

La calidad del empleo de egresados universitarios: un modelo de ecuaciones estructurales para su análisis

Dr. Roberto Cañedo Villarreal¹

Dra. María del Carmen Barragán Mendoza²

Objetivo: Explicar el papel que juega la formación profesional universitaria en la determinación tanto de la calidad del empleo profesional como de la calidad de vida de los profesionistas a partir del capital cultural de los sujetos, mediado por la calidad de las instituciones universitarias y las capacidades y realizaciones personales. En segundo lugar, ponemos a prueba la capacidad que tiene el Modelo de Ecuaciones Estructurales (MEE) para explicar el fenómeno en cuestión. Se pretende probar que la formación profesional universitaria no es el determinante de la calidad del empleo en la inserción al mercado laboral de los egresados ya que ésta depende, en última instancia, de su capital cultural.

I. Los modelos de ecuaciones estructurales. La rigidez de los modelos estadísticos para la investigación de fenómenos sociales es una de las principales críticas que se le hace a los métodos cuantitativos cuando se aplican en este campo (Fernández y Díaz, 2002; De Shutter, 1983; Landreani, 1990, entre otros). Podemos aceptar que los argumentos esgrimidos para ello son de gran peso científico. Sin embargo, conscientes de las limitaciones de los estudios estadísticos, que podemos denominar “clásicos”, los investigadores han ido acumulando una experiencia lo suficientemente rica para avanzar en este terreno, particularmente con la propuesta del MEE.

Muchos de los fenómenos a investigar en las ciencias sociales aunque pueden ser descritos en términos teóricos, difícilmente pueden tener una clara expresión objetiva capaz de traducirse en un indicador estadístico incontrovertible.

Para el MEE existen factores centrales en la explicación del fenómeno a investigar que suelen ser abstractos, a los cuales se les puede identificar como constructos teóricos. Sin embargo, es posible, a través de un análisis teórico del mismo, encontrar una serie de indicadores objetivos, concretos, que podrían acercarse lo suficiente a la realidad para describir esencialmente el fenómeno en cuestión.

Según Coenders (2000, pag. 12), el MEE constituye una herramienta sumamente poderosa para el estudio de relaciones causales en investigaciones no experimentales y con relaciones lineales, haciendo hincapié en que dicha causalidad es estadística y no filosófica. Ruiz (2000, p. 14) y Montero (1995, p.1) hacen énfasis en este aspecto para evitar confusiones, ya que la causalidad contenida en los MEE tiene el sentido de control estadístico y no determinista de la manipulación experimental.

Un primer acercamiento a este tipo de causalidad fue presentada por Boudon (1965) y Duncan (1966), con su propuesta de Análisis de Dependencias o de ruta (*Path Analysis*), este tipo de estudios no se generalizó sino hasta la presentación por Karl Jöreskog (1973), de la Universidad de Uppsala, de los MEE por medio del programa de análisis LISREL (*Linear Structural Relations*; que originalmente fue ACOUS), posteriormente aparecerían otros paquetes, también muy útiles por su fácil manejo como el EQS y el AMOS.

El MEE es una técnica multivariada que combina aspectos del análisis de regresión múltiple y del análisis factorial para analizar relaciones de dependencia entre variables latentes y manifiestas, así como valorar sus efectos causales. *Se consideran variables latentes aquellas que siendo constructos teóricos o factores no son empíricamente evidentes*, por lo que requieren ser interpretados con observaciones que acerquen dicha realidad a su expresión modelística.

El modelo está compuesto de dos submodelos, uno de medición, que analiza las relaciones de las variables observables (medibles) con las latentes que determina las propiedades psicométricas (confiabilidad y validez) de éstas últimas; el submodelo intenta interpretar los constructos teóricos con variables observables; y el otro submodelo, el modelo de ecuaciones estructurales lineales, explica las relaciones causales estructurales de las variables latentes, independientes y dependientes, y la cantidad de varianza no explicada.

Jöreskog y Sörbom (2001: 1-2) explican que el modelo completo de LISREL para muestras simples está definido, para la desviación sobre la media, por las siguientes tres ecuaciones:

¹ Docente-investigador de la Unidad Académica de Economía de la Universidad Autónoma de Guerrero; correo electrónico roberto_canedo@yahoo.com

² Docente-investigadora de la Unidad Académica de Economía de la Universidad Autónoma de Guerrero; correo electrónico carbar05@yahoo.com.mx

El modelo general de ecuación estructural: $\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta$

El modelo de medida para y: $y = \Lambda_y\eta + \varepsilon$

El modelo de medida para x: $x = \Lambda_x\xi + \delta$

Donde

y	es un vector $px1$ de respuestas observadas o variables de salida
x	es un vector de $qx1$ de variables predictoras, covariadas, o de entrada
η	es un vector aleatorio de $mx1$ de variables latentes dependientes, o endógenas
ξ	es un vector aleatorio de $nx1$ de variables latentes independientes, o exógenas
ε	es un vector de $px1$ de errores de medida en y
δ	es un vector de $qx1$ de errores de medida en x
Λ_y	es una matriz pxm de coeficientes de regresión de y sobre η
Λ_x	es una matriz qxn de coeficientes de regresión de x sobre ξ
Γ	es una matriz mxn de coeficientes de las variables- η en la relación estructural. B tiene ceros en la diagonal, e I-B (su inversa) se requiere que no sea singular
ζ	es un vector $mx1$ de errores de la ecuación (ruido aleatorio) en la relación estructural entre η y ξ .

En el MEE las variables de interés fundamental generalmente son “constructos latentes” (capital cultural, calidad del docente, etc.), cuyo comportamiento sólo puede ser observado a través de los efectos sobre las variables manifiestas (como el grado escolar de la madre o las publicaciones del docente). En general, un MEE incluye dos tipos de constructos latentes, uno exógeno o causal (ξ , que son variables independientes en todas las ecuaciones en las que aparecen) y otro endógeno o de respuesta (η , que son variables dependientes al menos en una ecuación, aunque pueden ser independientes en otras ecuaciones del sistema).

II. El diagrama. El modelo puede ser descrito a través de un diagrama de flujo que permite observar tanto los factores causales del fenómeno a estudiar, y los indicadores de cada uno de ellos, como los factores respuesta, también con sus indicadores observables. En un diagrama, las flechas de una dirección representan la relación de regresión, mientras las flechas de doble dirección representan relaciones de correlación.

Cada uno de estos constructos tiene sus propios indicadores o variables manifiestas. Para los constructos exógenos, ξ , sus indicadores son λ_x , y para los constructos endógenos, η , sus indicadores son λ_y .

Los parámetros que representan las relaciones de regresión entre constructos latentes se denominan γ , para la regresión de un constructo endógeno sobre un exógeno, o con β , para la regresión de un constructo endógeno sobre otro endógeno. Típicamente, en los MEE, a los constructos exógenos se les permite covariar libremente; ϕ representa esas covarianzas.

III. El error estructural. Por otro lado, para lograr la estimación de un parámetro de error consistente, o error estructural, ese término de error (ζ) se asume incorrelacionado con los constructos exógenos del modelo (la violación del supuesto trae como resultado el problema del predictor excluido).

IV. Especificación del modelo. La especificación del modelo a analizar implica, enunciarlo, declarar las relaciones directas, indirectas o no correlacionales (covarianzas) y las varianzas de las variables independientes (factores) que son los parámetros; variables manifiestas independientes, errores y disturbios.

V Identificación del modelo. Para poder realizar el análisis del modelo en cuestión, éste debe estar “identificado”, esto es, que la información disponible conocida implique que hay un mejor valor para cada parámetro en el modelo cuyo valor no es conocido. Lo conocido se refiere principalmente a las varianzas y covarianzas de las variables medidas (pero pueden incluir otros elementos también), mientras lo desconocido se refiere a los parámetros del modelo. Los modelos que están sobreidentificados –que tienen grados de libertad positivos– ajustan bien las cantidades de evidencia fundamental a favor de la proposición de que el modelo es verdaderamente una representación razonable del fenómeno en cuestión (Jöreskog, K. G. & Sörbom, D., 1979, pp. 40-43).

VI. Estimación de parámetros y Ajuste del modelo. Una vez identificado o sobreidentificado el modelo, se pasa a la estimación de sus parámetros, lo que implica obtener valores numéricos para los parámetros desconocidos por alguno de los métodos conocidos: *Minimos Cuadrados*, métodos iterativos

de *Probabilidad Máxima* (ML) o de *Mínimos Cuadrados Generalizados* (GLS), algunos investigadores prefieren aquéllos métodos que intentan reiteradamente obtener los valores estimados para los parámetros a partir de la matriz de correlaciones o covarianzas, que calculan una matriz de covarianzas implícitas, y representa el modelo teórico a comprobar. Ésta se compara con la *matriz de covarianzas observada*, extraída de los datos. Se producen, entonces, coeficientes estructurales (relaciones entre variables), estimaciones del error estándar y una prueba χ^2 (Chi-cuadrada). Los coeficientes particulares para los parámetros estimados libremente se evalúan con una prueba t , ésta determina si cada parámetro es estadísticamente significativo ($p < .05$) (Corral Verdugo, Víctor 2001, p. 198).

En regresión lineal, cuando se habla de las estimaciones de los parámetros se escogen aquellas estimaciones que mejor ajustan el modelo a los datos, en el sentido de que minimizan los errores de predicción cometidos en el modelo para el conjunto de sujetos de la muestra (en el método de mínimos cuadrados). Por el contrario, en el MEE lo que se pretende ajustar son las covarianzas entre las variables, en vez de buscar el ajuste de los casos. En lugar de minimizar la diferencia entre los valores pronosticados y los observados a nivel individual, se minimiza la diferencia entre las covarianzas muestrales y las covarianzas pronosticadas por el modelo estructural, por eso también se les llama modelos de estructura de covarianza (Ruiz, 2002, pp. 20-21). En el ajuste del modelo se plantea, entonces, la hipótesis de que *si el modelo es correcto* y conociéramos los parámetros del modelo estructural, la matriz de covarianzas poblacional podría ser reproducida exactamente a partir de la combinación de los parámetros del modelo, o sea

$$H_0 : \Sigma = \Sigma(\theta)$$

Medir la bondad de ajuste de esta manera es propio del MEE, ya que la mayoría de las técnicas para medirla parten de los residuos para los casos u observaciones individuales (Montero, 1995, p. 13). En el producto de salida del MEE (*output*), la “ χ^2 ” es el indicador estadístico de la bondad de ajuste.

VI.1 Validez del instrumento. Con base en el MEE, se construyó la primera parte del cuestionario, y se llevaron a cabo entrevistas exploratorias no estructuradas (abiertas) a egresados de la UAM-A, del IPN y de la UAG, de las que se partió para elaborar la segunda parte, referida a la propuesta de “calidad de vida profesional”.

En este último caso, la disposición de las opciones de respuesta a cada pregunta, se mantienen escalas tipo Likert (1932). La intención es demostrar que el instrumento utilizado mide, en forma suficiente, como un todo y en sus apartados específicos, los factores más importantes que participan en el fenómeno estudiado con el fin de que sea reconocida la validez de constructo (Anastasi y Urbina, 1998, p. 113).

Se buscó, además, que el instrumento mantuviera *Consistencia Interna*, esto es, que el criterio calificara al propio instrumento. Como puede observarse, “las correlaciones de consistencia interna son esencialmente medidas de homogeneidad” (Ibíd, p. 129).

VI.2 Confiabilidad del instrumento. Para lograr la confiabilidad del instrumento se utiliza el “coeficiente alfa” (Cronbach, 1951; Kaiser y Michael, 1975; Novick y Lewis, 1967), que se expresa como sigue:

$$r_n = \left(\frac{n}{n-1} \right) \frac{DE_t^2 - \sum(DE_i^2)}{DE_t^2}$$

en donde r_n es el coeficiente de confiabilidad de toda la prueba, n el número de reactivos, DE_t la desviación estándar de la puntuación total de la prueba y $\sum(DE_i^2)$ es la suma de las varianzas de las puntuaciones del reactivo.

VII. Prueba piloto. La prueba piloto se aplicó a una población de 40 egresados de siete carreras superiores de la UAG (Turismo, Sociología, Contaduría, Psicología, Economía, Derecho y Ecología Marina).

VIII. Universo y cálculo del tamaño de la muestra. Se escogió para la presente investigación a los jóvenes que egresaron en los años 2001 y 2002 de la Unidad Académica de Ciencias Sociales (UACS), de la UAG, y a un grupo de control de la UAM-A, cuya generación es la 1997-2001, ubicado en la Ciudad de México.

El universo objetivo es la UACS, que tiene cuatro carreras: Economía, Sociología, Psicología y Derecho, con una población total en dicha cohorte de 2 596 estudiantes.

El tamaño de la muestra (166 individuos) se calculó a partir de aplicar la fórmula para universos pequeños (poblaciones finitas).

IX. La entrada de datos. Se realizaron las pruebas concernientes de normalidad, linealidad y homocedasticidad de las variables. Aunque se observaron las recomendaciones de Tabachnick y Fidell (1996), en ningún caso se realizaron transformaciones “complejas” de los datos, sólo la codificación o recodificación de los mismos. Una vez “limpia” la base de datos se procedió a la definición de los constructos y sus variables.

Se utilizaron dos métodos para el análisis de los datos introducidos en el modelo, el Análisis Factorial por Componentes Principales y el Alfa de Cronbach. Con el primero se buscó simplificar las relaciones entre el número de variables observables y poder diferenciar lo más objetivamente posible las dimensiones de los conceptos reflejadas en un conjunto adecuado de factores latentes que expresaran los planteamientos últimos que queríamos medir.

Con el segundo método, se buscó que los constructos latentes, unidimensionales o multidimensionales, definidos a partir del Análisis Factorial, tuvieran el mejor coeficiente de confiabilidad (o consistencia interna). Para ambas pruebas se utilizó el paquete estadístico SPSS 11.

X. EL ANÁLISIS FACTORIAL. El objetivo del modelo es verificar los principales factores que teóricamente inciden en la obtención de una calidad determinada de empleo, para ello se separaron los grupos de ítems en causales, intermedios y finales.

En cuanto a las variables referidas como causales e intermedias, fueron introducidas al Análisis Factorial por el método de extracción de componentes principales y el método de rotación Promax (rotación oblicua que permite que los factores estén correlacionados), con Normalización Kaiser (que facilita interpretar la distribución de las variables en los componentes formados), esta técnica permite aproximarse al menor número de factores posibles para explicar la mayor variabilidad común. En el análisis factorial es recomendable, en primer lugar, verificar que las comunalidades sean significativas, esto es, no inferiores a 0.6, que es el criterio de considerado por Kaiser. Sin embargo, es conveniente mantener la perspectiva teórica del modelo que se va a probar para evitar que consideraciones estadísticas rígidas lesionen el marco conceptual y/o categorial del mismo. A continuación se muestran los resultados finales del proceso de análisis factorial.

Comunalidades

Variable	Initial	Extraction
Municipio de la primaria recodificado	1.000	.807
Municipio de la secundaria recodificada	1.000	.870
Municipio de la prepa	1.000	.681
Prepa/bachiller promedio	1.000	.750
SMEAN(SUPPROP)	1.000	.758
SMEAN(CALPLAN2)	1.000	.683
SMEAN(CAPLANT2)	1.000	.750
SMEAN(CALORGA2)	1.000	.704
SMEAN(CAORGI2)	1.000	.734
Grado escolar del padre	1.000	.656
Grado escolar de la madre	1.000	.787
Empleo de la madre	1.000	.608
Número de recámaras	1.000	.858
Número de baños	1.000	.826
Formación p/vinculación con empresas	1.000	.624
Formación p/continuar capacitándose	1.000	.594
Formación p/pensar creativamente	1.000	.699
Formación p/desarrollo independiente	1.000	.660

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales.

En el análisis factorial final, el único indicador que viola el principio de significancia de Kaiser es “formación p/continuar capacitándose”, por su cercanía al 0.6 se mantiene.

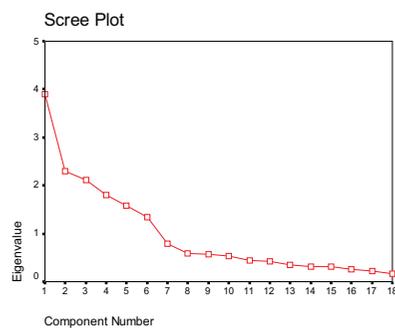
El programa extrajo de oficio seis factores que explican el 72.5% de la varianza, a partir de un peso factorial significativo de 0.3, que le fue señalado al programa. El porcentaje de varianza explicada por cada factor se presenta en forma descendente.

Total de Varianza Explicada

Componente	Auto-valores iniciales			Extracción de la suma de cuadrados			Rotación de la suma de cuadrados
	Total	% de Varianza	% Acumulado	Total	% de Varianza	% Acumulado	Total
1	3.898	21.656	21.656	3.898	21.656	21.656	3.373
2	2.296	12.754	34.410	2.296	12.754	34.410	2.761
3	2.119	11.775	46.185	2.119	11.775	46.185	2.468
4	1.810	10.056	56.241	1.810	10.056	56.241	2.156
5	1.584	8.801	65.042	1.584	8.801	65.042	1.697
6	1.342	7.457	72.500	1.342	7.457	72.500	1.569
7	.790	4.387	76.887				
8	.594	3.303	80.189				
9	.562	3.121	83.310				
10	.525	2.919	86.229				
11	.450	2.499	88.727				
12	.420	2.335	91.062				
13	.342	1.897	92.960				
14	.316	1.758	94.718				
15	.306	1.700	96.417				
16	.265	1.470	97.888				
17	.224	1.243	99.131				
18	.156	.869	100.000				

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales

Estos seis factores coinciden con el “punto de codo” del gráfico de sedimentación (scree plot) para el número de factores recomendados.



Al observar la distribución de los indicadores en cada factor parece que todos se han agrupado lógicamente y que es posible la obtención de los constructos con sus indicadores.

Matriz de Componentes

	Componente					
	1	2	3	4	5	6
Municipio de la primaria recodificado			.903			
Municipio de la secundaria recodificada			.957			
Municipio de la prepa	.360		.661			
Prepa/bachiller promedio						.863
SMEAN(SUPPROM)						.865
SMEAN(CALPLAN2)	.731					
SMEAN(CAPLANT2)	.881					
SMEAN(CALORGA2)	.820					
SMEAN(CAORG12)	.871					
Grado escolar del padre				.788		
Grado escolar de la madre				.833		
Empleo de la madre				.787		
Número de recámaras					.926	
Número de baños					.868	
Formación p/vinculación con empresas		.809				
Formación p/continuar capacitándote		.725				
Formación p/pensar creativamente		.797				
Formación p/desarrollo independiente		.760				

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales. Método de Rotación: Promax con normalización Kaiser. a La Rotación convergió en 5 iteraciones.

El siguiente es otro grupo de indicadores de la experiencia laboral antes de egresar y al egresar del sujeto, que consideramos como causales importantes de la calidad del empleo:

Comunalidades

	Initial	Extraction
Puesto antes de egresar	1.000	.651
Salario antes de egresar	1.000	.649
Meses de experiencia antes de egresar	1.000	.749
Tamaño de la empresa al egresar	1.000	.902
Salario al egresar	1.000	.677
Jornada al egresar	1.000	.622
Tipo de permanencia al egresar	1.000	.606
Meses que trabajó al egresar	1.000	.667

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales.

El programa presenta 3 factores que explican el 69.04% de la varianza, y el gráfico de sedimentación no es lo suficientemente nítido en la propuesta de los factores a extraer. Sin embargo, se consideran sólo dos factores, esperando que se agrupen lógicamente los indicadores.

Total de Varianza Explicada

Componente	Auto- valores iniciales	% de Varianza	% Acumulado	Extracción de la suma de cuadrados	% de Varianza	% Acumulado	Rotación de la suma de cuadrados
	Total			Total			Total
1	2.823	35.293	35.293	2.823	35.293	35.293	2.461
2	1.623	20.285	55.578	1.623	20.285	55.578	2.297
3	1.077	13.463	69.040	1.077	13.463	69.040	1.236
4	.783	9.793	78.834				
5	.584	7.302	86.136				
6	.423	5.282	91.417				
7	.361	4.515	95.932				
8	.325	4.068	100.000				

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales.

Matriz de Componentes

Variable	Componente		
	1	2	3
Puesto antes de egresar	.834		
Salario antes de egresar	.794		
Meses de experiencia antes de egresar	.864		
Tamaño de la empresa al egresar			.958
Salario al egresar		.745	
Jornada al egresar	-.349	.821	
Tipo de permanencia al egresar		.694	
Meses que trabajó al egresar		.597	.337

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales. Método de Rotación:
Promax con Normalización Kaiser. a La Rotación convergió en 4 iteraciones.

Aunque se ha perdido un poco de la varianza explicada con la decisión de considerar sólo dos factores se ha ganado en la especificidad lógica de los mismos.

Total de Varianza Explicada

Componente	Auto- valores iniciales	% de Varianza	% Acumulado	Extracción de la suma de cuadrados	% de Varianza	% Acumulado	Rotación de la suma de cuadrados
	Total			Total			Total
1	2.823	35.293	35.293	2.823	35.293	35.293	2.492
2	1.623	20.285	55.578	1.623	20.285	55.578	2.310
3	1.077	13.463	69.040				
4	.783	9.793	78.834				
5	.584	7.302	86.136				
6	.423	5.282	91.417				
7	.361	4.515	95.932				
8	.325	4.068	100.000				

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales.

Como se puede observar en el cuadro, han quedado separadas las características del empleo antes de egresar de las del empleo al egresar.

Matriz de Componentes

	Componente	
	1	2
Puesto antes de egresar	.828	
Salario antes de egresar	.796	
Meses de experiencia antes de egresar	.866	
Tamaño de la empresa al egresar	-.312	.401
Salario al egresar		.813
Jornada al egresar		.673
Tipo de permanencia al egresar		.570
Meses que trabajó al egresar		.729

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales. Método de Rotación: Promax con Normalización Kaiser. a La Rotación convergió en 3 iteraciones.

El último grupo a analizar es el constructo de respuesta. El programa presenta una salida sin violaciones significativas en cuanto a la calidad objetiva y subjetiva del empleo. Se observan dos factores a extraer, que explican el 73.32% de la varianza. No obstante que, al analizar el gráfico de sedimentación, se podría reducir de dos factores a uno, se ha decidido mantener los dos factores, ya que a pesar de que las variables son de la misma naturaleza representan dos aspectos diferenciables del fenómeno estudiado, esto es, lo que Amartya Sen subraya como la obligada diferenciación entre el sentirse o el estar bien al momento de valorar la calidad de vida del sujeto, aspectos que podrían converger o no, y que en este caso aparecen en la extracción original de dos factores correctamente, los aspectos objetivos de la situación laboral y la apreciación subjetiva de la misma. Por otro lado, al revisar los factores propuestos es evidente que “Tipo de permanencia actual” se coloca en un factor no lógico para su naturaleza, sin embargo, se acepta en espera de la prueba del Alfa de Cronbach, y de ser necesario proceder a su explicación teórica en caso de mantenerse en el factor.

Comunalidades

	Inicial	Extracción
Puesto actual	1.000	.739
Salario actual	1.000	.658
Jornada laboral actual	1.000	.686
Tipo de permanencia actual	1.000	.681
Relación con la carrera actual	1.000	.685
satisfacción horario	1.000	.767
satisfacción salario	1.000	.824
satisfacción prestaciones	1.000	.792
satisfacción ambiente trabajo	1.000	.768

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales.

Total de Varianza Explicada

Componente	Autovalores iniciales	% de Varianza	% Acumulado	Extracción de la suma de cuadrados	% de Varianza	% Acumulado	Rotación de la suma de cuadrados
	Total			Total			Total
1	5.647	62.740	62.740	5.647	62.740	62.740	5.164
2	.953	10.588	73.328	.953	10.588	73.328	4.457
3	.678	7.535	80.863				
4	.453	5.038	85.900				
5	.357	3.965	89.866				
6	.301	3.349	93.214				
7	.234	2.596	95.810				
8	.193	2.141	97.951				
9	.184	2.049	100.000				

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales.

Matriz de Componentes

	Componente	
	1	2
Puesto actual		.689
Salario actual		.705
Jornada laboral actual	.362	.544
Tipo de permanencia actual	.528	.376
Relación con la carrera actual	-.320	1.002
satisfacción horario	.851	
satisfacción salario	.904	
satisfacción prestaciones	1.046	
satisfacción ambiente trabajo	.738	

Método de extracción: Análisis de Componentes Principales.

Método de Rotación: Promax con Normalización Kaiser.

a La Rotación convergió en 3 iteraciones.

XI La prueba del Alfa de Cronbach. Los grupos de ítems que se expusieron a la prueba estuvieron definidos por los factores extraídos en el Análisis Factorial previo y presentados en la Matriz de Componentes. La definición de consistencia de la prueba está dada por niveles de puntuación iguales o superiores a 0.7000. Pero, insistimos, lo que guía la toma de decisiones acerca de la consideración de una variable o un grupo en el modelo es la perspectiva teórica. A continuación se presentan los resultados finales, y aceptados, de la prueba y su definición como factor.

CALIDAD DE LA FORMACIÓN UNIVERSITARIA (CALUNIV)

1.	CALPLA	Calidad de la planta docente
2.	CAPLAN	Calidad del plantel
3.	CALORG	Calidad de la organización académica
4.	CAORGI	Calidad de la organización administrativa
Alpha = .8333		

CALIDAD DE LA FORMACIÓN UNIVERSITARIA PARA EL TRABAJO (CALIFORT)

1. FORVINEM	Formación p/vinculación con empresas
2. FORCONCA	Formación p/continuar capacitándose
3. FORPENCR	Formación p/pensar creativamente
4. FORDESIN	Formación p/desarrollo independiente
Alpha = .7795	

MARGINALIDAD DE MUNICIPIOS DE ESTUDIOS PREUNIVERSITARIOS (MUNFORPR)

1. MUNPRIM	Municipio de la primaria
2. MUNSEC	Municipio de la secundaria
3. MUNPREP	Municipio de la prepa
Alpha = .7433	

FORMACIÓN CULTURAL Y ACADÉMICA DE LOS PADRES (FORPAMA)

1. GRAESPA	Grado escolar del padre
2. GRAESMA	Grado escolar de la madre
3. EMPMA	Empleo de la madre
Alpha = .7250	

CONDICIONES SOCIOECONÓMICAS DE LA FAMILIA (SOCIOECO)

1. BAÑOS	Número de baños
2. RECAMAR	Número de recámaras
Alpha = .7613	

TRAYECTORIA ACADÉMICA DEL EGRESADO (TRAYECT)

1. PREPPROM	Promedio de calificaciones de bachillerato
2. SUPPRO	Promedio de calificaciones de la superior
Alpha = .6723	

EXPERIENCIA LABORAL ANTES DE EGRESAR (EXPLABA)

1. PUESEX	Puesto antes de egresar
2. SALEXP	Salario antes de egresar
3. MESEXP	Meses de experiencia antes de egresar
Alpha = .7769	

EXPERIENCIA LABORAL AL EGRESAR (EXPLABEG)

1. SALAEGR	Salario al egresar
2. CONTJEG	Jornada al egresar
3. CONTPEG	Tipo de permanencia al egresar
4. TIEMEG	Meses que trabajó al egresar
Alpha = .6516	

SATISFACCIÓN CON EL EMPLEO ACTUAL (SATEMPLA)

1. CONTPAC	Tipo de permanencia actual
2. SATHOR	satisfacción horario
3. SATSAL	satisfacción salario
4. SATPRES	satisfacción prestaciones
5. SATAMBT	satisfacción ambiente trabajo
Alpha = .9033	

CALIDAD OBJETIVA DEL EMPLEO ACTUAL (CALEMPLA)

1.	PUESACT	Puesto actual
2.	SALACTU	Salario actual
3.	CONTJAC	Jornada laboral actual
4.	RELCARA	Relación con la carrera actual
Alpha = .8020		

Existen dos factores violatorios del peso mínimo de la prueba del Alfa de Cronbach, con 0.6723 y 0.6516. En ambos casos, se ha decidido mantener los factores en el modelo debido a la importancia teórica que revisten para la explicación de los factores asociados a la calidad del empleo obtenido.

XII. LOS FACTORES LATENTES. Con base en los análisis precedentes, se pasó a construir los factores latentes exógenos, endógeno intermedio y endógeno final.

F1 CAPITAL CULTURAL

Variable	Etiqueta	Descripción
X ₁	FORPAMA	Formación de los padres
X ₂	SOCIOEC	Condición socioeconómica

F2 EXPERIENCIA LABORAL Y DESARROLLO PERSONAL

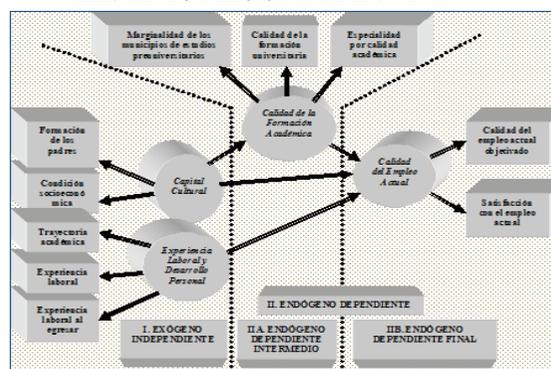
Variable	Etiqueta	Descripción
X ₃	TRAYECT	Trayectoria académica
X ₄	EXPLABA	Experiencia laboral antes de egresar
X ₅	EXPLABE2	Experiencia laboral al egresar

F3 CALIDAD DE LA FORMACIÓN ACADÉMICA (CAPITAL HUMANO)

Variable	Etiqueta	Descripción
Y ₁	MUNFORPR	Marginalidad de los municipios de estudios preuniversitarios
Y ₂	CALUNIV	Calidad de la formación universitaria
Y ₃	ESPECIA7	Especialidad por calidad académica

F4 CALIDAD DEL EMPLEO ACTUAL

Variable	Etiqueta	Descripción
Y ₄	CALEMPLA	Calidad del empleo actual objetivado
Y ₅	SATEMPLA	Satisfacción con el empleo actual

XIII. EL MODELO SIMPLE EN PATH

XIV Ecuaciones del modelo de medida.

XIV.1 Ecuaciones del modelo exógeno. Forma general (Shumacker & Lomax, 1996, 226):

(Un vector de indicadores exógenos observables, qxI) = (una matriz de coeficientes estructurales, qxm) (el vector de conceptos exógenos, mxI) + (un vector de “errores” en el modelo de medida, qxI^3), o sea $x = \Lambda_x \xi + \delta$ que en términos matriciales se representa como

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \\ x_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda x_{11} \\ \lambda x_{21} \\ \lambda x_{32} \\ \lambda x_{42} \\ \lambda x_{52} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \end{bmatrix}$$

dando lugar a las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} X_1 &= \lambda x_{11} \xi_1 + \delta_1 \\ X_2 &= \lambda x_{21} \xi_1 + \delta_2 \\ X_3 &= \lambda x_{32} \xi_2 + \delta_3 \\ X_4 &= \lambda x_{42} \xi_2 + \delta_4 \\ X_5 &= \lambda x_{52} \xi_2 + \delta_5 \end{aligned}$$

XIV.2 Ecuaciones del modelo endógeno. Forma general: (Un vector de indicadores endógenos observables, pxI) = (una matriz de coeficientes estructurales, pxm) (el vector de conceptos endógenos, mxI) + (un vector de “errores” en el modelo de medida, pxI), o sea $y = \Lambda_y \eta + \varepsilon$ que en términos matriciales se representa como:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda y_{11} \\ \lambda y_{21} \\ \lambda y_{31} \\ \lambda y_{42} \\ \lambda y_{52} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \end{bmatrix}$$

que dieron lugar a las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} Y_1 &= \lambda y_{11} \eta_1 + \varepsilon_1 \\ Y_2 &= \lambda y_{21} \eta_1 + \varepsilon_2 \\ Y_3 &= \lambda y_{31} \eta_1 + \varepsilon_3 \\ Y_4 &= \lambda y_{42} \eta_2 + \varepsilon_4 \\ Y_5 &= \lambda y_{52} \eta_2 + \varepsilon_5 \end{aligned}$$

XV. Ecuaciones del modelo estructural. Las relaciones teóricas que se establecen entre el constructo exógeno y los constructos endógenos parten de la ecuación general:

$$\eta = \beta \eta + \Gamma \xi + \zeta$$

que tiene la siguiente representación matricial

$$\begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \end{bmatrix}$$

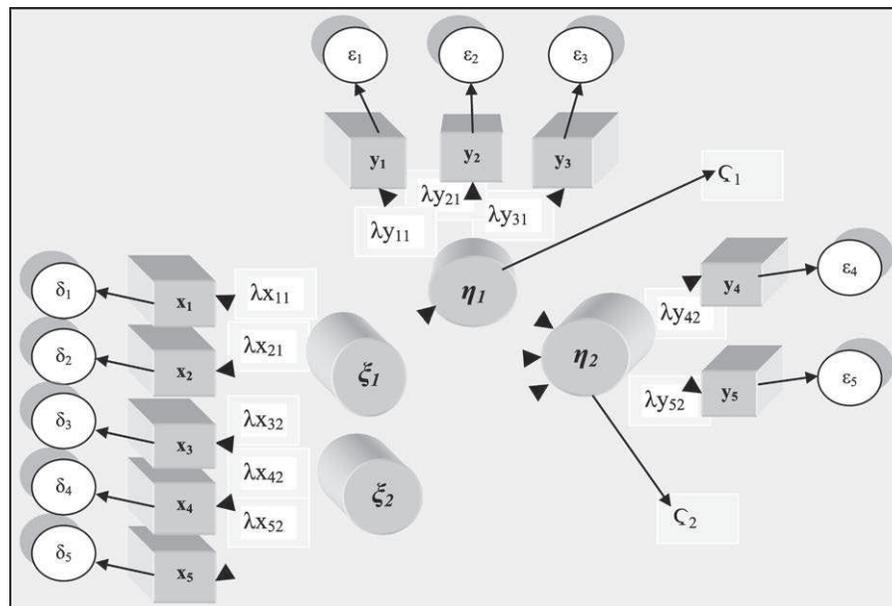
dando lugar a las tres siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} \eta_1 &= \gamma_{11} \xi_1 + \zeta_1 \\ \eta_2 &= \beta_{21} \eta_1 + \gamma_{21} \xi_1 + \gamma_{22} \xi_2 + \zeta_2 \end{aligned}$$

XVI. El modelo Path. La expresión gráfica con notación estadística LISREL está dada de la siguiente manera (Jöreskog, Karl & Sörbom, Dag, 1989, pp. 4-7):

³ Las covarianzas entre esos errores constituye la matriz θ_δ , matriz de tamaño qxq .

Modelo Path con notación matemática



XVII. Identificación del modelo propuesto. Para ello, una condición necesaria, que no suficiente, es que los grados de libertad no sean negativos ($\nu \geq 0$) (Shumacker, et. al. 1996, p. 295). Para probarlo se hace uso de la siguiente fórmula:

$$\nu = e - \pi$$

donde e es el número de ecuaciones del modelo, que se obtiene a partir de

$$e = V(V+1)/2$$

donde V = el número de variables exógenas y endógenas del modelo

$$\text{Así } e = 10(10+1)/2 = 55$$

y π es el número de parámetros estructurales

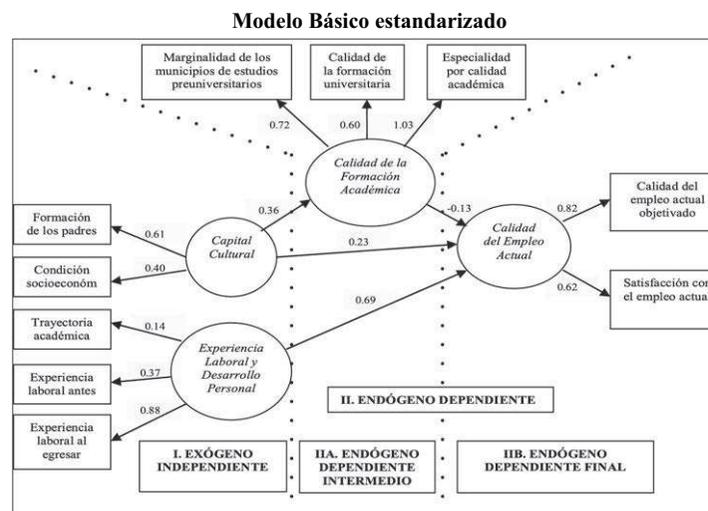
$$\pi = 1(\beta) + 3(\gamma) + 0(\psi) + 0(\phi) = 4$$

Así

Con ello se cumple un primer requisito para la identificación del modelo. Los dos procesos que faltarían serían: la estimación de los parámetros y la evaluación del modelo.

XVIII. Prueba del modelo. Existen diferentes paquetes estadísticos para realizar la prueba del modelo (EQS, AMOS, etcétera), en nuestro caso utilizamos el paquete LISREL (Linear Estructural Relations, Jöreskog, 1973) en su versión 8.54.

XVIII.1 El modelo gráfico. El gráfico siguientes muestra las salidas en diagrama de ruta (path diagram) de la prueba del modelo.



XVIII.2 Estadísticos de Bondad de Ajuste. Se puede observar en el cuadro de abajo los tres resultados más importantes que resumimos y comparamos con los resultados ideales:

Estadísticos de Bondad de Ajuste.

INDICADOR	IDEAL	OBTENIDO
$\chi^2 Normada = \frac{\chi^2}{g.I.}$	$\chi^2 Normada < 5$	1.72 (51.60/30)
Raíz del Error Cuadrático Medio de la Aproximación (RMSEA)	RMSEA < 0.080	0.068
Parsimonia del Índice de Bondad de Ajuste (PGFI)	0.5 < PGFI < 0.7	0.51

XIX. DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS. En primer lugar, habría que señalar que los análisis y pruebas realizadas a los indicadores originales utilizados para la construcción del modelo en LISREL, tanto el Análisis Factorial por Componentes Principales como el Alfa de Cronbach, permiten asegurar que tal información es una buena medida de los constructos, a partir de lo generalmente aceptado, tanto exógenos como endógenos del modelo.

XIX.1 Las variables latentes y sus interrelaciones. El Capital Humano, como lo plantean los teóricos modernos de la economía de la educación, en este caso la calidad de la formación académica, es un requisito para el ingreso al mercado laboral de profesionistas, pero no es lo más importante al momento de la asignación de una determinada calidad del empleo como tal, sino que detrás de todas estas capacidades adquiridas existe un capital cultural base que el individuo posee y que se genera en el perfil educativo, y en general cultural, de los padres y en las condiciones socioeconómicas de la familia.

La primera observación destacable es que a pesar de que se perciba, y exista de hecho, mayor calidad en la formación académica, ésta no se refleja ni directa, ni positivamente en el empleo ($\beta = -0.13$), o bien, que a pesar de la mala calidad de la formación académica ésta tiene un efecto positivo, lo que podría implicar la existencia de otro u otros factores diferentes a la calidad de la formación académica que influyen en dicha calidad del empleo.

Paradójicamente sí existe una relación significativa entre el capital cultural y la calidad de la formación académica ($\gamma = 0.36$), lo que permite pensar no en el desempeño escolar del estudiante, que nosotros lo consideramos en otro constructo a partir de un desempeño personal y no de la calidad de la escuela, sino en la posibilidad de acceder y mantenerse en una determinada universidad.

Siguiendo a Tabachnick y Fidell (1996: 800-810), no es difícil observar que la mediación de la calidad de la formación académica entre el capital cultural y la calidad del empleo es totalmente no significativa, dado que su efecto indirecto es de -0.0468 ($0.36 \cdot -0.13$), lo que implica una confirmación más de la hipótesis que hemos propuesto en esta investigación.

Así, el capital humano, referido a la formación universitaria, es la llave de entrada al mercado laboral para profesionistas, mas no el determinante de la calidad del empleo.

El segundo resultado destacable es la carga sensible del constructo de la “experiencia laboral y el desempeño personal” sobre la calidad del empleo ($\gamma = 0.69$). Esto permite plantear que, no obstante la naturaleza altamente sinérgica del papel de los factores en los fenómenos sociales, existe una producción de “cosas” propias del individuo, independientemente del capital cultural o de la formalidad de la formación académica, que constata, a decir de Kosik (1967), el carácter ontocreador del ser humano. El sujeto, en este caso el egresado universitario, no es una tarjeta de débito a la cual se le abona determinada cantidad de recursos para que después sean devueltos en la cantidad y calidad recibida, sino que en su autoconstrucción genera sus propias herramientas y produce sus propios resultados (objetivos y subjetivos). De ahí que no existan destinos manifiestos ni determinismos laborales, sino una importante actitud personal, ciertamente con una carga sensible del azar, en la definición de la calidad del empleo. No se quiere cerrar este apartado sin hacer explícita nuestra postura en el debate contemporánea de las escuelas de calidad. Al insertar la variable “trayectoria académica”, que es la historia de calificaciones de preparatoria y superior del sujeto, en el constructo “experiencia laboral y desempeño personal” y no en el constructo de “calidad de la formación académica”, lo que estamos aceptando es que la calidad de la escuela no es la que da la calidad al estudiante, sino a la inversa; y de esta manera se consideran las calificaciones del estudiante, fundamentalmente, como un esfuerzo personal.

El tercer resultado destacable es la relación entre el capital cultural y la calidad del empleo ($\gamma = 0.23$). Si bien es cierto que en términos comparativos esta carga es inferior a la carga de la “experiencia laboral y el desempeño personal” sobre la calidad del empleo, lo que implica de entrada reconocer que esta última es la principal trayectoria en la definición de la calidad del empleo, también es cierto que en la controversia que confronta al capital cultural con el capital humano, el primero resulta con una carga significativa en cuanto a su participación en la determinación de la calidad del empleo, mientras el capital humano, carece de tal significancia.

Lo que se puede concluir, entonces, es que, efectivamente, sí existe una relación directa y significativa entre el perfil cultural de los padres, en un contexto de condiciones socioeconómicas de la familia, con la calidad del posicionamiento laboral y la satisfacción con el empleo del egresado.

BIBLIOGRAFÍA

1. De Shutter, Anton. “Investigación Participativa: Una opción metodológica para la educación de adultos”, *CREFAL*, México, (1983) http://www.crefal.edu.mx/biblioteca_digital/CEDEAL/acervo_digital/coleccion_crefal/retablos%20de%20papel/RP03/
2. Landreani, Nélica. “Métodos cuantitativos versus métodos cualitativos: Un falso dilema”, *Ciencia, Docencia y Tecnología*, n° 1, año I, marzo. (1990) http://www.revistacdyt.uner.edu.ar/articulos/descargas/cdt25_landreani.pdf
3. Coenders, Germà. “Modelos de ecuaciones estructurales”, *Cuadernos de estadística* No. 6, editoriales La Muralla S.A., y Hespérides, Madrid. (2000)
4. Montero, E. “Metodología LISREL: Una Introducción”. *Serie A: Métodos y Paquetes Estadísticos*. San José, Costa Rica: Escuela de Estadística, Universidad de Costa Rica. (1995)
5. Ruiz de Miguel, Covadonga. “Propuesta y validación de un modelo de calidad en educación infantil”. *Memoria para optar al grado de Doctor, Universidad Complutense de Madrid, Facultad de Educación, Centro de Formación del Profesorado, Departamento de Métodos de Investigación*, ISBN: 84-669-2358-6, Madrid, España. (2002)
6. Fernández y Díaz. “Investigación cuantitativa y cualitativa”, *Unidad Epidemiología Clínica y Bioestadística*. Complejo Hospitalario Juan Canalejo. España. (2002) http://www.fisterra.com/mbe/investiga/cuanti_cuali/cuanti_cuali.asp
7. Shumacker, et.al. “A Beginner’s Guide to Structural Equation Modeling”, *University of North Texas and The University of Alabama*, Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, Mahwah, New Jersey. (1996)
8. Tabachnick and Fidell. “Using Multivariate Statistics”. *HarperCollins Publishers*, New York, USA. (1996)
9. Anastasi y Urbina. “Tests Psicológicos”, *Editorial Prentice Hall*, México. (1998)
10. Corral, Víctor. “Aplicaciones del modelamiento estructural a la investigación psicológica”, *Universidad de Sonora, Revista Mexicana de Psicología*, volumen 18, No. 2, México. (2001)

11. Cronbach, L. J. "Coefficient alpha and the internal structure of tests". *Psychometrika*, 16, 297-334. (1951)
12. Jöreskog, K. G. & Sörbom, D., *In Jay Magidson* (Ed.), "Advances in Factor Analysis and Structural Equation Models". Cambridge, MA: Abt Books. (1979)
13. Jöreskog, Karl & Sörbom, Dag. "LISREL 8: User's Referente Guide", Scientific Software Internacional, SSI. (1989)
14. Jöreskog, Karl, & Sörbom. "LISREL 8: User's Reference Guide", *Scientific Software International, SSI*. Lincolnwood, USA. (2001)
15. Kosík, Karel. "Dialéctica de lo concreto", *Editorial Grijalbo*, México. (1967)