1 acep: .90</i>
Comparative fit index	0.70639	0.90156	CFI	<i>0-1</i>
Parsimony ratio	0.77778	0.83810	PRATIO	
Parsimony-adjusted NFI	0.53426	0.74246	PNFI	<i>no aplica</i>
Parsimony-adjusted CFI	0.54941	0.75559	PCFI	<i>0-1</i>
Noncentrality parameter estimate	315.04797	477.66923	NCP	<i>Rangos no aplica</i>
NCP lower bound	258.74166	406.23923	NCPLO	
NCP upper bound	378.81649	556.59274	NCPHI	
FMIN	0.21756	0.35157	FMIN	
F0	0.19580	0.29687	F0	<i>Rangos</i>
F0 lower bound	0.16081	0.25248	F0LO	
F0 upper bound	0.23544	0.34592	F0HI	
RMSEA	0.07480	0.05808	RMSEA	<i>< 0.06 o menos</i>
RMSEA lower bound	0.06778	0.05356	RMSEALO	
RMSEA upper bound	0.08202	0.06270	RMSEAH	
P for test of close fit	0.00002	0.00179	PCLOSE	
Akaike information criterion (AIC)	390.04797	629.66923	AIC	<i>Cerca del cero no aplica</i>
Browne-Cudeck criterion	390.32331	630.31204	BCC	
Bayes information criterion	543.77946	888.61450	BIC	

Consistent AIC	517.72776	833.95689	CAIC	
Expected cross validation index	0.24242	0.39134	ECVI	<i>Rangos no aplica</i>
ECVI lower bound	0.20742	0.34695	ECVILO	
ECVI upper bound	0.28205	0.44039	ECVIHI	
MECVI	0.24259	0.39174	MECVI	<i>no aplica</i>
Hoelter .05 index	229	316	HFIVE	<i>Arriba de 200</i>
<i>Hoelter .01 index</i>	<i>264</i>	<i>347</i>	<i>HONE</i>	<i>Arriba de 200</i>

En ambos casos, tanto para la endógena manifiesta como para la endógena latente, la Chi cuadrada (CMIN), la CMINDF y la RMR reportan valores fuera del criterio de corte para establecer ajuste. La GFI, la AGFI y la Hoelter .05 y .01 ajustan para ambos casos. La IFI y RMSEA ajustan para la endógena latente y no ajustan para la endógena manifiesta. La endógena manifiesta ajusta en la GFI, en la AGFI y en la Hoelter .01 y .05., mientras que la endógena latente ajusta en la GFI, la AGFI, la Hoelter .05 y .01, la IFI y en RMSEA. Se puede concluir que el modelo estructural de la variable endógena latente ajusta mejor (en seis parámetros) que el modelo estructural de la variable endógena manifiesta (en sólo cuatro parámetros).

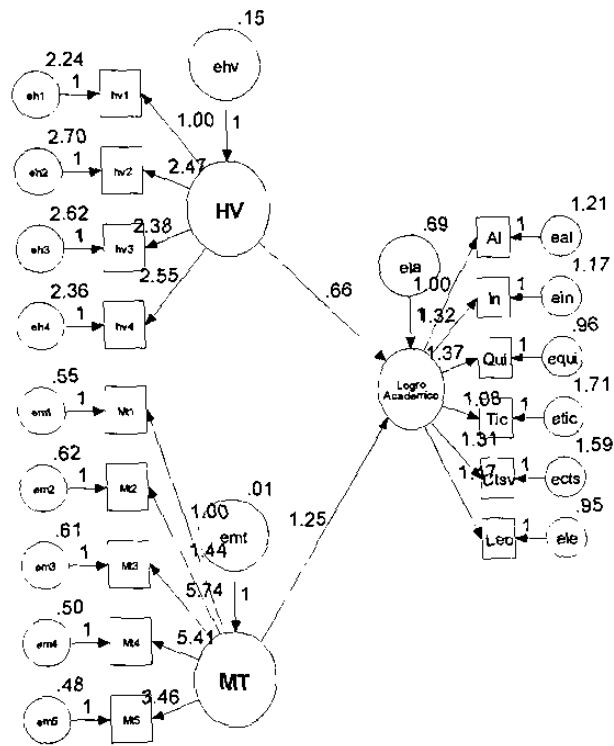


Figura 4.9. Modelo Estructural de variable endógena latente, versión no estandarizada

4.5 Hipótesis Estadísticas

La hipótesis de investigación (H1) de este estudio establece que las competencias clave son factores significativos en la explicación del logro académico. Los resultados de este estudio permiten documentar que el modelo estructural de capital humano – logro académico ajusta, en modo significativo, a los datos de la muestra y consecuentemente se puede decir que se falla en rechazar la hipótesis nula. Esto significa que, en base a los resultados del estudio, el capital humano explica, en poca proporción pero en modo significativo, al logro académico. Secundariamente, se puede afirmar, que comparando las dos concepciones analizadas, el modelo factorial de logro académico es más consistente que el modelo de promedio de calificaciones.

El proceso para validar los constructos del modelo de medición partió de lo más sencillo a lo más complejo. Se analizaron las variables demográficas y se estableció un perfil descriptivo del estudiante. Luego se analizó por separado cada uno de los tres componentes del modelo exógeno y se les elaboró un modelo de medición a cada una de ellos, y finalmente se hizo lo mismo con el modelo endógeno.

El proceso de validación fue progresivo en una secuencia específica. Se evaluó la normalidad del modelo bajo el criterio de Mardia, se ajustó la normalidad bajo el criterio Mahalanobis, se formularon modelos gráficos, se evaluó carga de factores, se evaluó bondad de ajuste (en un caso se comparó bondad de ajuste con dos diferentes dependientes), y en los modelos estructurales se analizó carga de factor estandarizada para establecer proporción de varianza comparada entre las independientes para definir un

mejor predictor, y la múltiple correlación al cuadrado para establecer proporción de varianza explicada por variable. Cuando una de las fases no alcanzó los criterios de corte se ajustó la muestra en el caso de Mahalanobis o se reespecificó el modelo en el caso de las cargas factoriales o de la bondad de ajuste.

El modelo de capital humano validó como sus componentes al factor Hv (habilidad verbal) en sus subescalas h1 (comprensión de la lectura), h2 (analogías), h3 (complementación de enunciados) y h4 (antónimos), y al factor Hm (habilidad matemática) en sus subescalas Mt1 (comprensión de los enunciados que se leen), Mt2 (capacidad para establecer inferencias lógicas), Mt3 (capacidad para realizar generalizaciones), Mt4 (capacidad de abstracción reflexiva), Mt5 (capacidad para establecer relaciones) y Mt8 (capacidad de imaginación). Por lo tanto, el factor Hv y el factor Hm son constructos válidos que representan al capital humano. El instrumento fue consistentemente válido en la medición de las habilidades matemáticas y las habilidades verbales y no así en el caso del razonamiento formal. Esta afirmación se justifica en el hecho de que las 10 subescalas referidas son explicadas por los dos factores. Las escalas una vez depuradas fueron consistentes. El mismo recurso de validación del constructo capital humano permitió a la vez validar el instrumento.

Respecto de las hipótesis del estudio, se puede decir lo siguiente:

- El lenguaje es la competencia clave que mejor explica el logro académico (H2).

Esta hipótesis es verdadera si consideramos que en el modelo de medición del

capital humano sus cuatro subescalas cargan y aparece como mejor predictor respecto de habilidad matemática y respecto de razonamiento formal.

- Las habilidades matemáticas son la competencia clave que mejor explica el logro académico (H3). Esta hipótesis es falsa si se considera que en el modelo de medición del capital humano sólo ajustó parcialmente y aunque en el modelo de capital humano fue rescatado como factor reespecificado (excluyéndole mt6 y mt7), aún así, en la comparación con habilidad verbal resultó no ser el mejor predictor del modelo.
- El razonamiento formal es la competencia clave que mejor explica el logro académico (H4). Esta hipótesis es falsa si se considera que en el modelo de medición del capital humano ninguno de sus ocho componentes cargo el factor Rf. Por este motivo el factor razonamiento formal fue excluido de la reespecificación del modelo de capital humano.
- La reespecificación del modelo de medición consideró sólo el factor Hv y el factor Hm, una vez depurado de las subescalas que no cargaron al factor (mt6 y mt7). Por otra parte se construyó también un modelo de medición para la variable logro académico, la cual cargó sus seis factores y se validó antes de incluirse en el modelo estructural.
- El modelo estructural se diseñó de por sí en dos modalidades a comparar: capital humano frente a una dependiente manifiesta, y capital humano frente a una dependiente latente. La literatura especializada en el tema impuso esa dicotomía

(Johnson, 1997) y se constituyó en la base del diseño metodológico y conceptual del estudio. En este contexto se formula la siguiente discusión acerca de las hipótesis vinculadas al modelo estructural.

- Las competencias clave no son factores importantes en la explicación del logro académico (H0). Esta hipótesis es falsa en los dos modelos que se sometieron a la prueba de hipótesis. En el modelo estructural de la dependiente promedio (manifiesta) el modelo ajustó y básicamente se falló en rechazar la nula, motivo por el cual, provisionalmente se aceptó que las competencias clave en este modelo de capital humano explican una parte de la proporción de varianza para la variable promedio. En el modelo estructural de la dependiente logro académico (latente) el modelo ajustó y básicamente se falló en rechazar la nula, motivo por el cual, provisionalmente se aceptó que las competencias clave en este modelo de capital humano explican una parte de la proporción de varianza para el factor logro académico. Aunque esta conclusión es válida para los dos modelos estructurales debe subrayarse que para uno de los dos modelos, el de la ajustada factorial (endógena latente) es apenas más cierta que para el otro.
- Las competencias clave son factores importantes en la explicación del logro académico (H1). Las competencias clave sí son factores significativos en la explicación del logro académico, aunque ciertamente su peso específico como predictor es débil o bajo en este modelo. De los componentes de capital humano, habilidad verbal es mejor predictor que habilidad matemática, aunque ambos son

factores débiles pero significativos en la explicación del logro académico. De entre ambas dependientes, promedio y logro académico, esta última es apenas un poco mejor predictor que promedio.

4.6 Poder Estadístico

La estimación de poder estadístico del estudio se hizo sobre la base de dos tablas, ambas elaboradas y publicadas por Cohen. La primera Tabla, pide el número de casos de la muestra y una D de Cohen. Estos dos parámetros permiten establecer un poder estadístico determinado. La segunda tabla establece el valor d de Cohen para la correlación y la correlación al cuadrado. Ambas tablas fueron tomadas de la WEB del Dr. Mindel.

Se identificó la correlación y la correlación al cuadrado en los dos modelos que este estudio compara. En uno, el de el promedio tradicional es de .09 y en el otro, el de la dependiente ajustada, es del .10. Esto da en la segunda tabla una D de .07 de Cohen. Se identificó el tamaño de la muestra con la que este estudio trabajó. Fue de 1610 casos.

Para establecer la d de Cohen se identificó el valor d de Cohen para las correspondientes r y r cuadrada. Dado que este estudio tiene dos r cuadradas importantes entonces se consideraron las dos pero dado que las diferencias entre ambas r cuadrada son mínimas la interpretación no fue muy diferente. La r cuadrada de .109 (es la que más se acerca a el .9 y el .10) en la tabla da una d de Cohen de 0.7. Lo cual se interpreta como un D entre mediana y fuerte. Ahora bien la muestra de 1610 casos, y la D de Cohen de .07 en la primer tabla estarían sustentando un 80 % de poder estadístico para este estudio.

The relationship between d , r , and r^2

Cohen's Standard	D	R	r^2
	2.0	.707	.500
	1.9	.689	.474
	1.8	.669	.448
	1.7	.648	.419
	1.6	.625	.390
	1.5	.600	.360
	1.4	.573	.329
	1.3	.545	.297
	1.2	.514	.265
	1.1	.482	.232
	1.0	.447	.200
	0.9	.410	.168
LARGE	0.8	.371	.138
	0.7	.330	.109
	0.6	.287	.083
MEDIUM	0.5	.243	.059
	0.4	.196	.038
	0.3	.148	.022
SMALL	0.2	.100	.010
	0.1	.050	.002
	0.0	.000	.000

As noted in the definition sections above, d and be converted to r and vice versa.

For example, the d value of .8 corresponds to an r value of .371.

The square of the r -value is the percentage of variance in the dependent variable that is accounted for by membership in the independent variable groups. For a d value of .8, the amount of variance in the dependent variable by membership in the treatment and control groups is 13.8%.

In meta-analysis studies r s are typically presented rather than r^2 .

Power	10	20	30	40	50	60	70	80	1.00	1.20	1.40
.25	332	84	38	22	14	10	8	6	5	4	3
.50	769	193	86	49	32	22	17	13	9	7	5
.60	981	246	110	62	40	28	21	16	11	8	6
.75	1144	287	128	73	47	33	24	19	12	9	7
.80	1235	310	138	78	50	35	26	20	13	10	7
.85	1389	348	155	88	57	40	29	23	15	11	8
.90	1571	393	175	99	64	45	33	26	17	12	9
.95	1797	450	201	113	73	51	38	29	19	14	10
.99	2102	526	234	132	85	59	44	34	22	16	12
	2600	651	290	163	105	73	54	42	27	19	14
	3675	920	409	231	148	103	76	58	38	27	20

Sin embargo, en la lectura de la literatura especializada sobre poder estadístico, en el contexto del análisis de covarianza, es posible encontrar que este criterio empieza a ser cuestionado. Ese cuestionamiento aun no permite un consenso ni un procedimiento alternativo que permita evaluar poder estadístico en un estudio multivariado, sin embargo es una preocupación que debe ser atendida.