



Facultad de Ciencias Económicas y de Administración  
Universidad de la República

**UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA**  
**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN**

**TRABAJO FINAL DE PASANTÍA PARA OBTENER EL TÍTULO DE  
LICENCIADO EN ESTADÍSTICA**

**Estructura factorial de la versión uruguaya del *Mathematics Value Inventory*  
de Luttrell *et al.* (2010)**

**Ma. Eugenia Sotelo**

**Tutor: Ma. Noel Rodríguez Ayán**

**Montevideo**

**URUGUAY**

**2012**

## TABLA DE CONTENIDO

1. INTRODUCCIÓN .....	1
1.1. POR QUÉ LA MATEMÁTICA .....	1
1.2. OBJETIVO .....	3
2. MÉTODO .....	4
2.1. ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO .....	4
2.1.1. El modelo factorial.....	4
2.1.2. Métodos de extracción de factores.....	8
2.1.3. Selección del número de factores.....	10
2.1.4. Métodos de rotación.....	11
2.1.5. Diferencias entre Análisis Factorial Exploratorio y Análisis de Componentes Principales.....	12
2.2. PARTICIPANTES.....	13
2.3. MEDIDAS .....	16
2.3.1. Cuestionario .....	17
2.3.2. Registros administrativos y académicos .....	18
2.4. PROCEDIMIENTO .....	18
3. RESULTADOS.....	24
3.1. PARTICIPANTES.....	24
3.2. ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO .....	25
3.2.1. Observaciones atípicas.....	25
3.2.2. Análisis exploratorio de los ítems .....	26
3.2.3. Solución factorial .....	29
3.2.4. Fiabilidad de las escalas.....	41
3.3. VALORACIÓN DE LA MATEMÁTICA .....	45
3.3.1. Distribución de las dimensiones .....	45
3.3.2. Diferencias en la valoración.....	50
3.4. VALIDEZ PREDICTIVA .....	56
3.4.1. Nota global.....	56
3.4.2. Nota de aprobación .....	57
3.4.3. Avance .....	59
4. DISCUSIÓN .....	61

4.1. ESTRUCTURA DEL CUESTIONARIO .....	61
4.2. VALORACIÓN DE LA MATEMÁTICA .....	64
4.3. VALIDEZ PREDICTIVA .....	67
5. CONCLUSIONES .....	69
6. REFERENCIAS.....	72
ANEXO A. ÍTEMS Y DIMENSIONES DEL CUESTIONARIO .....	74
ANEXO B. ANÁLISIS EXPLORATORIO.....	75
ANEXO C. ANÁLISIS FACTORIAL.....	81
ANEXO D. VALORACIÓN DE LA MATEMÁTICA .....	82
ANEXO E. VALIDEZ PREDICTIVA.....	91

## **1. INTRODUCCIÓN**

### **1.1. POR QUÉ LA MATEMÁTICA**

La matemática parece ser una asignatura difícil para los jóvenes uruguayos. En un trabajo realizado en Montevideo hace pocos años<sup>1</sup> se consideró la hipótesis de que la dificultad o el miedo hacia las asignaturas científicas, en particular la matemática, lleva a que los jóvenes eviten las carreras consideradas científicas. Los resultados mostraron que para los estudiantes de enseñanza secundaria superior de Montevideo esta asignatura es un factor altamente discriminante en el momento de decidir cuál orientación realizar en el bachillerato (Arte y Diseño, Biológico, Científico o Humanístico) (Usher, 2011).

En el ámbito universitario, el problema del rendimiento en matemática de los estudiantes es un tema que se viene dando desde hace varios años. En el año 2006 en un estudio realizado en el área Científico-Tecnológica de la Universidad de la República (UdelaR) por Enrich, Leymonié, Míguez y Rodríguez Ayán se planteaba que era evidente que la matemática era una asignatura que necesitaba un apoyo adicional al curricular.

El estudio consistió en aplicar una prueba común de matemática a las generaciones de ingreso de las facultades del área Científico-Tecnológica con el

---

<sup>1</sup> El trabajo fue realizado por la Agencia Nacional de Investigación e Innovación y se enmarcó en el proyecto “Percepción de los jóvenes sobre la ciencia y la profesión científica” del Observatorio Iberoamericano de la Ciencia, la Tecnología y la Sociedad de la Organización de Estados Iberoamericanos realizado con el apoyo de la Agencia Española de Cooperación Internacional para el Desarrollo realizado en Asunción, Bogotá, Buenos Aires, Lima, Madrid, Montevideo y San Pablo, entre 2008-2010.

fin de diseñar herramientas diagnósticas equivalentes, con poder predictivo sobre el rendimiento académico en matemática en esa área. El resultado fue que el 88.0% de los estudiantes que ingresan al área Científico-Tecnológica de la UdelaR no muestran el nivel de desempeño en matemática que las Facultades consideran mínimo, imprescindible para aprovechar las asignaturas que se imparten en el primer semestre. Los porcentajes de aprobación en relación al nivel de suficiencia mínimo requerido fueron 12.0, 11.8 y 11.5 para la Facultad de Ciencias, la Facultad de Ingeniería y la Facultad de Química (FQ) respectivamente (Enrich *et al.*, 2006).

En el mismo trabajo se mostró que en la FQ los estudiantes que no alcanzaron la suficiencia mínima (88.5%) se dividen en dos grupos aproximadamente del mismo tamaño: aquellos estudiantes que podrían mejorar su nivel de conocimientos en matemática haciendo los esfuerzos necesarios y aquellos que tienen baja probabilidad de alcanzar el nivel de matemática exigido (Enrich *et al.*, 2006).

Otro estudio mostró que en FQ los niveles más altos de reprobación de cursos y/o exámenes se ubican principalmente en las asignaturas de primer año del área Físico-Matemática (Rodríguez Ayán y Sotelo, en prensa). Desde el año 2004 se realiza en la FQ una evaluación diagnóstica de conocimientos de matemática al ingreso, donde se espera que los estudiantes sean capaces resolver el 100% de la prueba. Para las generaciones 2010 y 2011 el 70% de la prueba pudo ser resuelto por menos del 5% de los estudiantes (Rodríguez Ayán, Sotelo, Nuñez, y González, 2011).

Debido a los antecedentes presentados previamente es que desde la Unidad Académica de Educación Química (UNADEQ) surgió la inquietud de conocer cuál es la valoración de la matemática que tienen los estudiantes que ingresan a la FQ para realizar una carrera de grado. Para cumplir con este objetivo se aplicó una adaptación del cuestionario desarrollado por Luttrell, Callen, Allen, Wood, Deeds y Richard (2010) a una muestra de estudiantes de 1º y 2º año de FQ. Los resultados se analizaron principalmente mediante Análisis Factorial Exploratorio (AFE), el cual se explica en el capítulo Método.

## 1.2. OBJETIVO

El objetivo general del presente trabajo es conocer qué valor le dan al estudio de la matemática los estudiantes de primer y segundo año de las carreras de grado de FQ, el cual deriva en tres objetivos específicos.

En primer lugar, se quiere explorar la dimensionalidad del cuestionario de valoración de la matemática de Luttrell *et al.* (2010), aplicado a una muestra de estudiantes de la FQ y compararla con la estructura obtenida por los autores en una población de estudiantes universitarios norteamericanos.

En segundo lugar, se pretende investigar si alguna de las dimensiones está relacionada con el sexo del estudiante, la institución donde el estudiante cursó el bachillerato (pública/privada y Montevideo/interior), la carrera y la situación curricular de los estudiantes específicamente en Análisis y en Álgebra.

En tercer lugar, se procura investigar si alguna de las dimensiones pueden ser posibles variables predictoras del rendimiento académico del estudiante.

## 2. MÉTODO

### 2.1. ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO

A continuación se explica muy brevemente el AFE utilizando como guías a Ximénez y San Martín (2004), Fabrigar, Wegener, MacCallum y Strahan (1999) y Peña (2002).

#### 2.1.1. El modelo factorial

La técnica de análisis factorial tiene como objetivo resumir un conjunto de  $p$  variables (observables) y relacionadas  $(X_1, X_2, \dots, X_p)$  en otro conjunto de  $q$  factores  $(F_1, F_2, \dots, F_q)$  (no observables), tratando de describir la relación entre las variables en un modelo más simple. El análisis factorial se basa en un modelo estadístico que pretende explicar la estructura de covarianza de las variables observadas. Las variables observadas se expresarán como una combinación lineal de los constructos o factores.

Fabrigar *et al.* (1999) manifiestan que el AFE se basa en el modelo del factor común propuesto por Thurstone en 1947, el cual postula que cada variable de un conjunto de variables medidas es una función lineal de uno o más factores comunes y de un factor único. De hecho, el modelo del factor común fue desarrollado por Spearman (1927) para el caso de dos factores, extendido por Thurstone (1947) para el caso multifactorial y perfeccionado por Guttman (1954).

Los factores comunes son variables latentes no observables que influyen en más de una de las variables medidas y el modelo del factor común postula que dos variables están correlacionadas debido a que están influenciadas por uno o más de los factores comunes. Los factores únicos son variables latentes que influyen cada uno en una sola de las variables observadas. Se asume que el factor único tiene dos componentes: un componente del factor específico y un componente de error de medida de cada variable.

El modelo del factor común se presenta en la siguiente ecuación:

$$\mathbf{x} = \mathbf{\Lambda}\mathbf{f} + \mathbf{e}$$

donde:

- $\mathbf{x} = [x_1, x_2, \dots, x_p]$  es el vector de las variables con media  $\boldsymbol{\mu}$  y matriz de covarianzas  $\boldsymbol{\Sigma}$ .
- $\mathbf{f} = [f_1, f_2, \dots, f_q]$  es el vector de factores.
- $\mathbf{\Lambda}_{p \times q}$  es la matriz que contiene las contribuciones netas desconocidas ( $\lambda_{ij}$ ) de cada variable en cada factor (matriz de saturaciones o de configuración).
- $\mathbf{e} = [e_1, e_2, \dots, e_p]$  es el vector de errores aleatorios con media 0 y matriz de covarianzas  $\boldsymbol{\Psi}$

El modelo en la forma matricial es

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \dots & \lambda_{1q} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{p1} & \dots & \lambda_{pq} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_1 \\ \vdots \\ f_q \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ \vdots \\ e_p \end{bmatrix} \rightarrow \begin{cases} x_1 = \lambda_{11}f_1 + \lambda_{12}f_2 + \dots + \lambda_{1q}f_q + e_1 \\ \vdots \\ x_p = \lambda_{p1}f_1 + \lambda_{p2}f_2 + \dots + \lambda_{pq}f_q + e_p \end{cases}$$

En este modelo se deben considerar los siguientes supuestos sobre los factores y los errores:



- ✓  $E(\mathbf{f}) = 0$  y la varianza suele ser 1.
- ✓ Los factores suelen asumirse independientes aunque pueden no serlo después de la rotación.
- ✓ Los factores siguen una distribución  $N_q(0,1)$
- ✓  $E(\mathbf{e}) = 0$  y los errores son independientes entre sí  $\Psi = \begin{bmatrix} \Psi_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \Psi_p \end{bmatrix}$ .
- ✓ Los errores y los factores son independientes:  $Cov(\mathbf{f}, \mathbf{e}) = 0$ .

Dado que se quiere encontrar los factores que expliquen la varianza que es común entre las variables y que los factores son independientes con varianza 1, tomando el modelo factorial se puede expresar la varianza de las variables de la siguiente manera:

$$Var(x_i) = \lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2 + \dots + \lambda_{iq}^2 + Var(e_i) = \sum_{j=1}^q \lambda_{ij}^2 + \Psi_i$$

Si en lugar de trabajar con la matriz de covarianzas se trabaja con la matriz de correlaciones, se obtiene lo siguiente:

$$Var(z_i) = 1 = \sum_{j=1}^q \lambda_{ij}^2 + \Psi_i$$

Por lo tanto, se puede descomponer la varianza unidad de la variable observada en dos partes. Por un lado, la comunalidad, la cual es la fracción de varianza común con las restantes variables y por otro, la unicidad, que es la fracción de varianza no compartida. La comunalidad se expresa como

$$h_i^2 = \sum_{j=1}^q \lambda_{ij}^2 = \lambda_i' \lambda_i$$

y la unicidad como

$$\Psi_i = 1 - h_i^2$$

De esta manera se puede escribir la matriz de correlaciones como:

$$\mathbf{R} = \mathbf{\Lambda}\mathbf{\Lambda}' + \mathbf{\Psi}$$

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 & \lambda_2 & \dots & \lambda_p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Psi_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Psi_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1^2 + \Psi_1 & \lambda_1\lambda_2 & \dots & \lambda_1\lambda_p \\ \lambda_2\lambda_1 & \lambda_2^2 + \Psi_2 & \dots & \lambda_2\lambda_p \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_p\lambda_1 & \lambda_p\lambda_2 & \dots & \lambda_p^2 + \Psi_p \end{bmatrix}$$

Se puede observar que  $\mathbf{\Lambda}\mathbf{\Lambda}' = \begin{bmatrix} h_1^2 & r_{12} & \dots & r_{1p} \\ r_{21} & h_2^2 & \dots & r_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{p1} & r_{p2} & \dots & h_p^2 \end{bmatrix}$ .

A esta matriz se la llama también matriz de correlaciones reducida.

Las comunalidades se pueden estimar de varias maneras, a continuación se presentarán dos. La primera es  $h_i^2 = \frac{r_{ij}r_{ik}}{r_{jk}}$ , teniendo en cuenta que las variables  $x_j$

y  $x_k$  son las que tienen mayor correlación con la variable  $x_i$ . La segunda se obtiene calculando el promedio de las correlaciones de la variable con las

restantes variables,  $h_i^2 = \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^p \frac{r_{ij}}{p-1}$ .

### 2.1.2. Métodos de extracción de factores

Una vez tomada la decisión de realizar el AFE se hace necesario definir qué método de extracción de factores se utilizará para obtener el modelo factorial. El modelo del factor común es un modelo indeterminado, pues al disminuir la dimensión del espacio de variables se obtiene un sistema de ecuaciones con más incógnitas (factores comunes y factores específicos) que ecuaciones posibles. Por lo tanto existen distintas posibilidades para solucionar tal indeterminación.

A continuación se realiza una breve descripción de algunos de los métodos más comúnmente empleados.

#### 2.1.2.1. Componentes principales

La manera más sencilla de solucionar la indeterminación consiste en comenzar con un modelo determinado, como lo es el de componentes principales. Este método analiza toda la variabilidad de los ítems (común y específica) y se emplea para formar combinaciones lineales independientes de las variables, en términos de variabilidad decreciente. El primer componente extraído es el que explica la mayor proporción de varianza, le sigue el segundo y así sucesivamente hasta el último. El sistema está determinado, pues existen tantos componentes como variables originales. Luego habrá que explicitar algún criterio para retener solamente algunos componentes y así determinar la dimensionalidad del espacio común de factores. La extracción mediante componentes principales maximiza la cantidad de varianza explicada por la solución factorial.

Este tipo de extracción trabaja sobre la matriz de correlaciones, sin reducir los elementos de la diagonal hacia las comunalidades, lo que produce una sobreestimación de las comunalidades finales (Ruiz y San Martín, 1992).

#### 2.1.2.2. Ejes principales

Al igual que en componentes principales, este método se caracteriza por maximizar la varianza explicada. La diferencia se encuentra en que en la extracción se analiza solamente la variabilidad común entre las variables, porque se parte de la matriz  $\Lambda\Lambda'$ , y esta matriz tiene en su diagonal los cuadrados de los coeficientes de correlación múltiple de los ítems con todos los demás como estimaciones iniciales de las comunalidades.

#### 2.1.2.3. Máxima verosimilitud

Este método tiene por objetivo encontrar la solución factorial que mejor se ajusta a las correlaciones observadas. La principal ventaja de este tipo de extracción es que permite el cálculo de una gran variedad de estadísticos de bondad de ajuste del modelo. Asimismo, en este método es posible testear la significación estadística de las saturaciones y de las correlaciones entre los factores, y calcular intervalos de confianza para estos parámetros. La principal desventaja de este tipo de extracción es que supone que los datos provienen de una distribución normal multivariante.

### 2.1.3. Selección del número de factores

Existen diversos criterios para seleccionar la cantidad de factores, pero se puede decir que los más conocidos son la regla de Kaiser (1960) y el *Scree Plot* de Cattell (1966) (Fabrigar *et al.*, 1999; Henson y Roberts, 2006).

La regla de Kaiser (1960) selecciona aquellos factores con valores propios de la matriz de correlaciones mayores a 1. El fundamento para esta regla es que cada factor debe explicar como mínimo la misma cantidad de varianza que explica cada una de las variables (Zwick y Velicer, 1986), considerado un criterio algo informal por Ruiz (1990). No obstante, Zwick y Velicer sugieren que esta regla tiende a sobreestimar el número de factores; también Lee y Comray (1979) critican el empleo de esta regla, pues sobreestima las comunalidades y el número de factores, distorsionando así las conclusiones. Otros autores la critican ya que consideran que no es realmente significativo afirmar que un factor con valor propio de 1.01 es importante y que otro con un valor propio de 0.99 no lo es (Fabrigar *et al.*, 1999).

El *Scree Plot* consiste en graficar los valores propios de la matriz de correlaciones  $\Lambda\Lambda'$  (que tiene en su diagonal las comunalidades) en el eje de las  $y$  y la cantidad de factores en el eje de las  $x$ . En el gráfico se debe observar la última disminución sustancial en la magnitud de los valores propios y el número de componente anterior a esta disminución es la cantidad de factores a retener.

#### 2.1.4. Métodos de rotación

Para cualquier solución con dos factores o más, existen infinitas orientaciones alternativas de los factores en el espacio multidimensional que explican la misma varianza de los datos. Es decir, que no existe una solución única para el análisis factorial y por lo tanto es el investigador el que debe decidir cuál seleccionar. El criterio más utilizado es el de estructura simple propuesto por Thurstone (1947), según el cual cada variable satura en un único factor.

Fabrigar *et al.* (1999) plantean que se han desarrollado varios métodos de rotación para buscar una estructura simple y así facilitar la interpretación de los factores. La principal diferencia entre los métodos es que la rotación puede ser oblicua (Oblimax, Quartimin y Promax) u ortogonal (Varimax, Quartimax y Equamax). La rotación ortogonal obliga a que los factores no estén correlacionados, mientras que la rotación oblicua no impone tal restricción.

Estos autores justifican el uso de la rotación oblicua respecto a la ortogonal. Por un lado, para muchos de los constructos estudiados en psicología se espera que estén correlacionados con otros. Por lo tanto la rotación oblicua proporciona una representación más realista de cómo estas dimensiones se relacionan entre sí. Por otro, la rotación oblicua brinda más información que la rotación ortogonal, estima las correlaciones entre los factores comunes, pudiendo sugerir la existencia de factores de orden superior (Fabrigar *et al.*, 1999).

Dentro de las rotaciones ortogonales, el método Varimax minimiza el número de variables que tienen saturaciones altas en un mismo factor y maximiza la

varianza explicada, el método Quartimax minimiza el número de factores necesarios para explicar cada variable y el método Equamax es una combinación de los anteriores. Dentro de las rotaciones oblicuas el método Oblimax maximiza las saturaciones altas y bajas y minimiza las de valor intermedio, el método Quartimin minimiza la suma de los productos internos de las saturaciones y el método Oblimin considera un valor delta el cual maneja el grado de oblicuidad que pueden llegar a tener los factores (el valor 0 representa las soluciones más oblicuas; a medida que aumenta delta las soluciones son menos oblicuas).

#### 2.1.5. Diferencias entre Análisis Factorial Exploratorio y Análisis de Componentes Principales

Es importante reconocer que el objetivo de identificar constructos latentes (la estructura de correlaciones entre las variables medidas) es diferente al empleo de un análisis de componentes principales con el mero fin de reducción de datos (Fabrigar *et al.*, 1999).

Fabrigar *et al.* (1999) y Peña (2002) plantean que la reducción de datos consiste en tomar las puntuaciones de un gran conjunto de variables y reducirlas a puntuaciones en un conjunto más pequeño de variables, reteniendo la mayor cantidad de información original como sea posible y que los componentes principales se construyen para explicar la varianza. Se trata de una herramienta descriptiva que no intenta modelar la estructura de correlaciones entre las variables originales sino solamente reproducir al máximo la varianza observada, en un espacio de menor dimensión. En cambio los factores latentes se construyen

para explicar las correlaciones o covarianzas entre las variables. Ello supone, además, un modelo estadístico.

A diferencia del AFE, el análisis de componentes principales no diferencia entre varianza común y varianza única. Matemáticamente los componentes principales se pueden definir como combinaciones lineales de las variables originales medidas y por lo tanto contienen la varianza común y única. Es decir, no son variables latentes sino medidas.

## 2.2. PARTICIPANTES

La población objetivo de este estudio estuvo compuesta por los estudiantes de las generaciones 2009 y 2010 que se inscribieron solamente a una carrera de grado de FQ (Químico Farmacéutico, Químico, Bioquímico Clínico, Licenciatura en Química, Ingeniería Química e Ingeniería de Alimentos)<sup>2</sup>.

Como marco poblacional para esta investigación se utilizaron los listados de estudiantes de las generaciones 2009 y 2010 que tuvieran actividad académica en los años 2009 y 2010 en el primer curso de Análisis (Matemática 01, obligatorio para todas las carreras) y/o en el primer curso de Álgebra (Matemática 02, obligatorio para la carreras de Químico Farmacéutico y Bioquímico Clínico, y Matemática 03, obligatorio para las carreras de Químico, Ingeniería Química e Ingeniería de Alimentos). El marco final constó de 806 casos.

---

<sup>2</sup> Los alumnos que ingresan a la FQ pueden inscribirse en más de una carrera de grado y un sistema de créditos les permite el tránsito horizontal entre las distintas opciones curriculares.



La selección de los participantes se realizó mediante muestreo aleatorio estratificado simple según la situación curricular de Análisis y Álgebra. En cada uno de los estratos se seleccionó la muestra considerando un nivel de confianza del 95% y un error del 5%.

Los tamaños poblacional y muestral de cada uno de los estratos se presentan a continuación (Tabla 2.1).

**Tabla 2.1. Tamaños de los estratos**

Estrato	Tamaño	
	Poblacional	Muestral
1	582	232
2	70	59
3	154	110
Total	806	401

Los estratos fueron definidos según la situación curricular de los estudiantes al 1 de marzo de 2011 respecto a los dos primeros cursos obligatorios de Análisis y Álgebra:

a. Estrato 1 - Aprobados:

- Estudiantes con el primer curso de Análisis aprobado, sin haber cursado Álgebra.
- Estudiantes con el primer curso de Álgebra aprobado, sin haber cursado Análisis.
- Estudiantes con el primer curso de Análisis y el primer curso de Álgebra aprobados.

El estrato 1 quedó definido como el conjunto de estudiantes con un 100% de aprobación de lo que han cursado en términos de los dos primeros cursos de Análisis y Álgebra.

b. Estrato 2 – Uno aprobado y otro reprobado:

- Estudiantes con el primer curso de Análisis aprobado y con el primer curso de Álgebra reprobado.
- Estudiantes con el primer curso de Álgebra aprobado y con el primer curso de Análisis reprobado.

El estrato 2 quedó definido como el conjunto de estudiantes con un 50% de aprobación de lo que han cursado en términos de los dos primeros cursos de Análisis y Álgebra.

c. Estrato 3 – Reprobados:

- Estudiantes con el primer curso de Análisis reprobado, sin haber cursado Álgebra.
- Estudiantes con el primer curso de Álgebra reprobado, sin haber cursado Análisis.
- Estudiantes con el primer curso de Análisis y el primer curso de Álgebra reprobados.

El estrato 3 quedó definido como el conjunto de estudiantes que tienen 100% de reprobación de lo que han cursado en términos de los dos primeros cursos de Análisis y Álgebra.

De los 401 estudiantes convocados participaron 218, con lo cual, en vez de utilizar los ponderadores originales de la muestra, se utilizaron ponderadores calibrados. La distribución de los 218 respondientes y la tasa de respuesta según el estrato se presentan en la Tabla 2.2.

**Tabla 2.2. Tamaños de los estratos**

Estrato	Participantes	Tasa de respuesta
1	132	.57
2	46	.78
3	40	.36
Total	218	.54

### 2.3. MEDIDAS

Para cumplir con los objetivos se utilizaron dos instrumentos. Para medir qué valor le dan los estudiantes a la matemática se aplicó un cuestionario desarrollado por Luttrell *et al.* (2010), traducido al español por el equipo de la UNADEQ y adaptado al contexto de la FQ y del Uruguay. Para investigar si esta valoración está relacionada con el rendimiento y con variables sociodemográficas se utilizaron los registros administrativos y académicos del Servicio Central de Informática (SECIU) de la UdelaR.

### 2.3.1. Cuestionario

El cuestionario de valoración de la matemática desarrollado por Luttrell *et al.* (2010) denominado *Mathematics Value Inventory (MVI)* está compuesto por 28 ítems medidos en una escala Likert de 5 puntos (1=Totalmente de acuerdo, 2=De acuerdo, 3=Ni de acuerdo ni en desacuerdo, 4=En desacuerdo y 5=Totalmente en desacuerdo) y fue propuesto para medir cuatro dimensiones teóricas que constan de siete ítems cada una: interés, utilidad, necesidad para un alto logro y costo personal. Aplicando el cuestionario a estudiantes universitarios norteamericanos los autores identificaron las cuatro dimensiones previstas, con fiabilidades estimadas mediante el  $\alpha$  de Cronbach de 0.95, 0.92, 0.92 y 0.91 respectivamente.

Los autores Luttrell *et al.* (2010) definen la dimensión interés como el interés que tiene el alumno por el estudio de la matemática y hacen referencia a Deci y Ryan (1985) que proponen que conceptualmente interés es similar a motivación intrínseca. Esta conceptualización es equiparable a las metas de aprendizaje propuestas por Dweck (1986).

La utilidad es la importancia que el estudiante le asigna a la comprensión de la matemática, ya que esta asignatura le ayudará a lograr determinados objetivos.

El componente denominado necesidad para un alto logro es la importancia que el alumno le da a su buen desempeño en matemática y podría compararse al componente de metas de ejecución o rendimiento del modelo de Dweck (1986).

La dimensión costo personal es lo que el estudiante “sufre” por estudiar y por tratar de comprender matemática.

Los 28 ítems y su correspondiente dimensión teórica se encuentran en el Anexo A.

### 2.3.2. Registros administrativos y académicos

A partir de consultas a los registros administrativos y académicos de SECIU se obtuvo la información sobre las actividades académicas y los datos sociodemográficos de los estudiantes participantes.

La información académica del estudiante utilizada en este trabajo está compuesta por: año de ingreso a la facultad, carrera por la cual ingresó, asignaturas rendidas, nota de las asignaturas rendidas y cantidad de créditos aprobados. A partir de estos datos crudos se construyeron indicadores de rendimiento, como se describe en la sección Procedimiento.

Los datos sociodemográficos del estudiante disponibles en SECIU son muy escasos y fueron el sexo y la institución donde cursó el último año de enseñanza media, en términos de la forma de administración (si es pública o privada) y de la región (si está situada en Montevideo o en el interior).

## 2.4. PROCEDIMIENTO

El cuestionario de valoración de la matemática se aplicó a través del Aula Virtual de la UNADEQ. La base de datos resultante fue depurada debido a que tres participantes pertenecían a generaciones no incluidas en el estudio.

Una vez obtenidos los datos finales se calcularon los nuevos ponderadores calibrados y se realizaron análisis preliminares para evaluar la presencia de casos

atípicos y explorar los ítems que componen el cuestionario. Luego se analizaron las respuestas mediante AFE, se estimaron las fiabilidades de las escalas y se realizaron comparaciones de medias para ver si existen diferencias en las puntuaciones de las dimensiones según variables sociodemográficas y académicas. Por último, se analizó la validez predictiva del cuestionario a través de modelos de regresión lineal en donde las variables a explicar fueron las medidas de rendimiento y las variables explicativas los factores encontrados en el AFE más la carrera en que se encuentran matriculados y las variables sociodemográficas.

En primer lugar, se calibraron los ponderadores originales de la muestra con el fin de representar a la población compuesta por las generaciones 2009 y 2010 con inscripción en una sola carrera. La calibración consistió en calcular los nuevos ponderadores propuestos por Deville, Särndal y Sautory (1993), utilizando como información auxiliar la situación curricular del estudiante en Análisis y en Álgebra. La situación curricular en cada una de las asignaturas se dividió en tres categorías, referidas a si el estudiante no cursó la materia, la cursó y reprobó el curso o la cursó y aprobó el curso. El cálculo de los nuevos ponderadores se hizo con la función *calibrate* del software R.

En segundo lugar, se analizó la presencia de posibles observaciones atípicas univariantes y multivariantes a través de los *boxplots* y de la distancia de Mahalanobis (Peña, 2002) respectivamente. Se realizó el análisis exploratorio de los ítems, el cual incluyó el cálculo de algunos estadísticos descriptivos (media, mediana y desviación estándar), la prueba de normalidad de Kolmogorov-

Smirnov y el cálculo de las correlaciones entre los ítems de una misma dimensión teórica.

En tercer lugar, se realizó el AFE mediante extracción de componentes principales y rotación oblicua y se estudió la adecuación muestral del modelo factorial a los datos a través de la prueba de Kayser-Meyer-Olkin (KMO)<sup>3</sup> adoptando el criterio de Kaiser y Rice (1974) (KMO > 0.90 excelente, KMO > 0.80 bueno, 0.80 ≥ KMO > 0.70 aceptable, 0.70 ≥ KMO > 0.60 regular, 0.60 ≥ KMO > 0,50 malo y KMO < 0,5 inaceptable). Los criterios utilizados para determinar la cantidad de factores fueron los siguientes: porcentaje de varianza acumulada por los factores, la regla de Kaiser (1960) de valores propios mayores a 1 y el *Scree Plot* de Cattell (1966). Para decidir cuáles ítems incluir en cada factor se observaron las comunalidades de los ítems y las matrices de configuración (contribución neta de cada variable en cada factor) y de estructura (correlaciones de las variables con los factores). Una vez determinados los factores y utilizando el  $\alpha$  de Cronbach (1951) se analizaron las consistencias internas de las escalas.

El  $\alpha$  de Cronbach es un estimador de la proporción de varianza común entre los ítems. Se puede ver como la media de todos los coeficientes de correlación entre todas las posibles mitades de ítems de una dimensión. Se calcula como

---

<sup>3</sup> El KMO se utiliza como indicador de la cantidad de varianza explicada por las dimensiones subyacentes (Rodríguez Ayán, 2007). Se calcula como 
$$KMO = \frac{\sum_{i \neq j} \sum_{i \neq j} r_{ij}^2}{\sum_{i \neq j} \sum_{i \neq j} r_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} \sum_{i \neq j} a_{ij}^2}$$
 donde  $r_{ij}^2$  es la correlación entre  $x_i$  y  $x_j$ , y  $a_{ij}^2$  es la correlación parcial entre  $x_i$  y  $x_j$ .

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \left( 1 - \frac{\sum_i V_i}{V} \right)$$

donde  $n$  es la cantidad de ítems de la dimensión,  $V_i$  es la

varianza del ítem  $i$  y  $V$  es la varianza de todos los ítems.

En cuanto al método de extracción, si bien el de componentes principales sobreestima las comunalidades de los ítems, puesto que toma en cuenta la varianza total contenida en los datos y no únicamente la varianza común (Ruiz y San Martín, 1992), no requiere del cumplimiento de normalidad multivariada (como otros métodos, por ejemplo el de máxima verosimilitud). Es por esta razón que el método de extracción elegido para este trabajo es el de componentes principales.

Se utiliza la rotación oblicua, debido a que no impone la condición de ortogonalidad.

En concordancia con lo planteado por Henson *et al.* (2006), en el análisis no se utilizó el test de esfericidad de Bartlett's, debido a que es una prueba muy inconsistente y por lo tanto es sensible a los tamaños de muestra.

En cuarto lugar, se crearon nuevas variables correspondientes a las dimensiones encontradas en el AFE, cuyos valores fueron calculados como la suma de las puntuaciones de los ítems que componen cada dimensión. Se analizaron las diferencias de medias de esas variables entre hombres y mujeres y, entre los estudiantes según donde hubieran cursado el último año de enseñanza media (pública/privada y Montevideo/interior) mediante  $t$  de Student, así como



según las distintas carreras y según los tres estratos considerados mediante ANOVA de un factor.

Por último, se analizó la validez predictiva del cuestionario de valoración de la matemática considerando tres indicadores de rendimiento de los alumnos como variables a explicar en tres modelos de regresión lineal. Estos indicadores son los que se presentan a continuación:

- a. Nota global: promedio de notas obtenidas por el estudiante a diciembre del 2011 en las actividades finales<sup>4</sup>. Incluye actividades finales reprobadas y aprobadas.
- b. Nota de aprobación: promedio de notas obtenidas por el estudiante a diciembre del 2011 en las actividades finales aprobadas.
- c. Avance: cociente entre el número de créditos aprobados por el estudiante a diciembre de 2011 desde el ingreso y el número de créditos teóricos que debería haber aprobado a ese momento de acuerdo al Plan de Estudios.

Las posibles variables explicativas de los modelos de regresión lineal fueron las dimensiones encontradas en el AFE, la carrera por la cual ingresó, el sexo, la forma de administración de la institución donde cursó el último año de enseñanza media superior y la región de la institución donde cursó el último año de enseñanza media superior.

---

<sup>4</sup> La actividad final es lo que permite la aprobación de las asignaturas. Esta aprobación puede provenir de la exoneración o del examen rendido y aprobado.

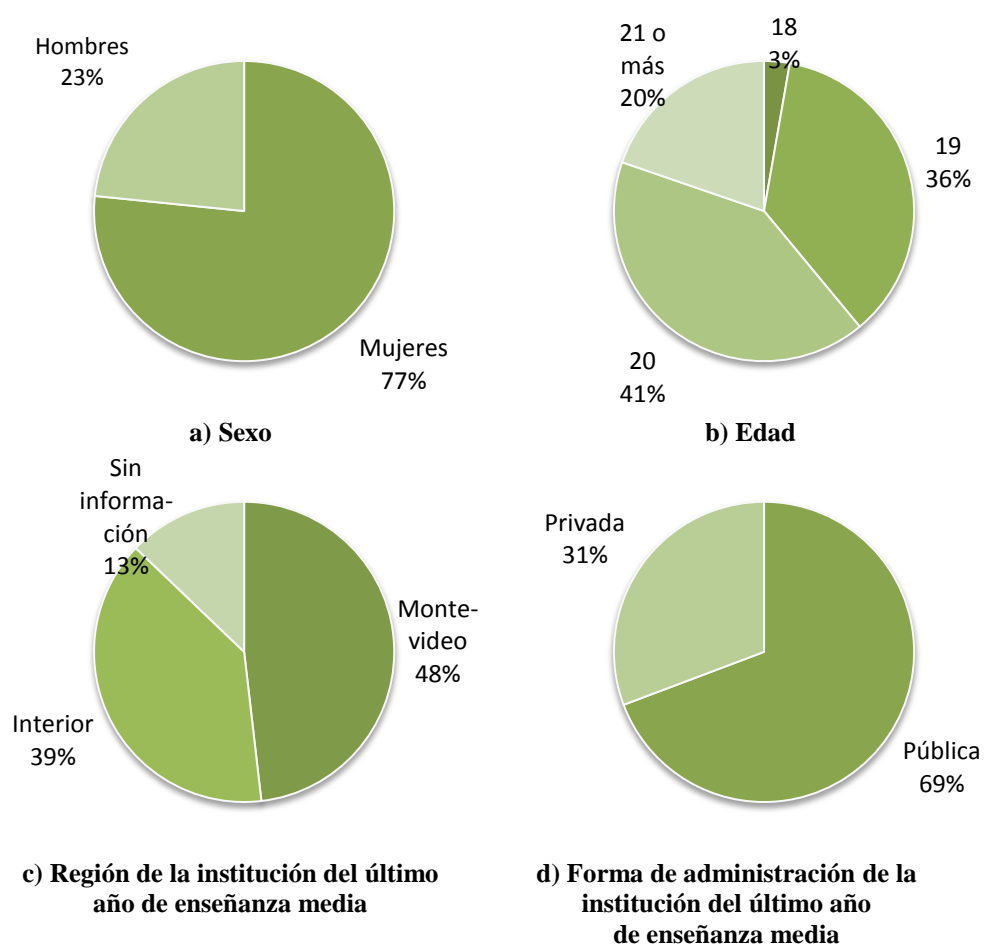
Antes de realizar los modelos de regresión lineal se estudiaron las asociaciones entre las posibles variables explicativas y la variable a explicar con el fin de decidir cuáles serían las variables a incluir en el modelo. En el caso de las variables cuantitativas se calculó la correlación de Spearman con la variable a explicar y para variables nominales se realizó la comparación de medias de la variable dependiente entre los grupos (t de Student y ANOVA de un factor).

Los análisis preliminares, el AFE, las comparaciones de medias y los modelos de regresión lineal se realizaron con el programa PASW 18 (SPSS).

### 3. RESULTADOS

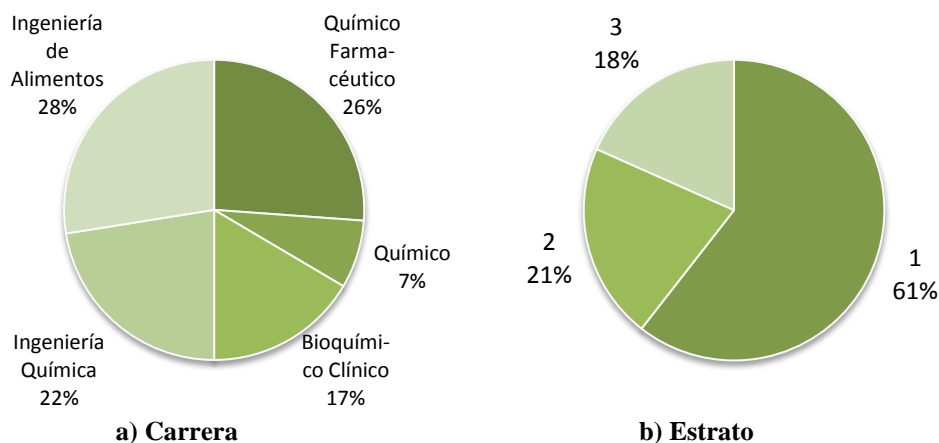
#### 3.1. PARTICIPANTES

Del total de estudiantes participantes de la encuesta la mitad pertenece a la generación 2009 y la otra mitad a la generación 2010. La distribución de los participantes según las variables sociodemográficas se presenta a continuación (Figura 3.1).



**Figura 3.1. Participantes según características sociodemográficas**

En la Figura 3.2 se presenta la distribución de los participantes según variables académicas (carrera al ingreso y el estrato).



**Figura 3.2. Participantes según características académicas**

### 3.2. ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO

#### 3.2.1. Observaciones atípicas

El análisis univariante se realizó a través de los *boxplots* de los ítems (Ver Anexo B). En estos gráficos se observaron 26 posibles casos atípicos, de los cuales 2 (el 53 y el 144) se repiten en tres ítems y 2 (el 33 y el 57) se repiten en dos ítems. Los 22 casos restantes aparecen como posibles atípicos en un solo ítem.

Al calcular la distancia de Mahalanobis y compararla con una distribución  $\chi^2_{28}$ , se encuentra que existen 9 posibles casos atípicos multivariantes, de los cuales 5 coinciden con los encontrados en el caso univariante. De los 5 casos hallados en

ambos análisis, 5 pertenecen a los casos que se repetían en más de un ítem en el análisis univariante.

### 3.2.2. Análisis exploratorio de los ítems

En la Tabla 3.1 se presentan los estadísticos descriptivos para cada uno de los ítems agrupados según la dimensión teórica propuesta por los autores.

**Tabla 3.1. Estadísticos descriptivos de los ítems**

Dimensión e ítem	Media	IC al 95%	Mediana	DE
1. Interés				
Muchos temas de matemática me resultan interesantes	2.43	2.37, 2.50	2.00	.94
Me resulta interesante resolver problemas de matemática	2.24	2.18, 2.30	2.00	.90
La matemática me fascina	3.15	3.08, 3.22	3.00	1.03
Me interesa hacer ejercicios de matemática	2.27	2.21, 2.33	2.00	.86
Estudiar Matemática me resulta placentero	3.10	3.03, 3.16	3.00	.96
Es interesante aprender nuevos temas de matemática	2.38	2.33, 2.44	2.00	.81
La matemática me parece intelectualmente estimulante	2.15	2.08, 2.22	2.00	.96
2. Utilidad general				
Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	4.27	4.22, 4.32	4.00	.77
No le veo el sentido a capacitarme en matemática	4.29	4.24, 4.34	4.00	.74
Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	4.33	4.28, 4.38	4.00	.75
Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	4.09	4.04, 4.14	4.00	.73
Saber matemática no me será útil después de recibirme	4.01	3.95, 4.07	4.00	.88
No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	3.79	3.73, 3.86	4.00	.90
Entender matemática me trae muchos beneficios	3.97	3.91, 4.02	4.00	.82
3. Necesidad para un alto logro				
Me parece importante sacar buenas notas en matemática	1.87	1.82, 1.92	2.00	.75
Me parece importante sacar la mejor nota en matemática	3.04	2.97, 3.11	3.00	1.05
Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9 en el examen de matemática	3.66	3.59, 3.74	4.00	1.11
Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	3.96	3.90, 4.02	4.00	.88
Me tiene que ir bien en matemática	1.78	1.74, 1.83	2.00	.63
Me molestaría ser apenas un alumno promedio en matemática	3.54	3.47, 3.61	4.00	.96
Para mí es importante que me vaya bien en matemática	1.84	1.79, 1.88	2.00	.66
4. Costo personal				
Me asustan los exámenes de matemática	2.05	1.98, 2.13	2.00	1.10
Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a	3.06	2.99, 3.12	3.00	.99
Tomar cursos de matemática me asusta	3.40	3.32, 3.47	4.00	1.08
Me preocupa tener notas bajas en matemática	1.91	1.85, 1.97	2.00	.86
Tengo que estudiar mucho más para matemática que para los otros cursos	1.99	1.92, 2.06	2.00	1.04
Me confunden los símbolos matemáticos	3.93	3.87, 4.00	4.00	.92
Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	2.64	2.57, 2.71	3.00	1.01

DE=Desviación Estándar

Al realizar los test de normalidad de Kolmogorov-Smirnov para cada uno de los ítems se concluye que, para un nivel de significación de 0.05, ninguno de ellos se distribuye según una distribución Normal. En el Anexo B se pueden consultar los resultados de estas pruebas.

Luego se calcularon las correlaciones bivariadas de Spearman ( $s$ ) entre las preguntas de cada una de las dimensiones teóricas. Dentro de las escalas utilidad e interés, todas las correlaciones resultaron significativas ( $p$ -valor $<0.05$ ), tomando valores entre 0.29 y 0.58 en utilidad, y entre 0.29 y 0.70 en interés.

En la dimensión necesidad para un alto logro, si bien todas las correlaciones son significativas al 5%, son muy bajas ( $s$  varía entre 0.13 y 0.15) entre “Me parece importante sacar buenas notas en matemática” y “Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9 en el examen de matemática”, “Me siento desilusionado si no me saco por lo menos un 9” y “Me tiene que ir bien en matemática” y, “Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más” y “Me tiene que ir bien en matemática”. El resto de las correlaciones de la matriz de esta dimensión se encuentran en el rango de 0.30 a 0.61.

Dentro de la escala teórica costo personal se encontró que las correlaciones entre “Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a” y dos ítems no alcanzan significación estadística ( $p$ -valores fueron 0.06 y 0.14). Si bien las correlaciones entre dicho ítem y los restantes de esta dimensión sí resultaron significativas, las mismas son considerablemente bajas ( $s$  varía entre 0.10 y 0.23). El ítem “Me preocupa tener notas bajas en matemática” no correlaciona

significativamente con tres ítems (p-valores fueron 0.47, 0.21 y 0.56), en tanto que con los otros tres correlaciona significativamente (p-valor<0.05) pero los coeficientes varían entre 0.09 y 0.23. Por lo tanto, se analizaron las correlaciones entre cada uno de estos dos ítems y los ítems de las otras dimensiones teóricas. Los coeficientes de correlación para “Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a” se encuentran entre -0.13 y 0.27. Por su parte “Me preocupa tener notas bajas en matemática” presenta correlaciones significativas (p-valor<0.05) de  $r=0.50$  y  $r=0.46$  con “Me tiene que ir bien en matemática” y con “Para mí es importante que me vaya bien en matemática” respectivamente, ambos pertenecientes teóricamente a la dimensión necesidad para un alto logro.

Todas las correlaciones obtenidas en el análisis exploratorio se pueden consultar en el Anexo B.

### 3.2.3. Solución factorial

#### 3.2.3.1. Solución inicial

Al realizar el AFE se obtuvo un valor de  $KMO=0.85$ , con lo cual se puede decir que hay una buena adecuación muestral de los datos al análisis factorial (Kaiser y Rice, 1974).

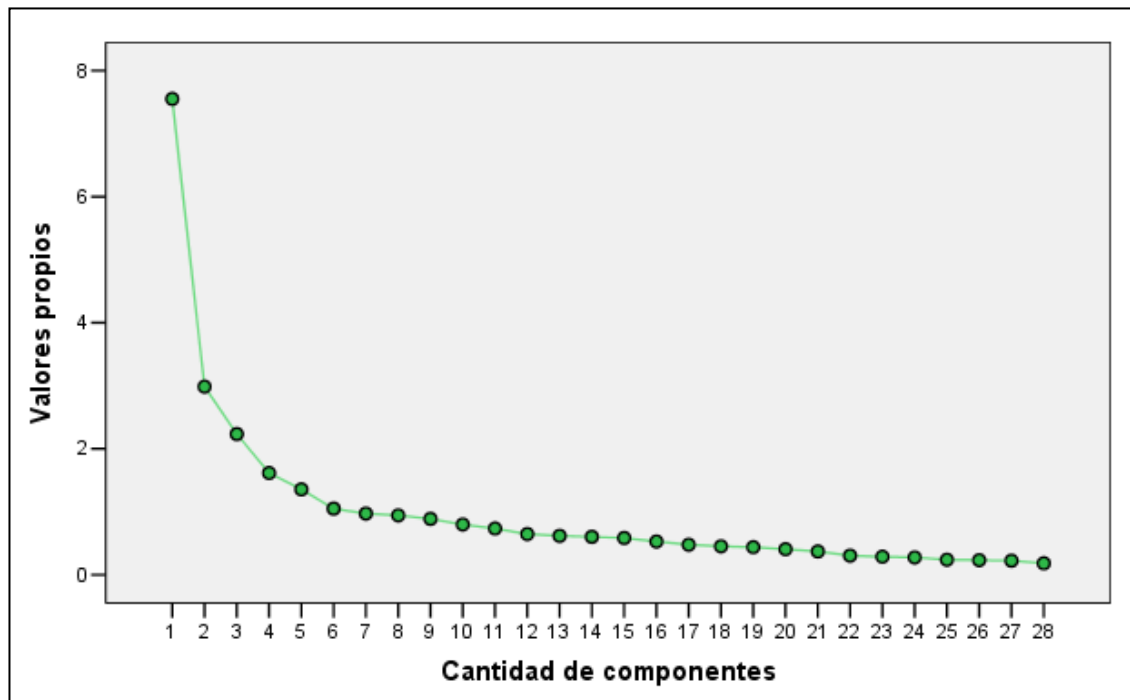
En cuanto a las comunalidades luego de la extracción, todos los ítems conservan entre el 42 y 73% de la varianza total contenida en los datos, con excepción de “Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a”, que conserva un 30% (Tabla 3.2).



**Tabla 3.2. Comunalidades de la solución inicial**

Ítem	Inicial	Luego de la extracción
P1. Muchos temas de matemática me resultan interesantes	1.00	.59
P5. Me resulta interesante resolver problemas de matemática	1.00	.63
P9. La matemática me fascina	1.00	.67
P13. Me interesa hacer ejercicios de matemática	1.00	.67
P17. Estudiar matemática me resulta placentero	1.00	.69
P21. Es interesante aprender nuevos temas en matemática	1.00	.65
P25. La matemática me parece intelectualmente estimulante	1.00	.47
P2. Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	1.00	.59
P6. No le veo el sentido a capacitarme en matemática	1.00	.58
P10. Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	1.00	.58
P14. Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	1.00	.67
P18. Saber matemática no me será útil después de recibirme	1.00	.61
P22. No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	1.00	.43
P26. Entender matemática me trae muchos beneficios	1.00	.55
P3. Me parece importante sacar buenas notas en matemática	1.00	.73
P7. Me parece importante sacar la mejor nota en matemática	1.00	.68
P11. Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9	1.00	.70
P15. Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	1.00	.73
P19. Me tiene que ir bien en matemática	1.00	.71
P23. Me molestaría ser un alumno/a promedio en matemática	1.00	.54
P27. Para mí es importante que me vaya bien en matemática	1.00	.55
P4. Me asustan los exámenes de matemática	1.00	.52
P8. Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a	1.00	.30
P12. Tomar cursos de matemática me asusta	1.00	.71
P16. Me preocupa tener notas bajas en matemática	1.00	.63
P20. Tengo que estudiar mucho más para matemática que para los otros cursos	1.00	.52
P24. Me confunden los símbolos matemáticos	1.00	.52
P28. Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	1.00	.59

Según la regla de Kaiser y el *Scree Plot* (Figura 3.3) la solución factorial es de 6 factores, los cuales explican el 60% de la varianza total (Tabla 3.3).



**Figura 3.3. Scree Plot**

**Tabla 3.3. Porcentaje de varianza explicada**

Componente	Valor propio	% de varianza	% de varianza acumulado
1	7.55	26.97	26.97
2	2.96	10.66	37.63
3	2.23	7.99	45.62
4	1.62	5.77	51.38
5	1.36	4.84	56.23
6	1.05	3.75	59.98
7	0.97	3.47	63.45
⋮	⋮	⋮	⋮
28	0.18	0.65	100

Al observar la matriz de configuración (Tabla 3.4), se observa que el componente teórico interés (componente 1) está compuesto por sus siete ítems teóricos, cuyas saturaciones son 0.74 o más, salvo “La matemática me parece intelectualmente estimulante” ( $\lambda=0.42$  y menor en los restantes factores). Los ítems que teóricamente pertenecen a utilidad, presentan saturaciones entre 0.52 y 0.80 en otro factor (componente 3) y saturaciones más bajas en los restantes.

De los 7 ítems concebidos en la dimensión necesidad para un alto logro 3 tienen su mayor contribución en el componente 2 (de 0.63 a 0.85), el cual quedaría compuesto solamente por esos ítems. Dos ítems saturan en mayor medida (0.83 y 0.52) en el componente 6, que también quedaría formado solamente por esos ítems, de los cuales uno satura moderadamente en el componente 2 (0.37). Los restantes forman otro factor (componente 5) junto a 2 ítems de la escala costo personal. Se debe mencionar que uno de esos 2 ítems, “Tengo que estudiar mucho más para matemática que para los otros cursos” tiene una saturación de 0.52 en el componente 5 y una saturación de 0.35 en el componente 4. Este último componente estaría formado por los restantes ítems de la dimensión teórica costo personal. Las contribuciones de los ítems de costo personal al factor varían entre 0.60 y 0.73, con excepción de “Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a” el cual tiene una contribución de 0.41.

La matriz de estructura se puede consultar en el Anexo C.

**Tabla 3.4. Matriz de configuración de todos los ítems**

Ítem	Componente					
	1	2	3	4	5	6
P1. Muchos temas de matemática me resultan interesantes	<b>.743</b>	.013	-.005	-.099	.030	-.004
P5. Me resulta interesante resolver problemas de matemática	<b>.800</b>	-.007	.045	-.047	.000	.034
P9. La matemática me fascina	<b>.761</b>	.178	.016	.057	-.083	-.025
P13. Me interesa hacer ejercicios de matemática	<b>.791</b>	-.063	-.035	-.058	.005	.095
P17. Estudiar matemática me resulta placentero	<b>.761</b>	.052	-.010	-.151	.034	.036
P21. Es interesante aprender nuevos temas en matemática	<b>.770</b>	-.043	-.094	-.007	.048	.020
P25. La matemática me parece intelectualmente estimulante	<b>.424</b>	.041	-.428	.167	-.111	-.147
P2. Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	.109	-.087	<b>.800</b>	.026	-.018	.064
P6. No le veo el sentido a capacitarme en matemática	-.035	.114	<b>.524</b>	.242	.009	-.341
P10. Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	.045	.082	<b>.772</b>	-.005	-.126	.047
P14. Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	-.048	.057	<b>.672</b>	.100	-.124	-.254
P18. Saber matemática no me será útil después de recibirme	-.007	.048	<b>.684</b>	-.024	.125	-.267
P22. No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	-.169	-.051	<b>.539</b>	.113	-.067	.207
P26. Entender matemática me trae muchos beneficios	-.291	-.155	<b>.525</b>	-.236	.049	-.014
P3. Me parece importante sacar buenas notas en matemática	.018	.018	-.027	.097	.083	<b>.827</b>
P7. Me parece importante sacar la mejor nota en matemática	.216	<b>.365</b>	-.005	.138	.122	<b>.516</b>
P11. Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9	-.085	<b>.854</b>	.070	.044	.061	-.054
P15. Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	-.021	<b>.844</b>	-.051	-.115	-.051	.044
P23. Me molestaría ser un alumno promedio en matemática	.155	<b>.630</b>	.019	.050	.122	.044
P19. Me tiene que ir bien en matemática	.110	-.023	-.070	-.103	<b>.787</b>	.176
P27. Para mí es importante que me vaya bien en matemática	.117	.210	-.162	.085	<b>.490</b>	.237
P16. Me preocupa tener notas bajas en matemática	-.128	.265	-.046	-.109	<b>.718</b>	.001
P20. Tengo que estudiar mucho más para matemática	-.070	-.165	.010	<b>.353</b>	<b>.521</b>	-.235
P4. Me asustan los exámenes de matemática	-.057	-.224	.174	<b>.605</b>	.132	.007
P8. Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso	.267	.088	.060	<b>.410</b>	.197	.019
P12. Tomar cursos de matemática me asusta	-.243	.016	.063	<b>.727</b>	-.018	-.155
P24. Me confunden los símbolos matemáticos	-.039	.090	-.046	<b>.678</b>	-.261	.167
P28. Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	-.379	-.006	-.014	<b>.603</b>	.113	.068

Nota: en negrita se encuentran las saturaciones  $\geq 0.30$

Debido a que el componente 6 está formado por dos ítems y uno de ellos (“Me parece importante sacar la mejor nota en matemática”) satura moderadamente en otro factor, a que el ítem “Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a” tiene una baja comunalidad luego de la extracción, a que su mayor contribución al componente 4 es de 0.41, a que la correlación con los restantes ítems de su dimensión teórica es baja, y a que el ítem “Tengo que estudiar mucho más para matemática que para los otros cursos” satura en un factor (componente 5) pero también lo hace de forma moderada en otro (componente 4), se decide realizar el AFE nuevamente eliminando estos dos ítems y los dos que forman el componente 6.

#### 3.2.3.2. Solución de 5 factores

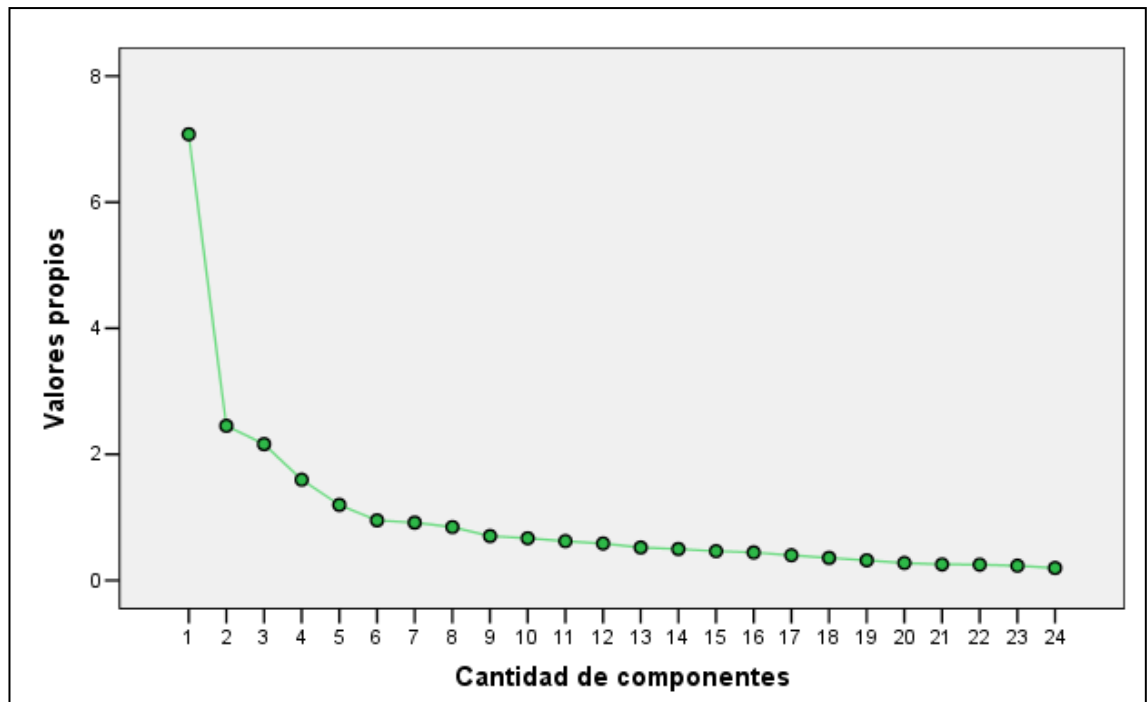
En el AFE con 24 ítems se obtuvo un valor de  $KMO=0.85$ , con lo cual continúa habiendo una buena adecuación muestral de los datos al análisis factorial.

Las comunalidades en esta solución factorial tomaron valores entre 0.45 y 0.74, salvo para el ítem “No necesito de la matemática en mi vida cotidiana”, el cual conserva el 34% de varianza (Tabla 3.5).

**Tabla 3.5. Comunalidades de la solución de 5 factores**

Ítem	Inicial	Luego de la extracción
P1. Muchos temas de matemática me resultan interesantes	1.00	.60
P5. Me resulta interesante resolver problemas de matemática	1.00	.65
P9. La matemática me fascina	1.00	.66
P13. Me interesa hacer ejercicios de matemática	1.00	.67
P17. Estudiar matemática me resulta placentero	1.00	.68
P21. Es interesante aprender nuevos temas en matemática	1.00	.66
P25. La matemática me parece intelectualmente estimulante	1.00	.45
P2. Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	1.00	.55
P6. No le veo el sentido a capacitarme en matemática	1.00	.52
P10. Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	1.00	.54
P14. Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	1.00	.66
P18. Saber matemática no me será útil después de recibirme	1.00	.59
P22. No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	1.00	.34
P26. Entender matemática me trae muchos beneficios	1.00	.56
P11. Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9	1.00	.69
P15. Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	1.00	.74
P19. Me tiene que ir bien en matemática	1.00	.70
P23. Me molestaría ser un alumno promedio en matemática	1.00	.55
P27. Para mí es importante que me vaya bien en matemática	1.00	.60
P4. Me asustan los exámenes de matemática	1.00	.57
P12. Tomar cursos de matemática me asusta	1.00	.71
P16. Me preocupa tener notas bajas en matemática	1.00	.69
P24. Me confunden los símbolos matemáticos	1.00	.54
P28. Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	1.00	.58

Al observar el *Scree Plot* (Figura 3.4) y tomando como criterio la regla de Kaiser la solución factorial es de 5 factores, los cuales explican el 60% de la varianza total (Tabla 3.6).



**Figura 3.4. Scree Plot**

**Tabla 3.6. Porcentaje de varianza explicada**

Componente	Valor propio	% de varianza	% de varianza acumulado
1	7.08	29.49	29.49
2	2.45	10.22	39.71
3	2.16	9.01	48.72
4	1.60	6.66	55.38
5	1.20	4.99	60.37
6	0.95	3.97	64.34
⋮	⋮	⋮	⋮
24	0.20	0.82	100

En la Tabla 3.7 se observa que el componente 1 está formado por los 7 ítems de la dimensión teórica interés y el componente 3 contiene los 7 ítems de la dimensión teórica utilidad. Las saturaciones son mayores a 0.75 en el primer componente, salvo para el ítem “La matemática me parece intelectualmente estimulante” que su contribución es de 0.51. En el tercer componente las saturaciones de los ítems varían entre 0.43 a 0.78.

El componente 2 incluye a los ítems “Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9 en el examen de matemática” y “Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más” y “Me molestaría ser un alumno promedio en matemática” los cuales originalmente pertenecían a la dimensión necesidad para un alto logro. Las contribuciones de cada ítem al factor son 0.84 para los dos primeros y 0.63 para el tercero.

El cuarto componente está formado por cuatro ítems que pertenecen a la dimensión teórica costo personal y sus saturaciones en el factor varían entre 0.61 y 0.72.

El componente 5 se encuentra formado por dos ítems que fueron concebidos en la dimensión teórica necesidad para un alto logro, “Me tiene que ir bien en matemática” y “Para mí es importante que me vaya bien en matemática”, y “Me preocupa tener notas bajas en matemática” el cual fue concebido originalmente en la escala costo personal. El primer y el tercer ítem tienen una saturación de 0.81 y el segundo tiene una saturación de 0.60.



**Tabla 3.7. Matriz de configuración de la solución de 5 factores**

Ítem	Componente				
	1	2	3	4	5
P1. Muchos temas de matemática me resultan interesantes	<b>.760</b>	.007	.031	-.078	.039
P5. Me resulta interesante resolver problemas de matemática	<b>.820</b>	-.001	.093	-.066	.040
P9. La matemática me fascina	<b>.764</b>	.192	.043	.033	-.102
P13. Me interesa hacer ejercicios de matemática	<b>.802</b>	-.044	-.029	-.049	.038
P17. Estudiar matemática me resulta placentero	<b>.750</b>	.071	-.011	-.152	.029
P21. Es interesante aprender nuevos temas en matemática	<b>.796</b>	-.048	-.043	.004	.070
P25. La matemática me parece intelectualmente estimulante	<b>.507</b>	-.002	-.297	.187	-.053
P2. Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	.101	-.049	<b>.770</b>	.010	-.019
P6. No le veo el sentido a capacitarme en matemática	-.023	.054	<b>.647</b>	.215	-.024
P10. Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	.054	.090	<b>.744</b>	-.023	-.085
P14. Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	-.027	-.006	<b>.766</b>	.071	-.104
P18. Saber matemática no me será útil después de recibirme	-.008	-.023	<b>.777</b>	-.041	.090
P22. No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	-.204	.073	<b>.426</b>	.106	-.095
P26. Entender matemática me trae muchos beneficios	-.336	-.134	<b>.496</b>	-.282	.014
P11. Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9 en el examen de matemática	-.077	<b>.835</b>	.100	.033	.069
P15. Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	.021	<b>.838</b>	-.028	-.105	.018
P23. Me molestaría ser un alumno promedio en matemática	.162	<b>.629</b>	.020	.068	.156
P16. Me preocupa tener notas bajas en matemática	-.111	.138	.031	-.051	<b>.806</b>
P19. Me tiene que ir bien en matemática	.078	-.023	-.085	-.057	<b>.806</b>
P27. Para mí es importante que me vaya bien en matemática	.173	.168	-.157	.183	<b>.600</b>
P4. Me asustan los exámenes de matemática	.006	-.280	.260	<b>.612</b>	.173
P12. Tomar cursos de matemática me asusta	-.167	-.065	.191	<b>.724</b>	.034
P24. Me confunden los símbolos matemáticos	.029	.148	-.070	<b>.714</b>	-.185
P28. Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	-.347	.007	-.005	<b>.612</b>	.122

Nota: en negrita se encuentran las saturaciones  $\geq 0.40$

En la Tabla 3.8 se pueden observar las correlaciones de los ítems con los factores. Los ítems que componen el primer factor tienen correlaciones entre 0.77

y 0.82, salvo “La matemática me parece intelectualmente estimulante” que tiene un coeficiente de 0.59. El resto de las correlaciones de los ítems con los componentes varían entre 0.71 y 0.82 en el componente 2, entre 0.61 y 0.80 en el componente 3, entre 0.64 y 0.78 en el componente 4, y entre 0.68 y 0.82 en el último componente.

**Tabla 3.8. Matriz de estructura de la solución de 5 factores**

Ítem	Componente				
	1	2	3	4	5
P1. Muchos temas de matemática me resultan interesantes	<b>.768</b>	.233	-.312	-.220	.116
P5. Me resulta interesante resolver problemas de matemática	<b>.797</b>	.235	-.274	-.211	.113
P9. La matemática me fascina	<b>.784</b>	.393	-.285	-.105	.012
P13. Me interesa hacer ejercicios de matemática	<b>.815</b>	.201	-.380	-.208	.120
P17. Estudiar matemática me resulta placentero	<b>.808</b>	.295	-.366	-.296	.123
P21. Es interesante aprender nuevos temas en matemática	<b>.807</b>	.204	-.388	-.156	.154
P25. La matemática me parece intelectualmente estimulante	<b>.592</b>	.176	-.478	.045	.050
P2. Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	-.246	-.111	<b>.736</b>	.100	-.136
P6. No le veo el sentido a capacitarme en matemática	-.328	-.026	<b>.686</b>	.314	-.112
P10. Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	-.242	.004	<b>.720</b>	.075	-.177
P14. Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	-.381	-.120	<b>.804</b>	.185	-.225
P18. Saber matemática no me será útil después de recibirme	-.330	-.098	<b>.763</b>	.074	-.036
P22. No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	-.396	-.051	<b>.535</b>	.208	-.167
P26. Entender matemática me trae muchos beneficios	-.531	-.294	<b>.612</b>	-.148	-.129
P11. Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9 en el examen de matemática	.127	<b>.815</b>	.032	.084	.206
P15. Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	.302	<b>.849</b>	-.151	-.093	.184
P23. Me molestaría ser un alumno promedio en matemática	.342	<b>.706</b>	-.135	.058	.292
P16. Me preocupa tener notas bajas en matemática	.014	.255	-.069	-.008	<b>.815</b>
P19. Me tiene que ir bien en matemática	.206	.163	-.248	-.071	<b>.822</b>
P27. Para mí es importante que me vaya bien en matemática	.319	.357	-.316	.141	<b>.678</b>
P4. Me asustan los exámenes de matemática	-.287	-.259	.351	<b>.644</b>	.091
P12. Tomar cursos de matemática me asusta	-.404	-.111	.369	<b>.783</b>	-.013
P24. Me confunden los símbolos matemáticos	-.055	.146	.033	<b>.698</b>	-.130
P28. Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	-.448	-.056	.212	<b>.680</b>	.098

Nota: en negrita se encuentran las correlaciones  $\geq 0.50$

En la Tabla 3.9 se presentan las correlaciones entre los factores, donde se observa que no hay correlación significativa del componente 4 con el 2 y el 5, que

el componente 1 tiene una correlación negativa moderada con el componente 3 y que las restantes correlaciones entre los componentes son bajas para un nivel de significación del 1%.

**Tabla 3.9. Correlaciones entre los componentes**

	2	3	4	5
1	.29 (**)	-.43(**)	-.19(**)	.11(**)
2		-.11(**)	.02	.19(**)
3			.15(**)	-.15(**)
4				.02

\*\* p-valor<0.01

Al finalizar con los análisis anteriormente presentados, se repitieron el AFE con todos los ítems y el AFE con 24 ítems pero sin considerar los 5 casos que se encontraron como posibles atípicos tanto en el análisis univariante como en el multivariante.

El AFE realizado con menos observaciones no presentó diferencias importantes respecto al realizado con todos los casos, por lo cual se prosiguió trabajando con la base de datos que contiene todos los casos.

#### 3.2.4. Fiabilidad de las escalas

Una vez obtenidas las 5 escalas se estimó la consistencia interna de cada una de ellas mediante el  $\alpha$  de Cronbach como estimador de la fiabilidad. Las fiabilidades obtenidas fueron: 0.88, 0.73, 0.83, 0.73 y 0.70 para los componentes 1, 2, 3, 4 y 5 respectivamente.

En las tablas 3.10 a 3.14 se muestran la correlación de cada ítem con el total corregido y cómo variaría la fiabilidad de cada una de las escalas si alguno de sus ítems fuera excluido.

La fiabilidad del componente 1 aumenta mínimamente (de 0.88 a 0.89) si se excluyera el ítem “La matemática me parece intelectualmente estimulante”.

**Tabla 3.10. Fiabilidad del componente 1**

	Correlación ítem total-correcto	$\alpha$ si el ítem es eliminado
Muchos temas de matemática me resultan interesantes	.69	.86
Me resulta interesante resolver problemas de matemática	.68	.87
La matemática me fascina	.71	.86
Me interesa hacer ejercicios de matemática	.72	.86
Estudiar matemática me resulta placentero	.74	.86
Es interesante aprender nuevos temas en matemática	.73	.86
La matemática me parece intelectualmente estimulante	.46	.89

Si se eliminara alguno de los ítems del componente 2 la fiabilidad de la escala es menor o igual a si se consideraran los 3 ítems que lo forman (Tabla 3.11).

**Tabla 3.11. Fiabilidad del componente 2**

	Correlación ítem total-correcto	$\alpha$ si el ítem es eliminado
Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9 en el examen de matemática	.56	.65
Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	.66	.54
Me molestaría ser un alumno promedio en matemática	.48	.73

Al igual que en el componente 2, en el componente 3 la consistencia interna no aumenta si se excluyera a alguno de los ítems (Tabla 3.12).

**Tabla 3.12. Fiabilidad del componente 3**

	Correlación ítem total-correcto	$\alpha$ si el ítem es eliminado
Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	.61	.80
No le veo el sentido a capacitarme en matemática	.58	.81
Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	.56	.81
Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	.69	.79
Saber matemática no me será útil después de recibirme	.64	.79
No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	.47	.83
Entender matemática me trae muchos beneficios	.51	.82

Si se excluye del componente 4 el ítem “Me confunden los símbolos matemáticos”, la fiabilidad aumenta mínimamente de 0.73 a 0.75 (Tabla 3.13).

**Tabla 3.13. Fiabilidad del componente 4**

	Correlación ítem total-correcto	$\alpha$ si el ítem es eliminado
Me asustan los exámenes de matemática	.53	.67
Tomar cursos de matemática me asusta	.68	.57
Me confunden los símbolos matemáticos	.36	.75
Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	.53	.67

La fiabilidad del componente 5 no aumentaría si se eliminara alguno de los ítems que lo componen (Tabla 3.14).

**Tabla 3.14. Fiabilidad del componente 5**

	Correlación ítem total-correctado	$\alpha$ si el ítem es eliminado
Me preocupa tener notas bajas en matemática	.52	.64
Me tiene que ir bien en matemática	.58	.55
Para mí es importante que me vaya bien en matemática	.49	.64

De acuerdo a los resultados de la solución de 5 factores y a las estimaciones de las fiabilidades, no parece necesario eliminar alguno de los 24 ítems incluidos en el análisis. Por lo tanto parece razonable quedarse con la solución de cinco factores. Tres de ellos son denominados con el mismo nombre que en la estructura original, interés, utilidad y costo personal (componentes 1, 3 y 4, respectivamente). En virtud de los ítems que componen a las dos restantes dimensiones estas denominarán necesidad para un alto logro *normativo* (componente 2) y necesidad para un alto logro *no normativo* (componente 5).

Las escalas interés y utilidad quedan compuestas por siete ítems cada una y por lo tanto, pueden tomar valores de 5 a 35. Las escalas necesidad para un alto logro normativo y necesidad para un alto logro no normativo pueden tomar valores en el rango de 3 a 15 debido a que están formados por tres ítems cada una. La dimensión costo personal incluye cuatro ítems y por lo tanto puede tomar valores entre 4 y 20.

### 3.3. VALORACIÓN DE LA MATEMÁTICA

A continuación se presenta la distribución de las dimensiones encontradas y el análisis de diferencias de medias para las variables sociodemográficas y académicas consideradas.

Para interpretar correctamente estos resultados se debe tener en cuenta que menores puntajes en las dimensiones interés, necesidad para un alto logro normativo, necesidad para un alto logro no normativo y costo personal implican una valoración positiva. Por ejemplo, puntuaciones bajas en la escala interés provienen de que frente a ítems como “Muchos temas de matemática me resultan interesantes” o “La matemática me parece intelectualmente estimulante” los estudiantes contestaron estar de acuerdo. Por el contrario, menores puntajes en la dimensión utilidad implican una valoración negativa. Es decir que el estudiante se encuentra de acuerdo con ítems como “No le veo el sentido a capacitarme en matemática” o “Saber matemática no me será útil después de recibirme”.

#### 3.3.1. Distribución de las dimensiones

En la Tabla 3.15 se presentan los rangos teóricos y estadísticos descriptivos de cada una de las dimensiones encontradas.



**Tabla 3.15. Rangos teóricos y estadísticos descriptivos de las dimensiones**

Dimensión	Rango teórico	Media	IC al 95%	DE
Interés	5 a 35	17.7	17.3,18.0	4.9
Utilidad	5 a 35	28.7	28.4,29.0	4.0
Necesidad para un alto logro normativo	3 a 15	11.2	11.0,11.3	2.4
Necesidad para un alto logro no normativo	3 a 15	5.5	5.4,5.6	1.7
Costo personal	4 a 20	12.0	11.8,12.2	3.1

DE=Desviación Estándar

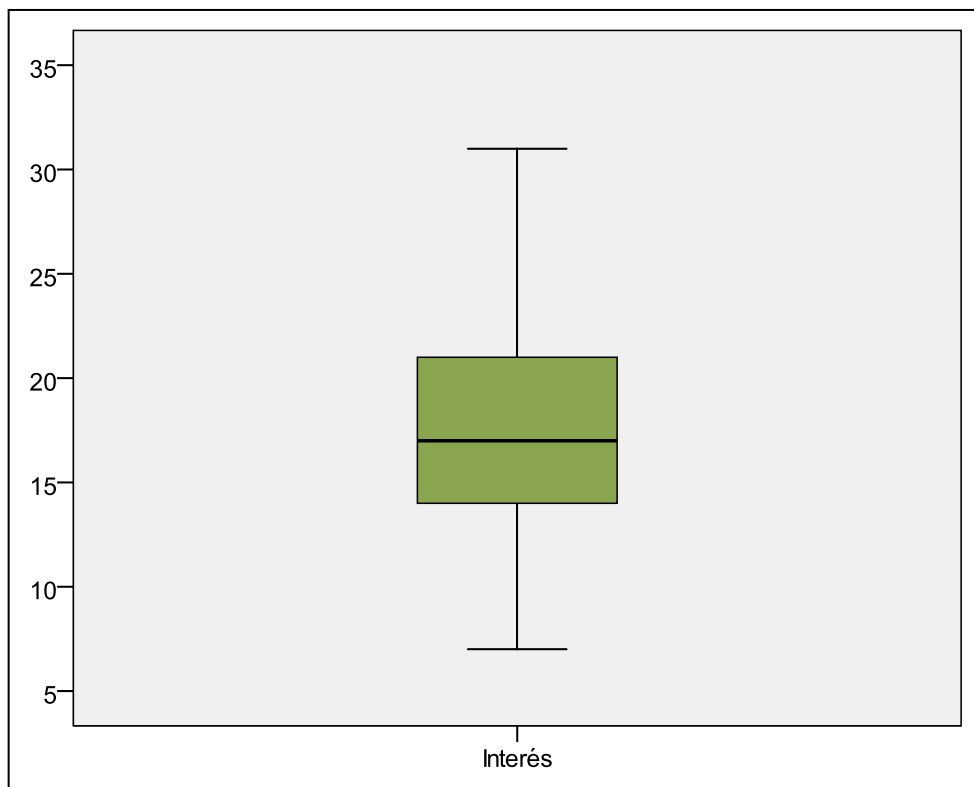
En la figuras 3.5 a 3.9 se pueden observar los *boxplots* de las escalas.

La distribución del interés se puede considerar simétrica, ya que su media es 17.7 y su mediana es 17.0. Asimismo se puede decir que el interés por la matemática de los estudiantes de las generaciones estudiadas es “medio” ya que el 50% central toma valores entre 14 y 21 (Figura 3.5). En cambio, la distribución de la utilidad de la matemática no parece ser simétrica, y los estudiantes participantes parecerían encontrar a la matemática como algo muy útil: el 50% central de la distribución puntúa la utilidad con valores entre 26 y 31, observándose que la puntuación mínima de utilidad es 18 y aparece como un caso atípico (Figura 3.6).

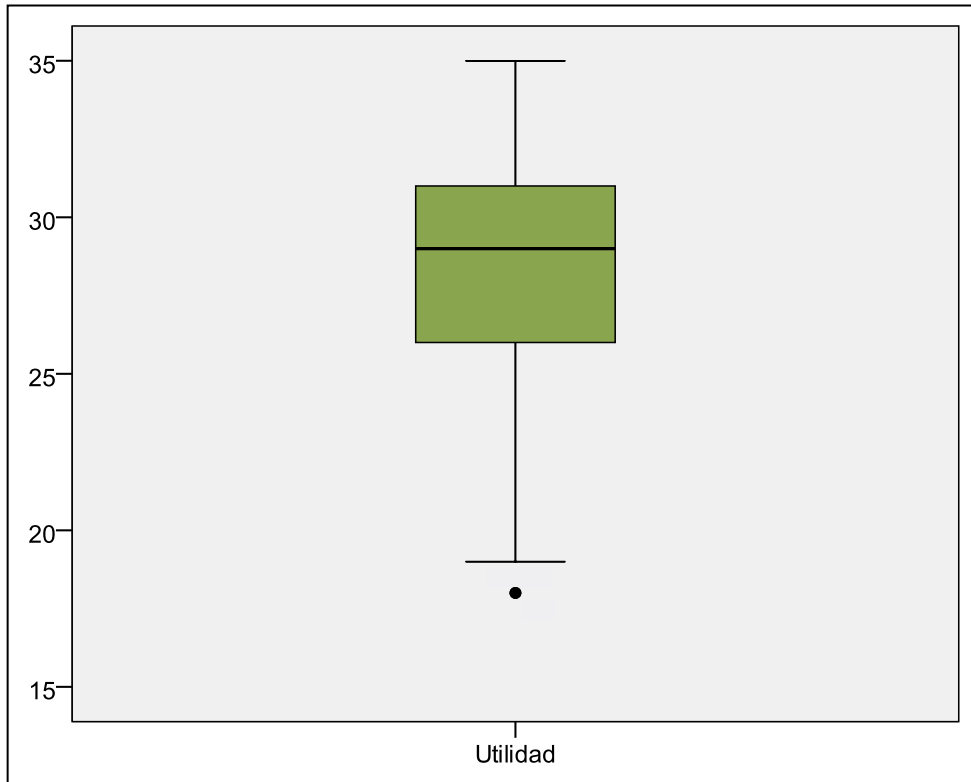
En relación a las dimensiones necesidad para un alto logro (Figuras 3.7 y 3.8), se observa cómo la valoración en la normativa es menor respecto de la no normativa. Mientras que en la primera el 50% central de su distribución es “alta” (puntuaciones entre 10 y 13), en la segunda es “baja” (puntuaciones entre 4 y 6). Asimismo no se debe dejar de mencionar que necesidad para un alto logro normativo presenta dos casos atípicos por debajo de la caja (que toman valores 3 y 4) y que, necesidad para un alto logro no normativo también tiene tres

observaciones atípicas por encima de la caja (que toman valores 10, 11 y 12) y su mediana coincide con el percentil 75.

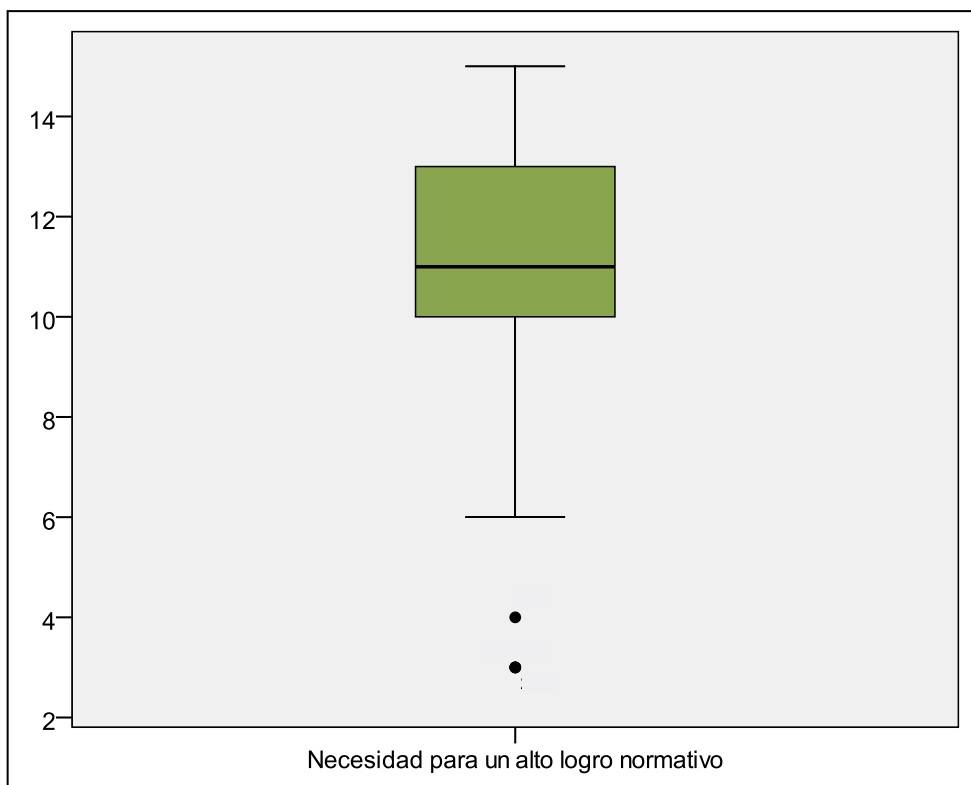
La distribución de la escala costo personal es simétrica (coeficiente de asimetría igual a 0.01), por lo tanto el valor de su media y mediana coinciden (12.0). La caja central de la distribución se encuentra entre los valores 10 y 14 (puntuaciones “medias”) (Figura 3.9).



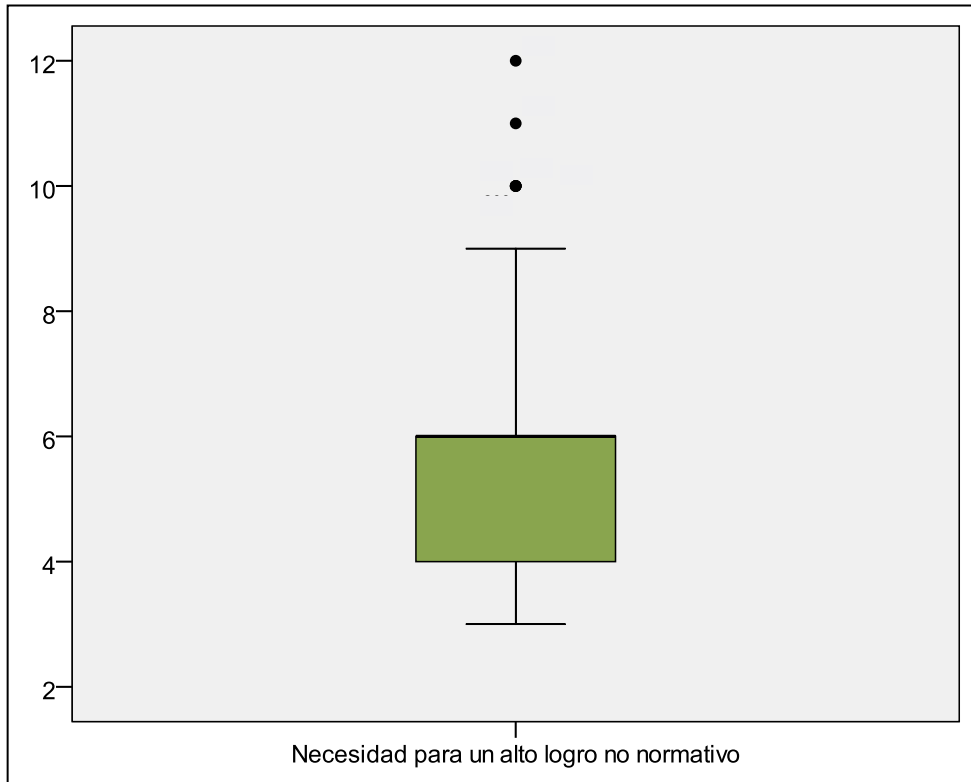
**Figura 3.5. Distribución del interés**



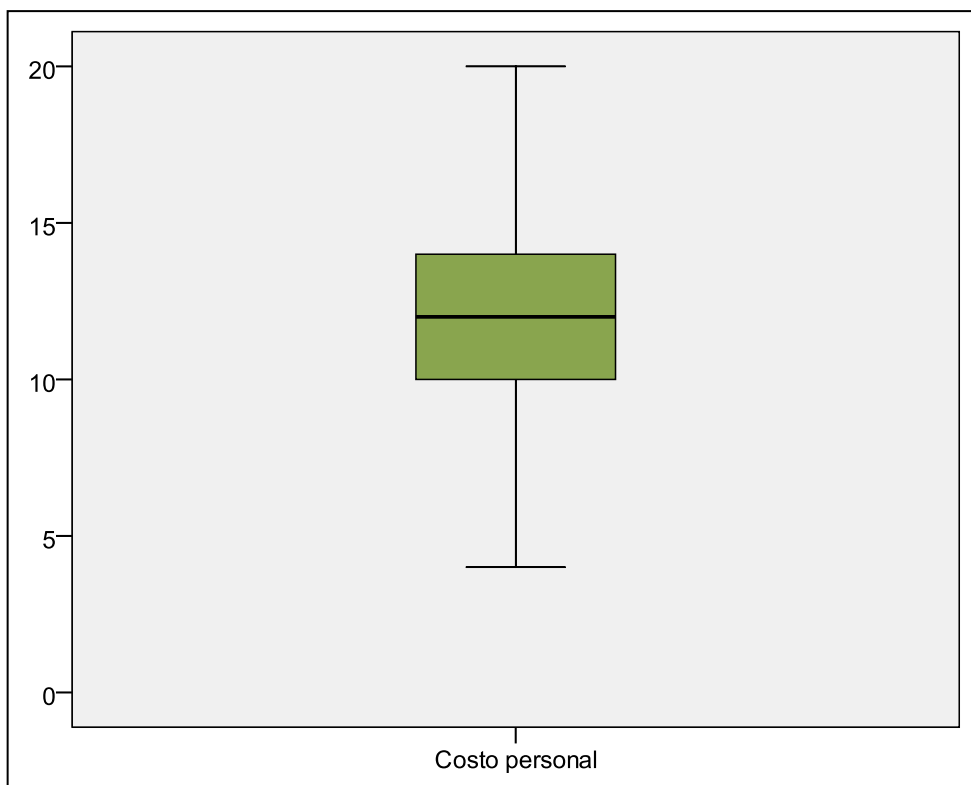
**Figura 3.6. Distribución de la utilidad**



**Figura 3.7. Distribución de necesidad para un alto logro normativo**



**Figura 3.8. Distribución de la necesidad para un alto logro normativo**



**Figura 3.9. Distribución del costo personal**

### 3.3.2. Diferencias en la valoración

Los resultados de las comparaciones de medias que se informan a continuación se pueden consultar en el Anexo D.

En las tablas 3.16 a 3.20 se muestran las medias y desviaciones estándar de cada una de las escalas para las diferentes variables sociodemográficas y académicas consideradas.

De acuerdo a las comparaciones realizadas, se puede decir que existen diferencias significativas ( $p\text{-valor}<0.05$ ) en las medias del interés entre hombres (16.7) y mujeres (18.0), entre el tipo de institución ( $p\text{-valor}<0.05$ ), siendo las medias de 18.0 y 17.1 para pública y privada respectivamente, entre los diferentes estratos ( $p\text{-valor}<0.05$ ) y entre las diferentes carreras ( $p\text{-valor}<0.05$ ).

Las diferencias de medias entre estratos se encontraron entre aquellos estudiantes que tienen el total de lo cursado en matemática aprobado (estrato 1) y aquellos que tienen el total de lo cursado en matemática reprobado (estrato 3), siendo la media del interés en el primer grupo 17.5 y en el segundo grupo 18.6.

En relación a las carreras los estudiantes de Químico Farmacéutico son los que en promedio presentan menos interés (19.6) que los estudiantes del resto de las carreras y los alumnos de Ingeniería de Alimentos tienen mayor interés (15.8) en la matemática que aquellos de Bioquímico Clínico (17.3) (Tabla 3.16).

No existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis de igualdad de medias ( $p\text{-valor}=0.07$ ) entre Montevideo e interior. La igualdad de varianzas entre

grupos se acepta solamente para los grupos de región donde se encuentran las instituciones de enseñanza media (p-valor=0.16).

**Tabla 3.16. Media y desvío del interés según variables sociodemográficas y académicas**

	Media	Desviación estándar
Sexo		
Femenino	18.0	5.1
Masculino	16.7	4.4
Forma de administración		
Pública	18.0	5.0
Privada	17.1	4.7
Región		
Montevideo	18.0	5.1
Interior	18.3	4.9
Carrera		
Químico Farmacéutico	19.6	4.8
Bioquímico Clínico	17.3	5.8
Químico	18.1	4.4
Ingeniería Química	16.7	3.7
Ingeniería de Alimentos	15.8	5.2
Estrato		
1	17.5	5.0
2	17.0	3.8
3	18.6	5.0
Total	17.7	4.9

En relación a la valoración de la utilidad solamente se encontraron diferencias significativas (p-valor<0.05) entre los estudiantes que cursaron el último año de enseñanza media en una institución pública (28.5) y los estudiantes que lo hicieron en una institución privada (29.1) (Tabla 3.17). En el caso de las comparaciones entre hombres y mujeres y los estratos la prueba de homogeneidad de varianzas dio significativa (p-valor<0.05), mientras que en las comparaciones entre las distintas formas de administración de las instituciones, la región de las

instituciones y la carrera se cumple la igualdad de varianzas entre los grupos (p-valores fueron 0.43, 0.87 y 0.24).

**Tabla 3.17. Media y desvío de la utilidad según variables sociodemográficas y académicas**

	Media	Desviación estándar
Sexo		
Femenino	28.7	3.8
Masculino	28.7	4.5
Forma de administración		
Pública	28.5	5.0
Privada	29.1	4.7
Región		
Montevideo	28.9	4.0
Interior	28.9	3.8
Carrera		
Químico Farmacéutico	27.6	4.0
Bioquímico Clínico	30.2	4.0
Químico	28.4	3.5
Ingeniería Química	28.4	3.8
Ingeniería de Alimentos	30.2	3.8
Estrato		
1	28.7	4.0
2	29.3	3.5
3	28.2	4.2
<b>Total</b>	<b>28.7</b>	<b>4.0</b>

Las diferencias de medias que alcanzaron significación estadística (p-valor<0.05) para la dimensión necesidad para un alto logro normativo fueron entre los hombres (10.7) y las mujeres (11.3), y entre los estudiantes que ingresaron a FQ por la carrera de Químico Farmacéutico (11.5) y los que ingresaron por Ingeniería de Alimentos (10.6). Por el contrario, no se encontraron diferencias estadísticamente entre los alumnos según donde hayan cursado el último año de enseñanza media (público/privado -p-valor=0.06- ni Montevideo/interior -p-valor=0.80-) ni según el estrato (p-valor=0.76). La homogeneidad de varianzas se

aceptó entre los grupos de estudiantes provenientes de instituciones públicas y privadas ( $p$ -valor=0.27), y de Montevideo e interior ( $p$ -valor=0.79), pero fue rechazada para los grupos de las restantes variables (sexo, carrera y estrato,  $p$ -valor<0.05-).

**Tabla 3.18. Media y desvío de la necesidad para un alto logro normativo según variables sociodemográficas y académicas**

	Media	Desviación estándar
Sexo		
Femenino	11.3	2.2
Masculino	10.7	2.8
Forma de administración		
Pública	11.1	2.3
Privada	11.4	2.6
Región		
Montevideo	11.2	2.4
Interior	11.2	2.5
Carrera		
Químico Farmacéutico	11.5	2.2
Bioquímico Clínico	11.4	2.3
Químico	11.2	1.9
Ingeniería Química	11.3	2.2
Ingeniería de Alimentos	10.6	3.0
Estrato		
1	11.2	2.5
2	11.1	2.3
3	11.0	2.1
Total	11.2	2.4

En la escala necesidad para un alto logro no normativo las diferencias significativas ( $p$ -valor<0.05) se observaron según si los estudiantes provienen de una institución pública (5.3) o privada (6.0) y según la carrera al ingreso a FQ. Las carreras en que se encontraron diferencias fueron Químico Farmacéutico (5.4) con Bioquímico Clínico (4.4) y Químico (6.0). Asimismo Bioquímico Clínico



presenta diferencias con Ingeniería de Alimentos (5.4), y Químico con Ingeniería Química (5.7) e Ingeniería de Alimentos. La hipótesis de homogeneidad de varianza entre grupos para esta dimensión se aceptó en el caso del sexo (p-valor=0.33), de la forma de administración (p-valor=0.36) y de la región de la institución del último año de enseñanza media (p-valor=0.78), pero se rechazó entre los diferentes estratos y carreras (p-valor<0.05).

**Tabla 3.19. Media y desvío de la necesidad para un alto logro no normativo según variables sociodemográficas y académicas**

	Media	Desviación estándar
Sexo		
Femenino	5.5	1.7
Masculino	5.6	1.8
Forma de administración		
Pública	5.3	1.6
Privada	6.0	1.8
Región		
Montevideo	5.5	1.6
Interior	5.5	1.7
Carrera		
Químico Farmacéutico	5.4	1.5
Bioquímico Clínico	4.4	1.5
Químico	6.0	1.6
Ingeniería Química	5.7	1.8
Ingeniería de Alimentos	5.4	1.8
Estrato		
1	5.5	1.7
2	5.3	1.5
3	5.6	1.5
Total	5.5	1.7

En relación al costo personal que implica el estudio de la matemática se observaron diferencias significativas (p-valor<0.05) entre hombres (12.8) y mujeres (11.8), entre los estudiantes que cursaron su último año de enseñanza

media en una institución pública (11.6) y aquellos que lo hicieron en una privada (12.8), entre los estudiantes que tienen el total de lo cursado en matemática aprobado (12.2) y aquellos que tienen el total de lo cursado en matemática reprobado (11.3) y entre los estudiantes de Químico Farmacéutico (11.5) y Bioquímico Clínico (11.7) con los de Ingeniería de Alimentos (12.9). Se acepta la homogeneidad de varianzas del costo personal entre hombres y mujeres ( $p$ -valor=0.33), y entre los distintos tipos de institución de enseñanza media (pública/privada - $p$ -valor=0.13- y Montevideo/interior - $p$ -valor=0.87-), pero se rechaza para los tres estratos y las distintas carreras ( $p$ -valor<0.05).

**Tabla 3.20. Media y desvío del costo personal según variables sociodemográficas y académicas**

	Media	Desviación estándar
Sexo		
Femenino	11.8	3.1
Masculino	12.8	2.9
Forma de administración		
Pública	11.6	3.0
Privada	12.8	3.1
Región		
Montevideo	12.2	3.0
Interior	11.8	3.1
Carrera		
Químico Farmacéutico	11.5	3.0
Bioquímico Clínico	11.7	3.2
Químico	11.5	3.2
Ingeniería Química	12.2	2.7
Ingeniería de Alimentos	12.9	3.1
Estrato		
1	12.2	3.3
2	11.8	2.4
3	11.3	2.4
Total	12.0	3.1

### 3.4. VALIDEZ PREDICTIVA

Los resultados de los análisis univariantes presentados en esta sección se pueden consultar en el Anexo E.

#### 3.4.1. Nota global

La nota global correlaciona significativamente ( $p$ -valor $<0.05$ ) con necesidad para un alto logro normativo, necesidad para un alto logro no normativo y costo personal pero los coeficientes de correlación de Spearman son muy bajos (0.11, 0.10 y 0.20 respectivamente). La diferencia de medias de la nota global entre hombres y mujeres, entre alumnos que cursaron el último año de enseñanza media en una institución pública y alumnos que lo hicieron en una privada, entre alumnos de Montevideo y del interior, y entre las distintas carreras resultó significativa ( $p$ -valor $<0.05$ ). El promedio de notas entre las mujeres es 4.2 mientras que entre los hombres es 3.8. La nota global entre los estudiantes que cursaron el último año de enseñanza media en una institución pública es 3.5 y entre los provenientes de una institución privada es 5.2, y el mismo indicador es 4.4 y 3.7 para los estudiantes provenientes de Montevideo y del interior respectivamente. Las diferencias por carreras se encontraron entre aquellos estudiantes inscriptos en Ingeniería de Alimentos (4.5) y aquellos inscriptos en Químico Farmacéutico (3.9) y Bioquímico Clínico (3.8). El test de homogeneidad de varianzas de Lévene dio significativo ( $p$ -valor $<0.05$ ) en todas las comparaciones con excepción del sexo.

Al realizar el modelo de regresión con estas variables, se encuentra que los únicos coeficientes de regresión que resultaron significativos ( $p$ -valor $<0.05$ ) son los asociados al costo personal ( $B=0.13$ ) y a la forma de administración de la institución del último año de enseñanza media ( $B=1.89$ ). Asimismo se observa el bajo valor del  $R^2$ : 0.21 (Tabla 3.21).

**Tabla 3.21. Regresión lineal de la nota global**

	Coeficiente no estandarizado		Coeficiente estandarizado $\beta$	t	P-valor	FIV
	B	Error típico				
(Constante)	-0.25	.59		-0.42	.67	
Logro normativo	.01	.03	.01	0.36	.72	1.3
Logro no normativo	-.04	.05	-.03	-0.80	.43	1.3
Costo personal	.13	.02	.19	5.31	.00	1.1
Carrera	$-4,88 \times 10^{-005}$	.00	.00	-0.01	.99	1.1
Forma de administración	1.89	.19	.42	9.81	.00	1.6
Región	.34	.17	.08	1.95	.05	1.5
Sexo	-.31	.18	-.06	-1.80	.07	1.1

$R^2=0,21$ ,  $R_a^2=0,20$

### 3.4.2. Nota de aprobación

Las correlaciones entre las dimensiones encontradas en el AFE y la nota media de aprobación que alcanzaron significación estadística ( $p$ -valor $<0.05$ ) son la necesidad para un alto logro normativo y el costo personal, pero los coeficientes de correlación son muy bajos: 0.08 y 0.15, respectivamente. En relación a las variables sociodemográficas, en la única que la diferencia de medias de la nota de

aprobación es significativa ( $p\text{-valor}<0.05$ ) es entre aquellos estudiantes que provienen de una institución pública (5.1) y aquellos que provienen de una institución privada (6.6). Entre las medias de las notas de aprobación según la carrera al ingreso se encontraron diferencias ( $p\text{-valor}<0.05$ ) entre los alumnos que ingresaron por Ingeniería de Alimentos (6.1) y los que ingresaron por Químico Farmacéutico (5.4) y Bioquímico Clínico (5.0). Se acepta la hipótesis de homogeneidad de varianzas para los grupos de hombres y mujeres ( $p\text{-valor}=0.27$ ), no así para los grupos de estudiantes según de la institución de donde provengan (pública/privada y Montevideo/interior) ni para las diferentes carreras ( $p\text{-valor}<0.05$ ).

Al igual que con la nota global, en el modelo que pretende predecir la nota de aprobación se encuentra que el valor de  $R^2$  es muy bajo (0.11) y que los únicos coeficientes de regresión que alcanzan significación estadística ( $p\text{-valor}<0.05$ ) son el de costo personal ( $B=0.05$ ) y el de la forma de administración de la institución del último año de enseñanza media ( $B=1.36$ ) (Tabla 3.22).

**Tabla 3.22. Regresión lineal de la nota de aprobación**

	Coeficiente no estandarizado		Coeficiente estandarizado $\beta$	t	p-valor	FIV
	B	Error típico				
(Constante)	2.75	.48		5.74	.00	
Logro normativo	.03	.03	.03	.89	.37	1.0
Costo personal	.05	.02	.07	2.05	.04	1.1
Carrera	.00	.00	.04	1.11	.27	1.1
Forma de administración	1.36	.158	.30	8.63	.00	1.1

$R^2=0,11$ ,  $R_a^2=0,11$

### 3.4.3. Avance

El avance en la carrera en términos de créditos aprobados correlaciona significativamente ( $p\text{-valor}<0.05$ ) con el interés ( $s=-0.07$ ), con la necesidad para un alto logro normativo ( $s=0.16$ ), con la necesidad para un alto logro no normativo ( $s=0.10$ ) y con el costo personal ( $s=0.28$ ). No obstante, todos los coeficientes de correlación son bajos.

Asimismo se encuentran diferencias ( $p\text{-valor}<0.05$ ) en el avance en la carrera entre los hombres (24.1%) y las mujeres (28.7%), entre aquellos alumnos que cursaron su último año de enseñanza media en una institución pública (19.2%) y aquellos que lo hicieron en una institución privada (44.4%), entre aquellos donde esa institución está situada en Montevideo (33.8%) y aquellos donde la institución es del interior (20.2%). Se acepta la homogeneidad de varianzas entre hombres y mujeres ( $p\text{-valor}=0.41$ ), pero se rechaza entre la forma de administración y la región de la institución ( $p\text{-valor}<0.05$ ). En referencia a las diferencias en el avance entre las distintas carreras se alcanza la significación estadística ( $p\text{-valor}<0.05$ ) entre Ingeniería Química (31.9%) y Químico Farmacéutico (21.1%), y entre Ingeniería de Alimentos (34.8%) y Químico Farmacéutico y Bioquímico Clínico (23.9%). La igualdad de varianzas entre las carreras se rechaza para un nivel de significación del 5%.

En el modelo de regresión lineal con las variables que resultaron significativas en el análisis univariante, se encuentra que los únicos coeficientes de regresión

que alcanzan significación estadística ( $p$ -valor $<0.05$ ) para predecir el avance en términos de créditos son el de costo personal ( $B=2.47$ ), el de la carrera ( $B=0.10$ ) y el de la forma de administración de la institución del último año de enseñanza media ( $B=23.15$ ). El  $R^2$  en este modelo fue igual a 0.32.

**Tabla 3.23. Regresión lineal del avance**

	Coeficiente no estandarizado		Coeficiente estandarizado $\beta$	t	p-valor	FIV
	B	Error típico				
(Constante)	-34.95	8.00		-4.37	.00	
Interés	-.27	.21	-.05	-1.26	.21	1.6
Logro normativo	.82	.41	.08	2.00	.05	1.4
Logro no normativo	-.74	.58	-.05	-1.27	.20	1.3
Costo personal	2.47	.32	.28	7.72	.00	1.4
Carrera	.10	.05	.07	2.12	.03	1.2
Forma de administración	23.15	2.32	.40	9.99	.00	1.6
Región	.30	2.07	.01	0.15	.89	1.5
Sexo	-3.64	2.10	-.06	-1.73	.08	1.1

$R^2=0,32, R_a^2=0,32$

Debido a que el objetivo de los modelos de regresión lineal anteriormente presentados, era investigar si las dimensiones encontradas pueden ser posibles predictoras del rendimiento, que de las cinco dimensiones solamente los coeficientes de regresión asociados al costo personal resultaron significativos pero son muy bajos y que los  $R^2$  también son muy bajos, se decide no tomar en cuenta estos modelos para predecir el rendimiento y por lo tanto no se realizarán las verificaciones de los supuestos que debe cumplir una regresión lineal.

## 4. DISCUSIÓN

### 4.1. ESTRUCTURA DEL CUESTIONARIO

El uso del AFE para analizar el cuestionario de valoración de la matemática aplicado a una muestra de estudiantes de FQ parecería ser adecuado, ya que este tipo de análisis se utiliza cuando el investigador desea identificar un conjunto de constructos latentes que subyacen a una batería de ítems. En este caso se pretendió investigar si los constructos encontrados por Luttrell *et al.* (2010) eran también encontrados en las dos generaciones estudiadas de FQ.

La estructura factorial encontrada en el cuestionario de valoración de la matemática tiene similitudes y diferencias con la estructura encontrada por sus autores. Como similitudes se deben mencionar las escalas de interés y utilidad, las cuales quedaron formadas por los siete ítems de las dimensiones originales. En cambio, de la dimensión teórica necesidad para un alto logro, los ítems “Me parece importante sacar buenas notas en matemática” y “Me parece importante sacar la mejor nota en matemática” no quedan incluidos en ningún factor y los restantes de esta dimensión se desdoblaron en dos dimensiones: necesidad para un alto logro normativo y necesidad para un alto logro no normativo. Esta diferenciación tiene que ver con si esta necesidad es en relación a los demás (normativo) o es una necesidad de logro absoluto (no normativo).

Necesidad para un alto logro normativo se encuentra formado por los siguientes ítems: “Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9 en



el examen de matemática”, “Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más” y “Me molestaría ser un alumno/a promedio en matemática”. Por su parte, necesidad para un alto logro no normativo está formado por “Me tiene que ir bien en matemática” y “Para mí es importante que me vaya bien en matemática”, y por un tercer ítem de la dimensión teórica costo personal, “Me preocupa tener notas bajas en matemática”.

La distinción entre necesidad para un alto logro normativo y no normativo, que no aparece en el cuestionario original, es consistente con estudios previos de adaptación a Uruguay de cuestionarios sobre motivación originales de EEUU (Rodríguez Ayán, 2007). Ello y que los ítems que hacen alusión a la importancia de sacar la mejor nota y buenas notas en matemática no queden incluidos en estos factores puede deberse a que el contexto uruguayo es menos competitivo que el norteamericano, por lo que los estudiantes de la FQ podrían mostrar una necesidad diferencial de alto logro según se trate de un logro absoluto (por ejemplo, “Me tiene que ir bien en matemática”) o de un logro en referencia a los demás (por ejemplo., “Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más”).

De los 7 ítems originales de la escala teórica costo personal 4 forman parte de la dimensión costo personal de la solución final, 2 fueron incluidos en otra dimensión como se mencionó anteriormente y 1 fue eliminado del análisis. La decisión de haber excluido al ítem “Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a” tiene fundamento en varios autores. En primer lugar, MacCallum, Widaman, Zhang y Hong (1999) establecen que una comunalidad

por debajo de 0.5 es baja y en este caso fue 0.30. En segundo lugar, De Frutos (1997) indica que correlaciones menores a 0.20 entre un ítem y los restantes de su dimensión teórica son muy bajas. Y por último, se debe mencionar que un ítem no debería saturar en más de un factor y que el ítem en cuestión presentó una saturación baja (0.27) en un componente y una saturación moderada (0.41) en otro.

Es decir que, a diferencia de la estructura original compuesta por cuatro factores y 28 ítems, la estructura encontrada en este trabajo es de cinco factores y 24 ítems: interés (7 ítems), utilidad (7 ítems), necesidad para un alto logro normativo (3 ítems), necesidad para un alto logro no normativo (3 ítems) y costo personal (4 ítems).

No se debe dejar de mencionar que el promedio de las comunalidades de la solución encontrada (0.6) se encuentra por debajo del valor 0.7 sugerido por MacCallum *et al.* (1999).

Siguiendo con el criterio de estos autores se observa que si bien los factores necesidad para un alto logro normativo y necesidad para un alto logro no normativo tienen solamente tres ítems cada uno, esto no representaría un problema en la determinación de las dimensiones ya que el tamaño de muestra es adecuado y las comunalidades varían entre 0.6 y 0.7. Las restantes dimensiones presentan una suficiente cantidad de ítems y a excepción de dos ítems todos tienen comunalidades de 0.5 o más, con lo cual, si bien no se estaría en la determinación óptima de factores, el resultado es adecuado.

En concordancia con Nunnally y Bernstein (1994) las consistencias internas de interés y de utilidad son buenas, ya que las fiabilidades fueron mayores a 0.80; las de costo personal y necesidad para un alto logro normativo y no normativo son aceptables debido a que las fiabilidades valen 0.70 o más.

Por otra parte, Fabrigar *et al.* (1999) plantean que se deben evitar muestras de conveniencia, muestras excesivamente homogéneas y aquellas cuya selección se relaciona con las variables medidas, y que por lo tanto, es conveniente obtener una muestra representativa de la población de interés. Otros autores manifiestan que la no respuesta existe y es el investigador el que debe realizar algún tratamiento en la etapa de análisis para controlar el sesgo en las estimaciones que introduce la no respuesta (Antía y Coimbra, 2009). En este trabajo se sorteó una muestra representativa de la población, y si bien la tasa de respuesta fue superior al 50%, se utilizaron ponderadores calibrados para tener en cuenta la falta de participación de algunos de los estudiantes seleccionados.

#### 4.2. VALORACIÓN DE LA MATEMÁTICA

Los resultados sugieren que en relación al interés por la matemática, se puede decir que esta no parece ser una asignatura deslumbrante para los estudiantes, pero sí son conscientes de lo útil que puede resultar una vez que se gradúen.

El buen desempeño en matemática en relación a los demás no parece ser muy importante para los alumnos de las generaciones estudiadas, mientras que sí lo es el buen desempeño absoluto. Una vez más, esta diferenciación en la valoración de necesidad para un alto logro normativo y necesidad para un alto logro no

normativo sugiere que los estudiantes uruguayos son menos competitivos que los estadounidenses.

El miedo hacia la matemática y la dificultad que implica el estudio de esta asignatura, no parece ser algo relevante entre los estudiantes.

Si bien en el estudio realizado por Luttrell *et al.* (2010) no se encontraron diferencias significativas entre estudiantes hombres y estudiantes mujeres, en este trabajo sí se observaron en lo que respecta al interés que tiene el alumno por el estudio de la matemática, a la necesidad para un alto logro en referencia a los demás (normativo) y al costo personal que le implica al estudiante el estudio de la asignatura. En relación al interés y a la necesidad para un alto logro normativo, es menor la valoración que realizan las mujeres que los hombres, mientras que la importancia del costo personal es mayor en la población femenina que en la masculina.

En los resultados de los autores del cuestionario se observaron diferencias significativas según la cantidad de cursos universitarios de matemática completos en las siguientes escalas: interés, utilidad y costo personal. Por ejemplo, la puntuación media en interés y en utilidad fue mayor en aquellos estudiantes que habían completado algún curso de matemática que en aquellos que no habían completado ningún curso y la valoración del costo personal fue menor para los estudiantes que tienen tres cursos de matemática o más que para los que tienen menos cursos completos. Luttrell *et al.* (2010) no encontraron diferencias significativas en la dimensión necesidad para un alto logro.

El indicador cantidad de cursos universitarios de matemática completos estudiado por Luttrell *et al.* (2010) puede ser comparable con los estratos definidos para la población de FQ. Al igual que en la publicación original, en este trabajo la valoración en relación al interés que tiene el alumno por el estudio de la matemática es mayor entre aquellos que tienen el total de cursos de matemática cursados aprobados que entre aquellos que tienen reprobado el total de lo cursado. Sin embargo, no existen diferencias entre los estratos en la importancia que el estudiante le asigna a la comprensión de la matemática. Con respecto a lo que los estudiantes “sufren” por estudiar y por tratar de comprender matemática también coinciden la población estudiada en Estados Unidos con la población estudiada en Uruguay. Es menor el costo personal entre aquellos alumnos que aprobaron todos los cursos de matemática respecto a aquellos que reprobaron todos los cursos de matemática. En este trabajo no se encontraron diferencias significativas en las dos dimensiones de necesidad para un alto logro entre los estratos, con lo cual se podría decir que en este aspecto se coincide con el resultado de los autores.

En relación a la forma de administración de la institución del último año de enseñanza media, se encontró que las valoraciones del interés y de la utilidad son menores para los estudiantes que provienen de una institución del Estado que para los que provienen de una institución privada. Por el contrario las valoraciones de la necesidad para un alto logro no normativo y del costo personal fueron menores en los estudiantes de las instituciones privadas. No se encontraron diferencias en la valoración de la necesidad para un alto logro normativo.

Con respecto a la región de la institución del último año de enseñanza media no se encontraron diferencias en ninguna de las dimensiones.

Por último, se destaca que se encontraron diferencias entre las carreras en las dimensiones interés, necesidad para un alto logro normativo, necesidad para un alto logro no normativo y costo personal, y que no se encontraron diferencias en la valoración de la utilidad.

No resulta sorprendente que los estudiantes de Químico Farmacéutico, que es una de las carreras que presenta, junto con Bioquímico Clínico, mayor rezago en las Ciencias Físico Matemáticas en relación a las Ingenierías (Rodríguez Ayán y Sotelo, en prensa), sean los que muestran menor interés en el estudio de la matemática y los que manifiestan que es mayor el costo personal que les implica estudiar matemática. Los alumnos de Ingeniería de Alimentos son los que más valoran la necesidad para un alto logro normativo con respecto a los alumnos de Químico Farmacéutico; los alumnos de Bioquímico Clínico son los que más valoran a la necesidad para un alto logro no normativo.

#### 4.3. VALIDEZ PREDICTIVA

El análisis univariante realizado para investigar la validez predictiva del cuestionario de valoración de la matemática dio indicios de que ninguna de las dimensiones encontradas en el AFE sería útil como variable predictora de la nota global, de la nota de aprobación y/o del porcentaje de avance de la carrera, pero que sí lo podrían ser las variables sociodemográficas y la carrera. De todas formas, en aquellos casos donde la correlación entre la dimensión y el indicador

considerado fue baja pero significativa ( $p\text{-valor}<0.05$ ), se decidió incluirlo en el modelo de regresión lineal ya que estas podrían resultar relevantes al ser consideradas conjuntamente con las variables sociodemográficas y con la carrera.

En cuanto al análisis multivariante se puede decir que, si bien el costo personal resultó significativo en los tres modelos analizados, los coeficientes de regresión sin estandarizar y los estandarizados asociados a esas variables resultaron ser muy bajos: 0.13 y 0.19, 0.05 y 0.07, 2.47 y 0.28 para la nota global, la nota de aprobación y el avance en la carrera respectivamente.

El coeficiente de regresión de la forma de administración del último año de enseñanza media también resultó significativo en los tres modelos ( $p\text{-valor}<0.05$ ), pero estas relaciones no eran el objetivo de esta investigación y además para analizar ese tipo de resultados (entre la forma de administración y estos indicadores de rendimiento) no es necesario realizar una encuesta por muestreo, ya que es posible obtener los datos para todos los estudiantes de FQ a través de SECIU.

Es decir que ninguna de las dimensiones encontradas en el AFE parece resultar útil para predecir el rendimiento de los estudiantes a través de los indicadores de la nota general, la nota de aprobación y el avance en la carrera de acuerdo a los créditos aprobados.

## **5. CONCLUSIONES**

En cuanto a la estructura del cuestionario de valoración de la matemática aplicado a estudiantes de FQ se encontró que esta se encuentra formada por cinco dimensiones en lugar de cuatro como identificaron los autores del cuestionario. En términos de ítems que las componen, dos de las dimensiones son exactamente iguales a las del cuestionario original: interés y utilidad. La dimensión costo personal está compuesta por 4 de los 7 ítems que incluyeron los autores en esta escala, los cuales refieren a sensaciones poco gratas, como pueden ser el susto, la confusión y la dificultad. Los tres ítems restantes que no quedaron incluidos en esta dimensión hacen alusión a la ansiedad, la preocupación y al tener que estudiar más para matemática que para otras asignaturas. Las dos dimensiones restantes son un desdoblamiento de la escala teórica necesidad para un alto logro, lo que podría explicarse por el hecho de que los estudiantes de la UdelaR son menos competitivos que los estudiantes de las universidades estadounidenses. Estos hallazgos refuerzan la importancia de la adaptación cultural de los cuestionarios.

Con respecto a la valoración de la matemática, el interés que tiene el alumno por el estudio de esta asignatura no parece ser algo relevante para los estudiantes de FQ. Se encontró que, en general, los estudiantes le asignan importancia a la comprensión de la matemática debido a que esta asignatura le ayudará a lograr determinados objetivos (utilidad), especialmente entre estudiantes procedentes de enseñanza media privada. Ello puede estar sugiriendo una visión más pragmática



de la asignatura, y quizás de la carrera, por parte de estos estudiantes. Se deja para un futuro el contraste de esta hipótesis.

La importancia que el alumno le da a su buen desempeño en matemática en relación a los demás (necesidad para un alto logro normativo) no resultó ser algo a lo cual los estudiantes la asignan una gran valoración, particularmente las mujeres. Con respecto a esta diferencia cabe preguntarse si en efecto es una diferencia real de la visión de hombres y mujeres o si puede deberse a un comportamiento diferente según las instrucciones para completar el cuestionario (Curione, Míguez, Crisci y Maiche, 2010) o al funcionamiento diferencial de algunos ítems de esta dimensión. También se deja para un futuro la exploración de estas posibilidades.

La necesidad para un alto logro no normativo es importante para los estudiantes, si bien en menor grado para aquellos que cursaron el último año de enseñanza media en una institución privada. Tal vez esto pueda explicarse por la mayor visión utilitaria de la matemática que estos estudiantes manifiestan, en relación con sus pares de la enseñanza pública.

Lo que el estudiante “sufre” por estudiar y por tratar de comprender matemática (costo personal), en general, no es algo relevante. Sin embargo, el costo personal es mayor en los siguientes casos: las mujeres, los estudiantes provenientes de instituciones públicas, los estudiantes del estrato 3 con respecto al estrato 1. Si bien no sorprende que los estudiantes del estrato 3 parezcan sufrir un

nivel de estrés más alto que los restantes, también estas diferencias requieren de estudios más profundos.

Las dimensiones encontradas en el análisis no resultan variables predictoras del rendimiento, al menos para los tres indicadores de rendimiento utilizados en este trabajo (nota global, nota de aprobación y avance en términos de créditos). No obstante, una limitación a esto último podría ser que no se pudo utilizar como indicador de rendimiento el avance en matemática, debido a que la mitad de los alumnos aproximadamente (en general de la generación 2010) no habían rendido examen de alguna de las matemáticas. Dado que el cuestionario mide el valor atribuido a la matemática en particular, podríamos hipotetizar que las puntuaciones pueden ser predictores del rendimiento futuro *en matemática*, no necesariamente el rendimiento general.

## 6. REFERENCIAS

- Antía, M. y Coimbra, A. (2009). *Tratamiento de la no respuesta en encuestas de panel en el caso de poblaciones finitas: "Las damas perdidas"*. Trabajo final para obtener el título de Licenciado en Estadística, Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.
- Cattell, R.B. (1966). The Scree Test for the Numbers of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Curione, K., Míguez, M., Crisci, C., y Maiche, A. (2010). Estilos cognitivos, motivación y rendimiento académico en la universidad. *Revista Iberoamericana de Educación*, 54/3, 25/11/10.
- Deci, E. L. y Ryan, R.M. (1985). *Intrinsic motivation and selfdetermination in human behavior*. New York: Plenum.
- Deville, J.C., Sarndal, C.E. y Sautory, O. Generalized Raking Procedures in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 88, 423, 1013-1020.
- Dweck, C.S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41, 1040-1048.
- Enrich, H., Leymonié, J., Míguez, M. y Rodríguez Ayán, M.N. (2006). *Evaluación diagnóstica de las habilidades matemáticas al ingreso en las Facultades del Área Científico-Tecnológica*. Documento de trabajo presentado a la Comisión Sectorial de Enseñanza, Universidad de la República.
- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common factor analysis. *Psychometrika*, 19, 149-161.
- Kaiser, H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kaiser, H.F. y Rice, J. (1974). Little Jiffy, Mark Iv. *Educational and Psychological Measurement*, 34, 111-117.
- Lee, H.B. y Comrey, A.L. (1979). Distortions in a commonly used factor analytic procedure. *Multivariate Behavioral Research*, 14, 301-321.
- Luttrell, V.R., Callen, B.W., Allen, C.S., Wood, M.D., Deeds, D.G. y Richard, D.C.S (2010). The Mathematics Value Inventory for General

Education Students: Development and Initial Validation. *Educational and Psychological Measurement*, 70, 142-160.

Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3<sup>rd</sup> ed.). New York: McGraw-Hill.

Peña, D. (2002). *Análisis de datos multivariantes*. España: McGraw-Hill.

Rodríguez Ayán, M.N. (2007). *Análisis multivariado del desempeño académico de estudiantes universitarios de Química*. Tesis doctoral.

Rodríguez Ayán, M.N. y Sotelo, M.E. (en prensa). *Evaluación multidimensional de un programa de formación en la Facultad de Química. Diseño y análisis de indicadores institucionales e indicadores de impacto en la formación*. Programa de Apoyo a Publicaciones CSIC.

Rodríguez Ayán, M.N., Sotelo, M.E., Nuñez, I. y González, M. (2011, agosto). *Diagnósticos en situación de inicio y acciones correctivas en la Facultad de Química*. Presentación realizada en el Primer Encuentro de la Red de Unidades de Apoyo a la Enseñanza de la Universidad de la República.

Ruiz, M.A. (1990). *El Problema de la Estimación del Número de Factores en los Métodos de Extracción del Análisis Factorial: Aplicación al Análisis de Datos con el SPSS*. Tesis doctoral no publicada. Universidad Autónoma de Madrid.

Ruiz, M.A. y San Martín, R. (1992). Una simulación sobre el comportamiento de la regla K1 del número de factores. *Psicothema*, 4, 543-550.

Spearman, C. (1927). *The Abilities of Man*. New York: MacMillan.

Thurstone, L. (1947). *Multiple Factor Analysis*. Chicago: University of Chicago Press.

Usher Güimil, X. (2011). El efecto de la estructura del sistema educativo en la elección de las carreras científicas en Montevideo. *Los estudiantes y la ciencia. Encuesta a jóvenes iberoamericanos*, compilado por Carmelo Polino, 1a ed., 183-204. Buenos Aires: Organización de Estados Iberoamericanos para la Educación, la Ciencia y la Cultura.

Ximénez, C. y San Martín, R. (2004). *Fundamentos de las técnicas multivariantes*. Madrid: UNED Ediciones.

Zwick, W.R. y Velicer, W.P. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 3, 432-442

## ANEXO A. ÍTEMS Y DIMENSIONES DEL CUESTIONARIO

### Interés

- P1. Muchos temas de matemática me resultan interesantes
- P5. Me resulta interesante resolver problemas de matemática
- P9. La matemática me fascina
- P13. Me interesa hacer ejercicios de matemática
- P17. Estudiar Matemática me resulta placentero
- P21. Es interesante aprender nuevos temas de matemática
- P25. La matemática me parece intelectualmente estimulante

### Utilidad general

- P2. Saber matemática prácticamente no aporta beneficios
- P6. No le veo el sentido a capacitarme en matemática
- P10. Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada
- P14. Tengo poco para ganar aprendiendo matemática
- P18. Saber matemática no me será útil después de recibirme
- P22. No necesito de la matemática en mi vida cotidiana
- P26. Entender matemática me trae muchos beneficios

### Necesidad para un alto logro

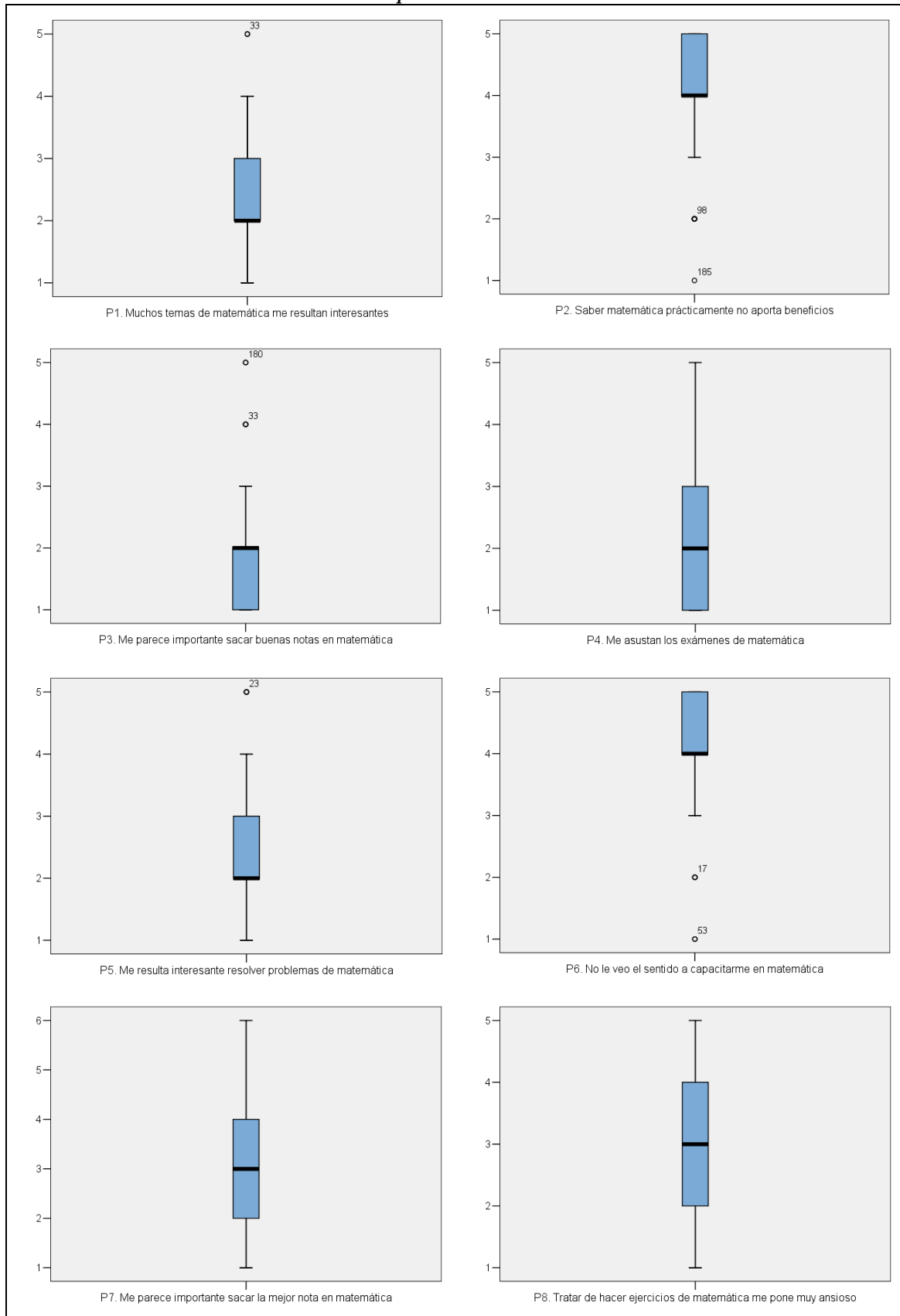
- P3. Me parece importante sacar buenas notas en matemática
- P7. Me parece importante sacar la mejor nota en matemática
- P11. Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9 en el examen de matemática
- P15. Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más
- P19. Me tiene que ir bien en matemática
- P23. Me molestaría ser apenas un alumno promedio en matemática
- P27. Para mí es importante que me vaya bien en matemática

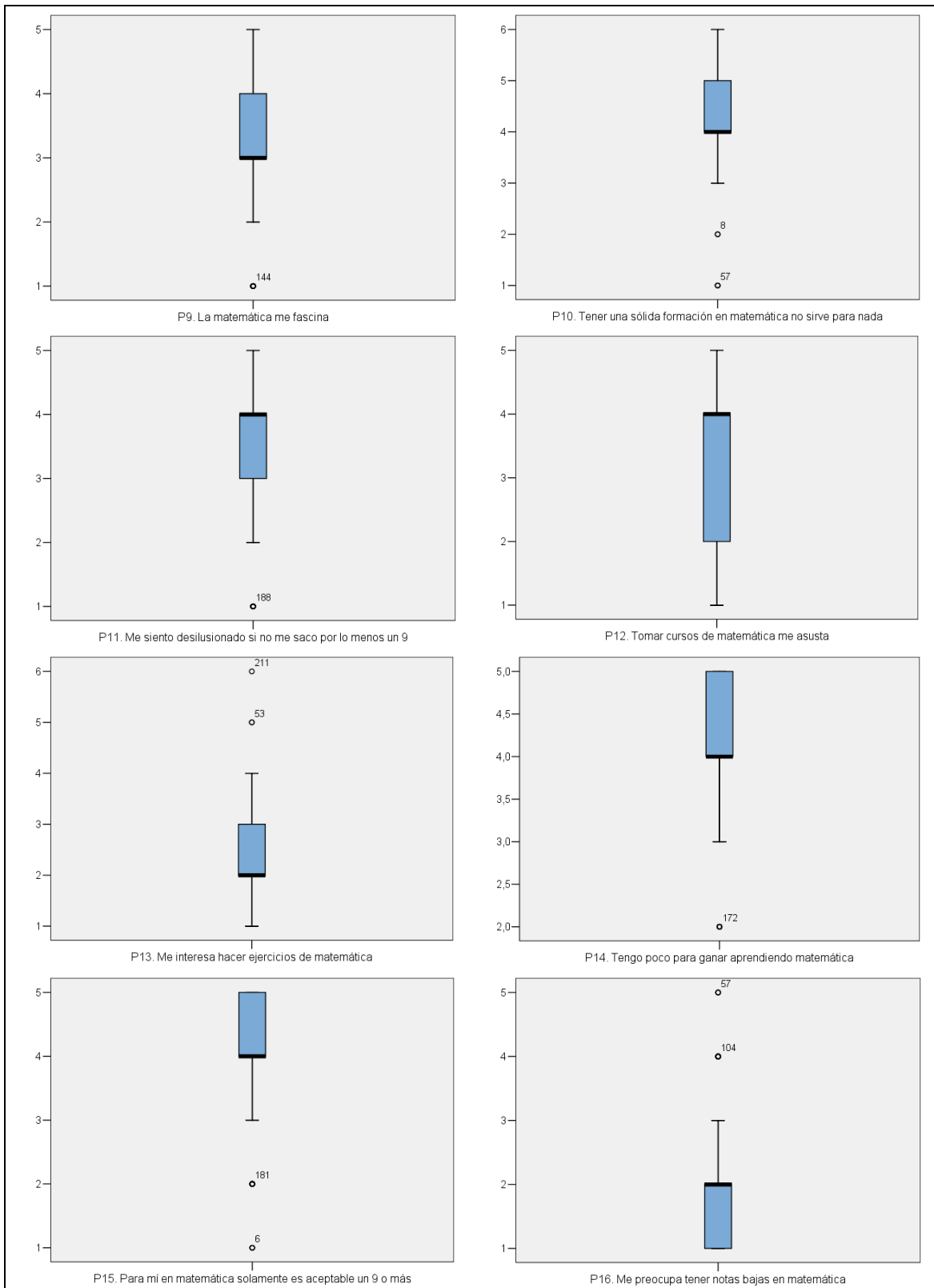
### Costo personal

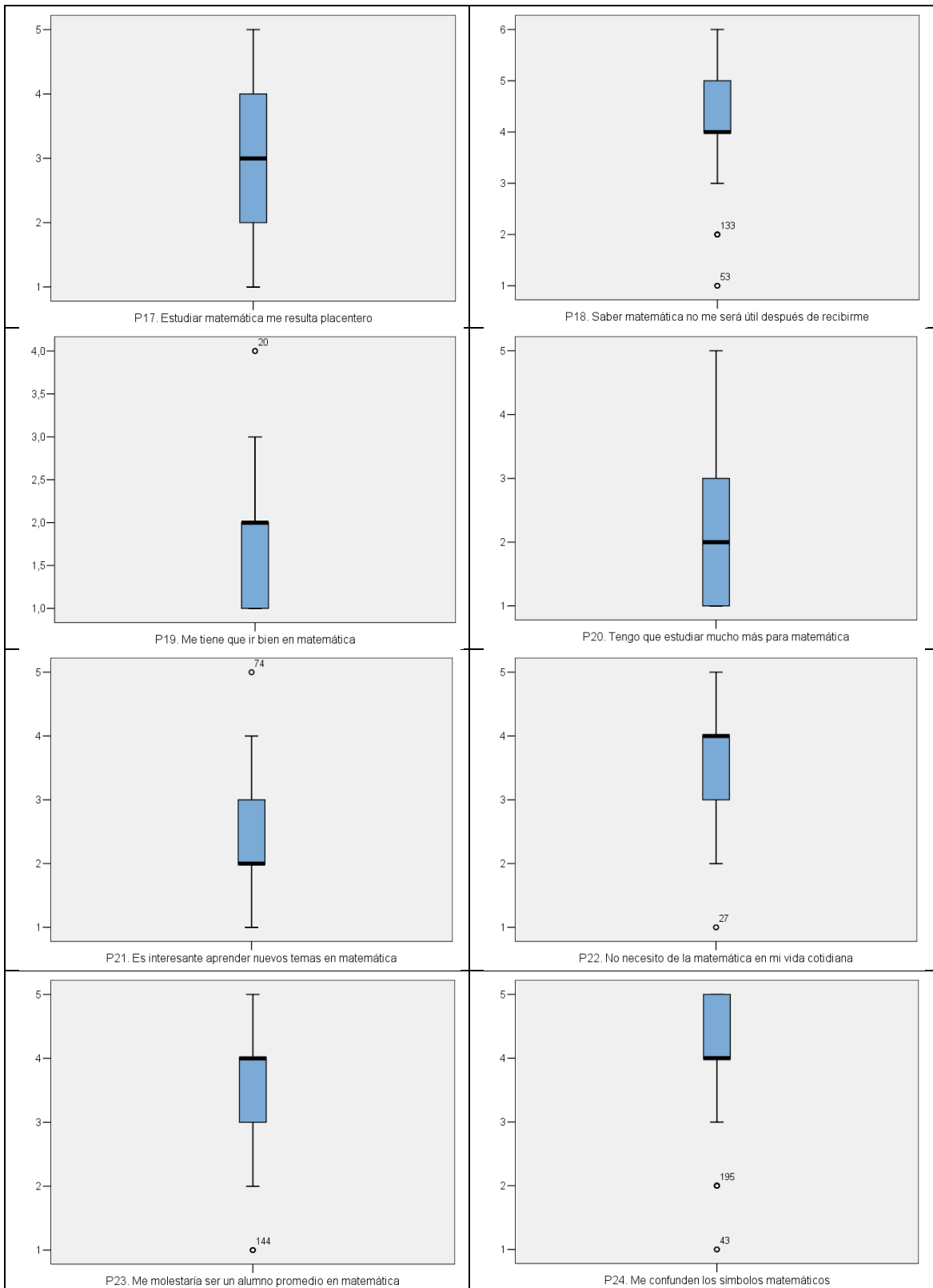
- P4. Me asustan los exámenes de matemática
- P8. Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso/a
- P12. Tomar cursos de matemática me asusta
- P16. Me preocupa tener notas bajas en matemática
- P20. Tengo que estudiar mucho más para matemática que para los otros cursos
- P24. Me confunden los símbolos matemáticos
- P28. Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática

## ANEXO B. ANÁLISIS EXPLORATORIO

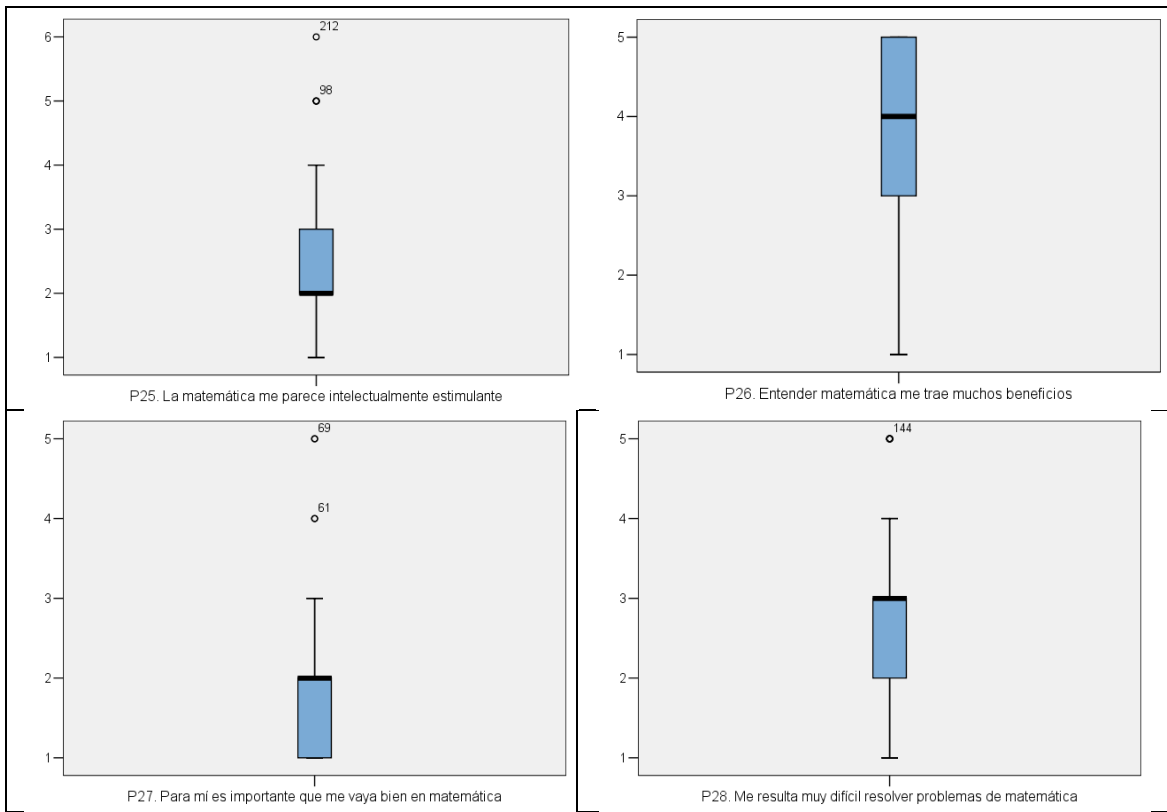
### Boxplots de los ítems











**Test de Normalidad de Kolmogorov-Smirnov para cada uno de los ítems**

	Estadístico	Grados de libertad	p-valor
P1. Muchos temas de matemática me resultan interesantes	.244	806	.00
P2. Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	.252	806	.00
P3. Me parece importante sacar buenas notas en matemática	.293	806	.00
P4. Me asustan los exámenes de matemática	.236	806	.00
P5. Me resulta interesante resolver problemas de matemática	.256	806	.00
P6. No le veo el sentido a capacitarme en matemática	.257	806	.00
P7. Me parece importante sacar la mejor nota en matemática	.221	806	.00
P8. Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso	.192	806	.00
P9. La matemática me fascina	.222	806	.00
P10. Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	.258	806	.00
P11. Me siento desilusionado/a si no me saco por lo menos un 9	.284	806	.00
P12. Tomar cursos de matemática me asusta	.264	806	.00
P13. Me interesa hacer ejercicios de matemática	.287	806	.00
P14. Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	.289	806	.00
P15. Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	.316	806	.00
P16. Me preocupa tener notas bajas en matemática	.291	806	.00
P17. Estudiar matemática me resulta placentero	.205	806	.00
P18. Saber matemática no me será útil después de recibirme	.259	806	.00
P19. Me tiene que ir bien en matemática	.321	806	.00
P20. Tengo que estudiar mucho más para matemática	.245	806	.00
P21. Es interesante aprender nuevos temas en matemática	.289	806	.00
P22. No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	.287	806	.00
P23. Me molestaría ser un alumno promedio en matemática	.245	806	.00
P24. Me confunden los símbolos matemáticos	.321	806	.00
P25. La matemática me parece intelectualmente estimulante	.291	806	.00
P26. Entender matemática me trae muchos beneficios	.261	806	.00
P27. Para mí es importante que me vaya bien en matemática	.318	806	.00
P28. Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	.225	806	.00

**Correlaciones entre los ítems de la dimensión teórica interés**

	P5	P9	P13	P17	P21	P25
P1	.52(**)	.58(**)	.50(**)	.63 (**)	.63(**)	.33(**)
P5		.51(**)	.58(**)	.53(**)	.52(**)	.42(**)
P9			.50(**)	.70(**)	.55(**)	.35(**)
P13				.55(**)	.63(**)	.42(**)
P17					.58(**)	.29(**)
P21						.40(**)

\*\* p-valor<0.01

**Correlaciones entre los ítems de la dimensión teórica utilidad**

	P6	P10	P14	P18	P22	P26
P2	.52(**)	.54(**)	.58 (**)	.41(**)	.38(**)	.40(**)
P6		.44(**)	.50(**)	.49(**)	.35(**)	.29(**)
P10			.58(**)	.47(**)	.31(**)	.47(**)
P14				.53(**)	.35(**)	.47(**)
P18					.36(**)	.42(**)
P22						.35(**)

\*\* p-valor<0.01

**Correlaciones entre los ítems de la dimensión teórica necesidad para un alto logro**

	P7	P11	P15	P19	P23	P27
P3	.50(**)	.15(**)	.28 (**)	.29(**)	.23(**)	.37(**)
P7		.47(**)	.38(**)	.30(**)	.40(**)	.37(**)
P11			.61(**)	.14(**)	.37(**)	.30(**)
P15				.13(**)	.48(**)	.29(**)
P19					.24(**)	.51(**)
P23						.35(**)

\*\* p-valor<0.01

**Correlaciones entre los ítems de la dimensión teórica costo personal**

	P8	P12	P16	P20	P24	P28
P4	.07	.62(**)	.09 (*)	.31(**)	.22(**)	.35(**)
P8		.17(**)	.23(**)	.05	.10(**)	.15(**)
P12			-.03	.29(**)	.36(**)	.51(**)
P16				.11(**)	-.04	.02
P20					.08(*)	.32(**)
P24						.29(**)

\* p-valor<0.05, \*\* p-valor<0.01

## ANEXO C. ANÁLISIS FACTORIAL

**Matriz de estructura de todos los ítems**

Ítem	Componente					
	1	2	3	4	5	6
P1. Muchos temas de matemática me resultan interesantes	.764	.258	-.310	-.200	.066	.142
P5. Me resulta interesante resolver problemas de matemática	.793	.256	-.278	-.153	.040	.172
P9. La matemática me fascina	.796	.411	-.280	-.049	-.002	.144
P13. Me interesa hacer ejercicios de matemática	.810	.219	-.362	-.179	.043	.238
P17. Estudiar matemática me resulta placentero	.812	.311	-.344	-.254	.074	.196
P21. Es interesante aprender nuevos temas en matemática	.800	.234	-.395	-.127	.095	.178
P25. La matemática me parece intelectualmente estimulante	.544	.193	-.530	.034	-.035	.025
P2. Saber matemática prácticamente no aporta beneficios	-.221	-.139	.760	.126	-.079	-.111
P6. No le veo el sentido a capacitarme en matemática	-.297	-.019	.635	.340	-.003	-.443
P10. Tener una sólida formación en matemática no sirve para nada	-.224	-.011	.742	.095	-.165	-.104
P14. Tengo poco para ganar aprendiendo matemática	-.358	-.111	.764	.202	-.169	-.407
P18. Saber matemática no me será útil después de recibirme	-.294	-.073	.726	.104	.064	-.401
P22. No necesito de la matemática en mi vida cotidiana	-.375	-.137	.587	.205	-.101	.041
P26_rec. Entender matemática me trae muchos beneficios	-.511	-.322	.620	-.116	-.063	-.208
P3. Me parece importante sacar buenas notas en matemática	.180	.216	-.209	.085	.148	.843
P7. Me parece importante sacar la mejor nota en matemática	.422	.570	-.234	.130	.244	.637
P11. Me siento desilusionado si no me saco por lo menos un 9	.158	.819	.011	.117	.199	.093
P15. Para mí en matemática solamente es aceptable un 9 o más	.298	.838	-.170	-.085	.085	.223
P19. Me tiene que ir bien en matemática	.225	.188	-.222	-.040	.793	.255
P23. Me molestaría ser un alumno promedio en matemática	.364	.711	-.130	.075	.246	.204
P27. Para mí es importante que me vaya bien en matemática	.311	.405	-.308	.108	.568	.364
P4. Me asustan los exámenes de matemática	-.274	-.211	.305	.644	.150	-.091
P8. Tratar de hacer ejercicios de matemática me pone muy ansioso	.231	.226	-.010	.409	.274	.077
P12. Tomar cursos de matemática me asusta	-.395	-.072	.302	.773	.043	-.225
P16. Me preocupa tener notas bajas en matemática	.037	.346	-.099	.001	.746	.086
P20. Tengo que estudiar mucho más para matemática	-.190	-.132	.125	.423	.516	-.260
P24. Me confunden los símbolos matemáticos	-.072	.106	.045	.647	-.153	.161
P28. Me resulta muy difícil resolver problemas de matemática	-.441	-.067	.203	.666	.166	-.006

## ANEXO D. VALORACIÓN DE LA MATEMÁTICA

### Test de igualdad de medias de las dimensiones según sexo

Dimensión	Test de igualdad de varianzas		Test de igualdad de medias						
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia		
Interés	Se asume igualdad de varianzas	8.895	.003	2.964	804	.003	1.21705	.41107	2.02303
	No se asume igualdad de varianzas			3.179	343.006	.002	1.21705	.46408	1.97003
Utilidad	Se asume igualdad de varianzas	16.655	.000	-.168	804	.866	-.05567	-.70425	.59292
	No se asume igualdad de varianzas			-.153	268.927	.878	-.05567	-.76967	.65833
Necesidad para un alto logro normativo	Se asume igualdad de varianzas	10.306	.001	3.179	804	.002	.63331	.24228	1.02434
	No se asume igualdad de varianzas			2.817	260.113	.005	.63331	.19055	1.07607
Necesidad para un alto logro no normativo	Se asume igualdad de varianzas	.955	.329	-.528	804	.598	-.07536	-.35566	.20494
	No se asume igualdad de varianzas			-.499	282.327	.618	-.07536	-.37240	.22168
Costo personal	Se asume igualdad de varianzas	.938	.333	-4.247	804	.000	-1.07366	-1.56994	-.57737
	No se asume igualdad de varianzas			-4.334	315.407	.000	-1.07366	-1.56106	-.58625

**Test de igualdad de medias de las dimensiones según la región de la institución del último año de enseñanza media**

Dimensión	Test de igualdad de varianzas			Test de igualdad de medias					
		F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia	
Interés	Se asume igualdad de varianzas	2.013	.156	-1.792	696	.074	-.69374	-1.45394	.06646
	No se asume igualdad de varianzas			-1.808	641.105	.071	-.69374	-1.44735	.05987
Utilidad	Se asume igualdad de varianzas	.025	.874	1.563	696	.119	.47216	-.12108	1.06539
	No se asume igualdad de varianzas			1.574	637.297	.116	.47216	-.11703	1.06134
Necesidad para un alto logro normativo	Se asume igualdad de varianzas	.072	.788	.109	696	.913	.02056	-.34981	.39094
	No se asume igualdad de varianzas			.109	612.260	.914	.02056	-.35153	.39265
Necesidad para un alto logro no normativo	Se asume igualdad de varianzas	.088	.767	.251	696	.802	.03171	-.21633	.27974
	No se asume igualdad de varianzas			.251	619.444	.802	.03171	-.21669	.28010
Costo personal	Se asume igualdad de varianzas	.025	.873	1.858	696	.064	.43712	-.02486	.89910
	No se asume igualdad de varianzas			1.845	605.890	.066	.43712	-.02829	.90253

**Test de igualdad de medias de las dimensiones según la forma de administración de la institución del último año de enseñanza media**

Dimensión	Test de igualdad de varianzas			Test de igualdad de medias					
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia		
Interés	Se asume igualdad de varianzas	5.446	.020	2.289	804	.022	.84148	.11988	1.56307
	No se asume igualdad de varianzas			2.338	571.056	.020	.84148	.13443	1.54852
Utilidad	Se asume igualdad de varianzas	.629	.428	-2.074	804	.038	-.61068	-1.18856	-.03280
	No se asume igualdad de varianzas			-2.074	539.236	.039	-.61068	-1.18914	-.03223
Necesidad para un alto logro normativo	Se asume igualdad de varianzas	1.228	.268	-1.900	804	.058	-.33953	-.69025	.01120
	No se asume igualdad de varianzas			-1.839	494.521	.067	-.33953	-.70234	.02329
Necesidad para un alto logro no normativo	Se asume igualdad de varianzas	.855	.355	-5.409	804	.000	-.67794	-.92395	-.43193
	No se asume igualdad de varianzas			-5.162	477.146	.000	-.67794	-.93600	-.41988
Costo personal	Se asume igualdad de varianzas	2.343	.126	-5.116	804	.000	-1.14984	-1.59101	-.70866
	No se asume igualdad de varianzas			-5.048	520.656	.000	-1.14984	-1.59732	-.70235

**ANOVA de un factor de las dimensiones según el estrato**

Test de homogeneidad de varianzas				
Dimensión	Estadístico de Levene	Grados de libertad 1	Grados de libertad 2	p-valor
Interés	4.383	2	803	.013
Utilidad	6.706	2	803	.001
Necesidad para un alto logro normativo	4.249	2	803	.015
Necesidad para un alto logro no normativo	3.227	2	803	.040
Costo	9.234	2	803	.000

ANOVA						
	Dimensión	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media cuadrática	F	p-valor
Entre grupos		178.717	2	89.359	3.687	.025
Intra grupos	Interés	19459.386	803	24.233		
Total		19638.104	805			
Entre grupos		68.784	2	34.392	2.207	.111
Intra grupos	Utilidad	12511.185	803	15.581		
Total		12579.969	805			
Entre grupos		3.158	2	1.579	.274	.760
Intra grupos	Necesidad para un alto logro normativo	4626.800	803	5.762		
Total		4629.958	805			
Entre grupos		6.064	2	3.032	1.039	.354
Intra grupos	Necesidad para un alto logro no normativo	2344.256	803	2.919		
Total		2350.320	805			
Entre grupos		95.745	2	47.872	5.170	.006
Intra grupos	Costo personal	7434.883	803	9.259		
Total		7530.628	805			



Comparaciones múltiples Bonferroni							
Dimensión	Estrato I	Estrato J	Diferencia I-J	Error estándar	p-valor	IC al 95% para la diferencia	
Interés	1	2	.48580	.57044	1.000	-.8827	1.8543
		3	-1.11674*	.46307	.048	-2.2277	-.0058
	2	1	-.48580	.57044	1.000	-1.8543	.8827
		3	-1.60254	.67550	.054	-3.2231	.0180
	3	1	1.11674*	.46307	.048	.0058	2.2277
		2	1.60254	.67550	.054	-.0180	3.2231
Utilidad	1	2	-.54211	.45740	.709	-1.6394	.5552
		3	.56652	.37131	.382	-.3242	1.4573
	2	1	.54211	.45740	.709	-.5552	1.6394
		3	1.10862	.54164	.123	-.1908	2.4080
	3	1	-.56652	.37131	.382	-1.4573	.3242
		2	-1.10862	.54164	.123	-2.4080	.1908
Necesidad para un alto logro normativo	1	2	.07866	.27815	1.000	-.5886	.7460
		3	.16263	.22580	1.000	-.3791	.7043
	2	1	-.07866	.27815	1.000	-.7460	.5886
		3	.08397	.32939	1.000	-.7062	.8742
	3	1	-.16263	.22580	1.000	-.7043	.3791
		2	-.08397	.32939	1.000	-.8742	.7062
Necesidad para un alto logro no normativo	1	2	.25193	.19799	.611	-.2231	.7269
		3	-.07507	.16073	1.000	-.4607	.3105
	2	1	-.25193	.19799	.611	-.7269	.2231
		3	-.32700	.23446	.490	-.8895	.2355
	3	1	.07507	.16073	1.000	-.3105	.4607
		2	.32700	.23446	.490	-.2355	.8895
Costo personal	1	2	.46858	.35260	.553	-.3773	1.3145
		3	.88777*	.28623	.006	.2011	1.5744
	2	1	-.46858	.35260	.553	-1.3145	.3773
		3	.41919	.41754	.947	-.5825	1.4209
	3	1	-.88777*	.28623	.006	-1.5744	-.2011
		2	-.41919	.41754	.947	-1.4209	.5825

\* p-valor<0.05

#### ANOVA de un factor de las dimensiones según la carrera

Dimensión	Test de homogeneidad de varianzas			
	Estadístico de Levene	Grados de libertad 1	Grados de libertad 2	p-valor
Interés	6.435	4	801	.000
Utilidad	1.380	4	801	.239
Necesidad para un alto logro normativo	7.786	4	801	.000
Necesidad para un alto logro no normativo	2.606	4	801	.035
Costo	3.938	4	801	.004

ANOVA						
	Dimensión	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media cuadrática	F	p-valor
Entre grupos		1864.506	4	466.127	20.981	.000
Intra grupos	Interés	17773.597	800	22.217		
Total		19638.104	804			
Entre grupos		898.384	4	224.596	15.381	.000
Intra grupos	Utilidad	11681.585	800	14.602		
Total		12579.969	804			
Entre grupos		80.259	4	20.065	3.528	.007
Intra grupos	Necesidad para un alto logro normativo	4549.699	800	5.687		
Total		4629.958	804			
Entre grupos		92.255	4	23.064	8.171	.000
Intra grupos	Necesidad para un alto logro no normativo	2258.065	800	2.823		
Total		2350.320	804			
Entre grupos		285.258	4	71.314	7.874	.000
Intra grupos	Costo personal	7245.370	800	9.057		
Total		7530.628	804			

Comparaciones múltiples Bonferroni							
Dimensión	Estrato I	Estrato J	Diferencia I-J	Error estándar	p-valor	IC al 95% para la diferencia	
Interés	QF	Q	2.28037*	.76410	.029	.1296	4.4312
		BC	1.50097*	.49918	.027	.0959	2.9061
		IQ	2.88409*	.46912	.000	1.5636	4.2046
		IA	3.83923*	.44438	.000	2.5884	5.0901
	Q	QF	-2.28037*	.76410	.029	-4.4312	-1.1296
		BC	-.77940	.81086	1.000	-3.0618	1.5030
		IQ	.60372	.79270	1.000	-1.6276	2.8351
		IA	1.55886	.77832	.455	-.6320	3.7497
	BC	QF	-1.50097*	.49918	.027	-2.9061	-.0959
		Q	.77940	.81086	1.000	-1.5030	3.0618
		IQ	1.38312	.54195	.109	-.1424	2.9086
		IA	2.33826*	.52069	.000	.8726	3.8039
	IQ	QF	-2.88409*	.46912	.000	-4.2046	-1.5636
		Q	-.60372	.79270	1.000	-2.8351	1.6276
		BC	-1.38312	.54195	.109	-2.9086	.1424
		IA	.95514	.49194	.525	-.4296	2.3399
	IA	QF	-3.83923*	.44438	.000	-5.0901	-2.5884
		Q	-1.55886	.77832	.455	-3.7497	.6320
		BC	-2.33826*	.52069	.000	-3.8039	-.8726
		IQ	-.95514	.49194	.525	-2.3399	.4296
Utilidad	QF	Q	-2.60313*	.61946	.000	-4.3468	-.8595
		BC	-.77409	.40469	.561	-1.9132	.3650
		IQ	-.75020	.38032	.489	-1.8207	.3203
		IA	-2.60037*	.36026	.000	-3.6145	-1.5863
	Q	QF	2.60313*	.61946	.000	.8595	4.3468
		BC	1.82903	.65736	.055	-.0213	3.6794
		IQ	1.85293*	.64265	.040	.0440	3.6619
		IA	.00275	.63099	1.000	-1.7734	1.7789
	BC	QF	.77409	.40469	.561	-.3650	1.9132
		Q	-1.82903	.65736	.055	-3.6794	.0213
		IQ	.02390	.43937	1.000	-1.2128	1.2606
		IA	-1.82628*	.42213	.000	-3.0145	-.6381
	IQ	QF	.75020	.38032	.489	-.3203	1.8207
		Q	-1.85293*	.64265	.040	-3.6619	-.0440
		BC	-.02390	.43937	1.000	-1.2606	1.2128
		IA	-1.85018*	.39882	.000	-2.9728	-.7276
	IA	QF	2.60037*	.36026	.000	1.5863	3.6145
		Q	-.00275	.63099	1.000	-1.7789	1.7734
		BC	1.82628*	.42213	.000	.6381	3.0145
		IQ	1.85018*	.39882	.000	.7276	2.9728

QF=Químico Farmacéutico, Q=Químico, BC=Bioquímico Clínico, IQ=Ingeniería Química e IA=Ingeniería de Alimentos

\* p-valor<0.05

Comparaciones múltiples Bonferroni							
Dimensión	Estrato I	Estrato J	Diferencia I-J	Error estándar	p-valor	IC al 95% para la diferencia	
Necesidad para un alto logro normativo	QF	Q	.02782	.38659	1.000	-1.0604	1.1160
		BC	.23567	.25256	1.000	-.4752	.9466
		IQ	.18429	.23735	1.000	-.4838	.8524
		IA	.80473*	.22483	.004	.1719	1.4376
	Q	QF	-.02782	.38659	1.000	-1.1160	1.0604
		BC	.20785	.41025	1.000	-.9469	1.3626
		IQ	.15647	.40106	1.000	-.9725	1.2854
		IA	.77691	.39379	.488	-.3315	1.8854
	BC	QF	-.23567	.25256	1.000	-.9466	.4752
		Q	-.20785	.41025	1.000	-1.3626	.9469
		IQ	-.05138	.27420	1.000	-.8232	.7204
		IA	.56906	.26344	.311	-.1725	1.3106
	IQ	QF	-.18429	.23735	1.000	-.8524	.4838
		Q	-.15647	.40106	1.000	-1.2854	.9725
		BC	.05138	.27420	1.000	-.7204	.8232
		IA	.62044	.24890	.129	-.0802	1.3210
	IA	QF	-.80473*	.22483	.004	-1.4376	-.1719
		Q	-.77691	.39379	.488	-1.8854	.3315
		BC	-.56906	.26344	.311	-1.3106	.1725
		IQ	-.62044	.24890	.129	-1.3210	.0802
Necesidad para un alto logro no normativo	QF	Q	.98655*	.27235	.003	.2199	1.7532
		BC	-.55948*	.17793	.017	-1.0603	-.0586
		IQ	-.29219	.16721	.809	-.7629	.1785
		IA	-.01100	.15839	1.000	-.4569	.4348
	Q	QF	-.98655*	.27235	.003	-1.7532	-.2199
		BC	-1.54602*	.28902	.000	-2.3596	-.7325
		IQ	-1.27874*	.28255	.000	-2.0741	-.4834
		IA	-.99755*	.27742	.003	-1.7784	-.2167
	BC	QF	.55948*	.17793	.017	.0586	1.0603
		Q	1.54602*	.28902	.000	.7325	2.3596
		IQ	.26729	.19317	1.000	-.2765	.8110
		IA	.54847*	.18559	.032	.0261	1.0709
	IQ	QF	.29219	.16721	.809	-.1785	.7629
		Q	1.27874*	.28255	.000	.4834	2.0741
		BC	-.26729	.19317	1.000	-.8110	.2765
		IA	.28119	.17535	1.000	-.2124	.7748
	IA	QF	.01100	.15839	1.000	-.4348	.4569
		Q	.99755*	.27742	.003	.2167	1.7784
		BC	-.54847*	.18559	.032	-1.0709	-.0261
		IQ	-.28119	.17535	1.000	-.7748	.2124

QF=Químico Farmacéutico, Q=Químico, BC=Bioquímico Clínico, IQ=Ingeniería Química e IA=Ingeniería de Alimentos

\* p-valor<0.05

Comparaciones múltiples Bonferroni							
Dimensión	Estrato I	Estrato J	Diferencia I-J	Error estándar	p-valor	IC al 95% para la diferencia	
Costo personal	QF	Q	-.23950	.48785	1.000	-1.6127	1.1337
		BC	-.06145	.31871	1.000	-.9586	.8357
		IQ	-.69742	.29952	.201	-1.5405	.1457
		IA	-1.46086*	.28373	.000	-2.2595	-.6622
	Q	QF	.23950	.48785	1.000	-1.1337	1.6127
		BC	.17806	.51771	1.000	-1.2792	1.6353
		IQ	-.45792	.50612	1.000	-1.8826	.9667
		IA	-1.22136	.49694	.142	-2.6202	.1774
	BC	QF	.06145	.31871	1.000	-.8357	.9586
		Q	-.17806	.51771	1.000	-1.6353	1.2792
		IQ	-.63598	.34602	.664	-1.6100	.3380
		IA	-1.39942*	.33245	.000	-2.3352	-.4636
	IQ	QF	.69742	.29952	.201	-.1457	1.5405
		Q	.45792	.50612	1.000	-.9667	1.8826
		BC	.63598	.34602	.664	-.3380	1.6100
		IA	-.76344	.31409	.153	-1.6476	.1207
	IA	QF	1.46086*	.28373	.000	.6622	2.2595
		Q	1.22136	.49694	.142	-.1774	2.6202
		BC	1.39942*	.33245	.000	.4636	2.3352
		IQ	.76344	.31409	.153	-.1207	1.6476

QF=Químico Farmacéutico, Q=Químico, BC=Bioquímico Clínico, IQ=Ingeniería Química e IA=Ingeniería de Alimentos

\* p-valor<0.05

## ANEXO E. VALIDEZ PREDICTIVA

### Nota global

#### **Correlaciones entre la nota global y las dimensiones**

	Nota global
Interés	-.01
Utilidad	.01
Necesidad para un alto logro normativo	.11(**)
Necesidad para un alto logro no normativo	.10(**)
Costo personal	.20(**)

\*\* p-valor<0.01

#### **Test de igualdad de medias de la nota global según sexo**

	N	Media	Desviación estándar
Femenino	620	4.2	2.0
Masculino	186	3.8	2.0

	Test de igualdad de varianzas			Test de igualdad de medias			
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia
Se asume igualdad de varianzas	.39	.532	2.41	804	.016	.4	.1 .7
No se asume igualdad de varianzas			2.41	305.304	.017		.1 .7

#### **Test de igualdad de medias de la nota global según forma de administración de la institución de enseñanza media**

	N	Media	Desviación estándar
Pública	536	3.5	1.8
Privada	270	5.2	2.0

	Test de igualdad de varianzas			Test de igualdad de medias			
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia
Se asume igualdad de varianzas	8.4	.004	-11.8	804	.000	-1.7	-1.9 -1.4
No se asume igualdad de varianzas			-11.5	499.122	.000		-1.9 -1.4

**Test de igualdad de medias de la nota global según  
región de la institución de enseñanza media**

	N	Media	Desviación estándar
Montevideo	408	4.4	2.3
Interior	290	3.7	1.7

Nota: el N es menor porque existen casos sin información

	Test de igualdad de varianzas		Test de igualdad de medias				
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia
Se asume igualdad de varianzas	19.7	.000	4.5	696	.000		.4 1.0
No se asume igualdad de varianzas			4.7	695.210	.000	.7	.4 1.0

**ANOVA de un factor de la nota global según carrera al ingreso**

Test de homogeneidad de varianzas			
Estadístico de Levene	Grados de libertad 1	Grados de libertad 2	p-valor
2.5	4	801	.040

ANOVA					
	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media cuadrática	F	p-valor
Entre grupos	51.1	4	12.8	3.1	.014
Intra grupos	3258.2	800	4.1		
Total	3309.3	804			

Comparaciones múltiples Bonferroni						
Carrera I	Carrera J	Diferencia I-J	Error estándar	p-valor	IC al 95% para la diferencia	
QF	Q	.04029	.32715	1.000	-.8806	.9612
	BC	.13811	.21373	1.000	-.4635	.7397
	IQ	-.17097	.20085	1.000	-.7363	.3944
	IA	-.54920(*)	.19026	.040	-1.0848	-.0136
Q	QF	-.04029	.32715	1.000	-.9612	.8806
	BC	.09782	.34717	1.000	-.8794	1.0750
	IQ	-.21126	.33940	1.000	-1.1666	.7441
	IA	-.58949	.33324	.773	-1.5275	.3485
BC	QF	-.13811	.21373	1.000	-.7397	.4635
	Q	-.09782	.34717	1.000	-1.0750	.8794
	IQ	-.30908	.23204	1.000	-.9622	.3441
	IA	-.68731(*)	.22294	.021	-1.3148	-.0598
IQ	QF	.17097	.20085	1.000	-.3944	.7363
	Q	.21126	.33940	1.000	-.7441	1.1666
	BC	.30908	.23204	1.000	-.3441	.9622
	IA	-.37823	.21063	.729	-.9711	.2147
IA	QF	.54920(*)	.19026	.040	.0136	1.0848
	Q	.58949	.33324	.773	-.3485	1.5275
	BC	.68731(*)	.22294	.021	.0598	1.3148
	IQ	.37823	.21063	.729	-.2147	.9711

QF=Químico Farmacéutico, Q=Químico, BC=Bioquímico Clínico, IQ=Ingeniería Química e IA=Ingeniería de Alimentos

\* p-valor<0.05



Nota de aprobación

**Correlaciones entre la nota de aprobación y las dimensiones**

	Nota de aprobación
Interés	-.02
Utilidad	.03
Necesidad para un alto logro normativo	.08(*)
Necesidad para un alto logro no normativo	.00
Costo personal	.15(**)

\* p-valor<0.05. \*\* p-valor<0.01

**Test de igualdad de medias de la nota de aprobación según sexo**

	N	Media	Desviación estándar
Femenino	620	5.6	2.1
Masculino	186	5.4	2.2

	Test de igualdad de varianzas			Test de igualdad de medias			
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia
Se asume igualdad de varianzas	1.24	.266	1.07	804	.284	.2	-2 .5
No se asume igualdad de varianzas			1.05	297.700	.293		-2 .5

**Test de igualdad de medias de la nota de aprobación según forma de administración de la institución de enseñanza media**

	N	Media	Desviación estándar
Pública	536	5.1	2.2
Privada	270	6.6	1.6

	Test de igualdad de varianzas			Test de igualdad de medias			
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia
Se asume igualdad de varianzas	29.2	.000	-9.8	804	.000	-1.5	-1.8 -1.2
No se asume igualdad de varianzas			-10.9	718.206	.000		-1.7 -1.2

**Test de igualdad de medias de la nota de aprobación según región de la institución de enseñanza media**

	N	Media	Desviación estándar
Montevideo	408	5.6	2.4
Interior	290	5.4	1.9

Nota: el N es menor porque existen casos sin información

	Test de igualdad de varianzas		Test de igualdad de medias				
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia
Se asume igualdad de varianzas	16.5	.000	1.2	696	.222		-.1 .5
No se asume igualdad de varianzas			1.3	691.108	.202	.2	-.1 .5

**ANOVA de un factor de la nota de aprobación según carrera al ingreso**

Test de homogeneidad de varianzas				
Estadístico de Levene	Grados de libertad 1	Grados de libertad 2	p-valor	
6.0	4	801	.000	

ANOVA					
	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media cuadrática	F	p-valor
Entre grupos	106.3	4	26.6	6.0	.000
Intra grupos	3561.3	800	4.5		
Total	3667.6	804			

Comparaciones múltiples Bonferroni						
Carrera I	Carrera J	Diferencia I-J	Error estándar	p-valor	IC al 95% para la diferencia	
14	15	-.61043	.34203	.747	-1.5732	.3523
	16	.39359	.22345	.785	-.2354	1.0226
	53	-.23800	.20999	1.000	-.8291	.3531
	56	-.64587(*)	.19892	.012	-1.2058	-.0859
15	14	.61043	.34203	.747	-.3523	1.5732
	16	1.00401	.36296	.058	-.0177	2.0257
	53	.37243	.35484	1.000	-.6264	1.3712
	56	-.03544	.34840	1.000	-1.0161	.9452
16	14	-.39359	.22345	.785	-1.0226	.2354
	15	-1.00401	.36296	.058	-2.0257	.0177
	53	-.63158	.24259	.094	-1.3144	.0513
	56	-1.03945(*)	.23308	.000	-1.6955	-.3834
53	14	.23800	.20999	1.000	-.3531	.8291
	15	-.37243	.35484	1.000	-1.3712	.6264
	16	.63158	.24259	.094	-.0513	1.3144
	56	-.40787	.22021	.644	-1.0277	.2120
56	14	.64587(*)	.19892	.012	.0859	1.2058
	15	.03544	.34840	1.000	-.9452	1.0161
	16	1.03945(*)	.23308	.000	.3834	1.6955
	53	.40787	.22021	.644	-.2120	1.0277

\* p-valor<0.05

Avance

**Correlaciones entre el avance y las dimensiones**

	Avance
Interés	-.07(*)
Utilidad	.06
Necesidad para un alto logro normativo	.16(**)
Necesidad para un alto logro no normativo	.10(**)
Costo personal	.28(**)

\* p-valor<0.05. \*\* p-valor<0.01

**Test de igualdad de medias del avance según sexo**

	N	Media	Desviación estándar
Femenino	620	28.7	26.5
Masculino	186	24.1	26.8

	Test de igualdad de varianzas			Test de igualdad de medias				
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia	
Se asume igualdad de varianzas	.67	.414	2.1	804	.038	4.6	.25	9.0
No se asume igualdad de varianzas			2.1	303.422	.040		.22	9.0

**Test de igualdad de medias del avance según forma de administración de la institución de enseñanza media**

	N	Media	Desviación estándar
Pública	536	19.2	19.9
Privada	270	44.2	30.2

	Test de igualdad de varianzas			Test de igualdad de medias				
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia	
Se asume igualdad de varianzas	91.8	.000	-14.1	804	.000	-25.2	-28.7	-21.7
No se asume igualdad de varianzas			-12.4	390.066	.000		-29.2	-21.2

**Test de igualdad de medias del avance según región de la institución de enseñanza media**

	N	Media	Desviación estándar
Montevideo	408	33.8	29.4
Interior	290	20.4	20.5

Nota: el N es menor porque existen casos sin información

	Test de igualdad de varianzas		Test de igualdad de medias				
	F	p-valor	t	Grados de libertad	p-valor	Diferencia de medias	IC al 95% para la diferencia
Se asume igualdad de varianzas	59.5	.000	6.8	696	.000		9.6 17.5
No se asume igualdad de varianzas			7.2	696.134	.000	13.6	9.6 17.3

### ANOVA de un factor de la nota de aprobación según carrera al ingreso

Test de homogeneidad de varianzas			
Estadístico de Levene	Grados de libertad 1	Grados de libertad 2	p-valor
17.2	4	801	<.000

ANOVA					
	Suma de cuadrados	Grados de libertad	Media cuadrática	F	p-valor
Entre grupos	26230.4	4	6557.6	9.6	.000
Intra grupos	545247.1	800	681.6		
Total	571477.5	804			

Comparaciones múltiples Bonferroni						
Carrera I	Carrera J	Diferencia I-J	Error estándar	p-valor	IC al 95% para la diferencia	
14	15	-6.84741	4.23211	1.000	-18.7601	5.0653
	16	-2.86176	2.76481	1.000	-10.6443	4.9208
	53	-10.84979(*)	2.59830	.000	-18.1636	-3.5360
	56	-13.71275(*)	2.46130	.000	-20.6409	-6.7846
15	14	6.84741	4.23211	1.000	-5.0653	18.7601
	16	3.98565	4.49110	1.000	-8.6561	16.6274
	53	-4.00238	4.39055	1.000	-16.3611	8.3563
	56	-6.86534	4.31088	1.000	-18.9998	5.2691
16	14	2.86176	2.76481	1.000	-4.9208	10.6443
	15	-3.98565	4.49110	1.000	-16.6274	8.6561
	53	-7.98803	3.00173	.079	-16.4374	.4614
	56	-10.85098(*)	2.88395	.002	-18.9689	-2.7331
53	14	10.84979(*)	2.59830	0.000	3.5360	18.1636
	15	4.00238	4.39055	1.000	-8.3563	16.3611
	16	7.98803	3.00173	.079	-.4614	16.4374
	56	-2.86296	2.72473	1.000	-10.5326	4.8067
56	14	13.71275(*)	2.46130	.000	6.7846	20.6409
	15	6.86534	4.31088	1.000	-5.2691	18.9998
	16	10.85098(*)	2.88395	.002	2.7331	18.9689
	53	2.86296	2.72473	1.000	-4.8067	10.5326

\* p-valor<0.05