

Archivos Analíticos de Políticas Educativas

Revista Académica evaluada por pares
Editor: Sherman Dorn
College of Education
University of South Florida

Editores Asociados para Español y Portugués

Gustavo Fischman
Arizona State University

Pablo Gentili
Laboratorio de Políticas Públicas
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Volumen 16

Número 4

Enero 31, 2008

ISSN 1068-2341

Modelos de Clase Latente en la Evaluación de la Educación. El Caso del Aprovechamiento Escolar en la Educación Primaria de Zacatecas

Francisco Muro González

Universidad Autónoma de Zacatecas, México

Citación: Muro González, Francisco (2007). Modelos de Clase Latente en la Evaluación de la Educación. El Caso del Aprovechamiento Escolar en la Educación Primaria de Zacatecas. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 16 (4). Recuperado [fecha] de <http://epaa.asu.edu/epaa/>

Resumen

A partir de una metodología de estadística avanzada, la de análisis de clase latente, el autor analiza conjuntamente dos archivos cruciales en la evaluación del desempeño de los estudiantes de primaria: los de factor aprovechamiento escolar y factor preparación profesional (o resultados de los exámenes de carrera magisterial). El



Los lectores/as pueden copiar, mostrar, y distribuir este artículo, siempre y cuando se de crédito y atribución al autor/es y a Archivos Analíticos de Políticas Educativas, se distribuya con propósitos no-comerciales, no se altere o transforme el trabajo original. Más detalles de la licencia de Creative Commons se encuentran en <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5>. Cualquier otro uso debe ser aprobado en conjunto por el autor/es o AAPE/EPAA. AAPE/EPAA es publicada conjuntamente por el Mary Lou Fulton College of Education at Arizona State University y el College of Education at University of South Florida y, en su versión en español y portugués, por el Observatorio Latinoamericano de Políticas Educativas (OLPED) del Laboratorio de Políticas Públicas (LPP). Los artículos que aparecen en AAPE son indexados en el Directory of Open Access Journals <http://www.doaj.org> y por H.W. Wilson & Co. Contribuya con comentarios y sugerencias a Fischman@asu.edu y/o pablo@lpp-uerj.net.

autor utiliza para ello los archivos correspondientes al año 2001¹ del estado de Zacatecas. En el texto se muestra que al trabajar con modelos de clase latente se puede ganar significativamente en profundidad en el análisis, pues mediante este método es viable construir clusters adecuados y segmentar eficientemente el archivo de datos para encontrar efectos diferenciados de los parámetros en la población.

Palabras clave: aprovechamiento escolar; carrera magisterial; evaluación educativa; indicadores educativos.

Latent Class Models in the Assessment of Education. The Case of Students' Academic Attainment in Elementary Education in Zacatecas

Abstract

Based on an advanced statistical method (Latent Class Analysis), the author jointly examines two crucial factors in the assessment of students' performance in elementary school: School attainment and teacher education (based on teachers' results in tests taken to earn their teaching credentials). Data from files in the 2001 Archives for the State of Zacatecas, Mexico are used to make this analysis. The author shows that when working with latent class models, one can make a more significant in depth analysis because by virtue of using this method, it is viable to construct suitable clusters and to segment the data files more efficiently in order to find differentiated effects of parameters in the population.

Key words: school attainment; teaching career; educational assessment; educational indicators.

Introducción

Dos de los archivos de datos más organizados de que disponen la Secretaría de Educación Pública y las secretarías de educación estatales en México son los de factor aprovechamiento escolar y factor preparación profesional (de los profesores de educación básica). Paradójicamente, a pesar de la importancia que estos dos factores tienen en la evaluación de la educación, no se conoce en el contexto mexicano—hasta donde tiene conocimiento el autor—ninguna publicación en la que de manera metódica se emprenda un análisis de uno o del otro, o de los dos archivos en su conjunto. Existen, sí, los relevantes reportes y ensayos que la SEP pone a disposición de los interesados en la materia, pero no un análisis propiamente tal de los archivos.² Por otro lado, se han escrito dos recomendables artículos que hacen alusión al tema de la evaluación, uno de Víctor Manuel Velásquez (s.f) y otro de Felipe Tirado Segura y Gilberto Guevara Niebla (2006). El artículo de Velásquez es un trabajo en el que se plasma la experiencia y el conocimiento del área del mismo autor en sus funciones como Director General de Evaluación de la Secretaría de Educación Pública de México. El trabajo es, no obstante, fundamentalmente descriptivo. El autor se refiere ciertamente a lo que, en el lapso de su gestión pública en el referido cargo, eran programas principales de la Secretaría de Educación Pública, tales como el Programa para Abatir el Rezago Educativo, el

¹ En el año del 2003 tuve la oportunidad de realizar un estudio para la Secretaría de Educación y Cultura del gobierno del estado de Zacatecas, México, motivo por el cual se me dio acceso a los datos referidos.

² Visítese, por ejemplo, <http://www.sep.gob.mx/work/appsite/dge/index.htm>.

Programa de Carrera Magisterial y el aprovechamiento escolar. En el caso del aprovechamiento escolar, el referido funcionario sólo se concreta a describir lo que se hizo durante su gestión, sin referencia alguna a “modelos de clase latente” y sin desarrollo estadístico alguno, como es el caso del presente escrito. En lo correspondiente al ensayo de Tirado y Guevara Niebla, en el que sí se hace referencia al concepto de variable latente—de hecho esta es técnica destacada en el escrito de estos relevantes investigadores de la educación mexicana—, uno de los aspectos principales del estudio es crear una variable latente a la que denominan “capital cultural familiar,” utilizando para ello el software para ecuaciones estructurales LISREL, junto con el análisis del archivo de datos generado por J. Torney-Purta et al. (2001). Los procedimientos estadísticos que emprenden, no obstante, los llevan a cabo con regresión simple (Tirado & Guevara, 2006, p. 1014), y no con regresión de variable latente, tal como se lleva a cabo en el presente ensayo. De igual cuenta, el programa estadístico de software que se utiliza en este trabajo es el Latent Gold, considerando sobre todo que se usan primordialmente variables cualitativas³.

El estudio sistemático de variables como el aprovechamiento escolar y la preparación profesional de los maestros, fundamentales en el análisis de la educación, puede suministrar elementos consistentes para la elaboración de políticas educativas, como se tratará de insinuar en este escrito. Una de las preguntas que se intenta abordar es, cuál es el peso de la preparación profesional de los maestros en el aprovechamiento escolar de los estudiantes. Esa es una pregunta básica que debería hacerse cualquier autoridad en materia de políticas educativas, es decir, si realmente el que estén bien preparados los profesores repercute de manera significativa en el aprovechamiento de los grupos. Más aún, como se intentará hacer obvio en el decurso de este texto, mediante el examen de los archivos mencionados es viable asentar empíricamente la importancia de dimensiones esenciales del cuerpo profesional docente como el género y la antigüedad en las aulas, en relación al aprovechamiento académico del grupo.

La propuesta de abordaje que se utilizó para investigar los vínculos entre la preparación profesional de los profesores y el aprovechamiento escolar de los alumnos fue la de tomar como variable independiente o explicativa la preparación profesional de los docentes; y como variable dependiente o explicada, el aprovechamiento escolar de los alumnos, descansando en lo que se ha denominado en la literatura especializada de estadística *análisis de clase latente* (Goodman, 2002). La idea fundamental en el análisis de clase latente es que existen gran cantidad de conceptos en las ciencias sociales, y por extensión en las ciencias de la educación, que no se pueden medir directamente o con un solo indicador—por ejemplo, la calidad de la educación—sin embargo, a través de esta metodología y con un conjunto de indicadores o variables observadas válidas es posible hacerlo. Lo que se trata de encontrar, mediante los algoritmos propios del análisis de clase latente, es una co-variación significativa entre los indicadores o variables observadas o manifiestas que constituyan un concepto consistente no sólo desde el punto de vista estadístico sino también desde la perspectiva de la teoría correspondiente. En el análisis de clase latente se parte del supuesto de que si existe co-variación significativa entre indicadores válidos, eso significa justamente que hay un concepto latente en la correlación, el cual hay que describir y nombrar⁴.

³ Para diferencias fundamentales entre los programas de software LISREL y Latent Gold, consúltese <http://www.statisticalinnovations.com/> y <http://www.ssicentral.com/>

⁴ Un texto muy comprensible para quien se quiera iniciar en el análisis de variable latente es el de Hagenars (1993). En este trabajo, el autor instruye al lector paso a paso en la construcción de un concepto de “envolvimiento en un sistema político,” tomando para ello tres variables observadas: sensibilidad del sistema político, nivel ideológico del individuo y participación política convencional. Luego lleva a cabo las operaciones que se requieren (las cuales pueden ser reproducidas por el lector del texto), hasta llegar al nuevo concepto que acuña.

Antecedentes del Método Propuesto

La presente investigación pretende ceñirse a los preceptos de la metodología de la investigación social empírica. Este enfoque metodológico, sin duda, es uno de los más característicos de Lazarsfeld. Este destacable autor llamó a la investigación social empírica un “estilo de investigación”, y lo consideró su principal contribución a la práctica de la sociología. (Lazarsfeld, 1954, p. 12). Todavía más, este destacado científico social desarrolla el uso del lenguaje matemático en la sociología⁵. Además, incluye dentro de la investigación social empírica, concepto que él acuña, el lenguaje de las variables, vinculando con esto conceptos teóricos con operaciones estadísticas. Lazarsfeld creía que varios de los análisis sociológicos clásicos pueden ser reproducidos con modelos generativos más o menos “sofisticados.”⁶

El lenguaje de las variables, ciertamente, es el propio del método estadístico. Este método tiene historia, tiene tradición científica, tiene potencia heurística y es teóricamente progresivo; es, para decirlo en términos de Imre Lakatos (1978), un genuino programa científico de investigación y una ciencia madura. Stephen M. Stigler (1986), el historiador de la estadística (sociólogo de formación) ha expuesto, me parece, una definición muy adecuada de este campo del conocimiento: “es una lógica y una metodología para la medición de la incertidumbre y para un examen de las consecuencias de esa incertidumbre en la planeación e interpretación de la experimentación y de la observación” (p. 4).

Considera Stigler que existe una unidad del método de la estadística. Piensa este investigador que en el caso de las leyes de la ciencia social, a diferencia de las de la astronomía, no se capturan todas las causas e influencias principales en operación; en lugar de eso, usualmente se relacionan pares de variables, manteniendo constantes a otras fuerzas (1986, p. 3).

De tal forma, la estrategia metodológica de esta investigación consiste en la realización de explicaciones con fundamento en modelos de clase latente cimentados en la probabilidad, y en una contrastación de la validez de esos modelos mediante el examen de los coeficientes estadísticos respectivos. Utilizando la lógica probabilística se establecen conjeturas en la construcción conceptual de las realidades específicas bajo estudio, y con el análisis estadístico de los datos a la mano se comprueba la validez probable de las hipótesis y los constructos propuestos.

Se parte para ello de tomar las proposiciones probabilísticas como axiomas, esto es, como aseveraciones de relación causal⁷ entre conceptos (operacionalizados éstos a través de su representación en variables), axiomas cuya validez será confirmada por medio del examen de la consistencia de la relación entre las variables en las que se han desagregado los conceptos, y las demostraciones empíricas de los teoremas o derivaciones de los axiomas.

De esa forma, si se presentan debilidades en las proposiciones relacionales postuladas, o los teoremas resultan no tener correlación epistémica⁸ con la realidad, es posible refutar un axioma o incluso el conjunto de axiomas seleccionado. Es viable también, sin embargo, ir incluyendo nuevos

⁵ Consúltese al respecto su obra *Mathematical Thinking in the Social Sciences* (1954).

⁶ Ése es el término que se utiliza en la traducción del texto de Chazel, Boudon y Lazarsfeld.

⁷ Blalock (1986) señala al respecto de la utilización de axiomas en la construcción de teorías en ciencias sociales que, en realidad, “la ‘noción’ de axioma ha sido tomada en préstamo por las ciencias empíricas y es utilizada (...) en el sentido de una suposición comprobada (o improbable), más que como una suposición que se toma como hecho” (p. 22).

⁸ A la correlación epistémica se le considerará, siguiendo a Blalock (1986), como la significación del nexo entre los conceptos teóricos y los indicadores operacionales; es decir si efectiva y comprensiblemente, desde un punto de vista de la mediación entre concepto y empiria, los indicadores representan a las dimensiones más importantes del concepto (p. 182).

axiomas, o reconstruyendo los originales, con miras a lograr un sistema hipotético-deductivo factiblemente contrastable con la materialidad bajo examen.

Para esto, el método de análisis de variable latente fue introducido por Lazarsfeld & Henry (1968) con el propósito de elaborar tipologías basadas en variables dicotómicas observadas. Posteriormente, en los años setenta, Goodman (1978), precursor principal del estudio de variables categóricas latentes, desarrolla un algoritmo para obtener estimadores de máxima verosimilitud en el cálculo de los parámetros de los modelos de clase latente. Las aportaciones matemático-estadísticas de Haberman (1979) también ayudaron a que esta metodología progresara, hasta consolidarse plenamente con autores como McCutcheon (1987), Hagenars (1993, 2002), el mismo Goodman (2002), y Vermunt y Magidson (2000, 2006)⁹.

Los modelos de clase latente serían lo correspondiente—en el examen de variables categóricas—al análisis factorial, en lo relativo al trabajo con variables cuantitativas. Adicionalmente, en la actualidad se dispone de modelos de regresión para el trabajo con variables latentes, con los cuales es posible probar, por ejemplo, si los parámetros de un modelo difieren en su influencia en los subgrupos de una población, y si estos subgrupos forman las categorías de una variable categórica latente (Vermunt & Magidson, 2006). Pensando en un análisis contextual para sopesar la trascendencia del contexto socioeconómico en los aprendizajes de los alumnos, es factible, a través de los modelos mencionados, justipreciar cómo el factor preparación profesional puede tener diferentes tasas de rendimiento conforme a los contextos socioeconómicos bajo estudio.

Metodología de Análisis de los Datos

Como ya se anunció, en este estudio se trabajará primordialmente con dos archivos de datos: el de aprovechamiento escolar y el de preparación profesional, ambos relativos al nivel de educación primaria del estado de Zacatecas, especialmente los concernientes al año 2001. De manera más específica, se integró un archivo con los datos referentes a profesores que presentaron examen de carrera magisterial y cuyo grupo fue también evaluado en ese mismo año. Consecuentemente, cada uno de los registros de este archivo (n=2,243) tiene datos respectivos al profesor o profesora y los resultados de la evaluación de su grupo en el año 2001. La unidad de análisis es entonces, de acuerdo a la aleación de archivos que se hizo, el profesor con su grupo de estudiantes.

En términos de los modelos que se van a ofrecer para evaluar la relación entre aprovechamiento escolar—la variable dependiente—y el factor preparación profesional—principal variable independiente o explicativa—, se incluirán asimismo otras variables independientes que contextualizan o ayudan a explicar más íntegramente esa relación básica. A continuación se apuntan estas variables independientes complementarias: a) turno de la escuela: matutino o vespertino (variable nominal); b) grado de primaria que se cursa: tercero, cuarto quinto o sexto (variable ordinal); c) sostenimiento de la escuela: estatal o exfederal (variable nominal); d) índice de marginación del medio geográfico donde está inscrita la escuela: muy bajo, bajo, medio, alto y muy alto (variable ordinal); e) hábitat: rural o urbano (variable nominal); f) género del profesor/a: masculino o femenino (variable nominal); y g) años de servicio del profesor (variable continua).

Para tratar de alcanzar una explicación más parsimoniosa de lo que se desea exponer, se transforman las variables “crudas” de porcentajes de aciertos del grupo—tal como se encuentran en el archivo original de datos—a *cuartiles ordinales* con las siguientes categorías: “insuficiente”, “regular”,

⁹ Revítese la página de la Internet <http://www.statisticalinnovations.com/articles/articles.html> para lograr una perspectiva más o menos integral de los aportes de estos dos impulsores del análisis de clase latente.

“bien” y “muy bien”. Los detalles de esa transformación se pueden revisar en la Tabla 1, donde se establecen los promedios para cada una de las categorías o cuartiles. Cabe recordar que la muestra de 2,243 grupos de primaria la integran estudiantes y profesores de tercero, cuarto, quinto y sexto grados de la educación pública del estado de Zacatecas.

Tabla 1
Porcentaje de Aciertos en Cada Una de las Materias y en Cada Uno de los Cuartiles

Categorías de la Variable Ordinal	Porcentaje Promedio en Cuarteles					
	Español	Matemáticas	Ciencias Naturales	Historia	Geografía	Educación Cívica
Insuficiente	28.29	25.67	23.16	20.97	19.19	21.34
Regular	37.56	33.23	34.23	30.28	27.82	31.44
Bien	45.10	39.91	43.11	37.82	34.66	39.73
Muy Bien	57.89	52.44	57.11	51.97	47.67	54.20
Promedio General	42.22	37.79	39.40	35.19	32.18	36.48

Nota: Fuente: Archivos de datos del año 2001 de aprovechamiento escolar de los alumnos de educación primaria y preparación profesional de los maestros de primaria. Secretaría de Educación Pública.

Para sistematizar aún más este tratamiento de los datos se recurre al análisis de clase latente. Con ese fin, se forman primero los clusters¹⁰ o agrupamientos con base en las seis materias básicas. En el agrupamiento de los datos se parte de la presunción analítica de que los mejores grupos no son aquellos que obtienen el mejor promedio general, sino los que logran el mejor promedio en las seis materias por igual, es decir, los que tienen un aprovechamiento integral y sobresaliente en el conjunto de materias básicas que se imparten en la primaria.

Sin embargo, es en extremo difícil—aun con la ayuda del paquete computacional especializado que se empleó—establecer un solo patrón para caracterizar el aprovechamiento de los grupos. En la Tabla 2 se muestran los cinco clusters que se formaron según los resultados obtenidos sobre el aprovechamiento escolar en las asignaturas de español, matemáticas, ciencias naturales, historia, geografía y educación cívica. De acuerdo con estos datos, se pueden hacer las siguientes apreciaciones: los primeros dos clusters agrupan a los alumnos deficientes, los siguientes dos clusters agrupan a los alumnos más sobresalientes, y el último cluster es el más homogéneo. Así, los grupos aglutinados en el cluster 1 son los estudiantes más deficientes las materias de español, ciencias naturales, geografía y educación cívica; los grupos del cluster 2 son los más deficientes en matemáticas e historia; los grupos del cluster 3 son los estudiantes más sobresalientes en español, ciencias naturales y geografía; los grupos del cluster 4 sobresalen en matemáticas, historia y educación cívica; y, finalmente, los mejores grupos en las seis materias del currículum de primaria, los más homogéneos y sobresalientes, son los del cluster 5.

No resulta conveniente, por ende, emplear una escala ordinal para el trabajo con la variable dependiente (aprovechamiento escolar), sino utilizar un nivel de medición nominal en el cual se establezca con claridad lo que integra cada una de las categorías, como se especifica en la Tabla 2.

¹⁰ Para formar los clusters se ha usado el paquete de software estadístico Latent Gold 3.0, el cual se ha utilizado para los procedimientos estadísticos que se realizaron en este texto.

Tabla 2
Clusters y Promedio de Aciertos por Materia de Educación Primaria

Clusters	Aprovechamiento Escolar por Materia						Tamaño de los Clusters
	Español	Matemáticas	Ciencias Naturales	Historia	Geografía	Educación Cívica	
1. Deficientes en: E, CN, G y EC	28.28	33.42	22.55	30.52	24.59	29.22	13%
2. Deficientes en: M y H	38.31	30.81	36.03	28.03	26.79	30.96	36%
3. Sobresalientes en: E, CN y G	48.74	39.01	48.52	36.37	35.52	37.41	30%
4. Sobresalientes en: M, H y EC	39.14	48.02	29.32	46.83	35.46	45.23	11%
5. Sobresalientes en: Todas las materias	57.71	53.19	56.53	50.12	47.35	52.74	10%
Promedio General	42.22	37.79	39.40	35.19	32.18	36.48	

Nota. Siglas: Español (E), Matemáticas (M), Ciencias Naturales (CN), Historia (H), Geografía (G) y Educación Cívica (EC)

Fuente: Archivos de datos del año 2001 de aprovechamiento escolar de los alumnos de educación primaria y preparación profesional de los maestros de primaria. Secretaría de Educación Pública.

En el itinerario de ir construyendo las variables que habrán de servir en la evaluación del nivel escolar de primaria en el estado de Zacatecas, le corresponde el turno a la variable independiente, es decir, a la *preparación profesional del profesor*. Esta variable se confecciona como cluster ordinal, tomando en consideración el conocimiento de los docentes de primaria demostrado a través de los resultados obtenidos en el examen de carrera magisterial en los siguientes rubros: contenidos programáticos, español, matemáticas, ciencias naturales, historia, geografía, educación cívica, plan y programas.

La variable ordinal de preparación profesional—con las categorías “baja”, “media” y “alta”—que se establece para integrar los resultados de los docentes ajusta bastante bien. Como se podrá observar en la Tabla 3, los docentes con los más bajos promedios en carrera magisterial están en la categoría “baja”, los que obtienen resultados intermedios se ubican en la categoría “media”, y los docentes con mejores resultados en todos los rubros considerados en la integración de esta variable están en la categoría “alta”.

Tabla 3
Clusters y Promedio de Aciertos en Examen de Carrera Magisterial

Rubros	Preparación del Profesor			Promedio
	Baja	Media	Alta	
Contenidos Programáticos	31.81	50.50	70.17	50.61
Español	33.91	50.08	65.11	49.68
Matemáticas	29.00	47.14	69.64	48.10
Ciencias Naturales	34.73	48.33	69.10	50.02
Historia	33.31	59.89	84.90	59.31
Geografía	25.78	42.65	62.11	43.17
Educación Cívica	44.12	69.43	84.89	66.79
Plan y Programas	41.51	49.14	57.00	49.14

Nota: Fuente: Archivos de datos del año 2001 de Aprovechamiento escolar de los alumnos de educación primaria y Preparación profesional de los maestros de primaria. Secretaría de Educación Pública.

La distribución de la variable ordinal *preparación profesional del profesor*, conforme a los resultados obtenidos del análisis de cluster para constituir dicha variable, la presentamos en la Tabla 4.

Tabla 4
Distribución de la Variable Preparación Profesional del Profesor

Categoría	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje Acumulado
Baja	575	25.6	25.6
Media	1109	49.4	75.1
Alta	559	24.9	100.0
Total profesores con sus grupos	2243	100.0	

Nota: Fuente: Archivos de datos del año 2001 de Aprovechamiento escolar de los alumnos de educación primaria y Preparación profesional de los maestros de primaria. Secretaría de Educación Pública.

El Modelo General

En la Tabla 5 se integran los resultados de las pruebas de razón de verosimilitud de una corrida de regresión logística multinomial para cada una de las variables independientes en la explicación de la variable dependiente *aprovechamiento escolar*, quedando formalizado el modelo logístico multinomial (dado que la variable *dependiente aprovechamiento escolar* tiene un nivel de medición nominal) de la siguiente manera:

Modelo de Aprovechamiento Escolar

$$\log \text{aprovechamiento}_j = \beta_0 + \beta_1 \text{Grados} + \beta_2 \text{Habitat} + \beta_3 \text{Preparation} + \beta_4 \text{Turno} + \beta_5 \text{Género} + \beta_6 \text{Sostenimiento} + \beta_7 \text{Marginación} + \beta_8 \text{Años}$$

En donde el subíndice j de la variable dependiente *aprovechamiento escolar* significa la categoría que corresponda a las cinco que tiene esta variable: 1) Deficientes en E, CN, G y EC; 2) Deficientes en M y H; 3) Sobresalientes en E, CN y G; 4) Sobresalientes en M, H y EC; 5) Los mejores en todas las materias.

Tabla 5
Pruebas de Razón de Verosimilitud

Variables	-2 Log Likelihood of Reduce Model	Ji-cuadrada	df	Significación
Intercepto	4730.058(a)	.000	0	
Grados de primaria	5553.945	823.887	12	.000
Hábitat	4809.911	79.853	4	.000
Preparación prof. del profesor	4771.784	41.725	8	.000
Turno de la escuela	4762.444	32.385	4	.000
Género del profesor	4756.008	25.950	4	.000
Sostenimiento de la escuela	4754.716	24.658	4	.000
Índice de marginación	4749.834	19.776	12	.071
Años de servicio del profesor	4737.766	7.708	4	.103

Los valores *logit* y zeta para cada una de las categorías de la variables independientes (presentados todos en el Apéndice “Modelo General Para la Explicación del Aprovechamiento de los Grupos de Primaria”) junto con el valor correspondiente de la Ji-cuadrada de la Tabla 5 sugieren que las variables explicativas del aprovechamiento escolar de los grupos de alumnos de primaria evaluados tienen—a reserva de ampliar más adelante la explicación al respecto—los siguientes pesos específicos y niveles de significación:

Primero, conforme a los datos disponibles, la variable más importante en la elucidación del aprovechamiento escolar de los grupos de primaria contemplados en este estudio es la de *grados de primaria*, lo cual es factible interpretar como: a mayor tiempo transcurrido en contextos escolares, mayores probabilidades de ubicarse en las categorías de la variable dependiente aprovechamiento escolar. Es decir, esta es la variable que mayormente explica por qué se conforman las categorías de la variable dependiente como están.

Segundo, la siguiente variable en importancia—con base sobre todo en el valor absoluto de la Ji-cuadrada registrado en la Tabla 5—es el *hábitat*. Esto podría entenderse como: es en el hábitat urbano, y no en el rural, donde los alumnos tienen, por lo general, más probabilidades de obtener resultados satisfactorios.

Tercero, la siguiente variable en importancia es la *preparación profesional del profesor*, cuya relación con la variable dependiente *aprovechamiento escolar* puede ser interpretada sencillamente como: a mayor preparación profesional del profesor, mayores probabilidades de que el grupo obtenga resultados más sobresalientes, si no es que el grupo se ubica en el cluster *mejores en todas las materias*.

La siguiente variable en importancia para explicar el aprovechamiento escolar, de acuerdo a este modelo, corresponde al *turno de la escuela*, siendo el turno matutino el de mayor preponderancia. Esto quiere decir que en pruebas estandarizadas, los grupos matutinos, muy posiblemente por poseer un tipo de organización escolar más eficiente, tienen mayores probabilidades de obtener una calificación más satisfactoria que los vespertinos. Con base en una prueba de hipótesis es posible sostener esta aseveración: mientras que los grupos del turno matutino tienen un promedio de 38.4 de aciertos en la generalidad de las materias, el promedio de los del vespertino es de 35.6. El nivel de

significación de la prueba es, asimismo, mayor al 99%. Esto tiene, además, un sustento un tanto más objetivo: frecuentemente los docentes trabajan doble turno –matutino y vespertino –y en este último, el vespertino, ya no rinden como en el matutino, ellos mismos así lo manifiestan cuando se les inquiriere al respecto.

La siguiente variable en términos de fuerza explicativa es el *género* de los profesores. Los grupos que son atendidos por profesoras tienen más probabilidades de obtener mejores evaluaciones que los que son atendidos por profesores, lo cual no significa que, en general, los grupos de las profesoras tengan mejores evaluaciones que los de los profesores, sino que dentro del modelo de evaluación que se está trabajando, las profesoras tienen, en promedio, una ventaja estadísticamente significativa sobre los profesores.

El *sostenimiento de la escuela*—estatal o exfederal—también es consistente en la evaluación del aprovechamiento de los grupos de primaria. Las escuelas de sostenimiento estatal tienden a tener, en términos generales, resultados más gratificantes que las exfederales, verosímilmente debido a la, en promedio, más eficiente organización escolar. Ciertamente, el promedio de la primaria estatal es de 41.04 puntos, en tanto que la federal es de 37.45. La prueba de hipótesis correspondiente a esa diferencia es definitivamente significativa a más del 99%. Como mucha gente sabe, las primarias estatales son propias del hábitat urbano y tienen, en lo colectivo, mayor edad y tradición que las que pertenecieron al sistema federal hasta la *modernización educativa*.¹¹

El *índice de marginación*, contra lo que comúnmente se cree, no es significativo en este modelo de aprovechamiento escolar de los grupos de primaria. Revísese al respecto que el nivel de significación de esta variable en la Tabla 5 no alcanza el 95% ($1 - .071 = 0.929$) de significación.

Finalmente, la variable *años de servicio del profesor* no consigue alcanzar en este modelo general ni siquiera el 90% de significación; con base en lo cual es aceptable asumir que esta variable no influye de manera consolidada en el aprovechamiento escolar de los alumnos de primaria, cuando menos en las condiciones de este modelo. Más adelante se describirá un contexto en el que la antigüedad del profesor sí se vuelve significativa.

Siguiendo el coeficiente de explicación (pseud R^2) de Nagelkerke presentado en la Tabla 6, se puede observar que el grado de explicación que se alcanza con el modelo sugerido asciende a un 45.5%, que, procede opinar, es estimable en el trabajo real con esta clase de modelos¹². No obstante, nótese que más de un 50% de la circunstancia que priva en el aprovechamiento escolar quedaría sin explicación. Esta brecha podría presumiblemente imputársele a la ausencia del contexto familiar de los alumnos en el modelo de variables explicativas. Recuérdese a este particular que las unidades de análisis son grupos de alumnos con sus profesores, y no alumnos en lo individual.

¹¹ En 1992, durante la gestión del presidente Carlos Salinas de Gortari, se firmó el Acuerdo Nacional para la Modernización de la Educación Básica y Normal entre el gobierno federal, los gobiernos de los estados de la República Mexicana y el Sindicato Nacional de Trabajadores de la Educación (SNTE). Este acuerdo implicó principalmente la descentralización del sistema educativo de la ciudad de México hacia los estados del país, una reforma curricular y pedagógica para la educación básica y la formación inicial de maestros, y la participación social en los temas de la educación.

¹² Toda vez que en el análisis de variables cualitativas –como es el caso que nos ocupa –no se puede calcular el coeficiente de determinación convencional en modelos de regresión, o R^2 , pues éste utiliza algoritmos propiamente numéricos, se usan “pseud R^2 ” para aquilatar el nivel de explicación de una ecuación de regresión logística, como es el de Nagelkerke. Para mayor información al respecto véase N.J.D. Nagelkerke. (1991). “A note on a general definition of the coefficient of determination”. *Biometrika*, 78, 691-692. Para una explicación más amplia sobre el análisis de regresión logística véase R. Christensen. (1997). *Log-Linear Models and Logistic Regression*. Second Edition. New York: Springer.

Tabla 6
Pseudo R-cuadrados

Cox and Snell	.431
Nagelkerke	.455
McFadden	.192

Adicionalmente, el empleo de la metodología propuesta permite precisar la influencia de cada una de las variables independientes sobre el aprovechamiento escolar, pudiendo, con esto, ayudar a fijar metas puntuales en la actuación de las autoridades de la educación pública. Al respecto, a continuación se presentan una serie de tablas y figuras que consignan los datos concretos (en términos de probabilidades)¹³, así como las tendencias de cada una de las variables independientes que han resultado significativas en el esclarecimiento del *aprovechamiento escolar* con base en el modelo presentado.

De esa guisa, se irá revisando cada una de las variables independientes significativas, según el grado de importancia de acuerdo a nuestro modelo. Comenzamos, entonces, con la variable *grados de primaria*.

Tabla 7
Aprovechamiento Escolar por Grados de Primaria

Nivel de Primaria	Deficientes en:		Sobresalientes en:		Mejores en Todas las Materias
	E, CN, G y EC	M y H	E, CN y G	M, H y EC	
Tercero	33%	16%	5%	36%	9%
Cuarto	15%	46%	25%	7%	7%
Quinto	3%	44%	36%	3%	14%
Sexto	1%	37%	49%	1%	11%

Nota: Siglas: Español (E), Matemáticas (M), Ciencias Naturales (CN), Historia (H), Geografía (G) y Educación Cívica (EC)

Para comenzar, en la Tabla 7 se percibe una suerte de contradicción plenamente comprobada con los datos disponibles. Esta contradicción consiste en que mientras las deficiencias en las asignaturas de español, ciencias naturales, geografía y educación cívica se van atenuando conforme se avanza en los grados de la primaria pública de Zacatecas, las deficiencias no aminoran, y hasta incrementan, en las asignaturas de matemáticas e historia. De modo concomitante ocurre con la categoría “sobresalientes”: en los casos de español, ciencias naturales y geografía, las probabilidades de que los grupos sobresalgan en esas materias crecen sostenidamente conforme evoluciona la estancia de los alumnos en la escuela primaria; pero lo contrario sucede con matemáticas e historia, que van en picada conforme se asciende en los grados de primaria. Por lo que corresponde a la asignatura educación cívica, ésta no crece en lo “sobresaliente”, pero si alcanza a emigrar de lo “deficiente.” En otras palabras, el paso por los grados de la primaria no incrementa siquiera la destreza para responder los exámenes de aprovechamiento escolar. En lo que corresponde a los grupos *Mejores en todas las materias*, la situación es un tanto aleatoria en los distintos grados de primaria (sube en quinto, baja en sexto), como se puntualiza en la Tabla 7 y se visualiza en la Figura 1

¹³ Los parámetros de los modelos multinomiales se calculan usando las probabilidades, los logit y momios de la muestra (Long y Freese).

La siguiente variable explicativa del aprovechamiento escolar, de acuerdo con nuestro modelo, es el *hábitat*: urbano o rural. En la Tabla 8 y Figura 2 se aprecia que, en definitiva, los grupos de primaria situados en el hábitat urbano tienen mayores probabilidades tanto de tener menos deficiencias en las materias que se cursan en la primaria, como de sobresalir más en las materias integradas a las categorías que se han fijado para la variable de aprovechamiento escolar, en su cotejo con los grupos ubicados en el sector rural. Igualmente, los grupos urbanos tienen mayores probabilidades de tener un número más grande de grupos *mejores en todas las materias*. Posiblemente, y esto es sólo una hipótesis, lo que esté influyendo en la diferencia tan marcada entre hábitat por desempeño escolar sea la influencia del contexto familiar: en el hábitat urbano, los padres de familia tienen, en promedio, un capital educativo más alto para apoyar a sus hijos en los deberes escolares que los del rural.

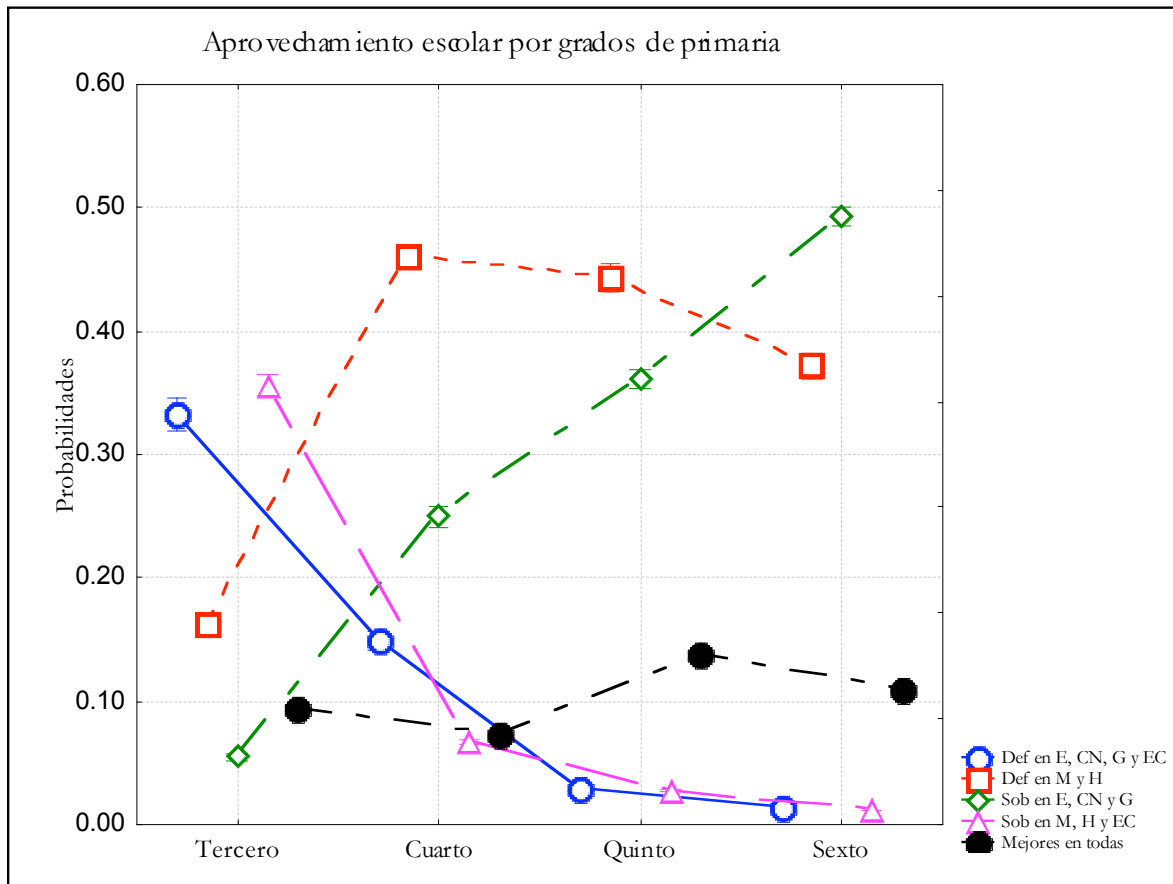


Figura 1. Aprovechamiento escolar por grados de primaria

Tabla 8
Hábitat

Hábitat	Deficientes en: E, CN, G y EC	Deficientes en: M y H	Sobresalientes en: E, CN y G	Sobresalientes en: M, H y EC	Los Mejores en: Todas las materias
Rural	19%	43%	22%	10%	6%
Urbano	8%	30%	36%	12%	14%

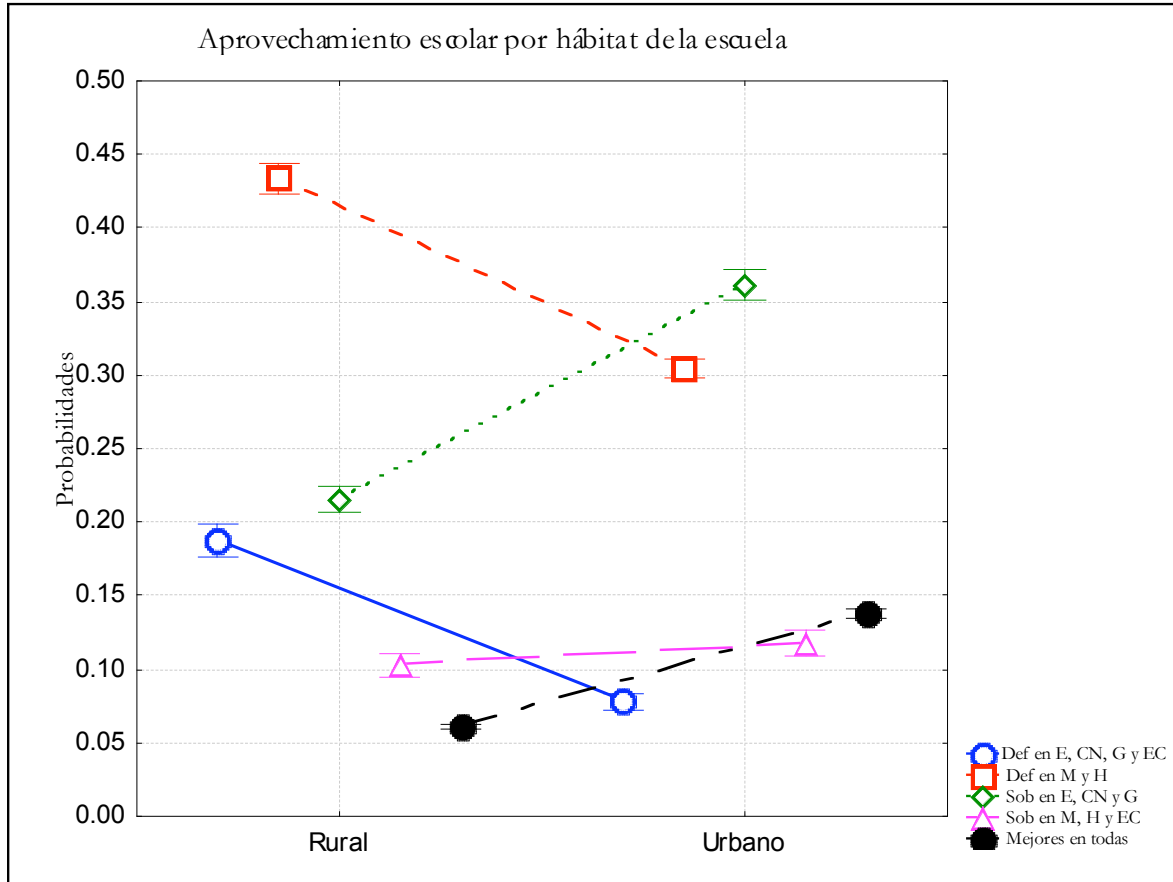


Figura 2. Aprovechamiento escolar por hábitat de la escuela

La siguiente variable, que aun cuando es la tercera en preponderancia explicativa en el modelo general propuesto, es la que generalmente puede ser manipulada por las autoridades de la educación pública, y la cual, racionalmente utilizada, puede revertir en notable medida los efectos negativos de las primeras dos variables discutidas hasta ahora. Hablamos entonces de la variable *preparación profesional del profesor*. La situación de este factor podría calificarse de delicado, en tanto que como se observa en la Tabla 9 y la Figura 3 la preparación del profesor actúa con competencia paliando deficiencias en español, ciencias naturales, geografía y educación cívica, e incluso logrando que los grupos sobresalgan en español, ciencias naturales y geografía, y propiciando que haya más grupos *mejores en todas las materias*. Sin embargo, en lo que concierne a superar las deficiencias en matemáticas e historia, o de hacer sobresalir a los grupos en matemáticas, historia y educación cívica la incidencia de esta variable no es dramática. Este hecho puede observarse en las cifras presentadas en la Tabla 9 y la Figura 3.

Tabla 9

Preparación del profesor

Preparación del profesor	Deficientes en: E, CN, G y EC	Deficientes en: M y H	Sobresalientes en: E, CN y G	Sobresalientes en: M, H y EC	Los mejores en: todas las materias
Baja	21%	37%	17%	17%	8%
Media	12%	37%	31%	10%	10%
Alta	5%	34%	40%	6%	14%

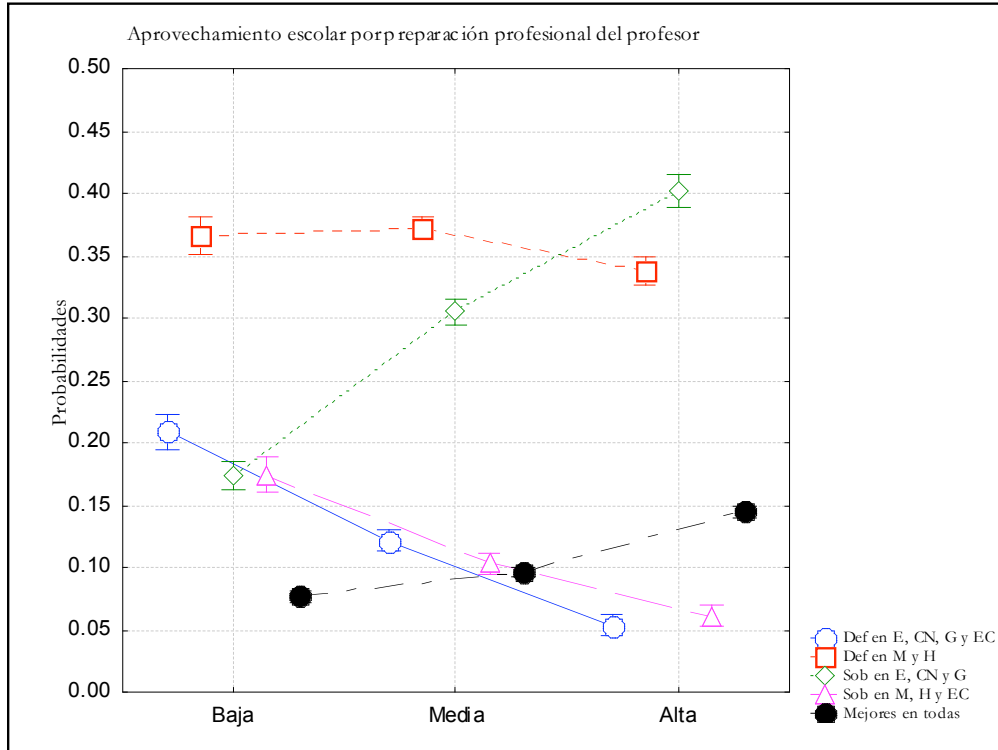


Figura 3. Aprovechamiento escolar por preparación profesional del profesor

Se ofrecen paralelamente otros elementos de prueba para hacer patente la existencia de esa situación anómala referida anteriormente. La Tabla 10 contiene correlaciones entre el porcentaje de aciertos en el examen de carrera magisterial de los profesores y el porcentaje de acierto de sus grupos de estudiantes en las materias evaluadas. Los datos en la Tabla 10 permiten comprobar que las materias donde existe mayor nexo significativo entre el conocimiento de los profesores y el aprovechamiento de los alumnos son las asignaturas de geografía, ciencias naturales y español. Igualmente, también se comprueba que no existe relación significativa alguna entre ambos factores en las asignaturas de matemáticas y en educación cívica. Finalmente, se muestra que en la asignatura de historia, la correlación incluso tiende a ser significativamente inversa, es decir, a mayor conocimiento de los profesores, menor aprovechamiento de los alumnos.

Por otro lado, también se podría argüir que las deficiencias generalizadas encontradas en las asignaturas de matemáticas, historia y educación cívica pueden tener su origen en las didácticas aplicadas en la enseñanza de estas materias, y no, de forma colectiva, en las insuficiencias de la preparación profesional de los profesores, como se aducirá más adelante.

Tabla 10
Correlaciones Entre el Nivel de Aciertos de los Profesores y Nivel de Aciertos de los Grupos de Alumnos

	% aciertos profesores español	% aciertos profesores matemáticas	% aciertos profesores ciencias naturales	% aciertos profesores historia	% aciertos profesores geografía	% aciertos profesores Educación cívica
% aciertos alumnos español	.098	.123	.079	.163	.109	.181
Significación	.000	.000	.000	.000	.000	.000
% aciertos alumnos matemáticas	.032	-.007	-.011	-.043	-.001	-.065
Significación	.132	.724	.601	.040	.953	.002
% aciertos alumnos ciencias naturales	.122	.203	.113	.320	.206	.258
Significación	.000	.000	.000	.000	.000	.000
% aciertos alumnos historia	.064	.001	.038	-.042	-.020	-.069
Significación	.002	.953	.073	.045	.339	.001
% aciertos alumnos geografía	.097	.104	.070	.137	.124	.095
Significación	.000	.000	.001	.000	.000	.000
% aciertos alumnos educación cívica	.031	.029	.033	.010	.008	.005
Significación	.141	.165	.121	.635	.720	.804

Continuando con nuestra revisión de las variables que influyen el aprovechamiento escolar, corresponde ahora examinar la variable independiente *turno de la escuela*.

El turno de la escuela—si matutino o vespertino—también es significativo en la explicación del aprovechamiento escolar de los grupos. Nuestra hipótesis es que puede existir una organización escolar más propicia para el desarrollo de los educandos en la mañana que en la tarde. Como se podrá observar en la Tabla 11 y la Figura 4, la evidencia estadística indica que en el turno matutino se tiene mayores probabilidades tanto para disminuir deficiencias como para preparar mejor a los educandos.

Tabla 11
Turno de la escuela

Turno de la Escuela	Deficientes en: E, CN, G y EC	Deficientes en: M y H	Sobresalientes en: E, CN y G	Sobresalientes en: M, H y EC	Mejores en: Todas las materias
Matutino	12%	35%	30%	11%	11%
Vespertino	19%	43%	25%	8%	5%

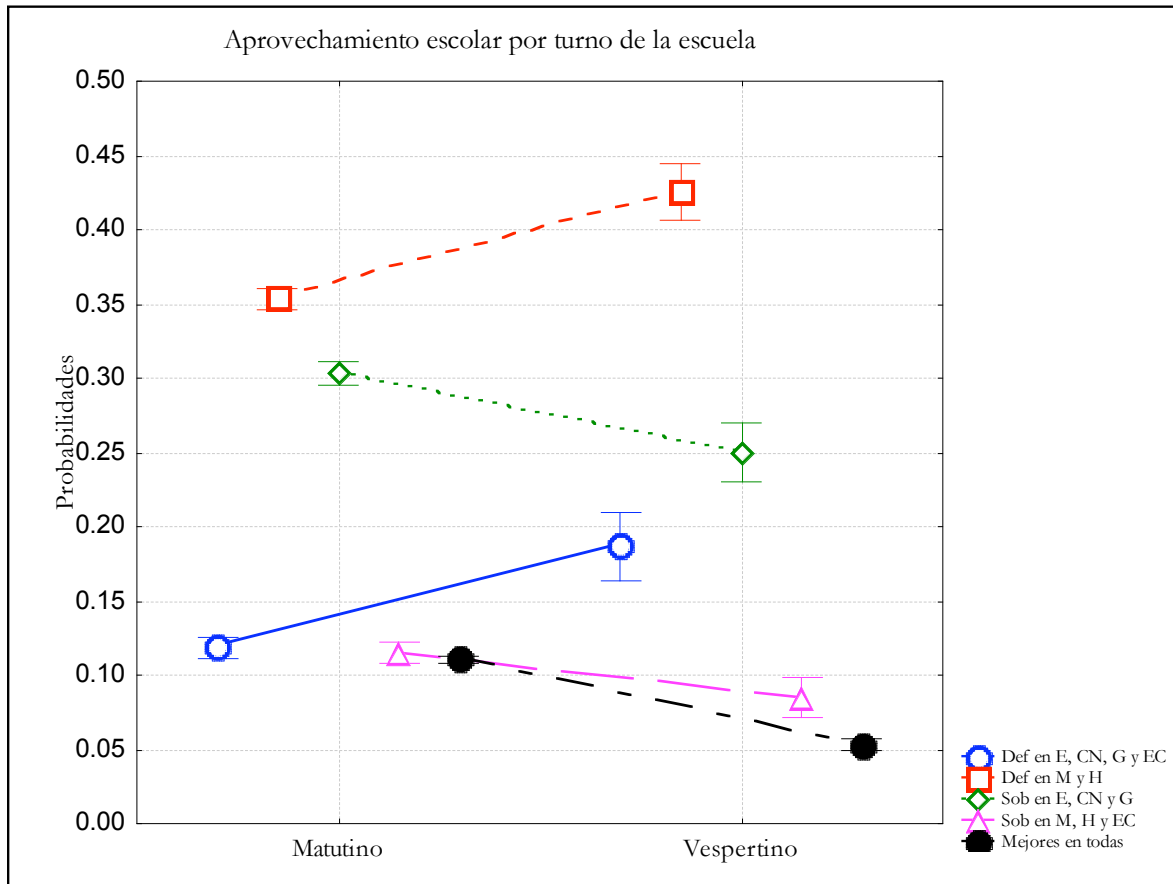


Figura 4. Aprovechamiento escolar por turno de la escuela

La siguiente variable significativa en nuestro modelo explicativo del aprovechamiento escolar es la de *género del profesor*. En la Tabla 12 y la Figura 5 relativos a la comparación entre géneros de profesores en el aprovechamiento de sus respectivos grupos es palmario que en las cinco categorías consideradas en la variable dependiente, las profesoras superan en lo colectivo, aun cuando sea en cuantía reducida, a los profesores hombres.

Tabla 12

Aprovechamiento Escolar por Género del Profesor

Género del Profesor	Deficientes en: E, CN, G y EC	Deficientes en: M y H	Sobresalientes en: E, CN y G	Sobresalientes en: M, H y EC	Los mejores en: todas las materias
Femenino	10%	33%	31%	13%	12%
Masculino	15%	40%	28%	9%	8%

Ciertamente, también en promedio, las profesoras son más eficientes que los profesores en disminuir deficiencias y estimular a los grupos para que se superen, al punto de, por ejemplo, ser ellas las que tienen un 4% más de grupos *mejores en todas las materias* que los profesores hombres. Quizás el factor que esté produciendo esta diferencia (hace falta investigación empírica a este respecto en el entorno zacatecano, pues no existe evidencia asequible a ese particular) sea la

inteligencia afectiva, es decir, la atención integral que por lo común proporcionan más las profesoras que los profesores al desarrollo emocional de los educandos¹⁴.

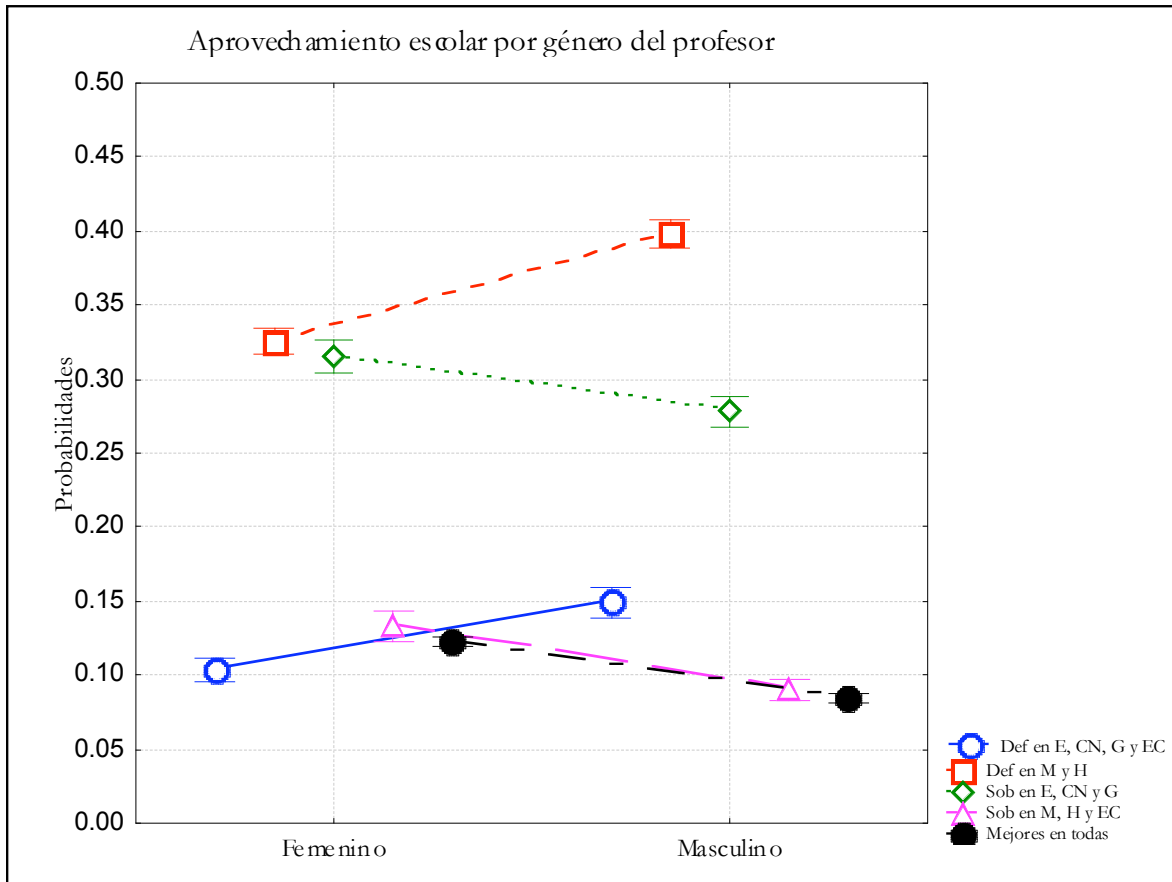


Figura 5. Aprovechamiento escolar por género del profesor

Aunque de forma muy reducida, pero significativa, el tipo de sostenimiento de la escuela: estatal o exfederal, hace también diferencia en el aprovechamiento de los grupos de primaria en el entorno zacatecano, como se muestra en la Tabla 13 y la Figura 6.

Tabla 13
Sostenimiento de la escuela

Sostenimiento	Deficientes en E, CN, G y EC	Deficientes en M y H	Sobresalientes en E, CN y G	Sobresalientes en M, H y EC	Mejores en todas las materias
Estatal	4%	28%	40%	14%	15%
Exfederal	15%	38%	28%	11%	9%

¹⁴ Para quienes deseen profundizar en el tema de la “inteligencia afectiva”, están disponibles en el Internet dos artículos de Valentín Martínez-Otero Pérez, uno denominado “Fundamentos e implicaciones educativas de la inteligencia afectiva”, *Revista Iberoamericana de Educación*, Vol. 39, Núm. 2, 2006, pp. 1-11. Éste se puede conseguir en <http://www.ricoei.org/deloslectores/1349Martinez.pdf>. Y otro llamado “Proyección educativa de la inteligencia afectiva”, *Revista Complutense de Educación*, Vol. 14, Núm. 1, 2003, pp. 57-82. Disponible en <http://www.ucm.es/BUCM/revistas/edu/11302496/articulos/RCED0303120057A.PDF>

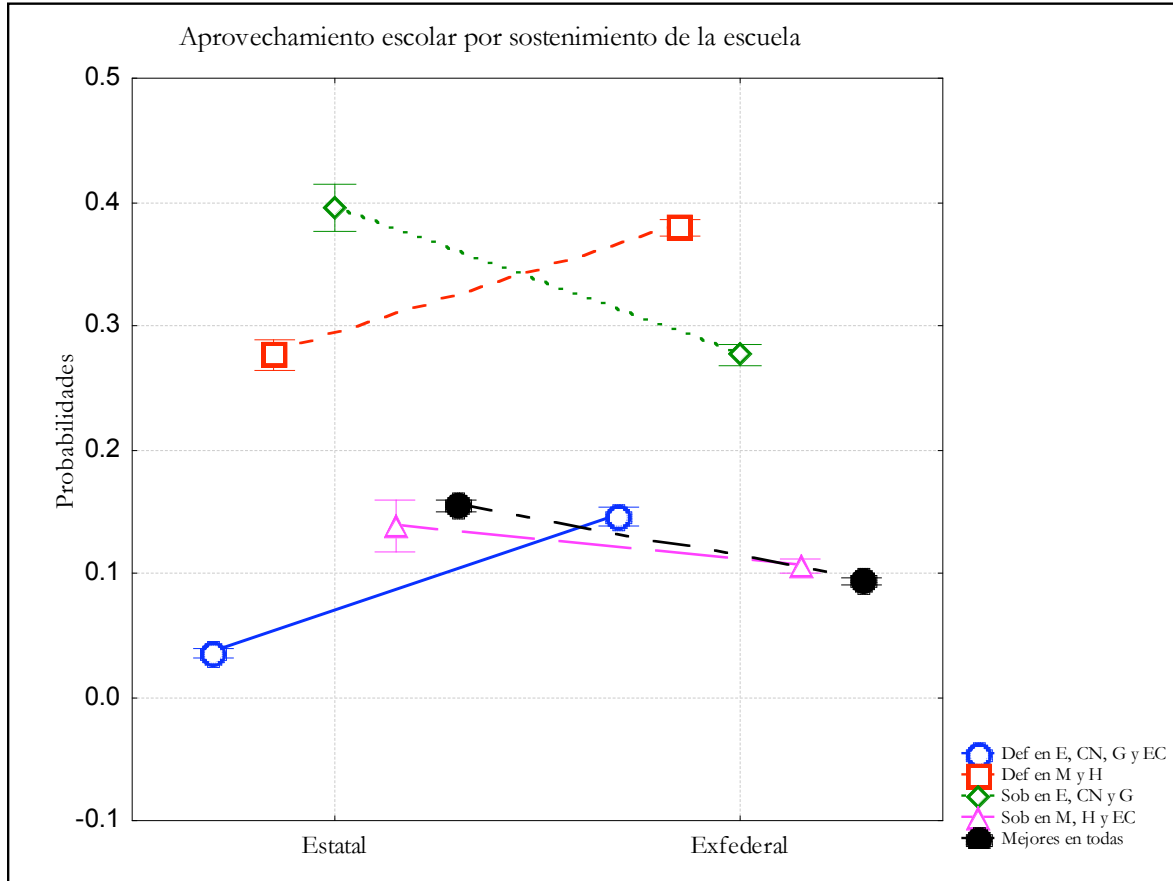


Figura 6. Aprovechamiento escolar por sostenimiento de la escuela

Procede aclarar en este cotejo entre escuelas con sostenimiento estatal y exfederal que no es que el sostenimiento estatal sea mejor que el exfederal, sino que en el primero, como subsistema escolar, hay más probabilidades que en el segundo de obtener un mejor aprovechamiento. Por otro lado, como se puede observar en la Tabla 14, en el grupo de escuelas con sostenimiento exfederal hay un mayor número con altos rendimientos que en los grupos con sostenimiento estatal.

Tabla 14

Aprovechamiento Escolar por Sostenimiento de la Escuela

Aprovechamiento Escolar	Número de Grupos		% de Sostenimiento		Totales	
	Estatad	Exfederal	Estatad	Exfederal	Número Grupos	% de Sostén
Deficientes en E, CN, G y EC	13	272	3.5	14.5	285	12.7
Deficientes en M y H	102	711	27.6	37.9	813	36.2
Sobresalen en E, CN y G	146	518	39.6	27.6	664	29.6
Sobresalen en M, H y EC	51	198	13.8	10.6	249	11.1
Sobresalen en Todas	75	175	15.4	9.3	232	10.3
Totales	369	1874	100	100	2243	100

Para concluir con la descripción de las variables que inciden en el aprovechamiento escolar (con base, se insiste, en la información disponible) se procede ahora con la variable *índice de marginación*, constituyente que si bien no resultó significativo a un 95% de confianza en la composición del modelo, sí es muy conveniente tomarlo en cuenta dentro de la elaboración de las políticas públicas para la educación. No se debe olvidar que con base en ese indicador se distribuyen recursos públicos en México para abatir la deserción escolar y el rezago educativo. En este modelo estadístico en particular el indicador *índice de marginación* no es significativo a más del 95% de confianza, como se acaba de apuntar. Sin embargo, se opta por mantenerlo dentro del modelo por la importancia real que ese indicador tiene en cuanto el diseño de la política pública en el espacio educativo. No hay razón estadística propiamente tal para no incluirlo, pues el nivel de significación la fija el investigador en términos de sus objetivos de análisis.

De esa guisa, en la Tabla 15 y la Figura 7 se advierte que en realidad el contraste es muy marcado entre grupos de escuelas instalados en zonas de muy baja marginación y en los de alta marginación.

Tabla 15
Índice de marginación socioeconómica de la escuela

Índice de Marginación	Deficientes en E, CN, G y EC	Deficientes en M y H	Sobresalientes en E, CN y G	Sobresalientes en M, H y EC	Los Mejores en Todas las Materias
Muy bajo	7%	29%	35%	17%	12%
Bajo	11%	36%	31%	11%	11%
Medio	18%	36%	27%	9%	10%
Alto	15%	48%	22%	9%	7%

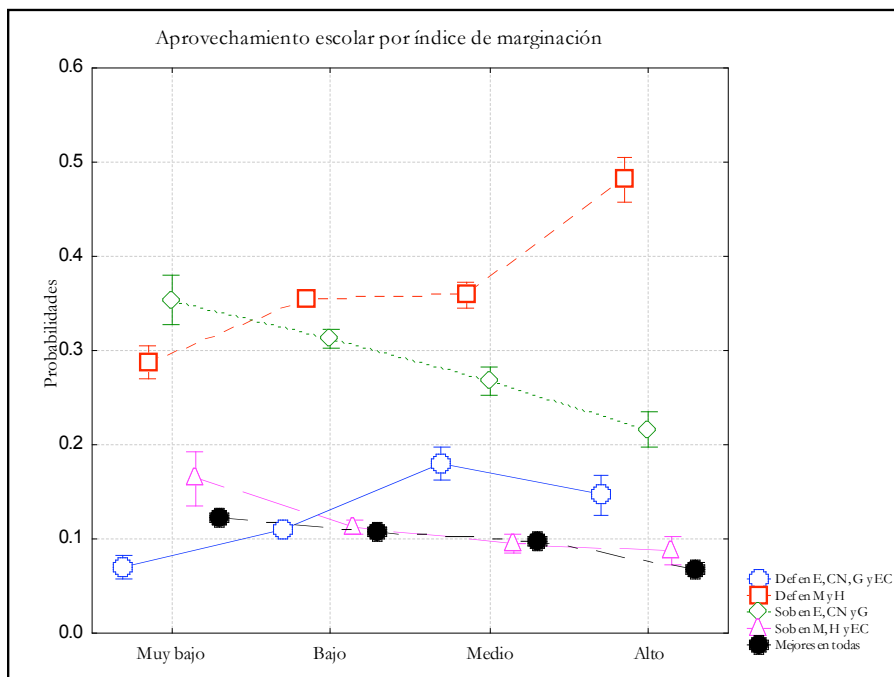


Figura 6. Aprovechamiento escolar por índice de marginación

En lo que concierne a la categoría de grupos sobresalientes en matemáticas, historia y educación cívica, la más controvertible de las cinco categorías, por ejemplo, la diferencia entre el nivel de marginación más bajo y el alto es de aproximadamente 8%. Igualmente se da esta situación en la categoría de sobresalientes en español, ciencias naturales y geografía, donde el diferencial entre los rangos de marginación más bajo y alto es de alrededor de 13%.

Una Explicación Complementaria con un Modelo de Regresión de Clase Latente

Ahora, si bien se podrían dar como válidos en lo colectivo los resultados que se han expuesto anteriormente, con base en los modelos de regresión de clase latente (Vermunt y Magidson, 2000) es factible penetrar aún más en el análisis de esta realidad e incluso tratar de realizar hallazgos de mayor relieve de los que se hubiere podido encontrar con el modelo general. Por ejemplo, al probar el impacto de los parámetros en diferentes segmentos de la muestra de grupos de primaria del estado de Zacatecas a través del análisis de regresión latente, se descubre que existen cuando menos tres segmentos visiblemente diferenciados en el efecto que producen los parámetros, los cuales se caracterizan a continuación (algunos detalles de los cálculos de este procedimiento se presentan en la Tabla 16).

En el primer segmento o clase (constituido por 45.9% de los grupos) se infiere de la significación de los parámetros que, efectivamente, éste se acerca un tanto al modelo general, salvo con las siguientes diferencias: a) las deficiencias en español, ciencias naturales, geografía y educación cívica se hallan más de forma significativa en el turno vespertino que en el matutino; b) la variable *grados de primaria* pesa poco en el comportamiento del segmento, sólo en el caso de sexto de primaria se percibe estabilidad en lo sobresaliente de los grupos en español, ciencias naturales y geografía, c) en el sostenimiento exfederal, de igual forma que en el modelo general, son notorias, en comparación con el sostenimiento estatal, las deficiencias en español, ciencias naturales, geografía y educación cívica; d) el índice de marginación no pesa consistentemente en este segmento de la población escolar; e) los años de servicio del profesor o profesora tampoco influyen significativamente el aprovechamiento de los alumnos; f) en esta clase del modelo de clase latente no existe diferencia significativa alguna entre profesoras y profesores en la calificación de los grupos; g) los grupos del hábitat urbano tienen mejor aprovechamiento que los del hábitat rural en español, ciencias naturales y geografía; y h) la preparación profesional baja del profesor influye incluso de manera directa en la deficiencia en todas las materias del currículum de primaria, en tanto que la preparación profesional media y alta repercuten positivamente en el aprovechamiento escolar. Esta última es probablemente la principal diferencia con respecto al modelo general: a mayor preparación profesional del profesor, mayor aprovechamiento escolar de los alumnos.

El segundo segmento o clase (constituido por el 29.7% de los grupos) contrasta en notable medida con lo que es el modelo general. Examínense a continuación sus sugestivos rasgos: a) el turno (matutino/vespertino) no hace diferencia significativa en el aprovechamiento escolar; b) la variable *grados de primaria* tampoco hace diferencia significativa alguna, sólo muestra que hay deficiencias en el tercer grado de primaria; c) lo interesante en esta clase del modelo comienza con la variable independiente *sostenimiento*, pues las probabilidades altas y significativas de tener *los mejores grupos en todas las materias* en este segmento son para la primaria de escuela exfederal, y no para la estatal como está registrada en el modelo general; d) igualmente, el índice de marginación “bajo” (no “muy bajo”) afecta de forma benigna para que los grupos de este segmento sean *los mejores en todas las materias*; e) los años de servicio del profesor es la variable más importante, es decir, esta variable contribuye a que la probabilidad sea muy alta para que este segmento tenga grupos sobresalientes en

español, ciencias naturales y geografía y *mejores en todas las materias*; f) las probabilidades son mayores de que las profesoras, en comparación con los profesores, influyeran significativamente a efecto de que sus grupos estén en la categoría de *mejores en todas las materias*, si bien los profesores hombres tienen un mejor desempeño, en este segmento, en hacer que sus grupos sobresalgan en matemáticas, historia y educación cívica; g) el hábitat rural es más propicio para que los grupos sean sobresalientes en español, ciencias naturales y geografía; y h) la preparación profesional del profesor no es significativa, excepto para indicar que los profesores con preparación profesional baja tienen probabilidades nulas de hacer que sus grupos sobresalgan en español, ciencias naturales y geografía, o que sean *mejores en todas las materias*.

Este segmento lleva indudablemente a imaginar una escuela ubicada en el campo, en un nivel no muy marginado en la escala socioeconómica que maneja el Consejo Nacional de Población (CONAPO), con una profesora ya añosa pero que ha capitalizado plenamente su quehacer docente para mantener a su grupo dentro del honroso rubro de *los mejores en todas las materias* en el estado, no obstante no haber tenido un desempeño sobresaliente en el examen de carrera magisterial. También, da pistas acerca de que la enseñanza eficiente e integral en la educación primaria estriba más bien en una didáctica eficazmente desarrollada a través de una prolongada práctica docente.

Finalmente, el tercer y último segmento (constituido por el 24.3% de los grupos) es el más apegado al modelo general: la mayor parte de las categorías de las variables independientes son significativas en la dirección que ya se ha hecho explícita en lo tocante al modelo general.

Para ofrecer una idea más ilustrativa de lo que se está señalando se incluye la Tabla 16 que registra las probabilidades que tienen los grupos—dado el modelo de regresión de variable latente que se utilizó para construir las tres clases o segmentos a los que se ha hecho alusión—de pertenecer a cada una de las categorías de la variable dependiente.

Tabla 16

Probabilidades de Pertenencia a las Categorías de la Variable Dependiente Aprovechamiento Escolar, Dado el Segmento Construido

Segmento o clase latente	Valores pronosticados para cada categoría de la variable dependiente	Probabilidad promedio
1	Deficientes en E, CN, G y EC	0.118
	Deficientes en M y H	0.448
	Sobresalientes en E, CN y G	0.277
	Sobresalientes en M, H y EC	0.116
	Los mejores en todas las materias	0.042
	Casos válidos 1179	
2	Deficientes en E, CN, G y EC	0.074
	Deficientes en M y H	0.328
	Sobresalientes en E, CN y G	0.278
	Sobresalientes en M, H y EC	0.080
	Los mejores en todas las materias	0.240
	Casos válidos 559	
3	Deficientes en E, CN, G y EC	0.208
	Deficientes en M y H	0.201
	Sobresalientes en E, CN y G	0.359
	Sobresalientes en M, H y EC	0.134
	Los mejores en todas las materias	0.097
	Casos válidos 505	

Obsérvese que los grupos integrados en el segmento o clase latente 2 son los que más altas probabilidades promedio ostentan de ser *los mejores en todas las materias*, en tanto que los agrupados en

el segmento 1 (el mayor de todos) es el que posee mayores probabilidades promedio de estar deficientes en matemáticas e historia, y el cluster 3 integra a los grupos que exhiben mayores probabilidades de sobresalir en español, ciencias naturales y geografía.

Conclusiones

El análisis de clase latente, como se ha tratado de demostrar, resulta verdaderamente útil para, primero, construir clusters o agrupamientos de indicadores con un nivel de medición nominal u ordinal que de otra forma no sería relativamente fácil realizar de modo eficiente. El análisis de regresión de clase latente permite, a su vez, identificar aspectos importantes, si no es que fundamentales, en el discernimiento preciso de un problema de investigación. A través de sus algoritmos es posible encontrar clases o segmentos visiblemente diferenciados entre sí, con los cuales se puede examinar la heterogeneidad y homogeneidad no sólo de un concepto o de un modelo estadístico en sí, sino también de la realidad, en este caso educativa, que se está queriendo evaluar.

Tal ha sido el tema de la evaluación conjunta de los archivos de aprovechamiento escolar y preparación de los docentes de educación primaria del estado de Zacatecas que se ha emprendido aquí, en lo referido especialmente al año 2001. De no haber contado con esa posibilidad de análisis estadístico se hubiera uno quedado con la idea que se desprende de un solo modelo y haber concluido, sin más, que tal variable sí es significativa y tal otra no, como ocurre con, por ejemplo, los años de antigüedad de los docentes de primaria. Indudablemente que si se hubiera fijado una política educativa con base sólo en el modelo general, sin el complemento del modelo de regresión de clase latente, aquélla hubiese podido ocasionar, además de injusticias con los docentes, retrocesos en el aprovechamiento escolar. De aquí, entonces, la conveniencia de utilizar técnicas más depuradas para intentar llegar con mayor certeza al origen de los problemas.

Bibliografía

- Blalock, H. (1986). *Construcción de teorías en ciencias sociales. De las formulaciones verbales a las matemáticas*. México: Editorial Trillas.
- Goodman, L. (1978). *Analyzing Qualitative/Categorical Data. Log-Linear Models and Latent Structure Analysis*. Massachusetts: Abt Books.
- Goodman, L. (2002). Latent Class Analysis: The Empirical Study of Latent Types, Latent Variables and Latent Structures. En J. A. Hagenaars & A. L. McCutcheon, *Applied Latent Class Analysis*. Cambridge: University Press.
- Haberman, S. (1979). *Analysis of Qualitative Data. Volume 2: New Developments*. New York: Academic Press.
- Hagenaars, J. A. (1993). *Log linear Models with Latent Variables*. Newbury Park: Sage Publications, Inc. A Sage University Paper, 94.
- Hagenaars, J. A. & McCutcheon, A. L. (2002). *Applied Latent Class Analysis*. Cambridge: University Press.
- Lakatos, I. (1978). *The Methodology of Scientific Research Programmes*. En J. Worrall & G. Currie (Eds.), *Philosophical Papers Volume 1*. Cambridge: The Cambridge University Press.
- Lazarsfeld, P. F & Henry N. W. (1968). *Latent Structure Analysis*. Boston: Houghton Mifflin.
- Lazarsfeld, P. F. (1993). *On Social Research and its Language*. Editado y con una introducción de Raymond Boudon, Chicago: The University of Chicago Press.

- McCutcheon, A. L. (1987). *Latent Class Analysis*. Newbury Park: Sage Publications, Inc. A Sage University Paper, 64.
- Scott, F. J. (2001). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station, Texas: Stata Corporation.
- Stigler, S. (1986). *The History of Statistics: The Measurement of Uncertainty before 1900*. Cambridge, Massachusetts: The Belknap Press of the Harvard University Press.
- Tirado Segura F. & Guevara Niebla, G. (2006). Conocimientos cívicos en México: un estudio comparativo internacional. *Revista Mexicana de Investigación educativa* (30), 11, pp. 995-1018.
- Torney-Purta, J.; Lehmann, R.; Oswald, H.; Schulz, W. (2001). *Citizenship and education in twenty-eight countries: civic knowledge and engagement at age of fourteen*. Amsterdam: IEA
- Velásquez, V. M. (s.f). La evaluación como recurso para elevar la calidad de la educación en México. *Revista Iberoamericana de Educación, Número 10*, Evaluación de la Calidad de la Educación. Organización de Estados Iberoamericanos Para la Educación, la Ciencia y la Cultura (OEI). Recuperado el 15 de octubre del 2006 de <http://www.oei.es/oeivirt/rie10a08.htm>.
- Vermunt, J. K. & Magidson, J. (2006). *Latent Class Analysis*. Recuperado el 21 de septiembre de 2006 de <http://www.statisticalinnovations.com/articles/articles.html>
- Vermunt, J. K. & Magidson, J. (2000). *Latent Gold. User's Guide*. Belmont: Statistical Innovations, Inc.

Acerca del autor:

Francisco José Muro González es originario de Jerez, Zacatecas. Obtuvo la licenciatura en Ciencias Políticas y Administración Pública de la Universidad Nacional Autónoma de México y la maestría en Ciencia Política de la Universidad de Chicago. Ha llevado a cabo cursos de especialización en modelos lineales avanzados y series cronológicas en el Inter-Consorcio para la Investigación Política y Social de la Universidad de Michigan. Es asimismo doctor en educación por el Doctorado Interinstitucional en Educación de la Universidad Autónoma de Aguascalientes. Francisco Muro es Investigador Nacional, nivel I. Ha sido profesor de la Facultad de Ciencias Políticas y Sociales de la UNAM, de la ENEP-Acatlán de la UNAM, de la Universidad Iberoamericana, de la Universidad Pedagógica Nacional (Unidades Ajusco y Zacatecas), del Instituto Nacional de Administración Pública (INAP) y de la Universidad Autónoma de Zacatecas. También ha ocupado cargos dentro de la administración pública federal y estatal, siendo asesor de los gobiernos de los estados de Tabasco y Zacatecas. Además, se ha especializado profesionalmente en el diseño de investigaciones y análisis de los temas de participación y cultura política, educación y política, política educativa (especialmente en la planeación y evaluación de los sistemas educativos), y metodología cuantitativa. Ha publicado libros, artículos y ensayos referidos a la teoría política, los procesos electorales, la política educativa, la educación política, y a temas metodológicos y estadísticos. Actualmente se desempeña como profesor de tiempo completo Titular "C" en la Unidad de Ciencias Sociales de la Universidad Autónoma de Zacatecas.

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a Francisco José Muro González, Avenida Preparatoria s/n planta baja Edificio "A" de Posgrados de la UAZ, Unidad Universitaria II, Col Progreso, Zacatecas, Zac., México CP. 98000. Teléfonos: (492) 9239407 ext. 2701. Correo electrónico: fmurog@yahoo.com.mx.

Apéndice

Modelo General Para la Explicación del Aprovechamiento de los Grupos de Primaria

		Class1	
R²		0.1471	
Interceptos		Class1	z-value
	Interceptos		
	Deficientes en E, CN, G y EC	-1.0058	-4.3397
	Deficientes en M y H	1.4159	10.2803
	Sobresalientes en E, CN y G	0.7559	4.8798
	Sobresalientes en M, H y EC	-0.8560	-3.8467
	Los mejores en todas las materias	-0.3094	-1.5048
Predictores		Class1	z-value
Turno			
Matutino	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.3761	-4.4111
	Deficientes en M y H	-0.1486	-2.3776
	Los mejores en todas las materias	0.3704	3.2136
Vespertino	Deficientes en E, CN, G y EC	0.3761	4.4111
	Deficientes en M y H	0.1486	2.3776
	Los mejores en todas las materias	-0.3704	-3.2136
Grado de primaria			
Tercero	Deficientes en E, CN, G y EC	1.3215	11.0304
	Deficientes en M y H	-1.0615	-11.7043
	Sobresalientes en E, CN y G	-1.6572	-13.0658
	Sobresalientes en M, H y EC	1.6827	13.6497
	Los mejores en todas las materias	-0.2854	-2.4557
Cuarto	Deficientes en E, CN, G y EC	0.5178	4.1982
	Los mejores en todas las materias	-0.4960	-4.2309
Quinto	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.6807	-3.8049
	Deficientes en M y H	0.4239	5.0571
	Sobresalientes en E, CN y G	0.5270	5.7819
	Sobresalientes en M, H y EC	-0.5931	-3.2137
	Los mejores en todas las materias	0.3228	2.9397
Sexto	Deficientes en E, CN, G y EC	-1.1585	-4.9900
	Deficientes en M y H	0.5850	5.8083
	Sobresalientes en E, CN y G	1.2182	11.6730
	Sobresalientes en M, H y EC	-1.1035	-4.4914
	Los mejores en todas las materias	0.4592	3.6261
Sostenimiento			
Estatad	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.4491	-3.5805
	Sobresalientes en E, CN y G	0.1370	2.0870
	Sobresalientes en M, H y EC	0.2036	2.2936
	Los mejores en todas las materias	0.1691	2.1545

Ex-federal	Deficientes en E, CN, G y EC	0.4491	3.5805
	Sobresalientes en E, CN y G	-0.1370	-2.0870
	Sobresalientes en M, H y EC	-0.2036	-2.2936
	Los mejores en todas las materias	-0.1691	-2.1545
Índice de marginación			
Muy bajo	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.2317	-1.1838
	Sobresalientes en M, H y EC	0.4209	2.5604
	Los mejores en todas las materias	-0.0348	-0.2205
Bajo	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.0428	-0.4300
Medio	Deficientes en E, CN, G y EC	0.3105	2.7385
Alto	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.0360	-0.2266
	Deficientes en M y H	0.2710	2.4575
Hábitat			
Rural	Deficientes en E, CN, G y EC	0.4114	5.8960
	Deficientes en M y H	0.1197	2.4511
	Sobresalientes en E, CN y G	-0.2770	-4.9703
	Sobresalientes en M, H y EC	0.1554	2.0680
	Los mejores en todas las materias	-0.4095	-5.4426
Urbano	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.4114	-5.8960
	Deficientes en M y H	-0.1197	-2.4511
	Sobresalientes en E, CN y G	0.2770	4.9703
	Sobresalientes en M, H y EC	-0.1554	-2.0680
	Los mejores en todas las materias	0.4095	5.4426
Género del profesor			
Femenino	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.2071	-3.3924
	Deficientes en M y H	-0.1123	-2.6992
	Los mejores en todas las materias	0.1579	2.5918
Masculino	Deficientes en E, CN, G y EC	0.2071	3.3924
	Deficientes en M y H	0.1123	2.6992
	Los mejores en todas las materias	-0.1579	-2.5918
Años de servicio del profesor			
	Deficientes en M y H	-0.0134	-2.2493
Preparación del profesor			
Baja	Deficientes en E, CN, G y EC	0.2972	3.1728
	Deficientes en M y H	0.2448	3.5836
	Sobresalientes en E, CN y G	-0.1698	-2.0759
	Los mejores en todas las materias	-0.3008	-2.8385
Media	Deficientes en E, CN, G y EC	0.0741	0.8738
Alta	Deficientes en E, CN, G y EC	-0.3713	-3.0338
	Deficientes en M y H	-0.2425	-3.3314
	Los mejores en todas las materias	0.3756	3.8081

Nota: Por razones de espacio sólo se incluyen los coeficientes significativos al 95%, es decir, los coeficientes con valor z mayor o igual, en términos absolutos, a 1.96

Archivos Analíticos de Políticas Educativas <http://epaa.asu.edu>**Editores****Gustavo E. Fischman** Arizona State University**Pablo Gentili** Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Asistentes editoriales: Rafael O. Serrano (ASU) & Lucia Terra (UBC)

Hugo Aboites UAM-Xochimilco, México	Armando Alcántara Santuario CESU, México
Claudio Almonacid Avila UMCE, Chile	Dalila Andrade de Oliveira UFMG, Brasil
Alejandra Birgin FLACSO-UBA, Argentina	Sigfredo Chiroque IPP, Perú
Mariano Fernández Enguita Universidad de Salamanca. España	Gaudêncio Frigotto UERJ, Brasil
Roberto Leer UFRJ, Brasil	Nilma Lino Gomes UFMG, Brasil
Pia Lindquist Wong CSUS, USA	María Loreto Egaña PIIE, Chile
Alma Maldonado University of Arizona, USA	José Felipe Martínez Fernández UCLA, USA
Imanol Ordorika IIE-UNAM, México	Vanilda Paiva UERJ, Brasil
Miguel A. Pereyra Universidad de Granada, España	Mónica Pini UNSAM, Argentina
Romualdo Portella de Oliveira Universidade de São Paulo, Brasil	Paula Razquin UNESCO, Francia
José Ignacio Rivas Flores Universidad de Málaga, España	Diana Rhoten SSRC, USA
José Gimeno Sacristán Universidad de Valencia, España	Daniel Schugurensky UT-OISE Canadá
Susan Street CIESAS Occidente, México	Nelly P. Stromquist USC, USA
Daniel Suárez LPP-UBA, Argentina	Antonio Teodoro Universidade Lusófona, Lisboa
Jurjo Torres Santomé Universidad de la Coruña, España	Lílian do Valle UERJ, Brasil

EDUCATION POLICY ANALYSIS ARCHIVES <http://epaa.asu.edu>

Editor: Sherman Dorn, University of South Florida

Production Assistant: Chris Murrell, Arizona State University

General questions about appropriateness of topics or particular articles may be addressed to the Editor, Sherman Dorn, epaa-editor@shermamdorn.com.

Editorial Board

Noga Admon	Jessica Allen
Cheryl Aman	Michael W. Apple
David C. Berliner	Damian Betebenner
Robert Bickel	Robert Bifulco
Anne Black	Henry Braun
Nick Burbules	Marisa Cannata
Casey Cobb	Arnold Danzig
Linda Darling-Hammond	Chad d'Entremont
John Diamond	Amy Garrett Dikkers
Tara Donohue	Gunapala Edirisooriya
Camille Farrington	Gustavo Fischman
Chris Frey	Richard Garlikov
Misty Ginicola	Gene V Glass
Harvey Goldstein	Jake Gross
Hee Kyung Hong	Aimee Howley
Craig B. Howley	Jaekyung Lee
Benjamin Levin	Jennifer Lloyd
Sarah Lubienski	Susan Maller
Les McLean	Roslyn Arlin Mickelson
Heinrich Mintrop	Shereeza Mohammed
Michele Moses	Sharon L. Nichols
Sean Reardon	A.G. Rud
Lorrie Shepard	Ben Superfine
Cally Waite	John Weathers
Kevin Welner	Ed Wiley
Terrence G. Wiley	Kyo Yamashiro
Stuart Yeh	

EDUCATION POLICY ANALYSIS ARCHIVES <http://epaa.asu.edu>

**New Scholar Board
English Language Articles
2007-2009**

Wendy Chi	Corinna Crane
Jenny DeMonte	Craig Esposito
Timothy Ford	Samara Foster
Melissa L. Freeman	Kimberly Howard
Nils Kauffman	Felicia Sanders
Kenzo Sung	Tina Trujillo
Larisa Warhol	