



UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA  
Facultad de Ciencias Económicas y de Administración  
Licenciatura en Estadística

**Estudio de las propiedades psicométricas del Instrumento  
Pautas de Crianza del GIEP**

**Meliza González - Cecilia Hastings**

Tutores:

Laura Nalbarte

Gabriel Camaño

Montevideo, Mayo 2008

---

## Agradecimientos

A nuestros tutores Laura Nalbarte y Gabriel Camaño, por su apoyo, por las sugerencias realizadas y tiempo dedicado.

A Ramón Álvarez, por su disposición y tiempo dedicado, por acompañarnos en este proceso incentivándonos en todo momento.

A nuestros compañeros de trabajo, por acompañarnos y concedernos flexibilidad durante estos últimos meses.

A nuestras familias y amigos, por su apoyo incondicional respetando nuestras ausencias, en especial a Lucía y Federico.

Al Programa Infamilia por confiarnos la información para que este trabajo fuera posible y a todos aquellos que de una u otra forma aportaron a este trabajo con su tiempo y conocimiento.

# Índice general

---

Índice general	3
<b>I Introducción y Aspectos Metodológicos</b>	<b>6</b>
<b>1. Introducción</b>	<b>7</b>
1.1. Objetivos . . . . .	8
1.2. Antecedentes . . . . .	9
1.3. Los Datos . . . . .	11
<b>2. Marco Teórico</b>	<b>15</b>
2.1. Desarrollo Psicomotor . . . . .	15
2.2. Factores de Riesgo asociados al Desarrollo Psicomotor . . . . .	17
<b>3. Aspectos metodológicos estadísticos</b>	<b>20</b>
3.1. Teoría Clásica de los Test . . . . .	20
3.1.1. Modelo Clásico . . . . .	21
3.2. Fiabilidad y validez del test . . . . .	23
3.2.1. Fiabilidad . . . . .	23
3.2.2. Validez del test . . . . .	25
3.3. Análisis de Ítems . . . . .	28
3.4. Análisis factorial exploratorio . . . . .	30
3.4.1. Métodos de extracción de los factores . . . . .	34
3.4.2. Determinación del número de factores . . . . .	39

3.4.3. Rotación de los factores . . . . .	40
3.5. Análisis de cluster de ítems . . . . .	41
3.6. Otras técnicas utilizadas . . . . .	43
3.6.1. Análisis de componentes principales . . . . .	43
3.6.2. Análisis de correspondencia múltiple . . . . .	44
3.6.3. Análisis de cluster . . . . .	45
<b>II Resultados</b>	<b>47</b>
<b>4. Análisis previo de la Información</b>	<b>48</b>
4.1. Descripción general de los datos . . . . .	48
4.2. Los hogares . . . . .	49
4.3. Los niños de 0 a 4 años y sus madres . . . . .	51
4.3.1. Test de desarrollo psicomotor . . . . .	53
<b>5. Estudio de las propiedades psicométricas del IPCG</b>	<b>55</b>
5.1. Consistencia interna . . . . .	56
5.2. Primer subtest: prácticas . . . . .	57
5.3. Segundo subtest: percepciones . . . . .	65
5.4. Análisis basado en las correlaciones de Pearson . . . . .	70
5.4.1. Primer subtest: prácticas . . . . .	71
5.4.2. Segundo subtest: percepciones . . . . .	73
5.5. Resumen . . . . .	75
<b>6. Estudio de las asociaciones entre el IPCG y otros factores de riesgo en el desarrollo psicomotor</b>	<b>77</b>
6.1. IPCG y desarrollo psicomotor . . . . .	77
6.2. IPCG y otros factores de riesgo . . . . .	79
<b>7. Conclusiones</b>	<b>83</b>
<b>Bibliografía</b>	<b>86</b>

<b>III Anexos</b>	<b>88</b>
<b>A. Ítems considerados en el IPCG por área temática</b>	<b>89</b>
<b>B. Análisis previo de los datos</b>	<b>91</b>
<b>C. Propiedades psicométricas del IPCG</b>	<b>98</b>
C.1. Descripción del IPCG . . . . .	98
C.2. Subtest 1 . . . . .	99
C.2.1. Matriz de correlaciones tetracóricas . . . . .	99
C.2.2. Resultados del análisis FP (subtest completo) . . . . .	101
C.2.3. Clusters de ítems (subtest completo) . . . . .	103
C.2.4. Resultados basados en la matriz de correlaciones Pearson . . . . .	103
C.3. Subtest 2 . . . . .	109
C.3.1. Matriz de correlaciones tetracóricas . . . . .	109
C.3.2. Resultados basados en la matriz de correlaciones de Pearson . . . . .	111
<b>D. Tipología de Hogares</b>	<b>116</b>
D.1. Análisis Descriptivo de los Datos . . . . .	116
D.2. Construcción de la Tipología de Hogares . . . . .	119
<b>E. Índice de Tenencia de Electrodomésticos</b>	<b>124</b>
<b>F. Asociaciones entre factores de riesgo</b>	<b>128</b>
<b>Índice de figuras</b>	<b>131</b>
<b>Índice de cuadros</b>	<b>133</b>

# Parte I

## Introducción y Aspectos Metodológicos

# Introducción

---

**E**XISTEN diversas investigaciones clínicas y psicoanalíticas que evidencian que el desarrollo de los niños no está determinado únicamente por los factores genéticos, siendo lo que se hereda disposiciones y potencialidades, las cuales se desarrollarán en interacción con el medio ambiente que los rodea.

En las familias en condiciones de pobreza se encuentra un número importante de niños cuyo desarrollo se da en un ambiente caracterizado por la acumulación de condiciones desfavorables. Para estos niños los factores perturbadores del desarrollo no se restringen exclusivamente a las carencias materiales, sino que estas se entrelazan con una serie de factores psicosociales de diverso orden. En este sentido, los factores de riesgo para el desarrollo pueden ser agrupados en cuatro grandes áreas: 1) área socioeconómica y de soporte social; 2) área familiar (morfología, clima familiar, creencias y prácticas de crianzas); 3) disponibilidad parental; 4) características propias del niño.

El Instrumento Pautas de Crianzas del GIEP<sup>1</sup>(IPCG) fue desarrollado con el objeto de explorar aspectos psicosociales, como ser las relaciones intrafamiliares, los estilos de comunicación, las creencias y prácticas de crianza, y la disponibilidad parental, en las familias pobres del Uruguay. Diversos autores plantean que estas dimensiones constituyen, entre otras, factores de riesgo para el desarrollo psicomotor de los menores de 5 años de edad, motivo por el cual es importante contar con un instrumento de medición de estos

---

<sup>1</sup>Grupo Interdisciplinario de Estudios Psicosociales del Departamento de Psicología Médica de la Facultad de Medicina (GIEP)

atributos a nivel poblacional.

Esta investigación evalúa las propiedades psicométricas del IPCG en una aplicación en las zonas de intervención del Programa Integral Infancia, Adolescencia y Familia en Riesgo Social (Infamilia) en el área metropolitana. Dicha aplicación forma parte del relevamiento realizado por Ipes<sup>2</sup> en año 2004 en el marco de la consultoría para la construcción de la línea de base y diseño del sistema de evaluación del programa Infamilia.

En la primera parte de este trabajo se presenta el Marco Teórico (capítulo 2) y los Aspectos Metodológicos Estadísticos (capítulo 3) utilizados para el análisis. La descripción de los resultados obtenidos se encuentra en la parte II que consta de lo siguiente:

- Análisis previo de la información (capítulo 4).
- Estudio de las propiedades psicométricas del IPCG a través de técnicas de análisis factorial exploratorio y construcción de clusters de ítems (capítulo 5).
- Análisis de las asociaciones de los resultados del IPCG con el desarrollo psicomotor, así como también con otros factores de riesgos vinculados a este último, mediante el estudio de las correlaciones policóricas y poliseriales según correspondan (capítulo 6).

Las conclusiones generales se presentan en el capítulo 7, junto con las recomendaciones y sugerencias propuestas.

## 1.1. **Objetivos**

El presente trabajo tiene como objetivo principal el estudio de las propiedades psicométricas del IPCG en una aplicación realizada a madres de menores de 5 años que residen en zonas de intervención del Programa Infamilia en el área metropolitana. Las metodologías empleadas en este estudio se basan en la Teoría Clásica de los Test.

---

<sup>2</sup>Programa de Investigación sobre Integración Social Pobreza y Exclusión de la Universidad Católica

Otro objetivo, vinculado al primero, es el estudio de las relaciones existentes entre los resultados encontrados en el IPCG con otras dimensiones de riesgo para el desarrollo psicomotor de los niños que viven en situación de pobreza y con los resultados de los test de desarrollo psicomotor aplicados.

## 1.2. Antecedentes

En el estudio de los factores de riesgo en el desarrollo psicomotor un primer antecedente es la investigación “Los niños pobres en el Uruguay actual: Condiciones de vida, desnutrición y retraso psicomotor” realizada por Terra y col. [17]. El segundo, que es una continuación de la investigación anterior, se denomina “Cuidando el potencial del futuro. El desarrollo de niños preescolares en familias pobres del Uruguay” [16] realizado por el GIEP en el año 1996. Esta investigación partió de la hipótesis de que la pobreza constituye un importante factor de riesgo para el desarrollo psíquico de los niños, y trató de responder: ¿qué factores dentro de la situación de pobreza afectan qué aspectos del desarrollo y cómo lo hacen?. Se realizó un análisis epidemiológico de datos referentes a la pobreza urbana en el Uruguay, siendo la fuente de información la encuesta realizada por Terra y col.(1989) en la investigación antedicha de este autor.

El análisis epidemiológico se aplicó bajo el Enfoque de Riesgo. El riesgo se define como la probabilidad de un individuo o grupo de individuos de sufrir en el futuro un daño en su salud. El daño, bajo este enfoque, es el problema central: una consecuencia o resultado, cuyo comportamiento en la población, variabilidad y modificabilidad quiere estudiarse y eventualmente cambiarse. Por otro lado, un factor de riesgo es toda situación o característica que aumenta la probabilidad de un individuo o grupo de sufrir ese daño. Dichos factores pueden ser causa o indicadores y su importancia está determinada por el hecho de que son observables o identificables antes de la ocurrencia del evento que predicen. El Riesgo Relativo (RR) mide el incremento en la probabilidad de sufrir el daño que produce un factor, esto es, la probabilidad de ocurrencia de un daño en las personas expuestas al factor de riesgo comparado con las que no están expuestas. Un estimador

aproximado del RR es el Odd's Ratio (OR). Para evaluar la significación estadística del RR u OR se calcula un intervalo de confianza, si este no incluye al 1 se concluye que con confianza  $(1 - \alpha)$  el factor está asociado al daño.

Se definió como daño las alteraciones en el desarrollo psicomotor, evaluado con el TEPSI (ver descripción en la sección 2.1). Se consideraron 97 variables como posibles factores de riesgo, que se agruparon en 4 áreas: 1) área socioeconómica y de soporte social; b) área familiar (morfología, clima familiar, creencias y prácticas de crianzas); 3) disponibilidad parental; 4) características propias del niño.

Como resultado de esta investigación surgió la “Guía para la valoración psicosocial” con el objeto de orientar la exploración del entorno o ámbito de crianza en el cual los niños se desarrollan, la misma consta de un conjunto de preguntas que indagan sobre: el ajuste madre-hijo, la disponibilidad parental y la familia y soporte social. Esta guía constituye una primera aproximación al IPCG.

No existen publicaciones acerca de las propiedades psicométricas del IPCG. Antecedente de este tipo de estudios en instrumentos que evalúan prácticas de crianza se remiten a trabajos realizados en el exterior. Se destaca la investigación “Diseño y validación inicial de un instrumento para evaluar prácticas de crianza en la infancia” de Cortes et al [5]. Este estudio describe el desarrollo y los datos psicométricos del “Cuestionario sobre Práctica Responsiva y Estimulación” (CuPRE), un instrumento sobre acciones dirigidas a asegurar la supervivencia y desarrollo infantil. Los ítems iniciales se derivaron de 48 entrevistas. La reducción de ítems y la confiabilización se obtuvieron con una muestra de 242 referentes adultos. Del análisis factorial de componentes principales se obtuvo una estructura de 23 ítems agrupados en cinco factores (49,9% de la varianza total), con buena consistencia interna (0,83).

Existen numerosos antecedentes respecto al análisis psicométrico de instrumentos con ítems dicotómicos, basado en la Teoría Clásica de los Test. Interesa destacar el artículo

“Recuperación de la solución factorial a partir de variables dicotomizadas” de Ferrando et al [7]. En el cual se estudia en qué forma distintos métodos de factorización permiten recuperar la solución factorial existente cuando los ítems son variables continuas que han sido dicotomizadas para su medición. Se simulan muestras de observaciones de un conjunto de ítems con distribución normal que se dicotomizan y se evalúa los resultados de aplicar distintas técnicas de análisis factorial exploratorio sobre: 1) la matriz de correlaciones de Pearson y 2) la matriz de correlaciones tetracóricas; como tercera opción plantea aplicar técnicas basadas en la Teoría de Respuesta al Ítem.

### 1.3. Los Datos

Los datos analizados en el presente trabajo corresponden a un estudio descriptivo de corte transversal. La población objetivo del mismo es el conjunto de familias con niños y adolescentes menores de 18 años que viven en hogares ubicados en las zonas de intervención del Programa Infamilia que se encuentran en zonas carenciadas de todo el territorio nacional.

La fuente de datos es una encuesta realizada en el año 2004 por el Programa de Investigación sobre Integración Social, Pobreza y Exclusión (Ipes) de la Universidad Católica. El relevamiento se realizó en el marco de una consultoría para la construcción de la línea de base y diseño del sistema de evaluación del Programa Infamilia de la Presidencia de la República [10].

El diseño muestral implementado abarcó el 4% de los hogares con menores de 18 años en las zonas de intervención del programa Infamilia, tomándose como marco el Censo de Población, Hogares y Viviendas del año 1996 realizado por el Instituto

	Tamaño Poblacional (Nh)	Tamaño Muestral (nh)
Montevideo	30047	1272
Interior	40804	1728
Total	70851	3000

**Cuadro 1.1:** Cantidad de hogares con menores de 18 años de edad en las zonas infamilia. Universo y muestra

Nacional de Estadística (INE). En el mismo se seleccionaron hogares bajo un diseño estratificado por región (Montevideo-Interior), con asignación proporcional al tamaño del estrato (ver cuadro 1.1).

Dentro de cada estrato, en primera instancia, se seleccionaron manzanas siguiendo los siguientes criterios:

1. Se sorteó, con probabilidad proporcional al tamaño de cada zona de intervención en cantidades de hogares con menores de 18 años, la cantidad de manzanas a ser seleccionadas en cada zona, y se relevaron 4 hogares por manzana. Esto es, se le asignó a cada zona de intervención dentro del estrato un intervalo proporcional a su tamaño dentro el intervalo (0,1) y se seleccionaron  $n_h/4$  manzanas sorteando números aleatorios entre (0,1).
2. Se seleccionó una muestra de manzanas con un diseño aleatorio simple dentro de cada zona (seleccionando sección, segmento y zona censal).

En segundo lugar, se seleccionaron cuatro hogares por manzana, utilizando un diseño sistemático con arranque aleatorio y con un intervalo de muestreo de cuatro viviendas, y se eligió la unidad de observación a partir de la lista de nombres de los integrantes del hogar, entre los mayores de 18 años presentes en el mismo.

De los hogares seleccionados anteriormente, se tomó una submuestra de 1.671 madres o referentes adultos (en caso que la madre no viva en el hogar o haya fallecido) de menores de 18 años utilizando un diseño sistemático, seleccionando una de cada dos madres. A esta muestra se agregaron todas las madres cuyos hijos concurrieran a CAIF<sup>3</sup> y no fueran incluidas en la submuestra precedente.

Dadas las madres relevadas en los departamentos Montevideo, Canelones y San José, que tienen hijos o menores a su cargo de edades entre 18 y 48 meses en la submuestra precedente, se tomó una muestra de 512 niños con un diseño estratificado según concurren

---

<sup>3</sup>Centro de Atención a la Infancia y la Familia

a CAIF o no. En el estrato de los niños que no asisten a CAIF se muestrea con un diseño sistemático uno de cada dos niños y el estrato de los niños que si asisten a CAIF, se censa.



**Figura 1.1:** Diagrama del diseño muestral

Cabe observar que si bien el diseño que se implementó para la muestra de hogares puede identificarse con un muestreo estratificado por región y zona Infamilia, el procedimiento implementado no permite el cálculo de las probabilidades de inclusión de los mismos. Análogamente esto se concluye para las submuestras de madres y niños de 18 a 48 meses. Como consecuencia **no se puede medir el error de las estimaciones.**

Ipes en su informe plantea: “Dado el diseño de la muestra, para el cálculo del margen de error se toma como supuesto que el efecto benéfico -disminución del margen de error- compensa los efectos negativos -aumento del margen de error- que tiene la consideración de conglomerados (manzanas) en la selección de los hogares; por ello, se valora como adecuada la estimación de dicho margen a partir de la utilización de la fórmula del muestreo aleatorio simple.”. Si bien esta es una posibilidad, no parece la adecuada dado la

complejidad del diseño y la implementación del mismo, por lo cual se decide **no inferir los resultados obtenidos en el presente trabajo a la población objetivo sino que serán restringidos a esta muestra particular.** No obstante esto, es pertinente verificar que la muestra se encuentre balanceada según un conjunto de variables de interés, lo cual se presenta en la sección 4.2.

# Marco Teórico

---

EL Instrumento Pautas de Crianzas del GIEP (IPCG) fue desarrollado con el objeto de explorar aspectos psicosociales, como ser las relaciones intrafamiliares, los estilos de comunicación, las creencias y prácticas de crianza y la disponibilidad parental, en las familias pobres del Uruguay. Diversos autores plantean que estas dimensiones constituyen, entre otras, factores de riesgo para el desarrollo psicomotor de los menores de 5 años de edad, motivo por el cual es importante contar con un instrumento de medición de estos atributos a nivel poblacional.

En la **sección 2.1** se define el desarrollo psicomotor y se presentan los instrumentos utilizados para su evaluación. En la **sección 2.2** se desarrollan los factores de riesgo asociados al retraso en el desarrollo psicomotor y se presenta el IPCG.

### 2.1. Desarrollo Psicomotor

Previo a definir el desarrollo psicomotor es importante tener claro tres conceptos que se encuentran fuertemente asociados: crecimiento, maduración y desarrollo. El GIEP los define de las siguientes forma [16] [8]:

**Crecimiento** es el “proceso cuantitativo correspondiente a lo físico somático y al crecimiento de tejidos y órganos. Depende de la cantidad y calidad de los alimentos que ingiere el niño y de la forma en que estos son asimilados y utilizados por el organismo”.

**Maduración** es el “perfeccionamiento de estructuras y funciones”.

**Desarrollo** es el “conjunto de fenómenos que posibilitan la transformación progresiva de

un individuo desde su concepción hasta la edad adulta. Es un proceso de cambio en el que el niño/a aprende a dominar niveles cada vez más complejos de movimiento, pensamiento, sentimientos y relación con lo demás. Es un proceso complejo, multidimensional, dinámico e interactivo muy extendido en el tiempo y en el que tanto el medio ambiente como las características del niño interactúan de manera recíproca”.

**Desarrollo psicomotor** es el “proceso continuo mediante el cual el niño adquiere habilidades gradualmente más complejas que le permiten interactuar cada vez más con las personas, los objetos y los sistemas de su medio ambiente, abarcando las funciones de la inteligencia y la afectividad por medio de las cuales el niño entiende y organiza su medio, incluyendo también la capacidad de entender y hablar su idioma, la de moverse y manipular objetos, la de relacionarse con lo demás y el modo de sentir y expresar sus emociones”.

Existen diferentes instrumentos para evaluar el desarrollo psicomotor de los niños, entre los que se encuentran la Escala de Evaluación del Desarrollo Psicomotor (EEDP) y el Test de Desarrollo Psicomotor (TEPSI).

El EEDP fue elaborado y estandarizado en Santiago de Chile para evaluar el desarrollo psicomotor en niños menores de 24 meses. El mismo consta de 75 ítems, 5 para cada nivel de edad, los cuales se agrupan en 4 áreas de funcionamiento: 1) **área motora**, comprende motricidad gruesa, coordinación corporal general y específica, reacciones posturales y de locomoción; 2) **área del lenguaje**, se refiere tanto al lenguaje verbal como no verbal, incluyendo reacciones al sonido, vocalizaciones, comprensión y emisiones verbales; 3) **área social**, se refiere a la habilidad del niño para relacionarse con el resto de las personas y a su capacidad de aprendizaje por imitación; 4) **área de coordinación**, comprende las reacciones del niño que requieren coordinación de funciones, intereses sociales o sensoriomotores. Esta escala se administra en forma individual sobre la base de la observación directa del niño frente a tareas que se le proponen y algunas preguntas a la madre. Permite obtener un **coeficiente de desarrollo (CD)** estandarizado estableciéndose 3 categorías: **normal** los que difieren en hasta 1 desvío estándar del promedio

( $CD > 0.84$ ); **riesgo** los que están entre 1 y 2 desvíos estándar del promedio ( $0.69 < CD < 0.85$ ); **retraso** los que difieren en más de 2 desvíos estándar del promedio ( $CD < 0.70$ ).

El TEPSI también fue elaborado y estandarizado en Chile, y se aplica a niños entre 2 y 5 años de edad. Dicho test consta de 52 ítems distribuidos en 3 áreas del desarrollo cada una de las cuales constituye un subtest: 1) **subtest motricidad** mide el movimiento y control del cuerpo o partes del cuerpo, en un acto breve o largo o en una secuencia de acciones, también evalúa equilibrio; 2) **subtest de coordinación** mide destreza manual y requisitos grafomotrices en situaciones variadas donde incide el control y la coordinación de movimientos finos en la manipulación de objetos y también factores perceptivos y representacionales; 3) **subtest de lenguaje** mide expresión y comprensión del lenguaje, capacidad de comprender y ejecutar ciertas órdenes, conceptos básicos, vocabulario, capacidad de describir y verbalizar situaciones. Los puntajes obtenidos se transforman en puntajes **T**, en referencia a tablas especiales para cada grupo de edad y para cada subtest así como para el puntaje total. La interpretación de los mismos se efectúa en términos de desviaciones estándar en relación al promedio: se consideran **normales** los puntajes **T** mayores o igual que 40, de **riesgo** entre 30 y 39 y **retraso** los inferiores a 30.

## 2.2. Factores de Riesgo asociados al Desarrollo Psicomotor

Existen diversas investigaciones clínicas y psicoanalíticas que evidencian que el desarrollo de los niños no está determinado únicamente por los factores genéticos, siendo lo que se hereda disposiciones y potencialidades, las cuales se desarrollaran en interacción con el medio ambiente que los rodea.

El GIEP [8] [16] sostiene que el niño, para poder desarrollarse integralmente, debe encontrar un ambiente que: a) le brinde experiencias relacionales emocionalmente significativas; b) que facilite los procesos de investigación de estas experiencias en una identidad

personal y social que sea a la vez cohesiva y abierta al cambio; c) que estimule los procesos de simbolización y la refiguración de estas experiencias, dando así pie para el avance en el desarrollo de los procesos de lenguaje y pensamiento.

En las familias en condiciones de pobreza se encuentra un número importante de niños cuyo desarrollo debe darse en un ambiente caracterizado por la acumulación de condiciones desfavorables. Para estos niños los factores perturbadores del desarrollo no se restringen exclusivamente a las carencias materiales, sino que estas se entrelazan con una serie de factores psicosociales de diverso orden. Estos factores de riesgo se pueden agrupar en las siguientes áreas:

1. **Área socioeconómica y de soporte social.** La pobreza, medida en términos de niveles de ingreso, muestra baja asociación con el desarrollo psicomotor, salvo en condiciones de pobreza extrema o indigencia. Algunos factores que están asociados a la situación de pobreza y se asocian con retraso en el desarrollo psicomotor son: el fenómeno de la promiscuidad, el hacinamiento, la falta de aseo y orden en la vivienda, el no uso de servicios preescolares y el trabajo materno en servicio doméstico.
2. **Área familiar.** Considerando la composición familiar, el clima familiar y los estilos de crianza, entre los factores que se vinculan a la situación de pobreza y más se asocian al retraso psicomotor se destacan: la discordia familiar, las familias numerosas (más de 5 personas), los problemas de comunicación familiar, la exclusión del niño en la participación activa en la comunicación familiar, prácticas punitivas en particular frente a la desobediencia y prácticas machistas de crianza.
3. **Área de disponibilidad parental.** Los factores que más se asocian con el retraso psicomotor son la ausencia paterna generalmente por separación, la que a su vez se asocia con la falta de comunicación adecuada con el niño cuando lo visita, el trabajo materno fuera del hogar, el maltrato y la negligencia familiar hacia el niño, la falta de respuesta materna a preguntas del niño, la falta de expectativas de satisfacción materna en relación a los hijos, el bajo nivel de instrucción materna, la depresión y la falta de expectativas de la madre en relación a sí misma y la descalificación del

rol del padre desde el discurso materno.

4. **Área características propias del niño.** Entre los recursos propios del niño que juegan como factores de protección, se destacan el orden de nacimiento, la integridad de su sistema nervioso y una serie de habilidades adaptativas propias de la psicología de cada niño. Por otro lado constituyen factores de riesgo el sexo masculino, las enfermedades crónicas o handicap severo y personalidad temperamental y/o estilos de reacción adversos.

El IPCG tiene como objeto indagar algunos de estos fenómenos psicosociales que afectan el desarrollo psicomotor de niños entre 0 y 5 años de edad que viven en situación de pobreza. El instrumento aplicado en la investigación Ipes-Infamilia consta de 41 ítems que buscan indagar las siguientes áreas: comunicación, lenguaje, juego, límites, autonomía, funciones parentales, disponibilidad y percepción parental y conocimiento del hijo. Dichos ítems se plantean como 16 preguntas (abiertas y cerradas) y 22 afirmaciones donde se evalúa acuerdo o desacuerdo con las mismas (ver anexo A). Si bien se recomienda aplicar este instrumento a ambos padres o a quienes cumplan este rol, Ipes-Infamilia lo aplicó solamente a las madres de los menores o a un referente adulto en caso de que esta no viva en el hogar. Los ítems son recodificados, según el instructivo, en riesgo (1) o no riesgo (0). Para obtener el resultado del IPCG se suman todos los puntajes obtenidos, se divide por la cantidad de preguntas contestadas y se multiplica por cien. En el presente trabajo se toman los resultados como una escala continua, no recodificada en niveles de riesgo, en la cual mayor puntaje corresponde a mayor riesgo.

# Aspectos metodológicos estadísticos

---

EN el presente capítulo se desarrolla una breve descripción teórica de las herramientas estadísticas utilizadas. El estudio de las propiedades psicométricas se basa en la Teoría Clásica de los Test (**TCT**) cuyos fundamentos se presentan en la **sección 3.1**. En la **sección 3.2** se describen las propiedades de fiabilidad y validez del test y en la **sección 3.3** el análisis de ítems. Posteriormente, en la **sección 3.4** se desarrolla el Análisis Factorial Exploratorio y en la **sección 3.5** el Análisis de Cluster Jerárquico de ítems que son técnicas utilizadas en la TCT. Finalmente en la **sección 3.6** se presentan brevemente otras técnicas empleadas: el Análisis de Componentes Principales (ACP) utilizado para analizar el conjuntos de ítems en un sub-espacio de menor dimensión; y los Análisis de Correspondencia Múltiple (ACM) y de Cluster aplicados con el objetivo de construir una tipología de hogares.

### 3.1. Teoría Clásica de los Test

Se entiende por teoría psicológica a un sistema de declaraciones sobre un conjunto de conceptos. Estas declaraciones intentan describir y explicar los fenómenos de la conducta. La psicometría está interesada en aquellas conductas que se pueden medir mediante el uso de tests, utilizando la estadística como base para la elaboración de teorías y para el desarrollo de métodos y técnicas específicas de medición. Usualmente se diferencian varios núcleos temáticos dentro de la Psicometría: 1) Teoría de la medición, 2) Escalamiento y 3) Teoría de los Test. En el presente trabajo se desarrolla sólo este último.

Dos enfoques para el estudio de las propiedades psicométricas de los test son: la *Teoría Clásica de los Test (TCT)* que estima el rasgo como una combinación lineal de las respuestas a ítems individuales y la *Teoría de Respuesta al Ítem (TRI)* que constituye una nueva perspectiva donde el nivel de atributo psicológico se estima utilizando el patrón de respuesta. En lo que sigue de esta sección, se describen algunos aspectos de la TCT<sup>1</sup>.

Según Gruikter y van der Kamp “un test es un procedimiento estandarizado para muestrear una conducta y describirla con puntajes o categorías”. La TCT se ocupa de cómo la medición de un atributo se distribuye en la población y de la medición de ese atributo en los individuos de esta.

### 3.1.1. Modelo Clásico

A partir de los trabajos de Spearman la teoría propone un modelo formal, denominado modelo clásico, fundamentado en diversos supuestos a partir de los cuales se extraen determinadas consecuencias de aplicabilidad práctica para determinar el grado en que un test informa de los niveles de rasgo.

El primer supuesto plantea el modelo de puntuación, donde la puntuación empírica del atributo  $g$  en el individuo  $i$  denotada como  $(X_{ig})$  está compuesta por dos componentes: el nivel de rasgo o puntaje verdadero de la persona  $(V_{ig})$ , y un error de medida que se comete al medir el rasgo con el test  $(\varepsilon_{ig})$ .

$$X_{ig} = V_{ig} + \varepsilon_{ig} \quad (3.1)$$

Algunas definiciones para la puntuación verdadera de un individuo en un test son:

1. **Valor límite.** Esta definición utiliza la ley de los grandes números. Se supone que existen  $k$  test paralelos, entonces la puntuación verdadera del individuo  $i$  será:  
$$V_i = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\sum_{j=1}^k X_{ij}}{k},$$
 donde  $X_{ij}$  es la puntuación obtenida por el individuo  $i$  en el test  $j$ .

---

<sup>1</sup>Tomado de los textos de Luzardo, M. y Ponsoda, V., ver [11] [14] respectivamente

2. **Esperanza matemática** Lord y Novick definen la puntuación verdadera del rasgo  $g$  en del individuo  $i$  como:  $V_{ig} = E(X_{ig})$ .

Definiendo la puntuación verdadera del rasgo como la esperanza matemática de los valores observados, las variables aleatorias  $V_g$ ,  $X_g$  y  $\varepsilon_g$  cumplen el modelo 3.1 con las siguientes propiedades:

1.  $E(\varepsilon_g) = 0$
2.  $\rho(\varepsilon_g, V_g) = 0$ , donde  $\rho$  denota el coeficiente de correlación
3.  $\rho(\varepsilon_g, V_h) = 0$ , donde  $h$  y  $g$  representan distintos atributos.
4.  $\rho(\varepsilon_{ig}, \varepsilon_{ih}) = 0$

Otras propiedades inmediatas son:

5.  $E(V_g) = E(X_g)$
6.  $E(X/V = v) = v$
7.  $\sigma_{X_g} = \sigma_{V_g} + \sigma_{\varepsilon_g}$
8.  $\rho_{X_g V_g}^2 = \frac{\sigma_{V_g}^2}{\sigma_{X_g}^2}$
9.  $\rho_{X_g \varepsilon_g}^2 = \frac{\sigma_{\varepsilon_g}^2}{\sigma_{X_g}^2}$
10.  $\rho_{X_g V_g}^2 + \rho_{X_g \varepsilon_g}^2 = 1$

### Formas paralelas

Para poder utilizar los resultados del modelo clásico se necesita que exista cierta relación de equivalencia entre las observaciones, alcanza con que las medidas tengan la misma puntuación verdadera ( $v = v'$ ) y los errores sean independientes con igual varianza ( $\sigma_{\varepsilon_g} = \sigma_{\varepsilon_{g'}}$ ). Este tipo de medidas se llaman *formas paralelas* y los test de donde se obtienen se denominan test paralelos.

Dadas  $X$  y  $X'$  dos formas paralelas, se tiene que:

1.  $E(X) = E(X')$  y  $\sigma^2(X) = \sigma^2(X')$
2.  $\rho_{XV}^2 = \rho_{XX'}$  y  $\sigma^2(V) = \text{cov}(X, X')$
3. Las correlaciones entre test paralelos son iguales par a par, es decir  $\rho_{x_j x_k}$  es constante para cualquier par  $j$  y  $k$  de formas paralelas, y la correlaciones de cada una de ellas con otro test son iguales.

Por definición  $\sigma_{x_j} = \sigma_{x_k}$  y por propiedad 2. la  $\text{cov}(X_j, X_k) = \sigma_v^2$ , luego  $\rho_{x_j x_k} = \frac{\text{cov}(X_j, X_k)}{\sigma_{x_j} \sigma_{x_k}} = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_x^2}$

4.  $\sigma_V^2 = \sigma_X^2 \rho_{XX'}$
5.  $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_X^2 (1 - \rho_{XX'})$ . El *error estándar de medición* se define como la desviación típica de los errores  $\sigma_\varepsilon = \sqrt{\sigma_X^2 (1 - \rho_{XX'})}$ .

## 3.2. Fiabilidad y validez del test

Las dos cualidades de un instrumento psicométrico en las cuales el investigador debe interesarse especialmente son la fiabilidad y validez. La primera implica que el test mida de manera estable y fiable, mientras que la segunda denota que tan bien mide lo que pretende medir. Esto último tiene que ver con el tipo de conclusiones que pueden hacerse a partir de las puntuaciones obtenidas con el test.

### 3.2.1. Fiabilidad

La fiabilidad indica el grado en que diferencias en las puntuaciones de un test reflejan diferencias en el rasgo verdadero. Esta definición implica homogeneidad, consistencia y precisión de un test como instrumento de medición de un rasgo determinado. Otro significado totalmente distinto refiere a la estabilidad temporal de la prueba. La consistencia interna por lo general se mide de forma independiente de la estabilidad temporal, la cual se basa en correlaciones de pruebas repetidas a través del tiempo. En este trabajo se estudia la fiabilidad entendida como consistencia interna.

### Coefficiente de fiabilidad

Se define el *coeficiente de fiabilidad* de un test como el cuadrado de la correlación entre el test y el rasgo:  $\rho_{XV}^2$ . El *índice de fiabilidad* se define como la raíz cuadrada de dicho coeficiente:  $\rho_{XV}$ .

Si X y X' son paralelos el coeficiente cumple la propiedad  $\rho_{XV}^2 = \rho_{XX'}$ , por lo tanto, se puede obtener la fiabilidad de un test calculando la correlación entre dos formas paralelas.

### Fiabilidad y longitud

Si un test está formado por k subtests paralelos, el coeficiente de fiabilidad del test se relaciona con los coeficientes de los subtests mediante la fórmula de Spearman-Brown:

$$\rho_{XX'} = \frac{k\rho_{xx'}}{1 + (k - 1)\rho_{xx'}} \quad (3.2)$$

con  $\rho_{xx'}$  la correlación entre cualquier par de subtest paralelos.

### Estimación de la fiabilidad

Existen tres métodos para estimar la fiabilidad:

1. Método Test-retest. Se administra el test a los individuos por lo menos dos veces en un intervalo de tiempo. El coeficiente de fiabilidad se calcula como la correlación entre esas medidas.
2. Método de análisis interno. Para estudiar la fiabilidad entendida como consistencia interna se puede aplicar el *método de las dos mitades* que consiste en dividir el test en dos partes equivalentes, calcular el puntaje que cada individuo obtiene en cada una de ellas y la correlación de Pearson entre dichos puntajes ( $\rho_{xx'}$ ). Para obtener la fiabilidad total se aplica la fórmula (3.2) con  $k = 2$ :  $\rho_{XX'} = \frac{2\rho_{xx'}}{1 + \rho_{xx'}}$ . Esta medida revela el grado de relación o consistencia entre las mitades. Su magnitud depende de la variabilidad de la muestra donde se aplica el test y de la longitud del mismo.
3. Método de las formas paralelas. Se construyen 2 formas paralelas y se calcula la correlación entre ellas para obtener el coeficiente de fiabilidad.

### Coefficiente $\alpha$ de Crombach

El coeficiente  $\alpha$  es un indicador de la fiabilidad muy utilizado ya que prescinde del uso de paralelismo. Su fórmula es la siguiente:

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left[ 1 - \frac{\sum_j S_j^2}{S_X^2} \right] \quad (3.3)$$

donde  $k$  es el número de ítems de la escala,  $\sum_j S_j^2$  es la suma de las varianzas de los ítems y  $S_X^2 = \sum_j S_j^2 + 2 \sum_j \text{cov}(j, l)$  es la varianza del test.

Se caracteriza por las siguientes propiedades importantes:

1. El coeficiente  $\alpha$  es la cota inferior de la fiabilidad:  $\rho_{XX'} = \rho_{XV}^2 \geq \alpha$
2. Si los ítems que componen el test son paralelos se cumple la igualdad  $\alpha = \rho_{XX'}$ , o sea  $\alpha$  coincide con el coeficiente de fiabilidad del test.

Puede obtenerse también entre diferentes grupos de ítems (subtest). En este caso  $k$  será el número de subtest y  $\sum_j S_j^2$  la suma de las varianzas de los subtest.

El coeficiente  $\alpha$  es un indicador de la consistencia interna de una prueba. Su valor refleja tanto la longitud (número de ítems) como su correlación promedio. Los ítems que más contribuyen a aumentar el  $\alpha$  son los que presentan mayores covarianzas con los restantes. Si  $\alpha$  es muy bajo, la prueba es demasiado corta o los ítems tienen poco en común. Se considera como un indicador del grado de covariación entre los ítems y se debe complementar con técnicas como el análisis factorial antes de interpretarlo como una medida de unidimensionalidad, en el sentido de que valores altos de este coeficiente no necesariamente indican que los ítems miden un único rasgo.

### 3.2.2. Validez del test

La validez del test refiere a que tan bien este mide lo que pretende medir, esto tiene que ver con el tipo de conclusiones que pueden hacerse a partir de las puntuaciones obtenidas con el test. La validación constituye un proceso continuo en el cual se identifican

procedimientos fundamentales para el abordaje del mismo: *validez de contenido*, *validez predictiva* y *validez de constructo*.

### **Validez de contenido**

Contempla la adecuación con que se representan los contenidos que interesa evaluar. Para justificar que un test posee validez de contenido, debe quedar bien definido el universo de contenidos en la temática a testear. Este proceso es eminentemente lógico aunque pueden utilizarse sujetos expertos en la materia para valorar la congruencia entre los diversos ítems y los objetivos. Relacionado con este concepto está la *validez aparente*, que indica el grado en que el test da la impresión de medir lo que pretende medir.

### **Validez de constructo**

Un constructo es un concepto elaborado por los teóricos de la psicología para explicar el comportamiento humano. Denota el rasgo a estimar con el test, es una variable abstracta, latente y más amplia en general que los indicadores observables que se utilizan para su medición.

La validez de constructo implica la comprobación de que la prueba mida empíricamente el rasgo que se pretende medir. Existe variados métodos para realizar este análisis, todos ellos basados en las siguientes fases:

1. Formular hipótesis relevantes que relacionen al constructo que se quiere medir con otras variables.
2. Efectuar en la práctica mediciones del constructo con el instrumento a validar y de las variables involucradas en las hipótesis.
3. Determinar si se verifican o no las hipótesis planteadas.

El método elegido para efectuar la validación debe ser el que mejor se ajuste para contrastar la hipótesis de partida. A continuación se listan algunos que son frecuentemente utilizados:

- Verificación de relaciones entre los resultados del test y variables externas observables que teóricamente se relacionan con el constructo.
- Evaluar con el test grupos de individuos que son diferentes en el constructo y comprobar que el instrumento los discrimine correctamente.
- Utilizar la técnica de Análisis Factorial para determinar si los datos presentan una estructura factorial coherente con la teoría que sustenta el o los atributos que se pretenden medir (validez factorial).

### Validez predictiva o referida al criterio

Se refiere al grado con que se puede pronosticar una variable de interés (criterio) a partir de las puntuaciones del test. La correlación entre el puntaje del test ( $X$ ) y el criterio ( $Y$ ) es llamada *coeficiente de validez*. Dicho coeficiente indica el grado en que el test sirve para pronosticar con precisión el criterio. El cuadrado de esta correlación es llamado *coeficiente de determinación* e indica la proporción de la varianza del criterio que es explicada por el test. Si el test y el criterio se miden al mismo tiempo, comunmente se habla de *validez concurrente*, si la aplicación del test es anterior a la medición del criterio se llama *validez predictiva* y si es posterior *validez retrospectiva*.

### Factores que afectan el coeficiente de validez

La magnitud de la correlación entre el puntaje del test ( $X$ ) y el criterio ( $Y$ ) viene condicionada por varios factores: la fiabilidad del test, la fiabilidad del criterio, la auténtica relación entre test y criterio, y la variabilidad de la muestra en el test y en el criterio. Las variables  $X$  y  $Y$  deben medirse y los errores de medición influyen en el coeficiente de validez. Este tema es llamado atenuación y se refiere al hecho de que la validez empírica viene atenuada por los errores de medición. Las fórmulas dadas por Spearman en 1904 permiten una estimación de cuál sería la validez si el test y el criterio carecen de errores de medida:

$$\tilde{\rho}_{XY} = \frac{\rho_{XY}}{\sqrt{\rho_{XX'}}\sqrt{\rho_{YY'}}} \quad (3.4)$$

Operando en la fórmula precedente se obtiene que el coeficiente de validez está acotado superiormente por el índice de fiabilidad  $\rho_{XY} \leq \rho_{XV} = \rho_{XX'}$ , de aquí que la fiabilidad elevada es un condición necesaria para que la validez sea alta, sin embargo esta condición no es suficiente.

### 3.3. Análisis de Ítems

Otro enfoque de la teoría de los test es considerar las relaciones existentes entre el puntaje total, obtenido como la suma de ítems, y los ítems de los que proviene este puntaje<sup>2</sup>. La bondad de los ítems generalmente supone el estudio de dos aspectos fundamentales: la *dificultad*, que no será analizado en el presente trabajo, y el *poder discriminante* o *validez*.

Existen varios procedimientos para el estudio del poder discriminante o validez de los ítems, entre los cuales se opta por el basado en el cálculo de correlaciones. Los coeficientes de correlación empleados asumen que los datos subyacentes son continuos y distribuidos normalmente aunque se disponga de ellos de forma categórica.

#### Correlación biserial

Estima el coeficiente de correlación cuando una variable es continua y la otra es dicotómica, suponiendo que el rasgo que mide esta última se distribuye de forma continua según la curva Normal. Este índice ha sido diseñado para situaciones en que ambas variables son continuas pero por alguna razón una de ellas ha sido categorizada. La fórmula que se utiliza para el análisis de ítems es:

$$r_{bis} = \frac{\bar{X}_p - \bar{X}_T}{\sigma_T} * \frac{p}{z} \quad (3.5)$$

en la que:  $\bar{X}_p$ : es la media de lo puntajes (continuos) de los que tienen “éxito” en el ítem (toman valor 1 en la variable dicotómica).

$\bar{X}_T$ : Media de los puntajes (continuos) de todos los individuos en la muestra.

$\sigma_T$ : Desviación estándar del puntaje total

---

<sup>2</sup>Tomado de Cortada de Kohan, N., ver [4]

$p$ : Proporción de los que tienen “éxito” en el ítem

$z$ : Ordenada de la distribución Normal en el punto correspondiente al valor  $p$

El error estándar de  $r_{bis}$  se estima como  $\sigma_{r_{bis}} = \frac{1}{\sqrt{N}} * \frac{\sqrt{pq}}{z}$

La **correlación poliserial** es la generalización del  $r_{bis}$  cuando una variable es continua y la otra es categórica (con más de 2 categorías).

### Correlación biserial por puntos

Si el interés es saber cuán bien se puede predecir el criterio a partir del ítem y en qué medida puede contribuir este al puntaje total, se calcula la correlación biserial por puntos cuya fórmula para el análisis de ítems es:

$$r_{pbis} = \frac{\bar{X}_p - \bar{X}_T}{\sigma_T} * \frac{p}{q} \quad (3.6)$$

Este coeficiente no se restringe a la distribución Normal de las variables dicotómicas.

### Correlación tetracórica

Estima el coeficiente de correlación cuando las dos variables son dicotómicas pero se puede suponer que los rasgos que miden son continuos y distribuyen Normal con mediana  $p$ . La fórmula que se usa para aproximar la correlación tetracórica para una tabla de doble entrada como muestra el cuadro 3.1 es la siguiente:

$$r_{tet} = \cos\left(\pi \frac{\sqrt{bc}}{\sqrt{ad}\sqrt{bc}}\right) \quad (3.7)$$

	variable 1		Total
variable 2	$a$	$b$	$p$
	$c$	$d$	$q$
Total	$p'$	$q'$	1

**Cuadro 3.1:** Tabla tetracórica con proporción de individuos en cada categoría

La **correlación policórica** es la generalización del  $r_{tet}$  cuando las 2 variables son categóricas con más de 2 niveles.

### 3.4. Análisis factorial exploratorio

El Análisis Factorial<sup>3</sup> (AF) puede ser implementado bajo dos grandes enfoques que son:

**AF Confirmatorio**, donde el número y la composición de los factores se definen de manera directa, basado en hipótesis previas. Luego se determina que tan bien esa estructura hipotetizada se corresponde con los datos.

**AF Exploratorio**, que reduce las variables originales en un número relativamente pequeño de factores, basado en el criterio estadístico elegido, en términos de mejor correspondencia, en general la mayor varianza explicada. En lo que sigue se desarrolla este último enfoque.

El AF Exploratorio es una técnica que tiene como objetivo la transformación de  $q$  variables que se correlacionan, en un conjunto de menor dimensión ( $k$  factores) que las resume. Pretende explicar la covariación existente entre los ítems en función de los factores que subyacen a dicha relación. El método se basa esencialmente en un modelo de regresión múltiple, con la excepción de que en este caso las variables observables son regresadas sobre las variables latentes inobservables, y por lo tanto la estimación directa de los coeficientes de regresión no es posible. En esencia el modelo asume que las relaciones entre las variables observables (medida como su covarianza o correlación) son el resultado de la relación de esas variables con los constructos.

---

<sup>3</sup>La presente sección se basa en los textos de Everitt, B.S. y Peña, D., ver [6] y [13] respectivamente.

El modelo factorial general puede expresarse como un modelo de regresión de la forma:

$$\begin{aligned}
 x_1 &= \lambda_{11}f_1 + \lambda_{12}f_2 + \dots + \lambda_{1k}f_k + \varepsilon_1 \\
 x_2 &= \lambda_{21}f_1 + \lambda_{22}f_2 + \dots + \lambda_{2k}f_k + \varepsilon_2 \\
 &\vdots \\
 x_q &= \lambda_{q1}f_1 + \lambda_{q2}f_2 + \dots + \lambda_{qk}f_k + \varepsilon_q
 \end{aligned}
 \tag{3.8}$$

o sea, el conjunto de observables  $x' = [x_1, x_2, \dots, x_q]$  se asume definido por un número menor de variables inobservables latentes  $f_1, f_2, \dots, f_k$ , con  $k < q$ , más un residuo aleatorio  $\varepsilon' = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_q]$ .

Lo anterior puede ser escrito de forma matricial como:

$$x = \Lambda f + \varepsilon \tag{3.9}$$

$$\text{donde } \Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \cdots & \lambda_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{q1} & \cdots & \lambda_{qk} \end{pmatrix}, f = \begin{pmatrix} f_1 \\ \vdots \\ f_k \end{pmatrix}, \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_q \end{pmatrix}.$$

Algunos supuestos:

- Los  $\lambda_{ij}$ 's son los pesos desconocidos que muestran en que medida cada  $x_i$  depende del factor común  $f_j$  y se denominan *cargas*.
- Dado que los factores ( $f$ ) que subyacen a los datos son inobservables pueden fijarse arbitrariamente sus parámetros de localización y escala, se asume que tienen media cero y la matriz de covarianzas es la identidad.
- Los términos residuales o perturbaciones  $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_q$  están incorrelacionados entre sí, y con los factores  $f_1, f_2, \dots, f_k$ . Se asume que tienen media cero y la matriz de covarianzas es la matriz diagonal  $\Psi$ . Los residuos son específicos para cada  $x_i$  y los  $\psi_i$  se denominan *variación específica* o *unicidad*.
- Las variables observables, dados los valores de los factores, son independientes.

Un supuesto no siempre necesario es la normalidad de los factores y de las perturbaciones, lo que implica que al ser  $x$  suma de variables normales, se distribuya  $N_q(0, \Sigma)$ .

Bajo estos supuestos, no siendo necesaria la normalidad, se cumple que la matriz de cargas  $\Lambda$  contiene las covarianzas entre los factores y las variables observadas. Esto se verifica post multiplicando la ecuación (3.9) por  $f'$  y tomando esperanza:

$$E(xf') = \Lambda E(ff') + E(\epsilon f') = \Lambda$$

Recordando que  $E(ff') = I$  y  $E(\epsilon f') = 0$ . Cuando las variables  $x$  están estandarizadas la matriz de cargas se corresponde con las correlaciones entre las variables y los factores.

La matriz de covarianzas de las observaciones verifica, según (3.9):

$$\Sigma = E(xx') = \Lambda E(ff') \Lambda' + E(\epsilon \epsilon')$$

ya que  $E(f\epsilon') = 0$ . Entonces se obtiene la propiedad fundamental:

$$\Sigma = \Lambda \Lambda' + \Psi \tag{3.10}$$

que establece que la matriz de covarianza de los datos admite una descomposición como suma de dos matrices. La primera,  $\Lambda \Lambda'$ , es una matriz simétrica que contiene la parte común al conjunto de las variables y depende de las covarianzas entre las variables y los factores. La segunda,  $\Psi$ , es diagonal y contiene la parte específica de cada variable, que es independiente del resto.

Esta descomposición implica que la varianza de la variable  $x_i$  está dada por:

$$\sigma_i^2 = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij}^2 + \psi_i \tag{3.11}$$

donde  $\psi_i$  la varianza de  $\epsilon_i$ .

El primer componente de la varianza se denota  $h_i^2$  y es conocido como la *comunalidad* de la variable:

$$h_i^2 = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij}^2 \quad (3.12)$$

que representa la proporción de la varianza de  $x_i$  explicada por los factores comunes.

El segundo componente  $\psi_i$  es denominado *varianza única o específica* y representa la proporción de la variabilidad de  $x_i$  que no es común al resto de las observables.

### Indeterminación del Modelo

En el modelo de AF, ni la matriz de carga  $\Lambda$  ni los factores  $f$  son observables, lo que plantea dos tipos de indeterminaciones:

1. Un conjunto de datos puede explicarse con la misma precisión con factores incorrelados o correlados. Esta indeterminación se ha resuelto en las hipótesis del modelo tomando siempre los factores como incorrelados.
2. Los factores no quedan determinados de manera única.

Sea  $H$  ortogonal, las representaciones:  $x = \Lambda f + \varepsilon$  y  $x = (\Lambda H)(H' f) + \varepsilon$  son indistinguibles, en este sentido, se dice que el modelo factorial está indeterminado ante rotaciones. Esta indeterminación se resuelve imponiendo restricciones sobre los términos de la matriz  $\Lambda$ .

Dos criterios de normalización del modelo factorial son los siguientes:

**Criterio 1:** Exigir que

$$\Lambda' \Lambda = D = \text{Diagonal} \quad (3.13)$$

resultando que los vectores que definen el efecto de cada factor sobre las  $q$  variables observadas son ortogonales. Cuando se verifica esta normalización, post multiplicando la ecuación (3.10) por  $\Lambda$ , se obtiene que:

$$(\Sigma - \Psi)\Lambda = \Lambda D$$

que implica que las columnas de  $\Lambda$  son vectores propios de la matriz  $(\Sigma - \Psi)$ , que tiene como valores propios los términos diagonales de  $D$ . Esta propiedad se utiliza en la estimación mediante el método del factor principal (FP).

**Criterio 2:** Exigir que

$$\Lambda'\Psi^{-1}\Lambda = D = \text{Diagonal} \quad (3.14)$$

resultando que los efectos de cada factor sobre las  $q$  variables observadas, ponderados por las varianzas de las perturbaciones de cada ecuación, se hacen incorrelados.

Cuando se verifica esta normalización, post multiplicando la ecuación (3.10) por  $\Psi^{-1}\Lambda$ , se obtiene que:  $\Sigma\Psi^{-1}\Lambda - \Lambda = \Lambda D$

y pre multiplicando por  $\Psi^{-1/2}$ :  $\Psi^{-1/2}\Sigma\Psi^{-1}\Lambda - \Psi^{-1/2}\Lambda = \Psi^{-1/2}\Lambda D$  que implica

$$\Psi^{-1/2}\Sigma\Psi^{-1/2}\Psi^{-1/2}\Lambda = \Psi^{-1/2}\Lambda(D + I)$$

donde se concluye que la matriz  $\Psi^{-1/2}\Sigma\Psi^{-1/2}$  tiene vectores propios  $\Psi^{-1/2}\Lambda$  con valores propios  $D + I$ . Esta propiedad se utiliza en la estimación máximo verosímil (MV).

En el AF el problema de estimación es esencialmente encontrar estimaciones de  $\Lambda$  y  $\Psi$  tal que

$$S \approx \hat{\Lambda}\hat{\Lambda}' + \hat{\Psi}$$

donde  $S$  es la matriz covarianzas muestral que estima a  $\Sigma$  (el modelo también puede ser aplicado sobre la matriz de correlaciones  $R$ ). Conjuntamente es necesario determinar el número de factores ( $k$ ) que provea un adecuado ajuste de la estimación. En la sección (3.4.1) y (3.4.2) se describen algunos métodos de estimación y criterios para la determinación del número de factores respectivamente.

### 3.4.1. Métodos de extracción de los factores

En el AF exploratorio existen tres enfoques generales de las metodologías para determinar los factores subyacentes, que difieren en la manera en que son usados los pesos para

obtener las combinaciones lineales:

1. Un enfoque racional define los factores previo al análisis de los datos, un ejemplo es el método de los centroides donde un factor es la suma no ponderada de las variables.
2. Otro enfoque es el constituido por las metodologías que extraen los factores optimizando alguna propiedad de los datos. Un ejemplo es el Análisis de Componentes Principales donde se maximiza la proporción de varianza explicada por los factores. Otro es el Método del Factor Principal (FP) que maximiza la variabilidad común de las variables observadas.
3. El tercer enfoque busca optimizar algún aspecto de la relación esperada entre una muestra y una población. Son ejemplos de este los métodos de Estimación por Máxima Verosimilitud (MV) y Mínimos Cuadrados Generalizados.

Cabe observar que si bien en el AF común y el AF Componentes Principales buscan explicar un conjunto de datos multivariados usando un número menor de dimensiones, se diferencian en los siguientes aspectos para alcanzar dicho objetivo:

- El factorial común separa la varianza con la que cada variable contribuye a cada factor (varianza común) de la varianza única en sí misma. En el modelo de componentes toda la varianza es considerada como sistemática, es decir, la varianza única es 0.
- En el modelo factorial común, la varianza explicada por cada factor varía con el número de factores extraídos, esto no sucede en el modelo de componentes donde la varianza atribuida a cada factor no se modifica.
- El cálculo de los puntajes de los individuos en los factores (scores) es sencillo por componentes principales, siendo más complejo en análisis factorial común donde se pueden obtener por diferentes métodos.

### **Método del Factor Principal**

El método del factor principal (FP) está basado en el análisis de componentes principales, pero no opera directamente con la matriz  $S$  (o  $R$ ), sino con la matriz de covarianza

reducida  $S^*$  que se define como:

$$S^* = S - \hat{\Psi} = \Lambda\Lambda' \quad (3.15)$$

siendo  $\hat{\Psi}$  una estimación inicial de la matriz de varianzas de las perturbaciones.

Los elementos diagonales de  $S^*$  contienen las comunalidades estimadas. A diferencia de componentes principales, el FP no trata de explicar toda la variabilidad de las variables observadas, sino sólo la varianza compartida a través de los factores comunes, o sea las covarianzas (o correlaciones).

La estimación se lleva a cabo de forma iterativa, dada una estimación inicial de  $\Psi$ , un análisis de componentes principales es aplicado sobre  $S^*$ , y los primeros  $k$  vectores propios se usan para estimar la matriz de cargas  $\Lambda$  para un modelo de  $k$  factores. Las cargas estimadas  $\hat{\lambda}_{ij}$  se utilizan para volver a estimar las comunalidades a través de la ecuación (3.12). El procedimiento itera hasta que algún criterio de convergencia se cumple:  $\|\hat{\Lambda}_{n+1} - \hat{\Lambda}_n\| < \epsilon$ .

Para comenzar este proceso se necesita encontrar una estimación inicial de  $\Psi$  que no dependa de conocer la matriz de cargas. Cuando el análisis de FP es basado en la matriz de correlaciones se utilizan generalmente las siguientes estimaciones:

- Tomar la comunalidad de la variable  $x_j$  como  $\hat{h}_j^2 = R_j^2$  siendo  $R_j$  el coeficiente de correlación múltiple entre  $x_j$  y el resto de las variables.
- Tomar  $\hat{h}_j^2$  como el valor absoluto del mayor coeficiente de correlación entre  $x_j$  y una de las restantes variables.
- Tomar  $\hat{h}_j^2 = 1$  que es claramente su valor máximo. Esto implica que  $\hat{\Psi}_j = 0$ .

Los estimadores obtenidos serán consistentes pero no eficientes, como los MV. Tampoco son invariantes ante transformaciones lineales, es decir, no se obtiene necesariamente el mismo resultado con la matriz de covarianzas y con la de correlaciones.

### Análisis factorial de Máxima Verosimilitud

La matriz de observaciones originales, dados los supuestos del modelo factorial, se distribuye  $N_q(0, \Sigma)$ . Tomando el logaritmo de la verosimilitud, descartando las constantes y sustituyendo  $\mu$  por su estimador  $\bar{x}$ , la función soporte para  $\Sigma$  es:

$$L(\Sigma|X) = -\frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{n}{2} \text{traza}(S\Sigma^{-1}) \quad (3.16)$$

y sustituyendo  $\Sigma$  por (3.10):

$$L(\Lambda, \Psi|X) = -\frac{n}{2} (\ln |\Lambda\Lambda' + \Psi| + \text{traza}(S(\Lambda\Lambda' + \Psi)^{-1})) \quad (3.17)$$

Las estimación de  $\Psi$  y  $\Lambda$  son encontradas maximizando esta última ecuación en forma iterativa a través de un algoritmo de tipo Newton-Raphson, partiendo de una estimación inicial de  $\Psi$  o  $\Lambda$ , iterando hasta la convergencia.

Una forma equivalente de encontrar las estimaciones MV es minimizar respecto a  $\Sigma$  la *función de discrepancia*  $F$  que se obtiene como sigue: si no existiesen restricciones sobre  $\Sigma$  el estimador MV de esta matriz es  $S$  y sustituyendo esta estimación en (3.16) se obtiene:  $-\frac{n}{2}(\ln(|S|) - \frac{n}{2}p)$

La función  $F$  resulta de restar la ecuación (3.17) al resultado anterior:

$$-\frac{n}{2}F = \frac{n}{2} \text{traza}(S\Sigma^{-1}) - \frac{n}{2} \ln |S\Sigma^{-1}| - \frac{n}{2}p \quad (3.18)$$

que indica que se desea hacer  $\Sigma$  tan próximo a  $S$  como sea posible.

Los estimadores obtenidos por MV son consistentes y eficientes. Además las estimaciones son invariantes ante transformaciones lineales.

Cabe observar que cuando la matriz de  $\hat{\Psi}$  tiene los términos diagonales aproximadamente iguales, la estimación MV conduce a resultados similares al método de FP.

### Problemas de no convergencia y casos Heywood

Dos problemas que pueden presentarse en los algoritmos iterativos anteriormente descritos son la no convergencia y los casos Heywood<sup>4</sup>.

Existen diversas causas de la no convergencia, entre las que se encuentran:

1. El tamaño de muestra. La posibilidad de no convergencia disminuye conforme se incrementa el tamaño de muestra.
2. Las covariaciones poblacionales. La posibilidad de no convergencia aumenta conforme dichas covariaciones se acercan a cero.
3. La relación entre el número de variables (ítems) y el número de factores. Los casos de no convergencia se decrementan cuanto mayor sea el número de indicadores por factor que se tiene.

Estos algoritmos también pueden converger en soluciones no adecuadas cuando no se imponen restricciones sobre los valores de los parámetros. La más frecuente es obtener estimaciones de la varianza de las perturbaciones negativas, y por lo tanto, comunalidades superiores a uno, esta solución se conoce como casos de Heywood. No existe una única causa de estos casos, algunas de las posibles son: outliers, no convergencia, problemas de especificación del modelo o fluctuaciones de la muestra. Algunos autores proponen, para identificar el motivo de estos casos, calcular intervalos de confianza para la estimación de la unicidad negativa mediante los errores típicos de dichos parámetros. Puede suceder que:

1. El intervalo de confianza incluya al cero y el error típico de la unicidad negativa sea similar al error típico del resto de los parámetros, entonces la causa del caso Heywood es un error de muestreo.
2. El intervalo de confianza no incluya al cero, entonces la causa es la falta de ajuste o ausencia de algún otro factor en el modelo.

---

<sup>4</sup>Tomado de Apodaka, P. et al [1]

3. El intervalo de confianza incluya al cero y el error típico de la unicidad negativa sea bastante mayor al error típico de los restantes parámetros, entonces la causa es un problema de identificabilidad del modelo propuesto.

Las soluciones para este problema son de diverso tipo pero en general se trata de imponer restricciones sobre los parámetros. Si la causa de la estimación negativa es un error de muestreo, restringir esa estimación a cero, es tan buena como otras alternativas. Si es un problema de ajuste o de identificabilidad del modelo, el mismo tiene difícil solución y la salida es reexaminar la teoría y los datos en los que el modelo se basa.

### 3.4.2. Determinación del número de factores

La determinación del número de factores necesarios para una adecuada representación de la matriz de covarianzas o correlaciones de los datos es clave en el AF exploratorio, ya que una solución de  $k$  factores generalmente produce valores diferentes de  $\lambda_{ij}$  que una solución de  $k + 1$  factores.

Algunas técnicas comunmente usadas son:

1. Extraer factores hasta que el resultado del test  $\chi^2$  de la matriz de residuos no sea significativo. En el procedimiento factorial de MV el estadístico utilizado para testear si  $k$  factores son suficientes para la representación adecuada de  $S$  (o  $R$ ) es  $U' = n' \min(F)$ , donde  $F$  viene dado por 3.18 y  $n' = n + 1 - \frac{1}{6}(2q + 5) - \frac{2}{3}k$ . Bajo la hipótesis nula,  $U$  distribuye asintóticamente  $\chi_v^2$  donde  $v = \frac{1}{2}(q - k)^2 - \frac{1}{2}(q + k)$ . Si el resultado del test es no significativo se vuela a estimar el modelo con  $k + 1$  factores repitiendo el procedimiento hasta que la hipótesis sea aceptada.
2. Extraer factores hasta que la interpretación de los mismos se considere adecuada.
3. Utilizar el criterio de la estructura más simple (VSS). La estructura factorial más simple refiere a que cada variable observada correlaciona altamente con un sólo factor de los extraídos y con los restantes presenta correlaciones casi nulas. El VSS operacionaliza la tendencia de comparar la matriz de correlaciones con aquella que reproduce la versión simplificada ( $M$ ) de la matriz factorial ( $\Lambda$ ), esto es:  $R = MM' + \Psi$ .

$M$  está compuesta por las  $c$  mayores cargas  $\lambda_{ij}$  para cada variable  $x_i$ . El parámetro  $c$  se define como la complejidad y varía entre 1 y el número total de factores extraídos. El criterio VSS compara el ajuste del modelo simplificado con las correlaciones originales:  $VSS = 1 - \frac{\sum r^{*2}}{\sum r^2}$ , donde los  $r^*$  son los elementos de la matriz residual  $R^* = R - MM'$  y  $r$  son los elementos de la matriz de correlación  $R$ . Dado un nivel de complejidad, el criterio VSS muestra la cantidad óptima de factores, o sea la más interpretable.

### 3.4.3. Rotación de los factores

Al comienzo de la sección 3.4 se consideró el problema de indeterminación del modelo factorial, donde se planteó que el mismo está indeterminado ante rotaciones, por lo cual para encontrar una solución única se imponen restricciones sobre la matriz de cargas  $\Lambda$ . Puede ser que una solución más interpretable se alcance utilizando un modelo factorial equivalente con matriz de cargas  $\Lambda^* = \Lambda M$  para alguna matriz ortogonal  $M$  en particular. Este proceso es generalmente conocido como *rotación factorial*.

La rotación es un proceso en el cual una solución se hace más interpretable, sin modificarse sus propiedades matemáticas, dado que se busca que las columnas de la matriz de cargas contengan valores altos para ciertas variables y pequeños para otras. Esta idea puede plantearse de distintas formas que dan lugar a distintos criterios para definir la rotación. Existen dos tipos posibles de rotación: la *rotación ortogonal*, métodos que se restringen a que los factores rotados sean incorrelacionados, y la *rotación oblicua*, métodos que permiten factores correlacionados.

Existen ventajas y desventajas de utilizar ambos tipos de procedimientos. Una de las mayores ventajas de la rotación ortogonal es la simplicidad, ya que las cargas representan la correlación entre los factores y las variables observables. Dentro de los métodos más utilizados en este tipo de rotación se encuentra el *criterio varimax* que se describe a continuación.

### Rotación Varimax

Tiene por objeto maximizar la varianza de los coeficientes que definen los efectos de cada factor sobre las variables observadas. Sean  $\delta_{ij}$  los coeficientes de cargas después de la rotación y  $\delta_j$  la columna  $j$  de la matriz de cargas después de la rotación. Se desea que la varianza de los coeficientes al cuadrado de este vector sea máxima. Llamando  $\bar{\delta}_{.j} = \sum \delta_{ij}^2/q$  a la media de los cuadrados de los componentes del vector  $\delta_j$ , la variabilidad para el factor  $j$  es:

$$\frac{1}{q} \sum_{i=1}^q (\delta_{ij}^2 - \bar{\delta}_{.j})^2 = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \delta_{ij}^4 - (1/q)^2 (\sum_{i=1}^q \delta_{ij}^2)^2 \quad (3.19)$$

y el criterio varimax maximiza la suma de las varianzas para todos los factores, dada por:

$$(1/p) \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^q \delta_{ij}^4 - (1/q)^2 \sum_{j=1}^k (\sum_{i=1}^q \delta_{ij}^2)^2 \quad (3.20)$$

El problema es encontrar una matriz ortogonal  $M$  tal que la matriz  $\delta$  dada por  $\delta = \Lambda M$ , y cuyos coeficientes vienen dados por  $\delta_{ij} = \lambda'_i m_j$  siendo  $\lambda'_i$  la fila  $i$  de la matriz  $\Lambda$  y  $m_j$  la columna  $j$  de la matriz  $M$  que buscamos, verifiquen la condición de que estos coeficientes maximicen (3.20). Los términos de  $M$  se obtendrán derivando (3.20) respecto a cada uno de sus términos  $m_{ij}$  teniendo en cuenta las restricciones de ortogonalidad  $m'_i m_i = 1$   $m'_i m_j = 0$  ( $i \neq j$ ).

### 3.5. Análisis de cluster de ítems

La técnica de análisis de cluster jerárquico<sup>5</sup> es ampliamente utilizada para agrupar individuos, en forma menos frecuente es aplicada para obtener agrupamientos de variables, esto resulta particularmente útil en investigaciones psicométricas para identificar subconjuntos de ítems que sean consistentes internamente y relativamente independientes entre sí de un pool de ítems dado. Este resultado es similar al obtenido en un análisis de factor de grupo, que busca encontrar factores o constructos subyacentes definidos por diferentes grupos de ítems (subtest), y es esencialmente un modelo de estructura simple de complejidad uno (VSS, ver sección 3.4.2).

---

<sup>5</sup>La presente sección se basa en el texto de Revelle, William, ver [15].

El problema de encontrar una partición del conjunto total de ítems en subtest internamente homogéneos e independientes, se reduce a responder estas tres preguntas: **1)** ¿cuántas subescalas deberían formarse?; **2)** ¿cómo se asignan ítems a las subescalas? y **3)** ¿cuál es la calidad de las subescalas obtenidas?.

El procedimiento de cluster jerárquico lo resuelve en los siguientes pasos:

1. Definir una matriz de similaridad entre ítems. La definición más simple de similaridad es el coeficiente de correlación  $\rho_{ij}$ . Otra opción es usar el coeficiente de correlación atenuado  $\tilde{\rho}_{ij} = \frac{\rho_{ij}}{\sqrt{\rho_i \rho_j}}$ , donde  $\rho_i$ , la fiabilidad de la variable  $x_i$ , es estimada por la mayor correlación entre esa variable y todas las restantes.
2. Encontrar el par de variables más similares en esa matriz
3. Calcular la similaridad de ese compuesto de variables ( $x_i + x_j$ ) con el resto de los ítems ( $x_k$ ), usando la correlación entre el compuesto y cada variable

$$\rho^{(i+j)k} = \frac{(\sigma_{ik} + \sigma_{jk})}{\sqrt{(\sigma_k^2)(\sigma_i^2 + \sigma_j^2 + 2\sigma_{ij})}}, \quad (3.21)$$

o calculando la correlación atenuada

$$\tilde{\rho}^{(i+j)k} = \frac{\rho^{(i+j)k}}{\sqrt{\rho_k \alpha_{(i+j)}^*}} \quad (3.22)$$

usando el coeficiente  $\alpha^*$  para estimar la fiabilidad del compuesto.

La similaridad entre dos compuestos de ítems se define como  $\rho_{AB}$  o  $\tilde{\rho}_{AB}$ , generalizaciones de las fórmulas (3.21) y (3.22) respectivamente.

4. Repetir los pasos anteriores, encontrando los pares de ítems y compuestos de ítems más similares hasta agrupar todas las variables o hasta que el procedimiento sea detenido por alguna regla de parada.

La regla de detención se basa en el cálculo de los indicadores:

- $\alpha^*$ , que mide la consistencia interna mediante la correlación promedio de todas las mitades

- $\beta$ , que se obtiene como la correlación de la peor mitad del grupo <sup>6</sup>

Entonces se cumple que  $\alpha^* \geq \beta$ . Mientras que  $\alpha^*$  es sensible a la varianza intra y inter sustest,  $\beta$  lo es a la inter subtest. Incrementos en dichos coeficientes indican que los compuestos o ítems deben ser combinados, de lo contrario, se detiene el procedimiento de agrupación.

## 3.6. Otras técnicas utilizadas

En esta sección se describen brevemente otras técnicas multivariadas aplicadas<sup>7</sup> fuera del contexto del modelo clásico de la teoría psicométrica. Primero se presentan dos técnicas de análisis factorial, ACP y ACM, que tienen el objetivo de reducir las dimensiones para el análisis de los datos originales, determinando nuevas variables incorrelacionadas entre sí (factores) con una pérdida mínima de información. Finalmente se describe el análisis de cluster que tiene por objeto la agrupación de individuos en función de ciertas características de interés.

En el presente trabajo el ACP se aplica para evaluar la asociación entre los ítems que componen el IPCG. El ACM y el análisis de cluster son utilizados con el fin de construir una tipología de hogares.

### 3.6.1. Análisis de componentes principales

El ACP como toda técnica factorial tiene entre sus objetivos la reducción de dimensiones, y trabaja con las matrices cruzadas de individuos y variables cuantitativas. Por lo general la matriz de datos está estandarizada, y tiene métrica la identidad y matriz diagonal de pesos  $1/I$ .

---

<sup>6</sup>la peor mitad es la que genera la correlación más baja entre todas las posibles mitades de conjunto de ítems

<sup>7</sup>La presente sección se basa en el texto de Blanco, J., ver [2]

Se definen dos nubes: la de las filas o individuos,  $N_I$ , en el espacio  $R^J$  y la de las columnas o variables,  $N_J$ , en el espacio  $R^I$ . De los individuos interesa la distancia entre ellos y de las variables su correlación, con estas se determina respectivamente las formas de las nubes filas y columnas.

El procedimiento factorial en la nube de los individuos implica proyectarlos en un sub-espacio de menor dimensión de forma tal que se conserven al máximo las distancias originales entre los puntos y sean mínimas las distancias de cada punto entre el espacio original y el proyectado.

Al trabajar con la matriz de datos estandarizada, cada vector que representa una variable tiene norma uno, es decir se encuentran sobre una hipersfera de radio 1 y por lo tanto las coordenadas de las variables originales proyectadas en el espacio de los componentes coincide con el coeficiente de correlación de la variable con el componente.

La elección del sub-espacio de proyección se realiza considerando los objetivos del estudio e indicadores de la calidad de representación de la nube en el sub-espacio y de los elementos en cada factor, así como también la contribución de estos a la inercia de cada eje. Finalmente se interpretan los resultados obtenidos.

### 3.6.2. Análisis de correspondencia múltiple

El ACM es una técnica factorial que trabaja sobre tablas de datos que corresponden a  $I$  individuos y  $J$  variables cualitativas, pero estas tablas son lógicas o disjuntas.

La tabla de datos se puede presentar de dos maneras. La primera, es la *tabla disyuntiva completa (TDC)* donde cada fila se corresponde con un individuo y cada columna con una modalidad. La TDC esta formada por “0” y “1”, donde “1” indica que el individuo presenta esa modalidad. Las modalidades de una variable son excluyentes, por esto la suma por fila es la cantidad de variables,  $J$ . La suma por columna es la cantidad de individuos que presentan la modalidad  $k$ ,  $I_k$ . La segunda forma de representar la tabla de datos es con

la *tabla de Burt*, que es una yuxtaposición de tablas de contingencia entre variables 2 a 2.

En el ACM participan tres tipos diferentes de objetos:

1. **Individuos:** uno de los objetivos del ACM es realizar una caracterización de los individuos que se apoya en la noción de similitud. Dos individuos serán tanto más próximos cuanto mayor sea el número de modalidades en común.
2. **Variables:** se pueden adoptar dos puntos de vista para el estudio de las mismas:
  - 1) estudiar directamente la “relación” entre variables; 2) sintetizar el conjunto de variables en un grupo más pequeño.
3. **Modalidades:** estudiarlas equivale a hacer una síntesis de sus similitudes. Una modalidad puede ser considerada según dos puntos de vista:
  - como variable indicadora definida sobre el conjunto de individuos, o sea una columna de la TDC. En este caso dos modalidades se parecen tanto más cuando ellas están presentes simultáneamente en un gran número de individuos.
  - como clase de individuos de los cuales se conoce su distribución en el conjunto de las modalidades, o sea una fila o columna de la tabla de Burt. Entonces dos modalidades se parecen tanto más cuando se asocian, mucho o poco, a las mismas modalidades.

### 3.6.3. Análisis de cluster

El análisis de cluster tiene por objeto conformar grupos de individuos de acuerdo a ciertas características que pueden ser de interés, por esto la clasificación obtenida dependerá de las variables que se consideren.

Las etapas de este método son las siguientes:

1. Se parte de una matriz de datos de  $I$  individuos sobre los que se miden  $J$  características cuantitativas.

2. Se define una forma de medir similitud entre individuos teniendo en cuenta los  $J$  caracteres observados, esto es, se construye una *matriz de distancias* entre individuos. Las distancias más utilizadas para medir similitud son la Euclidiana y la de Mahalanobis.
3. Se definen *algoritmos de clasificación* para medir la distancia entre observaciones y grupos, y grupos entre sí. En este trabajo se aplica el *algoritmo del vecino más lejano* que es jerárquico agregativo y define la distancia entre un individuo  $k$  y un grupo  $(i, j)$  como  $d_{(i,j),k} = \text{máx}(d_{ik}, d_{jk})$ , siendo  $d$  la distancia considerada en el punto anterior.
4. Se busca una *regla de detención* que permita decidir cuantos grupos considerar. Entre estas reglas se encuentran los indicadores  $R^2$ ,  $PseudoF$  y  $Pseudot^2$ .
5. Se selecciona el número de grupos y se describe cada uno en función de los  $J$  caracteres observados.

# Parte II

## Resultados

## Análisis previo de la Información

---

EN el presente capítulo se detallan los pasos seguidos para el adecuado tratamiento de la información contenida en las bases a ser utilizada en este trabajo. Esto incluye el análisis de los datos con el objeto de verificar si la muestra se encuentra balanceada en función de un conjunto de variables de interés, la depuración y análisis de consistencia de los datos.

### 4.1. Descripción general de los datos

En base a que la información de los segmentos censales a los cuales pertenecen los hogares encuestados es de mala calidad y requiere de un esfuerzo importante en la depuración y recuperación de información, se decide acotar el universo de estudio y realizar el análisis utilizando sólo los datos relevados para las zonas Infamilia de los departamentos Montevideo, Canelones y San José. De esta forma, las localidades que se incluyen en el análisis son las siguientes: Montevideo, Delta del Tigre y Villas, La Paz, Las Piedras, Pando, Paso de Carrasco, Pogreso y Toledo. Una ventaja de trabajar con esta parte del relevamiento, es que se cuenta con los resultados de los test de desarrollo psicomotor para niños de 18 a 48 meses de edad.

Para esta región, de aquí en más referida como Área Metropolitana, se cuenta con información de 1748 hogares, 989 madres de menores de 18 años y 450 test de Desarrollo Psicomotor aplicados a niños entre 18 y 48 meses de edad. A cada madre se le aplicó el IPCG por cada menor de 4 años a su cargo.

## 4.2. Los hogares

Para depurar los datos a nivel de hogares se comienza por contrastar los segmentos censales registrados en la base con los definidos por el INE en las localidades consideradas por Ipes-Infamilia en el área metropolitana, y se encuentra que muchos de ellos no coinciden. Se mapean los segmentos existentes y se comprueba que además de los que no existen como tales hay registros de segmentos que no pertenecen a las zonas de Infamilia. De la revisión de los formularios en papel se logra recuperar un porcentaje importante de la información respecto a los segmentos censales a los cuales pertenecen los hogares encuestados, lo que en principio implica un 15% de pérdidas de encuestas a hogares se reduce a un 2%. (Ver mapas en anexo 1.3). Bajo estas circunstancias se decide trabajar con los hogares en el área metropolitana que pertenecen a las zonas de Infamilia y eliminar los restantes.

Posteriormente se descartan 11 hogares más por presentar datos faltantes en variables de interés, siendo 8 de los mismos hogares en donde no hay niños menores de 4 años o hay niños pero no tiene test de desarrollo psicomotor y/o presentan datos perdidos en la escala de pautas de crianza.

Entonces de los 1748 hogares iniciales se descartan 52 quedando un total de **1696 hogares con menores de 18 años**. Dichos hogares están compuestos por un total de **8.117 personas**.

Por otro lado, dado que no se cuenta con los expansores de la muestra y el diseño de selección aplicado no es replicable para su cálculo, como se planteó en la sección 1.3, se analizan comparativamente los datos muestrales con la información a nivel poblacional, tomada de la *Encuesta Continua de Hogares 2004 (ECH)* y el *Censo de Población 2004 del INE*, con el objetivo de evaluar si la muestra se encuentra balanceada y aplicar, en caso de que se considere necesario, técnicas de post-estratificación.

Se realiza este análisis comparativo a nivel del área metropolitana, ya que las tasas de muestreo en los estratos zonas de Infamilia son bajas en relación a su tamaño poblacional, como se muestra en el anexo 1.3. Lo mismo ocurre a nivel departamental, particularmente en San José, como se observa en el cuadro 4.1, la muestra que es proporcional al tamaño poblacional también es muy pequeña en relación al mismo.

	Tamaño Poblacional (Nh)	Tamaño Muestral (nh)
Montevideo	31200	1236
Canelones	9500	404
San José	1376	56
Total	42076	1696

**Cuadro 4.1:** *Distribución de la cantidad de hogares por departamento*

Para cotejar si la muestra se encuentra balanceada se seleccionan variables estructurales (“sexo” y “edad”) y características del hogar (“Tipo de hogar” y “Nivel educativo del hogar”<sup>1</sup>). No se incluyen en este análisis el “ingreso” y la “suma de NBI’s” dado que las mediciones de estas no son comparables entre encuestas. Es importante aclarar que no se cuenta con información a nivel poblacional de otras variables de interés para los objetivos de este trabajo, como ser la asistencia a Caif de menores de 4 años de edad.

Se comparan las distribuciones de dichas variables en la muestra y en la población testeándose las diferencias mediante una prueba Chi-cuadrado (ver anexo 1.3):

- sexo se comporta de forma muy similar tanto a nivel de departamentos como en el área metropolitana, el test no rechaza la hipótesis de igualdad para un nivel de significación de 5 %.
- para la edad, considerando 4 tramos etarios, se rechaza la hipótesis de que las distribuciones sean iguales con un p-valor de 0.007, sin embargo las diferencias se

<sup>1</sup>Para seleccionar un indicador del nivel educativo del hogar, se manejaron distintas alternativas y se opta por el máximo de años de educación entre el jefe y su conyuge. Se considera que este indicador no oculta, como lo hace el promedio, niveles altos de educación de uno de los conyuges, siendo esto relevante según los objetivos planteados en esta investigación.

encuentran en un entorno de un punto porcentual.

- la diferencia de las distribuciones del tipo de hogar también es significativa al 5 %, sin embargo sus categorías no difieren en más de 2 puntos porcentuales, acentuándose para Canelones y San José.
- el nivel educativo del hogar es, de las variables seleccionadas, la que mayor diferencia presenta entre la distribución de la muestra y la población, la igualdad de distribuciones es rechazada con un p-valor de 0.000. Las diferencias crecen considerablemente si se analizan por departamento.

En resumen, la estructura por sexo es muy similar en la muestra y la población, los tramos etarios y las características del hogar presentan diferencias estadísticamente significativas, sin embargo estas son muy pequeñas. No obstante esto, se considera que según las variables seleccionadas la muestra de hogares en el área metropolitana no está desbalanceada, descartándose entonces la aplicación de técnicas de post-estratificación de los datos. Una consecuencia inmediata de lo antedicho es la extensión de esta decisión a las submuestras madres y niños.

### **4.3. Los niños de 0 a 4 años y sus madres**

El interés en la encuesta a madres del presente trabajo se centra en aquellas que tienen a su cargo niños de hasta 4 años de edad, dado a que a ellas se les aplica el IPCG. Por este motivo se descartan todos los registros que no cumplen con esta condición, así como también los casos duplicados existentes. De esta forma los 1696 hogares tienen asociadas 565 madres con encuesta.

Al analizar este grupo de encuestas se encuentran registros incoherentes con la información de la encuesta a hogares, principalmente por errores en el registro del número de integrante del hogar de la madre y/o niño. Si bien se logra recuperar una cantidad importante de registros, comparando las edades declaradas en ambas encuestas de cada

hogar y revisando formularios en papel, se descartan 18 encuestas más. Esto lleva a un número final de **547 encuestas a madres de niños de hasta 4 años de edad**. Dado que el IPCG se suministra a las madres o referentes adultos, y los mismos responden por cada menor de 4 años a su cargo, la cantidad de aplicaciones de dicho instrumento que se consideran válidas es de 759, de las 793 disponibles inicialmente.

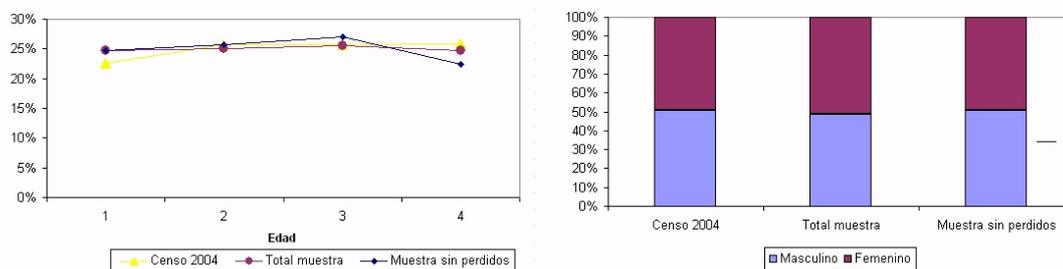
En el IPCG se distinguen dos subgrupos de ítems: uno que corresponde a niños de 0 a 11 meses, y otro a niños de 12 a 48 meses. Esto se debe a que el instrumento presenta un ítem más para este último grupo respecto al primero y además mide en forma distinta una de las dimensiones planteadas, por lo cual los puntajes obtenidos para los distintos grupos no son comparables (ver anexo A).

El grupo de 0 a 11 meses de edad está formado por 115 niños de los cuales el 42 % presenta datos faltantes en por lo menos un ítem del instrumento, por este motivo se decide descartar este grupo etario y concentrar el estudio de las propiedades psicométricas del IPCG que fué aplicado a madres de niños de 12 a 48 meses de edad.

Este último grupo esta formado por 642 niños, donde el 29 % presenta datos faltantes en por lo menos un ítem. El comportamiento de la no respuesta se describe como sigue:

- Comparando las distribuciones por sexo y edad de estos niños con los de la muestra original y los datos poblacionales se observa que los niños con datos perdidos en el instrumento se distribuyen aleatoriamente respecto de estas dos variables (ver figura 4.1).
- Los datos perdidos al interior del IPCG (ver anexo 1.3) se concentran en mayor proporción en los ítems que refieren a:
  - el relato de cuentos (4,8 % y 8,7 %)
  - el motivo por el cual los juegos le sirven a los niños (5,3 %)
  - al momento en que los padres consideran que el niño desea cosas distintas a lo que ellos desean (5,3 %)

#### 4. Análisis previo de la Información



**Figura 4.1:** Distribuciones por sexo y edad según distintas fuentes de información. Niños de 1 a 4 años

- el efecto en el niño de las visitas del padre cuando este no vive en el hogar (5,6 %)

Los restantes ítems presentan niveles de datos perdidos en el entorno del 2 %

- El módulo de la escala formado por 22 ítems sobre actitudes y percepciones del adulto no presenta datos faltantes ya que la no respuesta de estos ítems se define como riesgo en las pautas.

Frente a esta situación se opta:

- **para el análisis de las asociaciones del IPCG con otros factores de riesgo en el desarrollo psicomotor**, trabajar con la información correspondiente a los **642 niños de 12 a 48 meses de edad**.
- **para el análisis de las propiedades psicométricas del IPCG**, eliminar todos los casos con datos faltantes, descartando la opción de imputarlos<sup>2</sup>. Resultando una base de datos de **458 niños de 12 a 48 meses de edad**.

#### 4.3.1. Test de desarrollo psicomotor

Como se citó en la sección 1.3 se cuenta con los tests de desarrollo psicomotor para una muestra de niños de 18 a 48 meses de edad.

<sup>2</sup>Existen técnicas para la imputación de datos en escalas psicométricas que se basan en la utilización de ítems que fueron diseñados para medir el mismo constructo y se correlacionan con el ítem a imputar. Sin embargo, por el tipo de análisis aplicado, no resulta conveniente imputar.

De los 48 tests EEDP disponibles, aplicados a niños entre 18 y 23 meses, se descartan:

- 8 por no pertenecer a la región de interés y/o no coincidir con datos del hogar
- 2 por no tener su respectiva encuesta a madres
- 1 por ser un registro duplicado.

Entonces se cuenta con un total de **37 casos** con test EEDP.

De las 402 aplicaciones del test TEPSI disponibles, para niños de 24 a 48 meses, se trabaja solamente con el 60 % ya que se descartan:

- 27 casos por no tener su correspondiente encuesta a madres
- 24 por no pertenecer a la muestra de hogares considerada y/o no coincidir con la información del hogar
- 110 por ser datos perdidos.

En resumen, la información de desarrollo psicomotor disponible refiere a **278 niños de 18 a 48 meses de edad**. Su distribución por sexo y edad se presenta en la figura 4.2, donde se observa que esta es muy similar a la de la muestra total. Estas distribuciones no son comparables con las poblacionales ya que el Censo de Población del INE no cuenta con la información de la edad en meses.

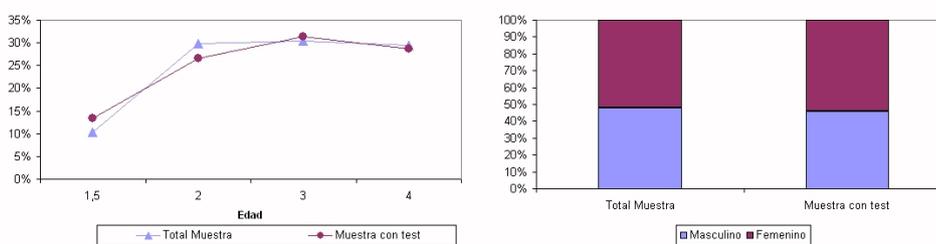


Figura 4.2: Distribuciones por sexo y edad. Niños de 1,5 a 4 años

# Estudio de las propiedades psicométricas del IPCG

---

EN este capítulo se describen los resultados encontrados en el estudio de las propiedades psicométricas del IPCG. Las metodologías empleadas se basan en las asociaciones existentes entre los ítems que componen el instrumento, las cuales se miden a través de coeficientes de correlación. Como ya fue mencionado el IPCG se compone de ítems binarios que definen la presencia de riesgo o no en el atributo que miden. Se consideran dos formas posibles de obtener la matriz de correlaciones entre ítems binarios:

1. Tomar los ítems como variables continuas y calcular su matriz de correlaciones de Pearson.
2. Suponer que los ítems evalúan un rasgo continuo que fue categorizado para su medición y calcular las correlaciones tetracóricas, las cuales estiman el coeficiente de correlación suponiendo que dicho continuo se distribuye Normal. Asumir esta postura implica centrar el análisis en las relaciones entre los supuestos continuos más que en los observables binarios, aunque la normalidad asumida no pueda verificarse empíricamente.

En las **secciones 5.1, 5.2 y 5.3** se presenta en base a la matriz de correlaciones tetracóricas: el estudio de consistencia interna del test, el análisis de los ítems y la determinación de una estructura factorial subyacente a los datos. A modo comparativo, en la **sección 5.4** se muestran los resultados obtenidos utilizando la matriz de correlaciones de Pearson. Los cálculos se realizan en el software estadístico *R*.

## 5.1. Consistencia interna

La consistencia interna de la prueba es medida con el coeficiente  $\alpha$  de Crombach estandarizado, basado en las correlaciones tetracóricas. Su valor es 0,778, sin embargo el promedio de las correlaciones entre los ítems es de sólo 0,08. Dado que el instrumento consta de 39 ítems, 17 que recogen información acerca de prácticas propiamente dichas que la madre o adulto utiliza en la crianza del niño, y 22 ítems que relevan creencias y percepciones del adulto entorno a las prácticas de crianza, se realiza una primera partición del instrumento que consta de un subtest de prácticas y otro de percepciones comprobándose que las distintas partes presentan mayor consistencia interna que el test completo.

El valor  $\alpha$  para el primer subtest se incrementa levemente respecto al test completo, junto con su correlación promedio, a pesar de la disminución de la cantidad de ítems. El decremento observado del  $\alpha$  para el subtest de percepciones se debe a la disminución en el número de ítems ya que la correlación promedio de este se ve aumentada respecto al test completo.

	$\alpha$	$\bar{\rho}$
IPCG	0,778	0,08
Subtest 1	0,780	0,17
Subtest 2	0,725	0,11

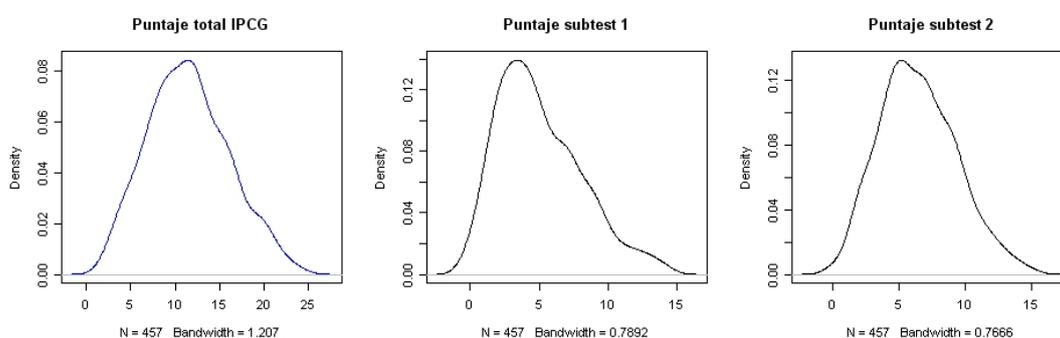
**Cuadro 5.1:**  $\alpha$  de Crombach y promedio de las correlaciones entre ítems

Previo a la realización del análisis de cada subtest se observa el comportamiento de los puntajes totales obtenidos. Estos son calculados como la suma de ítems, ya que no hay problema de no respuesta en la muestra considerada, por lo tanto los recorridos de esta variable para el test completo y los subtest 1 y 2 son  $[0, 1, \dots, 39]$ ,  $[0, \dots, 17]$  y  $[0, \dots, 22]$  respectivamente. Sus correspondientes densidades se muestran en la figura 5.1, donde se observa que no cumplen con el supuesto de ser realizaciones de variables aleatorias normales, hipótesis rechazada según el test de Shapiro. Además estas se concentran en la primer mitad del recorrido de las variables.

## 5. Estudio de las propiedades psicométricas del IPCG

---

	score	score1	score2
Min.	: 2.00	: 0.000	: 0.000
1st Qu.	: 8.00	: 3.000	: 4.000
Mediana	:11.00	: 4.000	: 6.000
Media	:11.51	: 5.042	: 6.464
3rd Qu.	:15.00	: 7.000	: 8.000
Max.	:24.00	:14.000	:15.000



**Figura 5.1:** Densidades de los puntajes del IPCG

En las secciones siguientes se describe en primer instancia el análisis del subtest de prácticas y posteriormente el análogo para el subtest de percepciones.

### 5.2. Primer subtest: prácticas

El subtest que releva prácticas que el adulto emplea en la crianza del niño se compone de 17 ítems. En primer lugar se analizan las frecuencias de los mismos, en sus modalidades de riesgo (1) y no riesgo (0) (ver anexo C.1). Se destaca que los ítems “para qué le sirve el juego a los niños” (A7R) y “con qué cosas lo deja jugar” (A8R) están concentrados en la modalidad no riesgo, con porcentajes mayores de 90% en esa categoría.

En segundo lugar se analiza la matriz de correlaciones tetracóricas entre ítems<sup>1</sup> (ver anexo C.2.1). Esta muestra que existen asociaciones altas entre: los ítems que refieren a la toma de decisiones y al apoyo en la crianza del hijo (B2AR, B2BR, B2CR, B2DR, B3R

---

<sup>1</sup>Calculada con la función *poly.mat* de la librería *polycor*.

y B9R) y entre los que refieren a motivación e interacción con el hijo y al efecto de las visitas de su padre o madre cuando este no vive en el hogar (A3R, A4R, A5R, A6R, A7R y B11R). En el ítem que releva “con qué cosas deja jugar al niño” (A8R) pocos casos presentan riesgo, correlacionándose negativamente con el resto de los ítems que miden la dimensión “juegos” y positivamente con el sexo del niño. Por otro lado, “donde duerme el niño” (A9R), “cuándo cree que su hijo será capaz de desear cosas distintas a las que usted desea” (B1R), “su hijo se sale con suya” (B8R) y SEXO, presentan correlaciones bajas con la mayoría de los ítems del subtest.

Interesa conocer como contribuye cada ítem a la consistencia interna del test, medida por el coeficiente  $\alpha$  de Crombach<sup>2</sup>. Un incremento del  $\alpha$  al no considerar un ítem, respecto al calculado con todos los ítems, indica que su inclusión en el test disminuye la consistencia interna. Lo inverso se concluye ante un decremento en el valor del  $\alpha$ . Del cuadro 5.2 se desprende que los ítems SEXO, “con qué cosas deja jugar al niño” (A8R), “donde duerme el niño” (A9R), “cuándo cree que su hijo será capaz de desear cosas distintas a las que usted desea” (B1R) y “su hijo se sale con suya” (B8R), son los que menos aportan a la consistencia interna del test, esto es esperable ya son los que menos correlacionan con el resto de los ítems del subtest. Además estos presentan las correlaciones biseriales más bajas con el puntaje total del subtest definido como la suma de los ítems.

	St Alpha	$r_{bis}$
SEXOR	0,79	0,28
A3R	0,76	0,59
A4R	0,76	0,61
A5R	0,76	0,56
A6R	0,76	0,54
A7R	0,77	0,41
A8R	0,80	0,18
A9R	0,79	0,30
B1R	0,79	0,32
B2AR	0,75	0,81
B2BR	0,75	0,79
B2CR	0,75	0,75
B2DR	0,76	0,72
B3R	0,75	0,70
B8R	0,79	0,23
B9R	0,78	0,41
B11R	0,77	0,40

Standardized alpha = 0.7805

**Cuadro 5.2:** Influencia de los ítems en la consistencia interna

La determinación de la estructura factorial de este subtest se desarrolla en varias etapas. En primer lugar, se utiliza el criterio de la estructura más simple (VSS)<sup>3</sup> para

<sup>2</sup>La función *reliability* disponible en la librería *Rcmdr* calcula el  $\alpha$  del test completo y adicionalmente recalcula dicho valor cuando cada uno de los ítems es quitado.

<sup>3</sup>Aplicando la sentencia *VSS* de la librería *psych*.

determinar el número de factores que optimice el ajuste a los datos. Para un nivel de complejidad uno, un modelo con dos factores alcanza un ajuste de 0,78 (ver anexo C.2.2).

Asumiendo la distribución Normal de los rasgos que pretenden medir los ítems, se aplica un análisis factorial de máxima verosimilitud (MV). Se estiman modelos por un procedimiento secuencial comenzando por dos factores, pero el algoritmo no converge a una solución en todos los casos.

Como alternativa ante la no convergencia del MV se utiliza el método del factor principal (FP)<sup>4</sup>. Se estima un modelo de dos factores, los resultados (ver anexo C.2.2) son consistentes con lo que surge del análisis previo de los ítems, esto es, los que presentan pesos bajos en los factores (SEXO, A8R, A9R, B1R y B8R) son aquellos que covarían pobremente con el resto de los ítems y que por lo tanto su inclusión decrementa el valor del coeficiente  $\alpha$ . Se debe observar que en esta solución la comunalidad de la variable “quien toma las decisiones en relación al hijo respecto a educación” (B2AR) excede el valor uno, esta situación es conocida como caso Heywood y no es aceptable ya que implica una estimación de signo negativo de la varianza específica de dicha variable.

Aumentando la cantidad de factores extraídos, se obtiene que los incrementos marginales en la covarianza explicada no superan el 5%. Además siguen teniendo comunalidades pequeñas los ítems que quedan mal representados por el modelo de dos factores.

Se implementa el método de cluster jerárquico para agrupar ítems<sup>5</sup> y se obtienen tres grupos como resultado (ver anexo C.2.3): el primero definido por los ítems que en todas las instancias anteriores se demuestra que no miden un rasgo homogéneo dentro de la

---

<sup>4</sup>Métodos de estimación basados en mínimos cuadrados generalizados son recomendados como intermedios entre MV y FP, en el sentido de que su implementación es más sencilla que MV y llega a estimaciones con propiedades similares [7] [19].

La estimación por MV se realiza mediante la sentencia *factanal*, y por FP mediante *factor.pa*, ambas disponibles en la librería *psych*.

<sup>5</sup>Se utiliza la función *ICLUST* de la librería *psych*.

escala (SEXO, A8R, A9R, B1R y B8R), el grado de consistencia interna de este grupo de ítems, calculada como la correlación promedio de todas las posibles mitades del test ( $\alpha^*$ ), es de sólo 0.36 ; el segundo está constituido por los ítems que miden la toma de decisiones y apoyo en la crianza (B2AR, B2BR, B2CR, B2DR, B3R y B9R) y su consistencia interna es de 0,92; en el tercero se agruparon los ítems que refieren a los juegos e interacción con el niño (A3R, A4R, A6R, A5R, A7R y B11R) computando un grado de consistencia interna de 0,88.

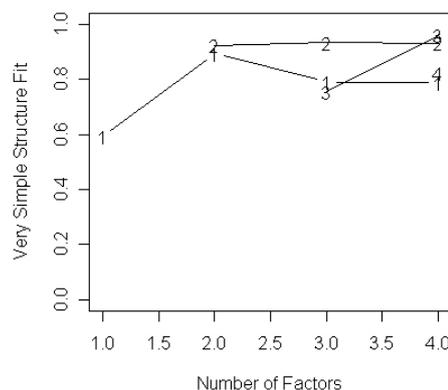
En resumen, el algoritmo de cluster jerárquico encuentra dos factores de grupo bastante homogéneos y une en otro grupo aquellos ítems que no demuestran precisión en la medición del rasgo y que producen “ruido” en el ajuste factorial. Este último grupo está compuesto por los siguientes ítems:

- “Sexo”, que es la única característica propia del niño que se considera en esta aplicación del instrumento.
- “Con qué cosas lo deja jugar” (A8R), se correlaciona negativamente con los otros ítems que relevan el riesgo en el juego.
- “Donde duerme el niño” (A9R), es el único ítem que evalúa la privacidad del niño al dormir, y presenta correlaciones bajas con todos los ítems del subtest.
- “Cuando cree que su hijo será capaz de desear cosas distintas a las que usted desea” (B1R), es el único ítem sobre la dimensión de autonomía, las correlaciones con los restantes ítems son muy bajas, siendo las más alta 0.30 con el ítem “con qué cosas lo deja jugar” (A8R).
- “Su hijo se sale con la suya” (B8R), presenta correlaciones muy bajas con todos los ítems del subtest y es el único que pretende medir la capacidad de negociación con el niño.

De lo anterior se concluye que estos tienen en común bajas correlaciones con los restantes ítems del subtest, una posible explicación es que dichos ítems pretenden medir

rasgos por sí solos, se necesitaría alargar el subtest con preguntas que releven el mismo rasgo para aumentar la fiabilidad y la precisión en la medición. Estos resultados son consistentes en todas las etapas del análisis, por este motivo se decide quitarlos del subtest y repetir el procedimiento para determinar la estructura subyacente a los restantes 12 ítems.

En la figura 5.2 se confirma según el criterio VSS que para el subtest de 12 ítems se necesita un modelo de 2 factores, ya que este alcanza un ajuste de 89% dada una estructura de complejidad uno.



Se estima el modelo por MV y al igual que el subtest completo la estimación no converge, por lo tanto se procede a estimar por FP obteniéndose los siguientes resultados:

**Figura 5.2:** VSS del subtest 1 depurado

- La covarianza explicada mediante dos factores equivale a un 67%
- La mayoría de los ítems quedan bien representados en este modelo con comunales mayores a 0.50, salvo los ítems “cuánta ayuda cree usted que recibe para la crianza de su hijo” (B9R) y “el efecto sobre el niño de las visitas del padre/madre que no vive en el hogar” (B11R), cuyas varianzas comunes son de 0.08 y 0.19 respectivamente.
- Se reitera la aparición de un caso Heywood en la estimación correspondiente al ítem “quién toma las decisiones sobre el niño respecto a educación” (B2AR), el cual computa una comunalidad de 1.02. Una opción para determinar la causa de este caso, como se planteó en la sección 3.4.1 es calcular un intervalo de confianza para la varianza específica y comprobar si este contiene el valor 0, esto podría implementarse utilizando técnicas de remuestreo dado que se desconoce la distribución del estimador de dicha varianza. Sin implementar lo dicho anteriormente de todas

formas se puede concluir que la causa es un error de muestreo: la estimación de la unicidad es negativa pero muy cercana a 0, esto puede explicarse por la existencia de correlaciones próximas a uno con el resto de los ítems que relevan la toma de decisiones (B2BR, B2CR y B2DR) y estos últimos correlacionan alto con los factores extraídos, por lo tanto se puede deducir que los factores están explicando toda la variabilidad del ítem y este no tiene varianza específica en el modelo. Además se comprueba que este caso Heywood no distorsiona los resultados del modelo, ya que si se quita del análisis se llega a los mismas estimaciones de la matriz de cargas para los restantes ítems.

Para finalizar se realiza un análisis de clusters de ítems del cual resultan 2 grupos que coinciden con los agrupamientos 2 y 3 obtenidos considerando los 17 ítems del subtest. La figura 5.3 muestra los resultados en los indicadores  $\alpha^*$  y  $\beta$  en cada unión, se observa que los ítems que evalúan la toma de decisiones (B2AR, B2BR, B2CR, B2DR y B3R) son los primeros en agruparse y los indicadores de dicho compuesto son altos ( $\alpha^*=0.97$  y  $\beta=0.89$ ), en la última iteración del algoritmo se une a este grupo la variable “cuánta ayuda cree usted que recibe para la crianza de su hijo” (B9R), si bien esto deteriora los indicadores de parada, la consistencia interna del nuevo grupo no deja ser alta 0.92. Respecto al segundo cluster, los ítems que refieren a la comunicación e interacción (A3R, A4R, A5R, A6R y A6R) se unen computando valores altos en los indicadores ( $\alpha^*=0.9$  y  $\beta=0.78$ ), el último ítem en unirse a este grupo es “efecto sobre el niño de las visitas de padre/madre que no vive en el hogar” (B11R) y el nivel  $\alpha^*$  de consistencia resultante es 0.88. Los  $\alpha$  de Crombach estandarizados calculados para cada grupo coinciden con los  $\alpha^*$ .

Para una interpretación más simple la solución inicial obtenida estimando un modelo de dos factores con el subtest depurado, se rota conservando la ortogonalidad por el método varimax. En los factores rotados se observan claramente los vínculos planteados en las etapas precedentes que coinciden con el resultado del análisis de clusters. La solución rotada distribuye un poco mejor la proporción de varianza explicada por factor, incrementando las saturaciones altas y atenuando las pequeñas, de esto se obtiene que la variabilidad explicada para los factores 1 y 2 pasa de ser 0.40 y 0.27 en la solución inicial

a 0.38 y 0.29 en la solución rotada.

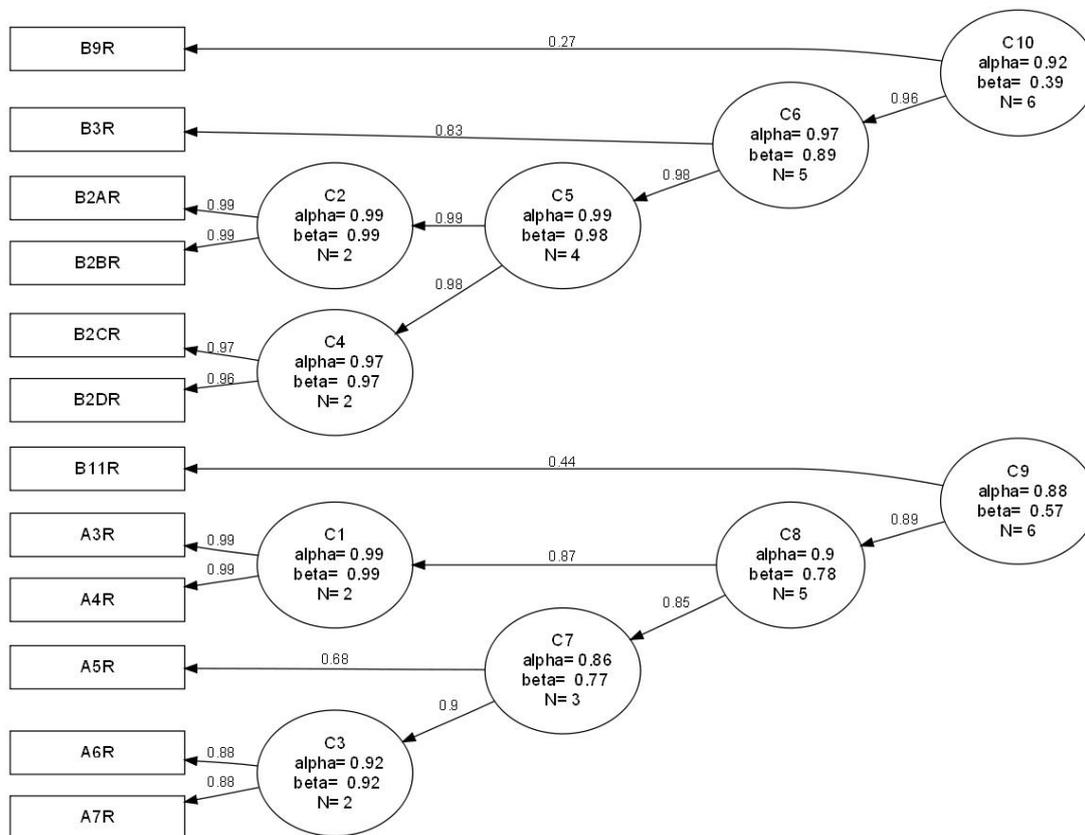


Figura 5.3: Cluster subtest 1 depurado

En conclusión, el subtest de prácticas queda reducido a un conjunto de 12 ítems los cuales miden homogéneamente dos rasgos latentes o constructos, definidos por los ítems que tienen mayor peso en el factor. Un primer constructo se define como la responsabilidad parental sobre el niño, evalúa cómo es la participación de los padres en la toma de decisiones respecto a su hijo y el apoyo con el que cuentan, su nivel de consistencia interna es 0.92. El segundo rasgo subyacente refiere a la comunicación y motivación que recibe el niño en su entorno familiar a través de juegos, cuentos y el vínculo con el padre/madre que no vive en el hogar, su consistencia interna es igual a 0.87.

		solución inicial			solución rotada		
		Cluster	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2	comunalidad
<b>1º rasgo:</b> <b>Responsabilidad</b> <b>parental</b> ( $\alpha=0.92$ )	B2AR	1	0,97	-0,29	1,01	0,06	1,02
	B2BR	1	0,93	-0,31	0,98	0,03	0,97
	B2CR	1	0,9	-0,34	0,96	-0,01	0,93
	B2DR	1	0,88	-0,36	0,95	-0,03	0,91
	B3R	1	0,82	-0,12	0,81	0,18	0,68
	B9R	1	0,28	0,06	0,24	0,16	0,08
<b>2º rasgo:</b> <b>Comunicación e</b> <b>interacción</b> ( $\alpha=0.87$ )	A3R	2	0,31	0,81	0,01	0,87	0,75
	A4R	2	0,33	0,77	0,04	0,83	0,7
	A5R	2	0,44	0,63	0,19	0,74	0,59
	A6R	2	0,33	0,8	0,03	0,87	0,75
	A7R	2	0,23	0,66	-0,02	0,7	0,49
	B11R	2	0,23	0,37	0,08	0,43	0,19
% varianza explicada			39,6 %	27,5 %	38,0 %	29,1 %	<b>67,2 %</b>

Cuadro 5.3: Resumen de resultados para el subtest 1 depurado

### 5.3. Segundo subtest: percepciones

El subtest que pretende evaluar actitudes y percepciones del adulto respecto a las pautas de crianza está compuesto por 22 ítems, cuyas frecuencias se muestran en el anexo C.1, donde se destaca que los ítems “estar con otros niños les ayuda a crecer mejor” (C4R), “querer más a un hijo es dejarlo hacer cualquier cosa” (C11R) y “para que aprendan a obedecer debe saber lo que debe hacer y que no” (C21R), se concentran en la modalidad no riesgo.

Este subtest computa un  $\alpha$  de Crombach estandarizado de 0.725 y la correlación promedio entre ítems es 0.11, este valor dá un primer indicio de que el subtest puede estar midiendo más de un rasgo. Del cuadro 5.4 se desprende que el  $\alpha$  del subtest se ve levemente disminuído al incluir los ítems: “los caprichos de los niños sacan de las casillas y se termina pegándoles y gritándoles” (C5R), “a los hijos una buena paliza de vez en cuando les hace bien” (C16R), “para que se les vayan las rabietas hay que esperar que se tranquilizen sin prestarles mucha atención” (C17R), “es mejor hablarles de como nacen los bebes cuando ya están en la escuela” (C18R) y “los niños comen mejor cuando se les tiene paciencia y se les da algo para jugar” (C20R). Las correlaciones biserials entre los ítems y el puntaje total del test (calculado como la suma de ítems) se encuentran en un rango de 0.21 a 0.60, como es de esperar las más bajas corresponden a los ítems que decrementan la consistencia interna del test.

	Std.Alpha	$r_{bis}$
C1R	0,70	0,60
C2R	0,70	0,53
C3R	0,71	0,45
C4R	0,71	0,46
C5R	0,73	0,33
C6R	0,70	0,53
C7R	0,71	0,41
C8R	0,71	0,39
C9R	0,71	0,51
C10R	0,71	0,50
C11R	0,71	0,43
C12R	0,70	0,51
C13R	0,72	0,39
C14R	0,72	0,39
C15R	0,71	0,54
C16R	0,73	0,41
C17R	0,73	0,21
C18R	0,74	0,24
C19R	0,73	0,39
C20R	0,72	0,29
C21R	0,72	0,37
C22R	0,72	0,46

Standardized alpha = 0.7248

**Cuadro 5.4:** *Influencia de los ítems en la consistencia interna*

Para estudiar la asociación entre pares de ítems se analiza la matriz de correlaciones tetracóricas (ver anexo C.3.1). Si bien existen correlaciones relativamente altas, de hasta 0.70, no se identifica claramente una estructura, esto es, dado un ítems que

correlaciona altamente con un grupo de ellos y bajo con el resto, no se visualiza intercorrelaciones altas dentro de ese grupo. En este subtest se aprecia una estructura más compleja que en el primero.

Con el criterio VSS se eligen 3 factores para la representación de las relaciones entre ítems. Se observa en la figura 5.4 que dada una estructura de complejidad uno el ajuste a los datos logrado es máximo y vale 0.59.

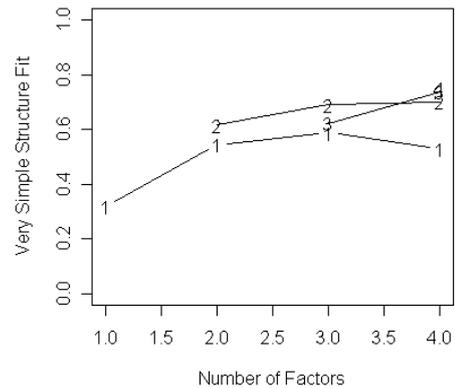


Figura 5.4: VSS del subtest 2

La estimación del modelo por MV tampoco converge en este caso. Estimando en el modelo con 3 factores por el método de FP se encuentran los siguientes resultados:

- Tres factores explican un 35 % de la covarianza de la muestra.
- Los ítems “para que los niños coman hay que darles de comer a cualquier hora” (C13R), “si no les gusta la comida hay que obligarlos a que la coman ”(C14R), “es mejor hablarles de como nacen los bebes cuando ya están en la escuela” (C18R) y “dejar los niños frente a la TV es una solución para las mamás cuando están ocupadas” (C22R), son los que quedan peor explicados por este modelo, presentando comunalidades menores a 0.15. Se prueba excluir estos ítems del modelo, así como también quitar aquellos que disminuyen los indicadores de consistencia interna, dichas alternativas no producen mejoras ni cambios sustanciales en los resultados, esto es, la estructura factorial no cambia si no se incluyen y la ganancia en covarianza explicada aumenta sólo 4 puntos porcentuales.
- Para el resto de los ítems las comunalidades se encuentran en un rango de valores de 0.24 a 0.71.

Por último se implementa la metodología de cluters jerárquico para formar grupos de ítems que midan homogéneamente un rasgo. Como resultado se obtienen 3 grupos:

## 5. Estudio de las propiedades psicométricas del IPCG

---

El primero está formado por 6 ítems que refieren al aprendizaje de los niños, incluyendo las enseñanzas machistas, estos son:

- “para lo único que les sirve a los niños estar con otros niños es para aprender a pelear” (C1R)
- “si el niño todavía no habla es imposible saber lo que quiere” (C2R)
- “el niño necesita que el adulto haga algo por él para que se duerma tiene mañas” (C6R)
- “a los varones hay que educarlos para que sepan mandar en su casa” (C9R)
- “querer más a un hijo es dejarlo hacer cualquier cosa” (C11R)
- “a los varones hay que enseñarles cuidarse por sí mismos y a las niñas las tiene que cuidar uno” (C12R)
- “para que los niños coman hay que darles de comer a cualquier hora” (C13R)
- “a las niñas hay que enseñarles que el lugar de la mujer es en la casa” (C15R)
- “es mejor hablarles sobre como nacen los bebés cuando ya están en la escuela” (C18R)

y tienen en común que el acuerdo con la frase que plantean implica riesgo en el rasgo.

El segundo se forma por ítems que también relevan actitudes respecto al aprendizaje de los niños y a la comunicación pero se diferencia con el primero en que estos se plantean por el lado positivo, es decir, el acuerdo con la frase implica no riesgo en el rasgo, estos son:

- “si un niño pregunta como nacen los bebés, hay que decirles la verdad” (C3R)
- “estar con otros niños los ayuda a crecer mejor” (C4R)
- “los bebés que tocan todo no son malcriados, están aprendiendo” (C7R)
- “para que aprendan a comer solos hay que dejarlos ensuciarse y jugar con la cuchara” (C8R)
- “para que se les vayan las rabietas hay que esperar que se tranquilizen sin prestarle mucha atención” (C17R)
- “los niños comen mejor cuando se les tiene paciencia y se les da algo para jugar” (C20R)
- “para que aprenda a obedecer, debe saber que puede hacer y que no” (C21R)

Y el tercero se forma por 5 ítems que plantean prácticas punitivas en la crianza:

- “los caprichos de los niños sacan de las casillas y se termina gritándoles o pegándoles” (C5R)
- “a veces, para que entiendan, no hay más remedios que pegarles” (C10R)

- “si no les gusta la comida, hay que obligarlos a que la coman” (C14R)
- “a los hijos una buena paliza de vez en cuando les hace bien” (C16R)
- “para que se les vayan las mañas hay que dejarlos llorar hasta que se cansen” (C19R)
- “dejar los niños frente a la TV es una solución para las mamás cuando están ocupadas”(C22R)

La consistencia interna, medida por el  $\alpha$  de Crombach, en los grupos es de 0.75, 0.8 y 0.65 respectivamente y es equivalente al medirse con el  $\alpha^*$ . En la figura 5.5 se muestran los pasos en que se fueron formando los grupos.

Como se muestra en el cuadro (5.5) la estructura factorial que se determina por el método de factor principal coincide totalmente con el resultado de los clusters. En las columnas 5, 6 y 7 del mismo cuadro se presenta la solución rotada de los factores por el método varimax, se observa que prácticamente no se modifican los pesos de los ítems respecto a la solución inicial. Por lo tanto se opta por una estructura de tres factores determinada por el subtest 2 completo.

Se concluye que el subtest de percepciones mide tres constructos con niveles de consistencia interna de 0.65, 0.82 y 0.75 . El primer rasgo, que se corresponde con el factor 2, se asocia con percepciones y actitudes respecto al aprendizaje de los niños, incluyendo actitudes machistas y permisivas. El segundo rasgo (factor 1) también refiere a percepciones acerca del aprendizaje de los niños. Se destaca que si bien ambos factores definen actitudes respecto al aprendizaje en términos más generales, se distinguen por la forma en que se plantean los ítems que los definen, el primer rasgo se asocia con ítems donde el acuerdo con la afirmación implica riesgo, mientras que en el segundo sucede lo contrario. Esto pone de manifiesto que la formulación del ítem infuye en la respuesta. Por otra parte, el tercer constructo (factor 3) queda determinado por los ítems que refieren a prácticas punitivas.

5. Estudio de las propiedades psicométricas del IPCG

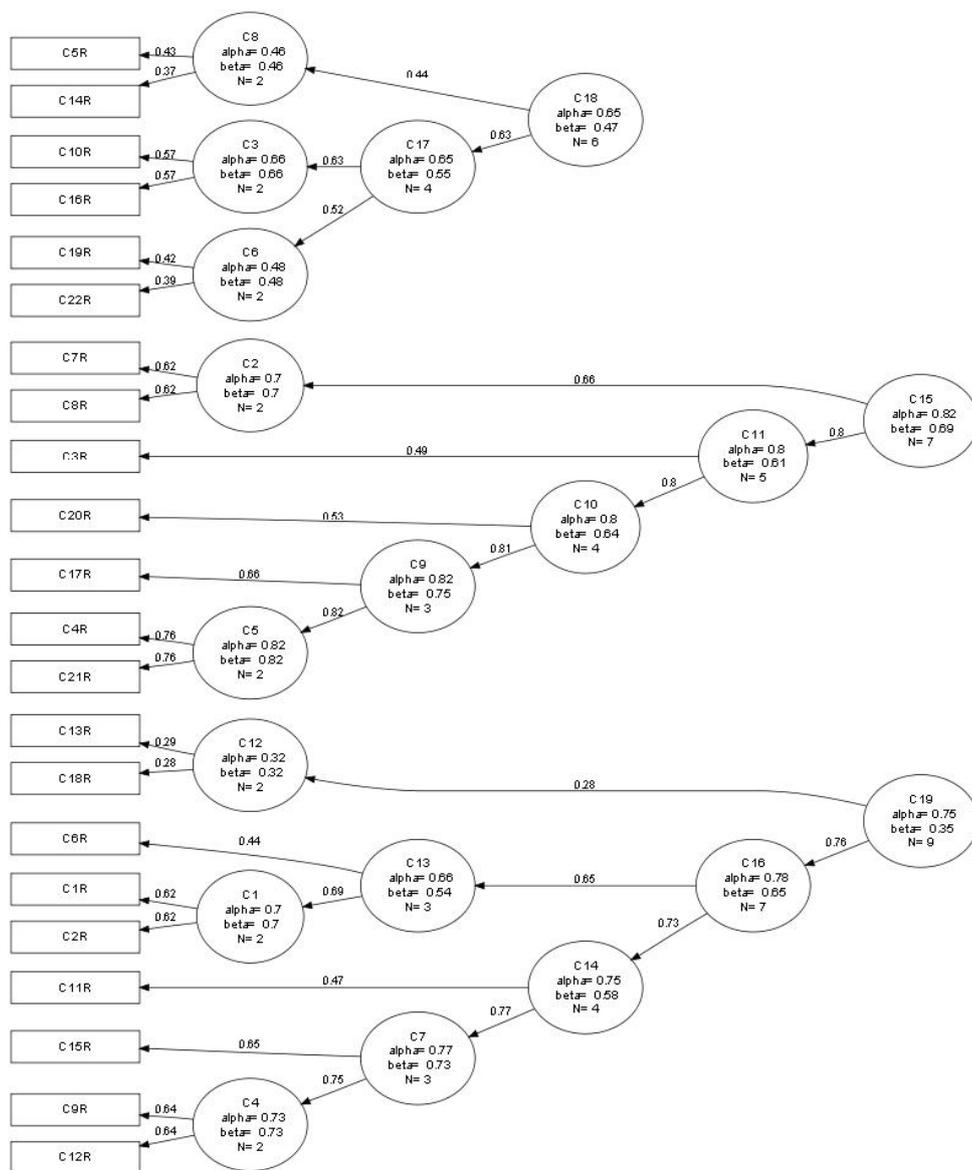


Figura 5.5: Cluster subtest 2

#### 5.4. Análisis basado en las correlaciones de Pearson

	Clusters	solución inicial			solución rotada			comunalidad	
		Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 1	Factor 2	Factor 3		
<b>1<sup>o</sup> rasgo:</b>	C13R	1	0,08	0,28	-0,02	0	0,27	0,1	0,0852
<b>Aprendizaje (incluye</b>	C15R	1	0,11	0,64	-0,26	-0,13	0,69	0,06	0,4893
<b>prácticas machistas)</b>	C2R	1	0,15	0,58	0,01	0,01	0,54	0,26	0,359
<b>planteado</b>	C9R	1	0,18	0,59	-0,32	-0,08	0,69	-0,03	0,4829
<b>de forma negativa</b>	C6R	1	0,23	0,43	0,03	0,12	0,43	0,19	0,2387
	C11R	1	0,25	0,39	-0,19	0,08	0,5	-0,02	0,2507
( $\alpha=0,75$ )	C12R	1	0,27	0,5	-0,3	0,04	0,64	-0,07	0,4129
	C1R	1	0,3	0,59	0,1	0,16	0,57	0,31	0,4481
	C18R	2	-0,19	0,21	-0,2	-0,12	-0,01	0,48	0,1202
<b>2<sup>o</sup> rasgo:</b>	C3R	2	0,51	0,15	-0,11	0,4	0,35	-0,1	0,2947
<b>Aprendizaje</b>	C7R	2	0,51	0,03	0,03	0,47	0,19	-0,04	0,2619
<b>planteado</b>	C20R	2	0,51	-0,24	0,31	0,62	-0,15	0,08	0,4138
<b>de forma positiva</b>	C17R	2	0,64	-0,33	-0,06	0,65	-0,03	-0,31	0,5221
	C8R	2	0,65	-0,09	-0,01	0,62	0,15	-0,16	0,4307
( $\alpha=0,82$ )	C21R	2	0,71	-0,19	0,22	0,76	0	-0,01	0,5886
	C4R	2	0,8	-0,14	0,21	0,84	0,08	-0,01	0,7037
<b>3<sup>o</sup> rasgo:</b>	C19R	3	-0,25	0,41	0,29	-0,24	0,15	0,48	0,3147
<b>Prácticas punitivas</b>	C5R	3	-0,19	0,25	0,38	-0,09	-0,02	0,63	0,243
	C16R	3	-0,19	0,3	0,53	-0,29	0,19	-0,05	0,407
( $\alpha=0,64$ )	C10R	3	-0,03	0,34	0,57	0,06	0,05	0,66	0,4414
	C22R	3	0,01	0,36	0,14	-0,03	0,26	0,29	0,1493
	C14R	3	0,02	0,24	0,28	0,05	0,1	0,35	0,1364
% de varianza explicada			14,9 %	13,8 %	6,8 %	14,1 %	12,9 %	8,5 %	35,4 %

**Cuadro 5.5:** Resumen de resultados para el subtest 2

## 5.4. Análisis basado en las correlaciones de Pearson

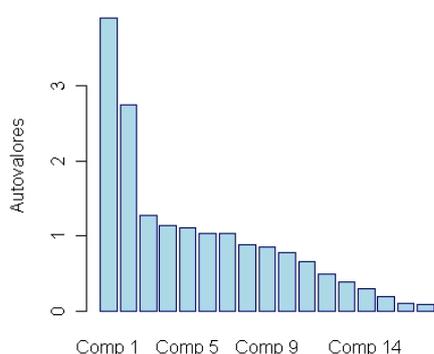
En la presente sección se comparan los resultados obtenidos utilizando como insumo del análisis factorial la matriz de correlaciones de Pearson, con los obtenidos al utilizar la matriz de correlaciones tetracóricas. Ambas matrices muestran los mismos vínculos entre ítems y difieren en que la matriz de correlaciones tetracóricas presenta mayores magnitudes.

Como primera aproximación a la estructura factorial de cada subtest se realiza un análisis de componentes principales (ACP), luego se implementan las técnicas de análisis factorial utilizadas anteriormente y se confirma que los resultados al utilizar ambas

matrices de correlación son análogos.

### 5.4.1. Primer subtest: prácticas

Se aplica ACP sobre la matriz de correlaciones de Pearson, en la figura 5.6 se observa que los dos primeros componentes son los que explican la mayor proporción de la

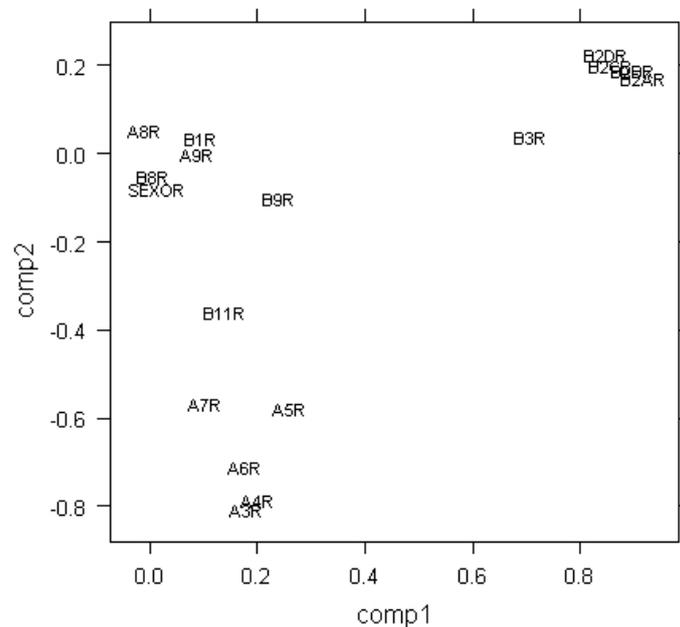


**Figura 5.6:** Importancia de los componentes. Subtest 1.

variabilidad de la muestra, entre ambos acumulan un 0,39. La figura 5.7 muestra la proyección de las variables en el plano que forman dichos componentes, de allí se desprende que el grupo que se decide quitar del subtest en la sección 5.2 (SEXO, A8R, A9R, B1R y B8R) esta mal representado proyectándose en el bari-centro del plano (ver anexo C.2.4). Por otro lado se observa que el primer eje no discrimina las variables, todas toman valores positivos en este, mientras que el segundo separa dos grupos de variables, el primero formado por lo ítems que miden la toma de decisiones y apoyo en la crianza (B2AR, B2BR, B2CR, B2DR y B3R), y el segundo por aquellos que relevan la comunicación e interacción con el niño (A3R, A4R, A5R, A6R, A7R, B9R, B11R). Se observa que el ítem “cuando ambos padres toman las decisiones, se ponen de acuerdo” (B3R) y “cuánta ayuda cree usted que recibe para la crianza de su hijo” (B9R), tienen coordenadas cercanas a cero en el segundo componente. Estos resultados son consistentes con los de la sección 5.2.

El análisis factorial exploratorio se realiza por el método FP ya que este no necesita asumir una forma conocida de la distribución. Este se complementa con la técnica de cluster jerárquico. Los resultados obtenidos (ver anexo C.2.4) son los siguientes:

- El criterio VSS, para un nivel de complejidad uno, también optimiza la solución con 2 factores, alcanzando un ajuste menor, igual a 0,68.
- Estimando el modelo por el método del FP, con 2 factores se obtiene que la varianza



**Figura 5.7:** Proyección de las variables del subtest 1 en el plano principal

explicada en este caso es menor (0,34). Aunque se definen los mismos factores de grupo las comunalidades son un poco más bajas, manteniéndose el mismo grupo de ítems mal representado por el modelo (SEXO, A8R, A9R, B1R y B8R).

- Aplicando cluster jerárquico se vuelven a obtener 3 grupos formados por los mismos ítems. Dos grupos que presentan consistencia interna alta (0,75 y 0,86) y un tercero que agrupa nuevamente a los ítems que presentan bajas comunalidades en el análisis factorial, siendo su consistencia interna de sólo 0,21. En forma análoga se quita este grupo de ítems que producen “ruido” en el ajuste factorial y se repite el procedimiento con los restantes 12 ítems del subtest.
- Con el subtest depurado, una estructura de 2 factores alcanza un ajuste de 0.81 para un nivel de complejidad 1, luego de reestimar el modelo con dos factores se confirma que los ítems quitados no estaban contribuyendo en la determinación de los factores ya que las comunalidades de las variables restantes es igual el modelo estimado con 12 y con los 17 ítems del subtest.

En conclusión se confirma que al tomar como medida de asociación entre ítems la

correlación de Pearson o la correlación tetracórica se llega a la misma estructura factorial del subtest. La diferencia se presenta en la magnitud de los componentes de las matriz de cargas y en los indicadores de precisión, dado que las correlaciones tetracóricas son mayores que las de Pearson, estos son mayores cuando se trabaja con los coeficientes de correlación tetracórica.

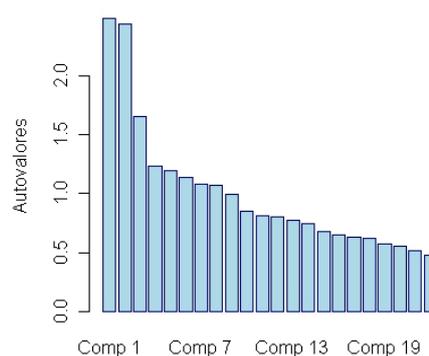
### 5.4.2. Segundo subtest: percepciones

En primera instancia se realiza un ACP con los 22 ítems, como muestra la figura 5.8, 3 componentes resumen la mayor proporción de la variabilidad de la muestra. Analizando los resultados (ver anexo C.3.2) es posible

determinar una estructura de grupos que se corresponde con estos 3 componente. Observando con que componente correlaciona más cada ítem, y por lo tanto en que componente cada ítem está mejor representado, se obtiene que: los ítems que refieren al aprendizaje de los niños, enseñanzas machistas, preguntados por la por la negativa (el acuerdo con la frase implica riesgo en el rasgo) se asocian con signo negativo con el primer componente; los ítems que relevan actitudes respecto al aprendizaje de los niños y a la comunicación y son planteados por la positiva (el acuerdo con la frase im-

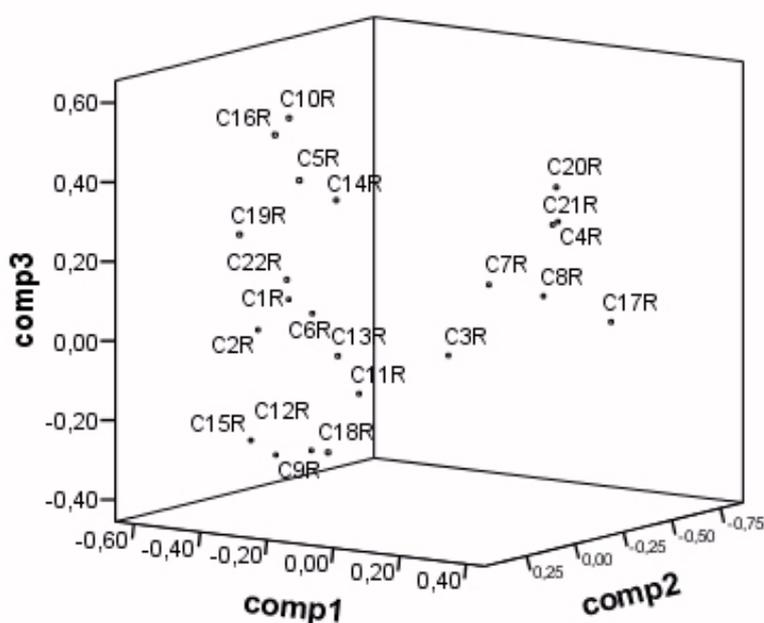
plica no riesgo en el rasgo), se asocian con signo negativo con el segundo componente; y los ítems que relevan prácticas punitivas en la crianza se asocian con signo positivo con el tercer componente, mientras que el ítem “es mejor hablarles de como nacen los bebés cuando ya están en la escuela” (C18R), lo hace en forma negativa.

Se confirma una estructura similar a la encontrada anteriormente, que difiere en que los ítems “ para que se les vayan las mañas hay que dejarlos llorar hasta que se cansen” (C19R) y “dejar los niños frente a la TV es una solución para cuando las madres están cansadas” (C22R) según el ACP se ubican en el grupo de aprendizaje con ítems pregunta-



**Figura 5.8:** Importancia de los componentes. Subtest 2.

dos por la negativa y según el análisis anterior pertenecen al grupos de prácticas punitivas, sin embargo esta agrupación continua siendo coherente con la definición de los grupos; el ítem “es mejor hablarles de como nacen lo bebés cuando ya están en la escuela” (C18R) si bien presenta mayor peso en el componente 3, como se mencionó en el párrafo anterior, tiene coordenadas negativas en este, por lo tanto dicho eje discrimina a este ítem de los que forman el grupo de prácticas punitivas. Sin embargo observando la proyección de las variables en los componentes en la figura 5.9, se deduce que de acuerdo a las proximidades entre variables, es posible determinar tres grupos de ítems que se corresponden exactamente con los encontrados en la sección 5.3.



**Figura 5.9:** Proyección de las variables del subtest 2 en el espacio formado por los 3 componentes

A continuación se presentan un breve resumen de los resultados del análisis factorial (ver anexo C.3.2)

- Se confirma que 3 factores optimizan el ajuste para un nivel de complejidad 1, en este caso es de sólo 0.39.
- El modelo de 3 factores estimando por FP explica el 19.5 % de la covarianza. Los ítems “querer más a un hijo es dejarlo hacer cualquier cosa” (C11R), “para que los

niños coman hay que darles de comer a cualquier hora” (C13R), “si no les gusta la comida hay que obligarlos a que coman” (C14R), “es mejor hablarles de como nacen los bebés cuando ya están en la escuela” (C18R), “dejar los niños frente a la TV es una solución para las mamás cuando están ocupadas” (C22R), son los que peor explica el modelo, sus comunalidades no superan el valor 0.10, para el resto de las variables las estimaciones de las comunalidades se encuentran en un rango de 0.13 a 0.38. La definición de los factores obtenidos según los pesos de los ítems en ellos también coincide con el análisis basado en las correlaciones tetracóricas.

- Al realizar el análisis de clusters se llega a una estructura de 3 grupos que coincide con la que surge del modelo antedicho, los niveles de consistencia interna para estos grupos son 0.62, 0.60 y 0.52.

Por lo tanto, para el subtest 2 también se confirma que utilizando las distintas matrices de correlación propuestas como alternativas, se obtienen resultados equivalentes en términos de estructura factorial, la diferencia está en que las estimaciones en base a la matriz de correlaciones tetracóricas son siempre mayores que las obtenidas al utilizar la de Pearson.

## 5.5. Resumen

El IPCG se compone de ítems binarios que evalúan riesgo o no riesgo, como el estudio de sus propiedades psicométricas se basa básicamente en las asociaciones entre ítems es importante definir como estimarlas. En el presente trabajo dichas asociaciones se miden por la matriz de correlaciones tetracóricas, por esto los resultados deben ser interpretados como si se trabajara con el rasgo continuo normal que pretende medir el ítem dicotomizado. Al analizar la consistencia interna de este instrumento se considera conveniente dividirlo en dos partes para su estudio.

Del análisis factorial resulta que el subtest 1 no presenta unidimensionalidad, sino que se encontraron dos grupos de ítems que miden homogéneamente distintos rasgos, esto se obtiene al quitar 5 ítems del subtest los cuales no se correlacionan suficientemente con el

resto como para medir de forma fiable el rasgo.

El primer rasgo subyacente es la toma de decisiones y apoyo en la crianza del niño, el segundo refiere a los juegos e interacción con el niño.

En el segundo subtest se encuentra una estructura factorial más compleja que en el primero, ya que determinando 3 factores en general los ítems presentan pesos altos en más de uno. Sin embargo, bajo un criterio de estructura simple, se logran identificar grupos de ítems que definen los siguientes rasgos: dos que refieren a actitudes respecto al aprendizaje del niño y que se distinguen entre sí por la forma en que se plantean los ítems que los definen: en uno el riesgo en las pautas de crianza es el acuerdo con la frase y en el otro el desacuerdo; y un tercer rasgo son las prácticas punitivas en la crianza del niño.

Finalmente se comparan dichos resultados con los obtenidos al utilizar las correlaciones de Pearson como medida de asociación entre ítems. Se concluye que las dos matrices de correlaciones definen la misma estructura factorial, con la distinción de que las estimaciones obtenidas en base a las correlaciones tetracóricas son siempre mayores.

# Estudio de las asociaciones entre el IPCG y otros factores de riesgo en el desarrollo psicomotor

---

EL IPCG tiene como objeto indagar en los fenómenos psicosociales que afectan el desarrollo psicomotor de los niños entre 0 y 5 años de edad que viven en situación de pobreza. Por este motivo en la sección 6.1 se estudian las asociaciones existentes entre los resultados del IPCG y los test de desarrollo psicomotor para esta muestra en particular. Posteriormente, en la sección 6.2, se estudian las asociaciones entre el IPCG y otros factores de riesgo en el desarrollo de los niños.

Para este análisis el cálculo del puntaje del IPCG se basa en el instrumento depurado, que consta de 34 ítems, resultante del análisis presentado en el capítulo anterior.

## 6.1. IPCG y desarrollo psicomotor

Como se planteó en la sección 4.3 luego de depurar los datos se cuenta con 37 aplicaciones del test EEDP a niños entre 18 y 23 meses y 241 del test TEPSI a niños entre 24 y 48 meses de edad. Esto hace un total de 278 tests de desarrollo psicomotor que equivalen al 43,3% de las aplicaciones del IPCG realizadas a niños de 1 a 4 años de edad que viven en las

	N	%
<b>Normal</b>	160	57,6
<b>Riesgo</b>	77	27,7
<b>Retraso</b>	41	14,7
<b>Total</b>	278	100

**Cuadro 6.1:** Resultados de los Test de Desarrollo Psicomotor

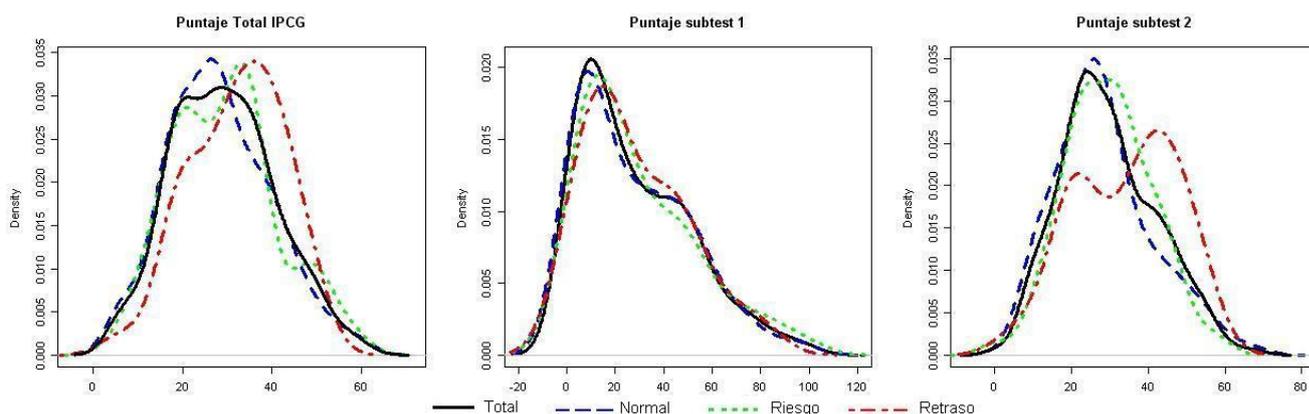
zonas de intervención de Infamilia en el área metropolitana. Los resultados en los tests de desarrollo psicomotor para este grupo de niños se presentan en el cuadro 6.1, donde se observa que un 14,7% tiene retraso en el desarrollo.

Se estiman las asociaciones existentes entre los resultados encontrados en los tests de desarrollo psicomotor y el IPCG a través del cálculo de las correlaciones poliserialas (ver cuadro 6.2). Se observa que las correlaciones son positivas pero muy bajas.

Test D. Psicomotor	
Puntaje Subtest 1	0,032
Puntaje Subtest 2	0,168
Puntaje Total	0,135

**Cuadro 6.2:** Correlaciones entre IPCG y Tests de Desarrollo Psicomotor

Analizando las densidades de los puntajes por categoría de desarrollo psicomotor en la figura 6.1, se encuentra que en el subtest 2 los niños con retraso presentan mayores puntajes que los restantes, sin embargo en el subtest 1 no hay diferencias sustanciales. Esto implica que el corrimiento hacia la derecha de las densidades del puntaje total del IPCG con el deterioro en el desarrollo psicomotor viene dado por los puntajes obtenidos en el subtest 2.



**Figura 6.1:** Densidades de los puntajes del IPCG por categoría de desarrollo psicomotor

En conclusión, para esta muestra particular no se verifica la hipótesis de asociación alta entre las pautas de crianza y el desarrollo psicomotor del niño. Sin embargo al observar el comportamiento del puntaje de IPCG según el nivel

de desarrollo psicomotor, la relación esperada se verifica pero es determinada exclusivamente por el puntaje en el subtest de percepciones y actitudes.

## **6.2. IPCG y otros factores de riesgo**

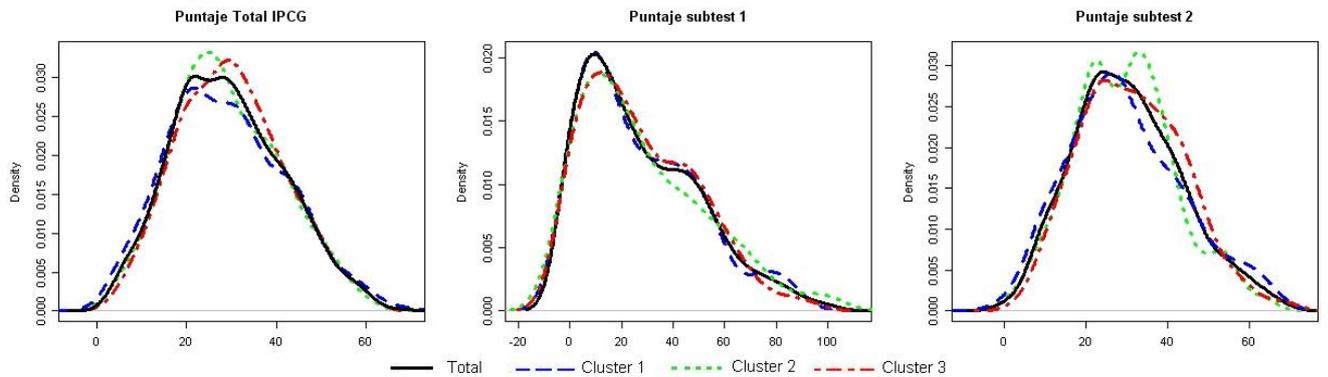
En la sección 2.2 se presentaron un conjunto de factores de riesgo para el desarrollo psicomotor agrupados en cuatro áreas: 1) el área socioeconómica y de soporte social, 2) el área familiar, 3) la disponibilidad parental y 4) características propias del niño. En la presente sección interesa estudiar las asociaciones entre estos factores y los resultados del IPCG en la muestra de 642 niños entre 1 y 4 años de edad.

En primera instancia se construye una tipología de hogares (ver anexo D) en base a las siguientes variables que pertenecen a las tres primeras áreas citadas anteriormente: tramos de ingreso, quintil de equipamiento, tenencia de automóvil, las NBI's hacinamiento y baño, tipo de hogar, tamaño del hogar, situación ocupacional del jefe de hogar y del referente femenino, y máximo nivel educativo alcanzado entre jefe y conyuge. Para su construcción se aplica un análisis de correspondencia múltiple (ACM), donde resulta que dos factores explican un 77,5% de la inercia de la nube de las modalidades según el indicador de Benzecri y permiten encontrar una tipología conveniente de hogares. El primer factor define el nivel socioeconómico de los hogares, donde valores negativos se asocian a niveles bajos y valores positivos a niveles altos. El segundo se refiere a la composición familiar, valores negativos de este factor se asocia con hogares extendidos o compuestos con 6 o más personas y en el otro extremo con hogares nucleares de 2 a 5 personas.

Posteriormente, para determinar grupos de hogares se aplica un análisis de cluster jerárquico por el método del vecino más lejano utilizando estos dos factores para caracterizar a los mismos. Se obtienen tres grupos de hogares: un primer grupo de hogares en mejores condiciones generales para la crianza de los niños, que tiene mejor nivel socioeconómico y son biparentales de tamaño medio, un segundo grupo intermedio que socioeconómicamente es medio-bajo con hogares de tamaño chico y un último grupo en

peores condiciones que contiene a los hogares de mayor tamaño con nivel socioeconómico bajo.

Para evaluar las asociaciones entre los resultados de la tipología y los puntajes obtenidos en el IPCG se calcularon las correlaciones poliseriales y de Pearson según correspondan (ver anexo F). Se observa que las correlaciones de los puntajes con el factor de nivel socioeconómico son bajas y negativas, esto es, existe un vínculo leve en el sentido de que a más bajo nivel mayor riesgo en las pautas. El factor de composición familiar no se correlaciona con los puntajes del IPCG. Las correlaciones con los grupos de hogares son también bajas y positivas, hogares en peores condiciones se asocian levemente con mayor riesgo en las pautas. Si se observan los resultados del IPCG por cluster de hogares (figura 6.2) en general las diferencias no son importantes, distinguiéndose un poco en el subtest 2.



**Figura 6.2:** Densidades de los puntajes del IPCG por grupos de hogares

Dado que algunas de las variables consideradas en la construcción de la tipología de hogares son en sí mismas factores de riesgo según la literatura de referencia, se calculan las correlaciones de estas con los puntajes con del IPCG.

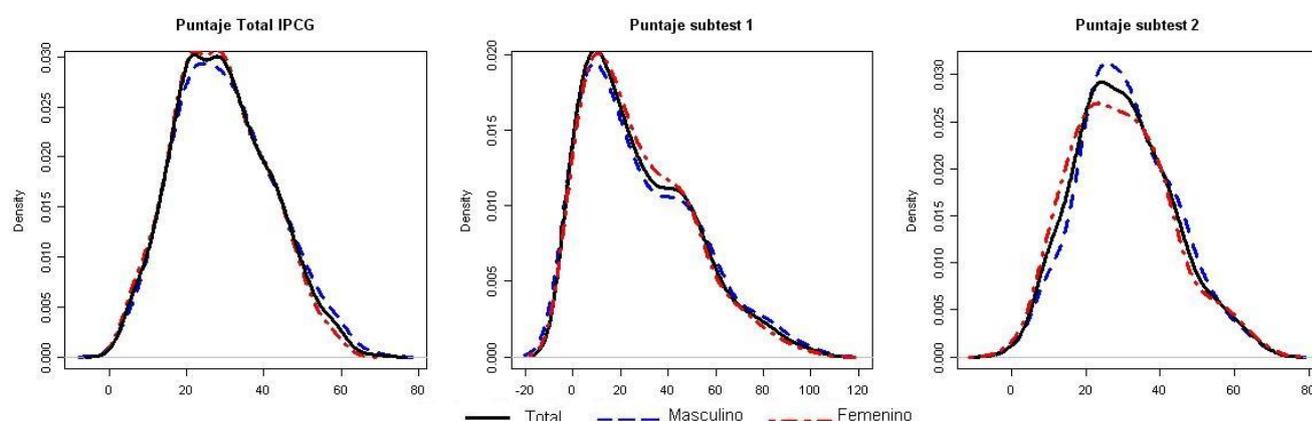
Por un lado se analizan las variables que definen composición del hogar, se considera también la variable cantidad de menores de hasta 14 años en el hogar. Se observa que el tipo de hogar no se correlaciona con los puntajes, pero si lo hacen levemente el tamaño del hogar y la cantidad de menores, con correlaciones entre 0,15 y 0,30.

## 6. Estudio de las asociaciones entre el IPCG y otros factores de riesgo en el desarrollo psicomotor

---

Por otro lado interesa la situación ocupacional del jefe y del referente femenino y el nivel educativo del hogar, ya que son dimensiones que influyen en la disponibilidad parental. Resulta que la situación ocupacional en ambos casos esta incorrelacionada con el puntaje del subtest 2 y es positiva y baja con el puntaje del subtest 1 y el total. En cuanto al nivel educativo las correlaciones son bajas y negativas.

Por último se evalúan las asociaciones con características propias del niño, se obtiene que tanto sexo como edad presentan correlaciones muy cercanas a cero con los puntajes. Esto también sucede al considerar la asitencia a educación preescolar de los niños. Sin embargo el orden en la fratría del niño se correlaciona en forma leve y positiva con los puntajes.



**Figura 6.3:** Densidades de los puntajes del IPCG por sexo

De este conjunto de características interesa en particular el comportamiento de los puntajes según el sexo, ya que es uno de los ítems que conforma el instrumento y fue descartado en el análisis factorial. Según las densidades de los puntajes para cada sexo, que se muestran en la figura , el sexo masculino no presenta mayor riesgo en las pautas que el femenino, en el subtest 2 se observa una leve asociación a favor de esta hipótesis.

**En conclusión, las asociaciones encontradas para esta muestra de niños de**

1 a 4 años de edad, entre los puntajes obtenidos en el IPCG (y en los subtests) y otros factores de riesgo para el desarrollo psicomotor, son en la dirección esperada pero muy bajas. Además se observa que la mayoría de los factores de riesgo que se asocian con el resultado del IPCG lo hacen con el puntaje de un sólo subtest.

# Conclusiones

---

EL objetivo de este trabajo consistió en el estudio de las propiedades psicométricas del IPCG en una aplicación en zonas Infamilia del área metropolitana. Las conclusiones alcanzadas son restringidas a esta muestra en particular, no son inferibles a la población objetivo debido a la imposibilidad de medir los errores de muestreo. No obstante se verificó que la muestra se encuentra balanceada según un conjunto de variables de interés.

Se logró determinar la estructura factorial que subyace a los ítems, resultando que estos miden cinco dimensiones dentro de las pautas de crianza con distintos niveles de precisión:

1. Descartado el atributo de unidimensionalidad, se distinguen dos subtest con niveles de consistencia interna mayores a 0.70: uno formado por los 17 ítems que recogen información acerca de prácticas propiamente dichas que la madre o adulto utiliza en la crianza del niño, y otro por los 22 ítems que relevan las creencias y percepciones del adulto entorno a las prácticas de crianza.
2. Los rasgos en el primer subtest presentan mayor fiabilidad que en el segundo.
3. Respecto al subtest de prácticas:
  - Los ítems que pretenden medir las dimensiones sueño, autonomía, capacidad de negociación y características propias del niño de las pautas de crianza, son descartados por presentar comunalidades muy cercanas a 0 en el modelo factorial estimado, es decir no miden en forma fiable el rasgo.

- 
- el subtest, reducido a un conjunto de 12 ítems, evalúa dos rasgos latentes: el primero es la *responsabilidad parental*, que refiere a la participación de los padres en la toma de decisiones respecto a su hijo y el apoyo con el que cuentan. El segundo rasgo subyacente es la *comunicación y motivación* que recibe el niño en su entorno familiar a través de juegos, cuentos y el vínculo con el padre si este no vive en el hogar.
4. El subtest de percepciones presenta una estructura de 3 factores de grupo. Los dos primeros rasgos son percepciones respecto a la *forma de educar* en términos generales, sin embargo, el primer factor se asocia con ítems donde el acuerdo con la afirmación implica no riesgo en el rasgo, mientras que en el segundo sucede lo contrario. El tercer constructo se define como las *prácticas punitivas de crianza*.
  5. La estructura factorial determinada al trabajar con la matriz de correlaciones de Pearson se diferencia únicamente en que las estimaciones obtenidas en base a las correlaciones tetracóricas son siempre mayores.

En cuanto a las asociaciones de los resultados del IPCG con el desarrollo psicomotor y otros factores de riesgo asociados a este último:

1. No se verifica la hipótesis de correlación alta entre las pautas de crianza y el desarrollo psicomotor del niño. Sin embargo al observar el comportamiento del puntaje de IPCG según el nivel de desarrollo psicomotor, la relación esperada se verifica pero es determinada exclusivamente por el puntaje en el subtest 2.
2. Se encuentran relaciones en la dirección esperada con otros factores de riesgo para el desarrollo psicomotor, sin embargo estas asociaciones son muy débiles.

### **Sugerencias y recomendaciones**

1. Replicar este análisis en una muestra aleatoria focalizada en niños menores de 5 años en situación de pobreza, que permita validar los resultados encontrados en este trabajo para la población objetivo.

2. Si se verifica esta estructura factorial se sugiere alargar el instrumento agregando a los ítems descartados otros que midan de forma distinta igual rasgo, para que el constructo pueda medirse de manera fiable.
3. Analizar la no respuesta con el objeto de evaluar la formulación de los ítems.

Para investigaciones futuras se propone:

- Utilizar otros métodos de estimación del modelo factorial sobre la matriz tetracórica (como ser mínimos cuadrados generalizados). En particular, para evadir la presencia de casos Heywood, se recomienda estimar el modelo por mínimos cuadrados generalizados no ponderados.
- Continuar el estudio de las propiedades psicométricas del IPCG a través de la Teoría de Respuesta al Ítem, que se basa en los patrones de respuesta en lugar de las correlaciones entre ítems. Esta es una buena alternativa frente a ítems dicotómicos.

# Bibliografía

---

- [1] Apodaka, P. y Páez, D. Teoría y método en psicología social. Editorial Anthropos (1992).
- [2] Blanco, J., Introducción al Análisis Multivariado, Universidad de la República - Uruguay (2006).
- [3] CLAEH-UNICEF. Creciendo en condiciones de riesgo. Niños pobres del Uruguay (1989).
- [4] Cortada de Kohan, N. Manual para la construcción de test objetivos de rendimiento. Editorial Paidós (1968).
- [5] Cortes Moreno, A., Romero Sanchez, P. y Flores Torres, G. Diseño y validación inicial de un instrumento para evaluar prácticas de crianza en la infancia. Univ. Psychol., abr. 2006, vol.5, no.1, p.37-50. ISSN 1657-9267.
- [6] Everitt, B.S. An R and S-PLUS Companion to Multivariate Analysis. Springer (2005).
- [7] Ferrando Piera, P.J. y Lorenzo Seva, U. Recuperación de la solución factorial a partir de variables dicotomizadas. Psicothema (1994) Vol. 6, nº 3, 483-491.
- [8] Giep. Desarrollo y familia. El niño de 0 a 5 años. Ed. Aula (2001).

## BIBLIOGRAFÍA

---

- [9] INAME-Plan CAIF. Un lugar para crecer y aprender jugando. Promoviendo el desarrollo de las niñas y los niños desde el nacimiento a los 2 años (1999).
- [10] Ipes, Universidad Católica del Uruguay. Diseño del sistema de evaluación. Informe final de la consultoría para la construcción de la línea de basa y diseño del sistema de evaluación del Programa Integral Infancia, Adolescencia y Familia en riesgo social - Presidencia de la República. (2004)
- [11] Luzardo, M. Teoría Clásica de los Test.
- [12] Nunally, J.C. y Bernstein, I.H. Teoría psicométrica. McGraw-Hill (1995).
- [13] Peña, Daniel. Análisis de datos multivariantes. McGraw-Hill (2002).
- [14] Ponsoda, Vicente et al. Elaboración de pruebas psicológicas: Aspectos psicométricos. Universidad de la República, Montevideo, Uruguay (1999).
- [15] Revelle, W. Hierarchical cluster analysis and the internal structure of test. *Multivariate Behavioral Research* (1979), 14, 57-74.
- [16] Schartzmann, D. L. Cuidando el potencial del futuro. El desarrollo de los niños preescolares en familias pobres del Uruguay. *Giep* (1996).
- [17] Terra, J. P. Los niños pobres en el Uruguay actual: Condiciones de vida, desnutrición y retraso psicomotor (CLAEH, 1989).
- [18] Terra, J. P. Pobreza y niñez en el Uruguay actual. *Cuadernos del CLAEH* (1988), 47, 47-68.
- [19] Uebersax JS, Estimating a latent trait model by factor analysis of tetrachoric correlations (2000). *Statistical Methods for Rater Agreement* web site.

# Parte III

## Anexos

---

## Apéndice A

# Ítems considerados en el IPCG por área temática

---

---

### Características propias del niño

---

sexo    Sexo

---

### Comunicación e Interacción

---

A1r    ¿Acostumbra a contarle lo que hizo durante el día? (para niños entre 0 y 11 meses)

A2r    ¿Por qué? (para niños entre 0 y 11 meses)

A3r    ¿Acostumbra a contarle cuentos? (para niños mayores de 1 año)

A4r    ¿Por qué? (para niños mayores de 1 año)

A5r    ¿Acostumbra a cantarle canciones?

---

### Juegos y Juguetes

---

A6r    ¿Acostumbra a enseñarle juegos?

A7r    ¿Para qué le sirve el juego a los niños?

A8r    ¿Con qué cosas lo deja jugar?

---

### Sueño

---

A9r    ¿Dónde duerme el niño? (para niños mayores de 1 año)

---

### Autonomía, Capacidad de Negociación, Límites y toma de decisiones

---

B1r    ¿Cuándo cree que su hijo será capaz de desear cosas distintas a las que ud. desea?

B2Ar    ¿Quién toma las decisiones en relación al hijo en Educación?

B2Br    ¿Quién toma las decisiones en relación al hijo en Salud?

B2Cr    ¿Quién toma las decisiones en relación al hijo en Hábitos?

B2Dr    ¿Quién toma las decisiones en relación al hijo en Límites?

B3r    Cuando ambos padres toman las decisiones ¿se ponen de acuerdo?

B8r    ¿Su hijo se sale con la suya?

---

---

---

**Soporte Social en la Crianza del niño**

---

---

B9r ¿Cuánta ayuda cree ud que recibe para la crianza de su hijo?

---

**Relación del niño con el padre que no convive en el hogar en caso de padres separados**

---

---

B11r Efectos sobre el niño de la visita del padre/madre que no vive en el hogar

---

**Actitudes y Percepciones**

---

---

C1r Para lo único que les sirve a los niños estar con otros niños es para aprender a pelear

C2r Si el niño todavía no habla es imposible saber lo que quiere

C3r Si un niño pregunta como nacen los bebes, hay que decirles la verdad

C4r Estar con otros niños los ayuda a crecer mejor

C5r Los caprichos de los niños sacan de las casillas y se termina gritándoles o pegándoles

C6r El niño necesita que el adulto haga algo por él para que se duerma tiene mañas

C7r Los bebés que tocan todo no son malcriados, están aprendiendo

C8r Para que aprendan a comer solos hay que dejarlos ensuciarse y jugar con la cuchara

C9r A los varones hay que educarlos para que sepan mandar en su casa

C10r A veces, para que entiendan, no hay más remedios que pegarles

C11r Querer más a un hijo es dejarlo hacer cualquier cosa

C12r A los varones hay que enseñarles cuidarse por sí mismos y a las niñas las tiene que cuidar uno

C13r Para que los niños coman hay que darles de comer a cualquier hora

C14r Si no les gusta la comida, hay que obligarlos a que la coman

C15r A las niñas hay que enseñarles que el lugar de la mujer es en la casa

C16r A los hijos una buena paliza de vez en cuando les hace bien

C17r Para que se les vayan las rabietas hay que esperar que se tranquilizen sin prestarle mucha atención

C18r Es mejor hablarles sobre como nacen los bebes cuando ya están en la escuela

C19r Para que se les vayan las mañas hay que dejarlos llorar hasta que se cansen

C20r Los niños comen mejor cuando se les tiene paciencia y se les da algo para jugar

C21r Para que aprenda a obedecer, debe saber que puede hacer y que no

C22r Dejar los niños frente a la TV es una solución para las mamás cuando están ocupadas

---

**Cuadro A.1:** *Items considerandos en la IPCG por área temática.*

# Análisis previo de los datos

---

## Tamaño poblacional y muestral por zona de intervención

Zona Intervención	N*	N	n	n/N
10901	3	981	39	0,04
10902	2	973	20	0,02
10903	1	423	20	0,05
11001	3	744	20	0,03
11101	3	611	24	0,04
11102	3	959	52	0,05
11103	3	656	28	0,04
11104	3	743	36	0,05
11105	2	836	36	0,04
11106	2	791	20	0,03
11107	3	876	35	0,04
11108	4	465	20	0,04
11301	3	736	48	0,07
11302	2	548	43	0,08
11303	3	776	32	0,04
11304	5	831	19	0,02
11305	2	776	31	0,04
11306	2	731	25	0,03
11307	1	916	44	0,05
11308	3	651	24	0,04
11309	2	909	36	0,04
11310	2	591	26	0,04
11311	1	363	22	0,06
11601	3	864	20	0,02
11602	2	596	32	0,05
11603	5	755	16	0,02
11604	2	693	12	0,02
11701	3	748	32	0,04
11702	3	688	19	0,03

---

11703	2	1005	24	0,02
11704	2	823	39	0,05
11705	2	914	12	0,01
11706	1	690	28	0,04
11707	1	230	20	0,09
11708	2	605	40	0,07
12001	3	688	23	0,03
12002	3	687	29	0,04
12101	3	614	31	0,05
12102	2	867	33	0,04
12103	3	627	20	0,03
19901	3	788	29	0,04
19902	2	615	28	0,05
19903	2	817	49	0,06
30401	4	506	40	0,08
30402	3	553	16	0,03
30403	4	831	24	0,03
30404	2	510	20	0,04
30405	3	830	40	0,05
30406	2	601	16	0,03
30501	3	598	36	0,06
30601	4	1063	48	0,05
31601	3	929	28	0,03
32701	4	877	39	0,04
33701	3	692	28	0,04
33702	3	556	25	0,04
33703	3	368	8	0,02
33704	2	586	36	0,06
160101	2	289	0	0,00
160601	4	803	28	0,03
160602	2	284	28	0,10

**Cuadro B.1:** *Tamaño poblacional y muestral por zona de intervención. Tasas de Muestreo.*

Referencias:

**N\***: cantidad de segmentos censales que conforman la zonas

**N**: cantidad de hogares con menores de 18 años en la zonas

**n**: cantidad de hogares incluidos en la muestra por zona

**n/N**: tasas de muestreo por zona

Figura B.1: Segmentos censales descartados y zonas Infamilia. Montevideo.

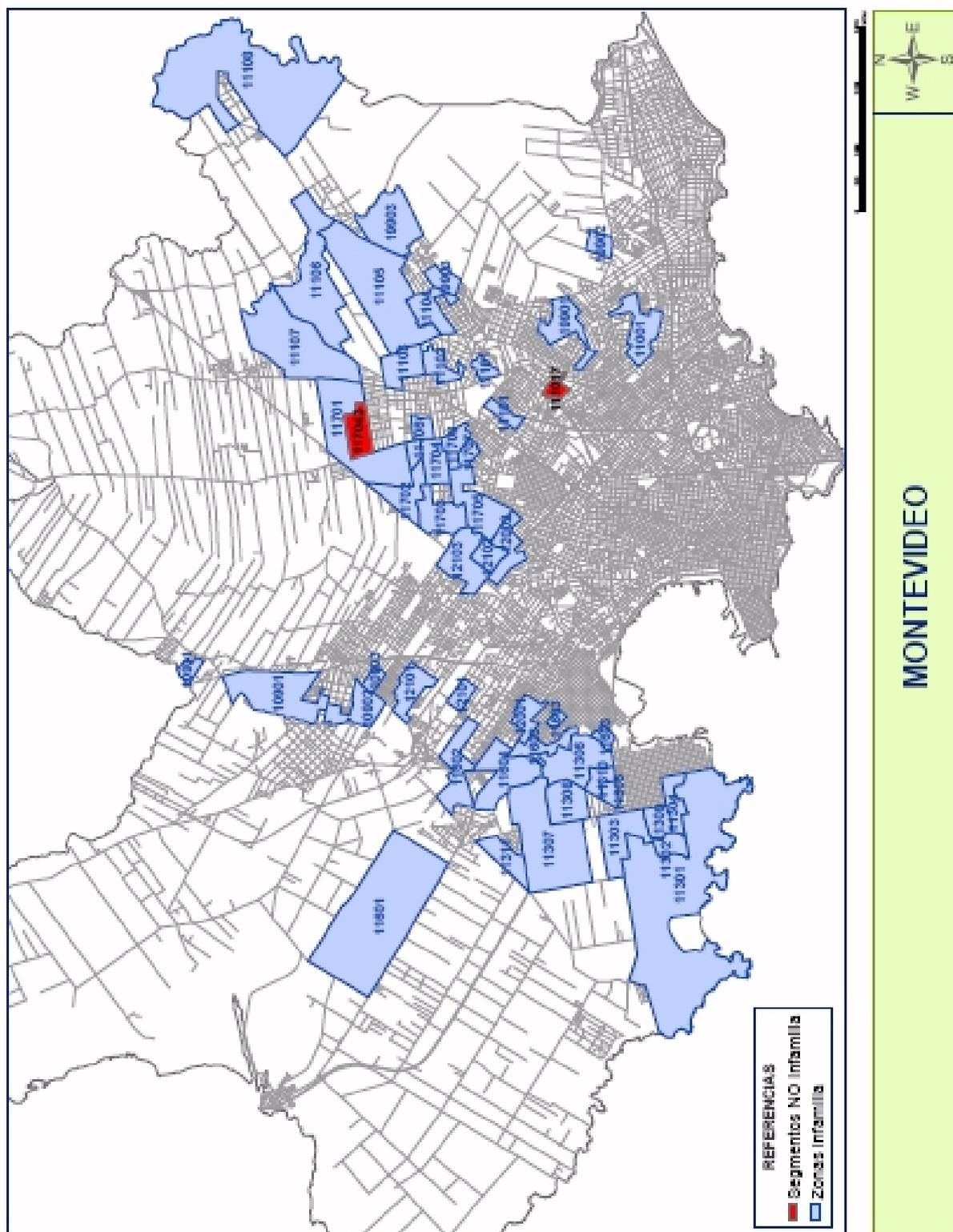


Figura B.2: Segmentos censales descartados y zonas Infamilia. Pando.

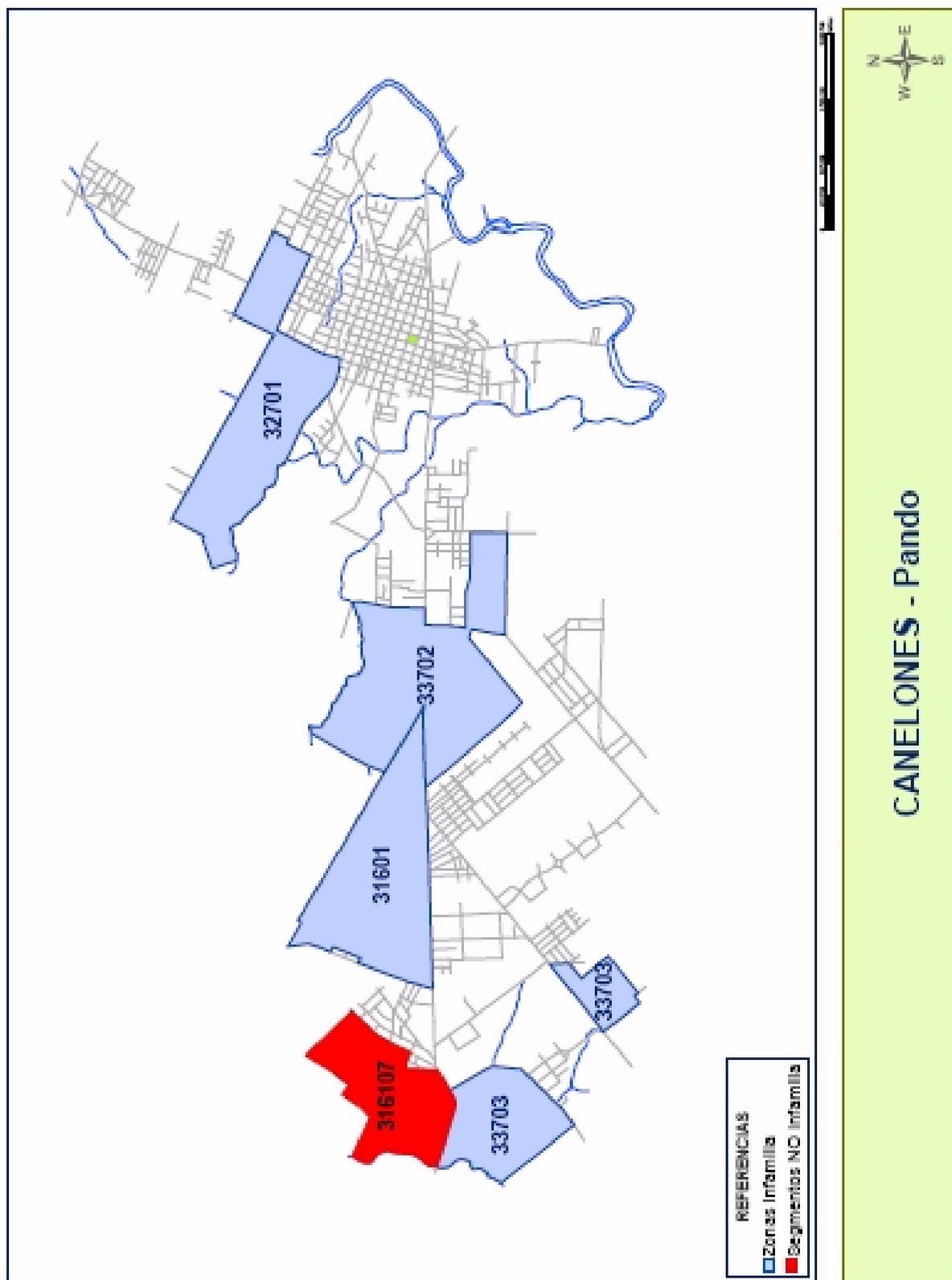
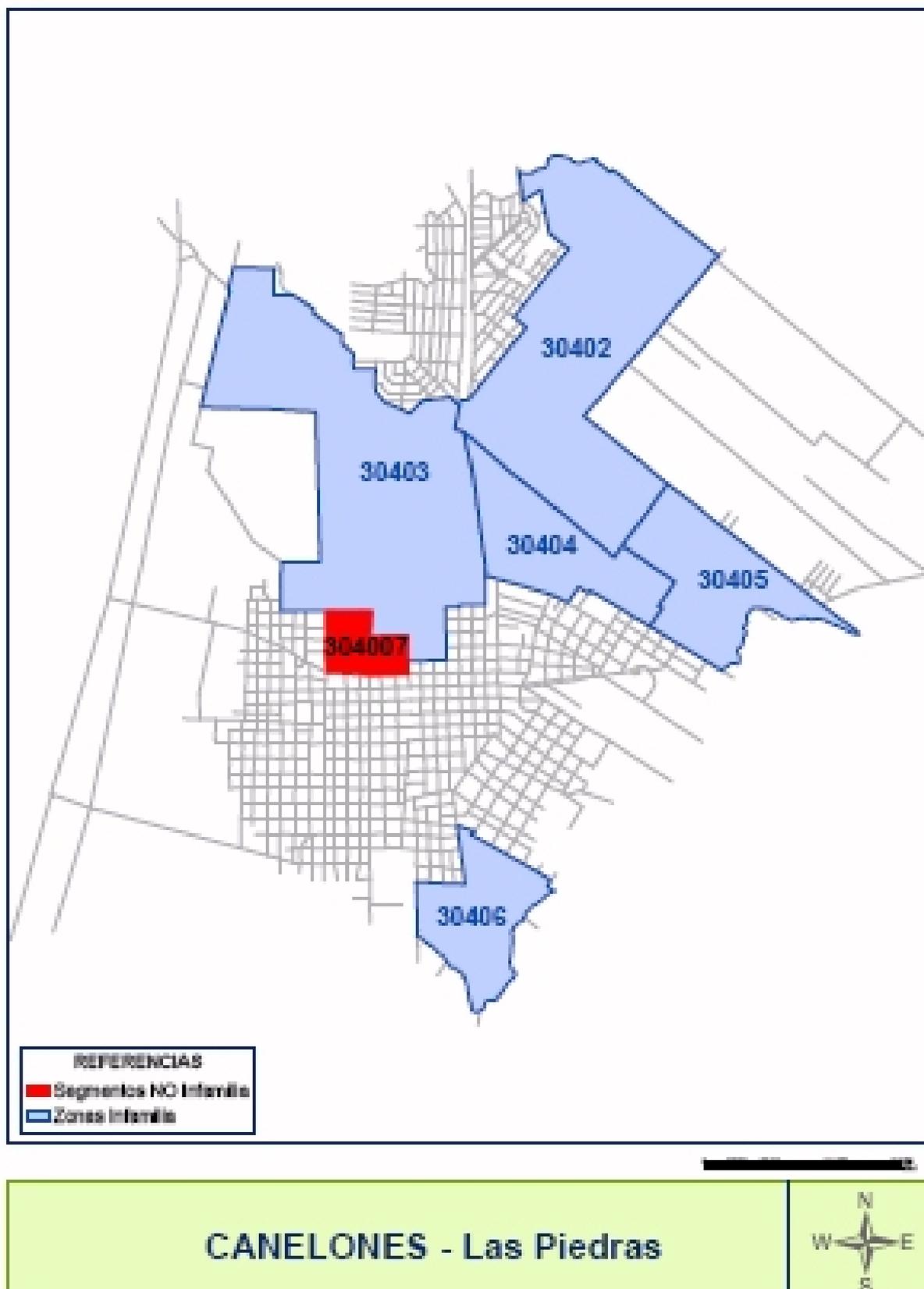


Figura B.3: Segmentos censales descartados y zonas Infamilia. Las Piedras.



	SEXO	Montevideo	Canelones	San José	Total
<b>Censo</b> <b>2004</b>	Masculino	48,6	49,2	49,4	48,8
	Femenino	51,4	50,8	50,6	51,2
<b>Infamilia</b> <b>IPES 2004</b>	Masculino	47,8	49,7	51,1	48,4
	Femenino	52,2	50,3	48,9	51,6
<b>TRAMOS DE EDAD</b>					
<b>Censo</b> <b>2004</b>	De 0 a 4 años	13,3	13,2	13,5	13,3
	De 5 a 11 años	20,1	19,9	20,0	20,0
	De 12 a 17 años	15,0	14,6	14,8	14,9
	De 18 y más años	51,6	52,4	51,7	51,7
<b>Infamilia</b> <b>IPES 2004</b>	De 0 a 4 años	14,1	13,9	14,3	14,1
	De 5 a 11 años	20,7	22,4	18,6	21,1
	De 12 a 17 años	14,4	13,5	17,3	14,3
	De 18 y más años	50,8	50,2	49,8	50,6
<b>TIPO DE HOGAR</b>					
<b>ECH</b> <b>2004</b>	Monoparental	11,5	8,2	10,3	10,7
	Nuclear	58,7	60,7	72,5	59,6
	Extendido Compuesto-Mono	13,1	16,0	7,0	13,6
	Extendido Compuesto-Bi	16,8	15,1	10,2	16,2
<b>Infamilia</b> <b>IPES 2004</b>	Monoparental	12,4	9,9	12,5	11,8
	Nuclear	57,2	67,6	76,8	60,3
	Extendido Compuesto-Mono	11,7	10,1	3,6	11,0
	Extendido Compuesto-Bi	18,8	12,4	7,1	16,9
<b>NIVEL EDUCATIVO</b>					
<b>ECH 2004</b>	Sin instrucción	0,6	1,0	0,0	0,7
	Primaria	35,5	41,8	34,7	36,9
	Secundaria	56,9	53,4	55,0	56,0
	Superior	7,0	3,9	10,2	6,4
<b>Infamilia</b> <b>IPES 2004</b>	Sin instrucción	0,6	0,0	1,8	0,5
	Primaria	39,9	48,5	57,1	42,5
	Secundaria	52,5	47,5	39,3	50,9
	Superior	7,0	4,0	1,8	6,1

**Cuadro B.2:** *Distribución las variables seleccionadas a nivel poblacional y muestral*

*B. Análisis previo de los datos*

---

	Sexo	Tramos etarios	Tipo de hogar	Nivel educativo
Chi-cuadrado	0,6	12,2	10,8	127,0
gl	1	3	3	3
p-valor	0,436	0,007	0,013	0,000

**Cuadro B.3:** *Resultados del test Chi-cuadrado*

sexor	A3r	A4r	A5r	A6r	A7r	A8r	A9r	B1r	B2Ar	B2Br	B2Cr	B2Dr	B3r	B8r	B9r	B11r	B16r
0,0	4,8	8,7	1,4	0,9	5,3	2,3	1,9	5,3	1,7	1,7	1,6	1,6	0,8	1,7	1,9	5,6	0,0

**Cuadro B.4:** *Porcentaje de datos perdidos por ítem*

# Propiedades psicométricas del IPCG

---

## C.1. Descripción del IPCG

ítem	No riesgo	Riesgo	No riesgo	Riesgo
SEXOR	226	231	0,49	0,51
A3R	308	149	0,67	0,33
A4R	295	162	0,65	0,35
A5R	392	65	0,86	0,14
A6R	373	84	0,82	0,18
A7R	411	46	0,90	0,10
A8R	427	30	0,93	0,07
A9R	312	145	0,68	0,32
B1R	199	258	0,44	0,56
B2AR	336	121	0,74	0,26
B2BR	327	130	0,72	0,28
B2CR	292	165	0,64	0,36
B2DR	308	149	0,67	0,33
B3R	366	91	0,80	0,20
B8R	298	159	0,65	0,35
B9R	229	228	0,50	0,50
B11R	366	91	0,80	0,20
C1R	398	59	0,87	0,13
C2R	298	159	0,65	0,35
C3R	378	79	0,83	0,17
C4R	413	44	0,90	0,10

C5R	168	289	0,37	0,63
C6R	330	127	0,72	0,28
C7R	387	70	0,85	0,15
C8R	386	71	0,84	0,16
C9R	360	97	0,79	0,21
C10R	272	185	0,60	0,40
C11R	428	29	0,94	0,06
C12R	346	111	0,76	0,24
C13R	313	144	0,68	0,32
C14R	239	218	0,52	0,48
C15R	360	97	0,79	0,21
C16R	230	227	0,50	0,50
C17R	356	101	0,78	0,22
C18R	152	305	0,33	0,67
C19R	196	261	0,43	0,57
C20R	366	91	0,80	0,20
C21R	429	28	0,94	0,06
C22R	295	162	0,65	0,35

**Cuadro C.1:** Frecuencias absolutas y relativas de los ítems

## C.2. Subtest 1

### C.2.1. Matriz de correlaciones tetracóricas

	SEXOR	A3R	A4R	A5R	A6R	A7R	A8R	A9R	B1R	B2AR	B2BR	B2CR	B2DR	B3R	B8R	B9R	B11R
SEXOR	1,00	Polychor															
A3R	0,06	1,00	Polychor														
A4R	0,08	0,99	1,00	Polychor													
A5R	0,05	0,60	0,62	1,00	Polychor												
A6R	0,05	0,67	0,64	0,66	1,00	Polychor											
A7R	0,05	0,46	0,42	0,53	0,85	1,00	Polychor										
A8R	0,30	0,01	0,06	-0,21	-0,19	-0,26	1,00	Polychor									
A9R	0,10	0,01	0,08	0,09	-0,02	-0,17	0,02	1,00	Polychor								
B1R	0,08	-0,02	0,01	0,03	0,01	-0,06	0,33	0,10	1,00	Polychor							
B2AR	0,01	0,07	0,11	0,24	0,04	0,03	0,00	0,05	0,11	1,00	Polychor						
B2BR	0,04	0,05	0,08	0,18	0,07	0,00	0,02	0,09	0,13	0,99	1,00	Polychor	Polychor	Polychor	Polychor	Polychor	Polychor
B2CR	0,01	0,05	0,09	0,16	0,08	-0,09	0,05	0,12	0,06	0,97	0,95	1,00	Polychor	Polychor	Polychor	Polychor	Polychor
B2DR	-0,02	-0,04	0,00	0,20	0,04	-0,03	-0,04	0,05	0,11	0,94	0,93	0,95	1,00	Polychor	Polychor	Polychor	Polychor
B3R	-0,06	0,09	0,10	0,31	0,12	0,19	-0,06	0,21	0,09	0,85	0,81	0,75	0,75	1,00	Polychor	Polychor	Polychor
B8R	-0,01	0,05	0,09	0,09	0,02	0,00	-0,07	0,12	0,05	-0,04	-0,06	0,04	0,00	0,05	1,00	Polychor	Polychor
B9R	-0,04	0,19	0,16	0,06	0,17	0,03	-0,08	-0,04	0,17	0,28	0,27	0,24	0,21	0,17	-0,06	1,00	Polychor
B11R	0,18	0,33	0,28	0,41	0,30	0,36	-0,06	0,07	-0,09	0,14	0,07	-0,08	-0,01	0,39	-0,06	0,19	1,00

Cuadro C.2: Matriz de correlaciones tetracóricas del subtest 1

## C.2.2. Resultados del análisis FP (subtest completo)

### Valores Propios

[1] 4.77 3.33 0.79 0.46 0.34 0.27 0.11 0.04 -0.01 -0.03  
[11] -0.05 -0.13 -0.16 -0.30 -0.34 -0.45 -0.55

### Matriz de cargas estimada

Loadings:

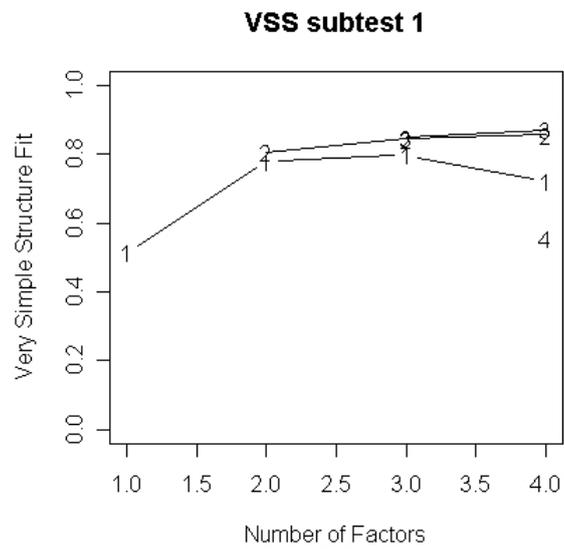
	PA1	PA2
SEXOR		
A3R	0.31	0.80
A4R	0.33	0.75
A5R	0.44	0.64
A6R	0.33	0.81
A7R	0.22	0.67
A8R		-0.13
A9R	0.10	
B1R	0.10	
B2AR	0.97	-0.29
B2BR	0.93	-0.31
B2CR	0.90	-0.34
B2DR	0.88	-0.36
B3R	0.82	-0.12
B8R		
B9R	0.28	
B11R	0.23	0.38

	PA1	PA2
SS loadings	4.772	3.335
Proportion Var	0.281	0.196
Cumulative Var	0.281	0.477

**Comunalidades**

SEX0	A3R	A4R	A5R	A6R	A7R	A8R	A9R	B1R
0.01	0.73	0.68	0.60	0.76	0.50	0.02	0.01	0.01

B2AR	B2BR	B2CR	B2DR	B3R	B8R	B9R	B11R
1.02	0.97	0.93	0.90	0.69	0.00	0.08	0.19



### C.2.3. Clusters de ítems (subtest completo)

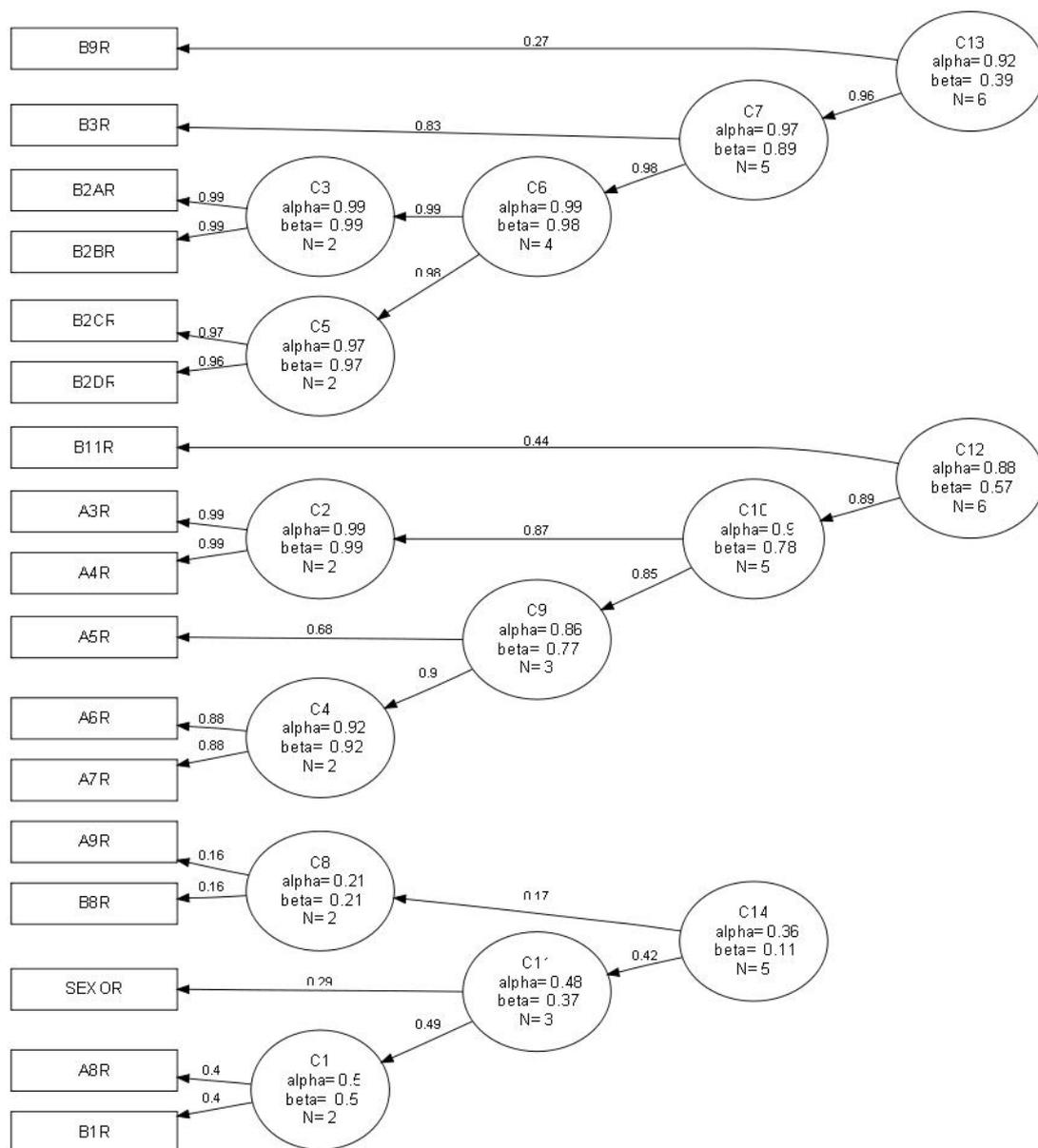


Figura C.1: Clusters de ítems subtest 1 completo

### C.2.4. Resultados basados en la matriz de correlaciones Pearson

	SEXOR	A3R	A4R	A5R	A6R	A7R	A8R	A9R	B1R	B2AR	B2BR	B2CR	B2DR	B3R	B8R	B9R	B11R
SEXOR	1,00	0,03	0,05	0,03	0,03	0,03	0,12	0,06	0,05	0,01	0,02	0,01	-0,01	-0,03	0,00	-0,03	0,10
A3R	0,03	1,00	0,90	0,34	0,42	0,23	0,00	0,01	-0,01	0,04	0,03	0,03	-0,03	0,05	0,03	0,12	0,19
A4R	0,05	0,90	1,00	0,35	0,39	0,21	0,03	0,05	0,01	0,06	0,05	0,05	0,00	0,05	0,05	0,10	0,16
A5R	0,03	0,34	0,35	1,00	0,41	0,28	-0,06	0,05	0,02	0,12	0,09	0,09	0,10	0,16	0,04	0,03	0,22
A6R	0,03	0,42	0,39	0,41	1,00	0,55	-0,06	-0,01	0,01	0,02	0,04	0,04	0,02	0,06	0,01	0,09	0,16
A7R	0,03	0,23	0,21	0,28	0,55	1,00	-0,06	-0,07	-0,03	0,01	0,00	-0,04	-0,02	0,09	0,00	0,02	0,18
A8R	0,12	0,00	0,03	-0,06	-0,06	-0,06	1,00	0,01	0,13	0,00	0,01	0,02	-0,01	-0,02	-0,03	-0,03	-0,02
A9R	0,06	0,01	0,05	0,05	-0,01	-0,07	0,01	1,00	0,06	0,03	0,05	0,07	0,03	0,12	0,07	-0,02	0,04
B1R	0,05	-0,01	0,01	0,02	0,01	-0,03	0,13	0,06	1,00	0,07	0,07	0,04	0,06	0,05	0,03	0,11	-0,05
B2AR	0,01	0,04	0,06	0,12	0,02	0,01	0,00	0,03	0,07	1,00	0,90	0,77	0,76	0,61	-0,02	0,16	0,07
B2BR	0,02	0,03	0,05	0,09	0,04	0,00	0,01	0,05	0,07	0,90	1,00	0,76	0,74	0,56	-0,03	0,17	0,04
B2CR	0,01	0,03	0,05	0,09	0,04	-0,04	0,02	0,07	0,04	0,77	0,76	1,00	0,79	0,48	0,02	0,15	-0,04
B2DR	-0,01	-0,03	0,00	0,10	0,02	-0,02	-0,01	0,03	0,06	0,76	0,74	0,79	1,00	0,49	0,00	0,13	-0,01
B3R	-0,03	0,05	0,05	0,16	0,06	0,09	-0,02	0,12	0,05	0,61	0,56	0,48	0,49	1,00	0,03	0,09	0,22
B8R	0,00	0,03	0,05	0,04	0,01	0,00	-0,03	0,07	0,03	-0,02	-0,03	0,02	0,00	0,03	1,00	-0,04	-0,03
B9R	-0,03	0,12	0,10	0,03	0,09	0,02	-0,03	-0,02	0,11	0,16	0,17	0,15	0,13	0,09	-0,04	1,00	0,11
B11R	0,10	0,19	0,16	0,22	0,16	0,18	-0,02	0,04	-0,05	0,07	0,04	-0,04	-0,01	0,22	-0,03	0,11	1,00

Cuadro C.3: Matriz de correlaciones de Pearson del subtest 1

### Resultados del ACP en el plano principal

	comp1	comp2	coscuad1	coscuad2
SEXOR	0,016	-0,078	0,000	0,006
A3R	0,182	-0,808	0,033	0,652
A4R	0,204	-0,785	0,041	0,616
A5R	0,260	-0,578	0,068	0,335
A6R	0,179	-0,712	0,032	0,507
A7R	0,105	-0,567	0,011	0,321
A8R	-0,008	0,054	0,000	0,003
A9R	0,091	0,001	0,008	0,000
B1R	0,096	0,037	0,009	0,001
B2AR	0,918	0,173	0,843	0,030
B2BR	0,900	0,188	0,810	0,035
B2CR	0,858	0,200	0,736	0,040
B2DR	0,848	0,226	0,720	0,051
B3R	0,707	0,037	0,500	0,001
B8R	0,006	-0,051	0,000	0,003
B9R	0,241	-0,102	0,058	0,010
B11R	0,141	-0,358	0,020	0,128

comp: coordenadas de las variables en cada componente

coscuad: calidad de representación de la variable en cada componente

**Cuadro C.4:** Factores e indicadores resultantes en el ACP para el subtest 1

### Resultados del análisis de FP (subtest 1 completo)

#### Valores propios

[1] 3.61 2.26 0.60 0.27 0.20 0.18 0.08 0.03 -0.02 -0.05  
 [11] -0.06 -0.09 -0.12 -0.21 -0.22 -0.28 -0.33

#### Matriz de cargas

Loadings:

PA1 PA2

SEXOR

A3R	0.15	0.83
A4R	0.17	0.80
A5R	0.20	0.47
A6R	0.13	0.60
A7R		0.43
A8R		
A9R		
B1R		
B2AR	0.93	-0.12
B2BR	0.90	-0.14
B2CR	0.83	-0.14
B2DR	0.82	-0.17
B3R	0.62	
B8R		
B9R	0.19	
B11R	0.10	0.26

PA1 PA2

SS loadings	3.590	2.258
Proportion Var	0.211	0.133
Cumulative Var	0.211	0.344

**Comunalidades**

SEXO	A3R	A4R	A5R	A6R	A7R	A8R	A9R	B1R	B2AR	B2BR
0.00	0.72	0.67	0.26	0.37	0.19	0.00	0.00	0.01	0.88	0.83
B2CR	B2DR	B3R	B8R	B9R	B11R					
0.72	0.71	0.38	0.00	0.04	0.08					

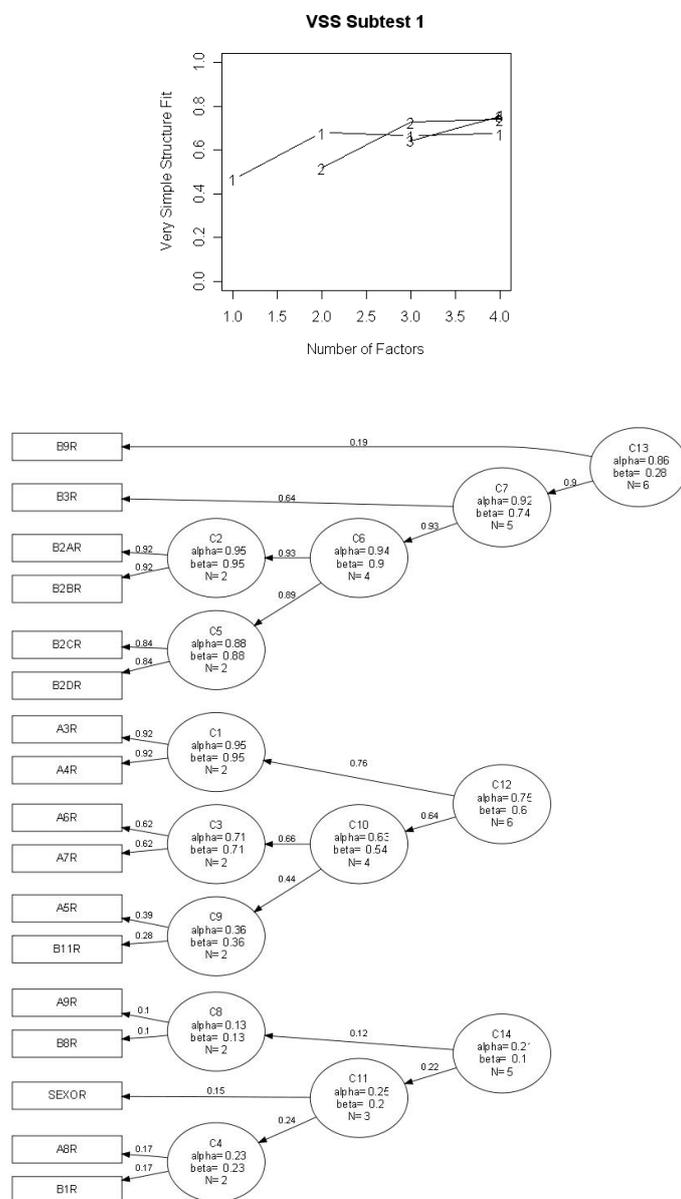


Figura C.2: Cluster de ítems subtest 1 completo basado en correlaciones de Pearson

## Resultados del análisis de FP (subtest 1 depurado)

### Valores propios

[1] 3.60 2.25 0.58 0.23 0.07 0.03 -0.04 -0.06 -0.08 -0.19 -0.22 -0.32

### Matriz de cargas

Loadings:

	PA1	PA2
A3R	0.15	0.84
A4R	0.17	0.80
A5R	0.20	0.47
A6R	0.13	0.60
A7R		0.42
B2AR	0.93	-0.12
B2BR	0.90	-0.14
B2CR	0.83	-0.14
B2DR	0.82	-0.17
B3R	0.62	
B9R	0.19	
B11R	0.10	0.26

	PA1	PA2
SS loadings	3.580	2.261
Proportion Var	0.298	0.188
Cumulative Var	0.298	0.487

### Comunalidades

A3R	A4R	A5R	A6R	A7R	B2AR	B2BR	B2CR	B2DR	B3R	B9R	B11R
0.72	0.67	0.26	0.37	0.19	0.89	0.83	0.72	0.71	0.38	0.04	0.08

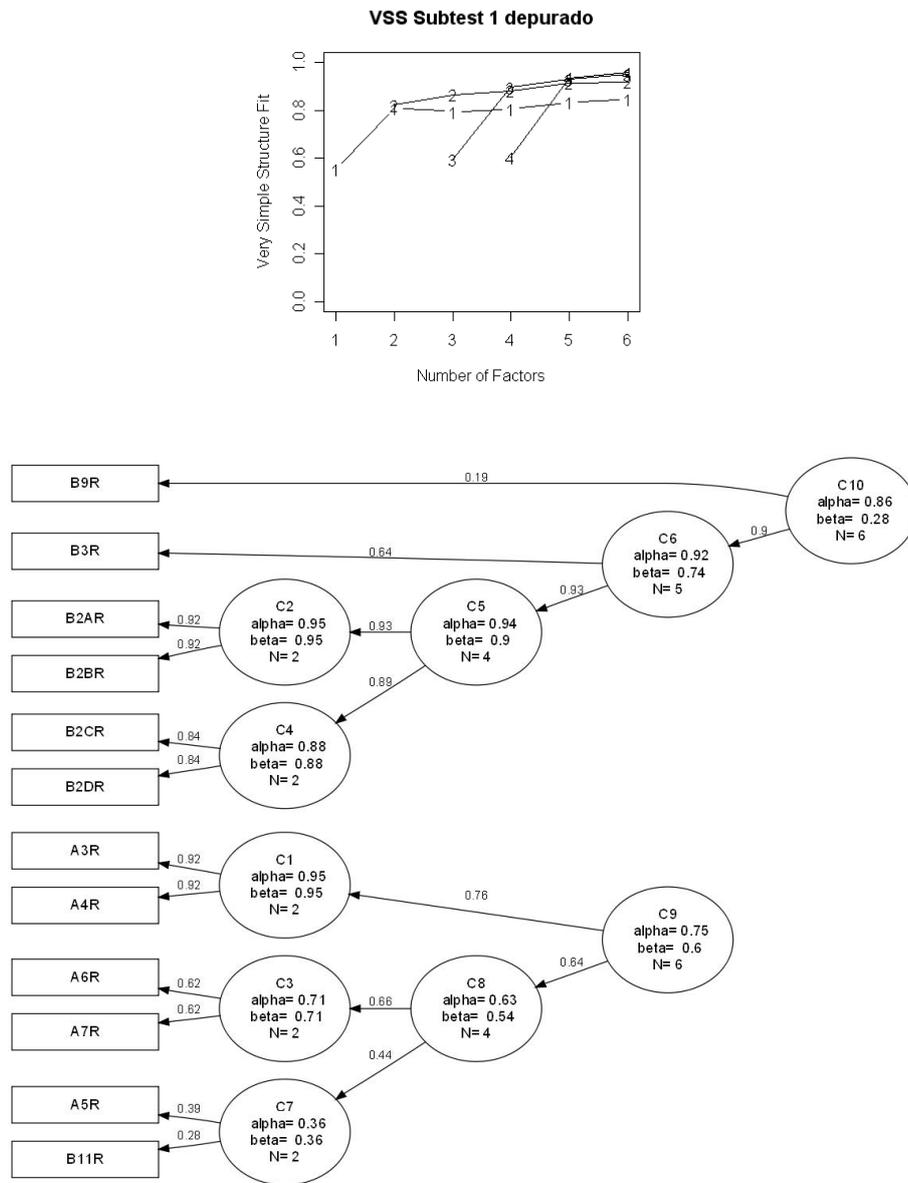


Figura C.3: Cluster de ítems subtest 1 depurado basado en correlaciones de Pearson

## C.3. Subtest 2

### C.3.1. Matriz de correlaciones tetracóricas

C1R	C2R	C3R	C4R	C5R	C6R	C7R	C8R	C9R	C10R	C11R	C12R	C13R	C14R	C15R	C16R	C17R	C18R	C19R	C20R	C21R	C22R	
C1R	1.00	Polydoric																				
C2R	0.54	1.00	Polydoric																			
C3R	0.36	0.23	1.00	Polydoric																		
C4R	0.22	0.06	0.35	1.00	Polydoric																	
C5R	0.10	0.05	-0.07	-0.16	1.00	Polydoric																
C6R	0.32	0.52	0.00	0.20	-0.02	1.00	Polydoric															
C7R	0.08	0.09	0.16	0.36	-0.01	0.22	1.00	Polydoric														
C8R	0.08	-0.02	0.22	0.52	-0.32	0.24	0.54	1.00	Polydoric													
C9R	0.30	0.30	0.12	0.03	0.03	0.30	0.15	0.17	1.00	Polydoric												
C10R	0.21	0.15	-0.16	0.01	0.37	0.18	-0.01	-0.04	0.03	1.00	Polydoric											
C11R	0.28	0.35	0.18	-0.09	0.08	0.19	0.42	-0.04	0.30	0.01	1.00	Polydoric										
C12R	0.26	0.23	0.20	0.09	0.05	0.22	0.06	0.19	0.57	0.06	0.42	1.00	Polydoric									
C13R	0.33	0.13	0.05	0.14	0.05	0.18	0.02	-0.09	0.11	0.11	0.09	0.04	1.00	Polydoric								
C14R	0.36	0.15	0.09	0.03	0.30	0.12	0.01	0.00	-0.02	0.23	0.14	0.05	0.07	1.00	Polydoric							
C15R	0.35	0.30	0.32	-0.06	0.01	0.23	-0.09	0.00	0.51	0.13	0.30	0.52	0.29	0.06	1.00	Polydoric	Polydoric	Polydoric	Polydoric	Polydoric	Polydoric	
C16R	0.04	0.10	-0.13	-0.12	0.31	0.08	0.03	-0.12	0.07	0.49	-0.15	-0.04	0.02	0.11	0.15	1.00	Polydoric	Polydoric	Polydoric	Polydoric	Polydoric	
C17R	-0.07	-0.15	0.30	0.60	-0.28	0.04	0.32	0.45	-0.12	-0.11	0.09	-0.01	0.11	-0.10	-0.06	-0.19	1.00	Polydoric	Polydoric	Polydoric	Polydoric	
C18R	-0.09	0.06	0.10	-0.31	0.00	0.06	0.03	-0.11	0.09	0.07	-0.11	0.22	0.19	-0.04	0.13	-0.05	-0.11	1.00	Polydoric	Polydoric	Polydoric	
C19R	0.17	0.24	-0.11	-0.10	0.13	0.28	-0.16	-0.15	0.03	0.22	0.07	-0.06	0.11	0.09	0.19	0.42	-0.34	0.07	1.00	Polydoric	Polydoric	
C20R	-0.03	-0.14	0.31	0.45	0.03	0.04	0.29	0.43	-0.18	0.16	-0.05	0.12	-0.18	0.05	-0.18	0.00	0.33	-0.26	-0.16	1.00	Polydoric	
C21R	0.11	0.06	0.44	0.70	-0.03	-0.04	0.29	0.38	-0.13	0.08	0.15	0.01	0.01	-0.11	-0.06	-0.09	0.51	-0.31	-0.27	0.43	1.00	
C22R	0.19	0.24	0.11	-0.02	0.07	0.10	0.03	0.07	0.17	0.16	0.03	0.12	0.02	0.10	0.23	0.26	-0.20	0.23	0.32	-0.07	0.10	1.00

Cuadro C.5: Matriz de correlaciones tetracóricas subtest 2

### C.3.2. Resultados basados en la matriz de correlaciones de Pearson

#### Resultados del ACP en los 3 primeros componentes

	comp1	comp2	comp3	coscuad1	coscuad2	coscuad3
C18R	-0,18	0,18	-0,27	0,03	0,03	0,07
C3R	-0,18	-0,43	-0,10	0,03	0,19	0,01
C7R	-0,07	-0,46	0,09	0,00	0,21	0,01
C8R	0,01	-0,59	0,05	0,00	0,35	0,00
C4R	0,03	-0,65	0,24	0,00	0,42	0,06
C21R	0,07	-0,55	0,24	0,00	0,30	0,06
C20R	0,13	-0,47	0,35	0,02	0,22	0,13
C17R	0,22	-0,60	0,01	0,05	0,35	0,00
C15R	-0,56	-0,07	-0,31	0,31	0,00	0,09
C2R	-0,54	-0,07	-0,03	0,29	0,01	0,00
C9R	-0,52	-0,13	-0,35	0,27	0,02	0,12
C1R	-0,51	-0,18	0,04	0,26	0,03	0,00
C12R	-0,46	-0,21	-0,34	0,21	0,04	0,11
C6R	-0,44	-0,18	0,01	0,19	0,03	0,00
C11R	-0,30	-0,17	-0,17	0,09	0,03	0,03
C13R	-0,28	-0,04	-0,06	0,08	0,00	0,00
C19R	-0,39	0,29	0,27	0,15	0,08	0,07
C22R	-0,38	0,05	0,13	0,15	0,00	0,02
C10R	-0,35	0,10	0,55	0,12	0,01	0,30
C16R	-0,31	0,23	0,53	0,10	0,05	0,28
C14R	-0,25	0,02	0,34	0,06	0,00	0,12
C5R	-0,24	0,24	0,42	0,06	0,06	0,18

comp: coordenadas de las variables en cada componente

coscuad: calidad de representación de la variable en cada componente

**Cuadro C.6:** Resultados del ACP para el subtest 2

	C1R	C2R	C3R	C4R	C5R	C6R	C7R	C8R	C9R	C10R	C11R	C12R	C13R	C14R	C15R	C16R	C17R	C18R	C19R	C20R	C21R	C22R
C1R	1,00	0,29	0,19	0,10	0,05	0,17	0,04	0,03	0,15	0,11	0,11	0,13	0,17	0,18	0,18	0,02	-0,03	-0,05	0,08	-0,01	0,04	0,10
C2R	0,29	1,00	0,13	0,03	0,03	0,19	0,05	-0,01	0,17	0,09	0,15	0,13	0,08	0,09	0,17	0,06	-0,08	0,04	0,15	-0,08	0,02	0,15
C3R	0,19	0,13	1,00	0,16	-0,04	0,00	0,08	0,11	0,06	-0,08	0,07	0,11	0,03	0,05	0,17	-0,07	0,16	0,05	-0,06	0,16	0,20	0,06
C4R	0,10	0,03	0,16	1,00	-0,07	0,10	0,17	0,27	0,01	0,00	-0,02	0,04	0,07	0,02	-0,02	0,33	-0,15	-0,05	0,23	0,38	-0,01	
C5R	0,05	0,03	-0,04	-0,07	1,00	-0,01	0,00	-0,17	0,02	0,23	0,03	0,03	0,03	0,19	0,01	0,19	-0,16	0,00	0,08	0,02	-0,01	0,04
C6R	0,17	0,19	0,00	0,10	-0,01	1,00	0,12	0,12	0,23	0,11	0,08	0,13	0,10	0,07	0,13	0,05	0,02	0,03	0,16	0,02	-0,02	0,06
C7R	0,04	0,05	0,08	0,17	0,00	0,12	1,00	0,30	0,08	0,00	0,19	0,03	0,01	0,01	-0,04	0,01	0,17	0,02	-0,09	0,15	0,12	0,02
C8R	0,03	-0,01	0,11	0,27	-0,17	0,12	0,30	1,00	0,09	-0,02	-0,01	0,10	-0,04	0,00	-0,06	0,25	-0,06	-0,08	0,24	0,17	0,04	
C9R	0,15	0,17	0,06	0,01	0,02	0,23	0,08	0,09	1,00	0,02	0,13	0,35	0,06	-0,01	0,31	0,04	-0,06	0,05	0,02	-0,08	-0,04	0,10
C10R	0,11	0,09	-0,08	0,00	0,23	0,11	0,00	-0,02	0,02	1,00	0,00	0,03	0,06	0,15	0,07	0,32	-0,06	0,04	0,14	0,09	0,03	0,10
C11R	0,11	0,15	0,07	-0,02	0,03	0,08	0,19	-0,01	0,13	0,00	1,00	0,19	0,04	0,06	0,13	-0,06	0,03	-0,04	0,03	-0,02	0,05	0,01
C12R	0,13	0,13	0,11	0,04	0,03	0,13	0,03	0,10	0,35	0,03	0,19	1,00	0,02	0,03	0,32	-0,02	-0,01	0,12	-0,03	0,06	0,00	0,07
C13R	0,17	0,08	0,03	0,07	0,03	0,10	0,01	-0,04	0,06	0,06	0,04	0,02	1,00	0,04	0,17	0,01	0,06	0,11	0,06	-0,09	0,00	0,01
C14R	0,18	0,09	0,05	0,02	0,19	0,07	0,01	0,00	-0,01	0,15	0,06	0,03	0,04	1,00	-0,04	0,07	-0,05	-0,02	0,06	0,03	-0,04	0,06
C15R	0,18	0,17	0,17	-0,02	0,01	0,13	-0,04	0,00	0,31	0,07	0,13	0,32	0,17	-0,04	1,00	0,08	-0,03	0,07	0,10	-0,08	-0,02	0,13
C16R	0,02	0,06	-0,07	-0,06	0,19	0,05	0,01	-0,06	0,04	0,32	-0,06	-0,02	0,01	0,07	0,08	1,00	-0,11	-0,03	0,28	0,00	-0,03	0,16
C17R	-0,03	-0,08	0,16	0,33	-0,16	0,02	0,17	0,25	-0,06	-0,06	0,03	-0,01	0,06	-0,05	-0,03	-0,11	1,00	-0,06	-0,20	0,18	0,24	-0,11
C18R	-0,05	0,04	0,05	-0,15	0,00	0,03	0,02	-0,06	0,05	0,04	-0,04	0,12	0,11	-0,02	0,07	-0,03	-0,06	1,00	0,05	-0,15	-0,13	0,13
C19R	0,08	0,15	-0,06	-0,05	0,08	0,16	-0,09	-0,08	0,02	0,14	0,03	-0,03	0,06	0,06	0,10	0,28	-0,20	0,05	1,00	-0,09	-0,11	0,20
C20R	-0,01	-0,08	0,16	0,23	0,02	0,02	0,15	0,24	-0,08	0,09	-0,02	0,06	-0,09	0,03	-0,08	0,00	0,18	-0,15	-0,09	1,00	0,19	-0,04
C21R	0,04	0,02	0,20	0,38	-0,01	-0,02	0,12	0,17	-0,04	0,03	0,05	0,00	0,00	-0,04	-0,02	-0,03	0,24	-0,13	-0,11	0,19	1,00	0,04
C22R	0,10	0,15	0,06	-0,01	0,04	0,06	0,02	0,04	0,10	0,10	0,01	0,07	0,01	0,06	0,13	0,16	-0,11	0,13	0,20	-0,04	0,04	1,00

Cuadro C.7: Matriz de correlaciones de Pearson del subtest 2

## Resultados del análisis de FP

### Valores propios

```
[1] 1.70 1.68 0.89 0.43 0.37 0.32 0.22 0.19 0.14 0.08
[15] 0.01 0.00 -0.05 -0.06 -0.11 -0.15 -0.17 -0.17 -0.19 -0.21 -0.30 -0.35
```

### Matriz de cargas

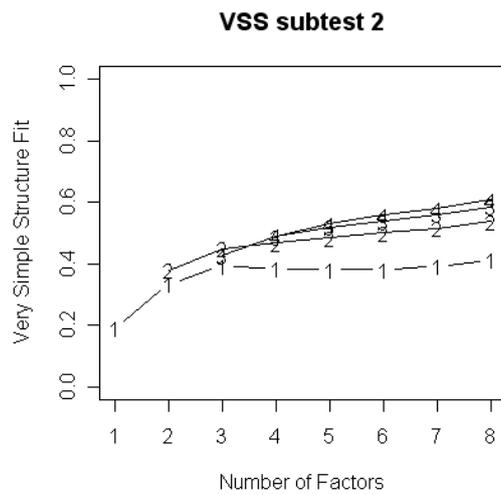
Loadings:

	PA1	PA2	PA3
C1R	-0.27	0.35	
C2R	-0.34	0.29	
C3R		0.36	
C4R	0.34	0.47	0.19
C5R	-0.26		0.28
C6R	-0.21	0.31	
C7R	0.15	0.32	
C8R	0.28	0.41	
C9R	-0.32	0.35	-0.27
C10R	-0.29		0.43
C11R	-0.12	0.23	-0.11
C12R	-0.24	0.37	-0.25
C13R	-0.16	0.14	
C14R	-0.16		0.21
C15R	-0.38	0.32	-0.22
C16R	-0.33		0.42
C17R	0.44	0.32	
C18R	-0.19		-0.15
C19R	-0.39		0.21
C20R	0.29	0.26	0.24
C21R	0.30	0.35	0.18
C22R	-0.27	0.13	

	PA1	PA2	PA3
SS loadings	1.713	1.688	0.891
Proportion Var	0.078	0.077	0.041
Cumulative Var	0.078	0.155	0.195

**Comunalidad**

C1R	C2R	C3R	C4R	C5R	C6R	C7R	C8R	C9R	C10R	C11R	C12R	C13R
0.19	0.20	0.14	0.38	0.15	0.14	0.13	0.24	0.29	0.28	0.08	0.26	0.05
C14R	C15R	C16R	C17R	C18R	C19R	C20R	C21R	C22R				
0.08	0.29	0.28	0.29	0.06	0.19	0.21	0.24	0.10				



Clusters de ítems

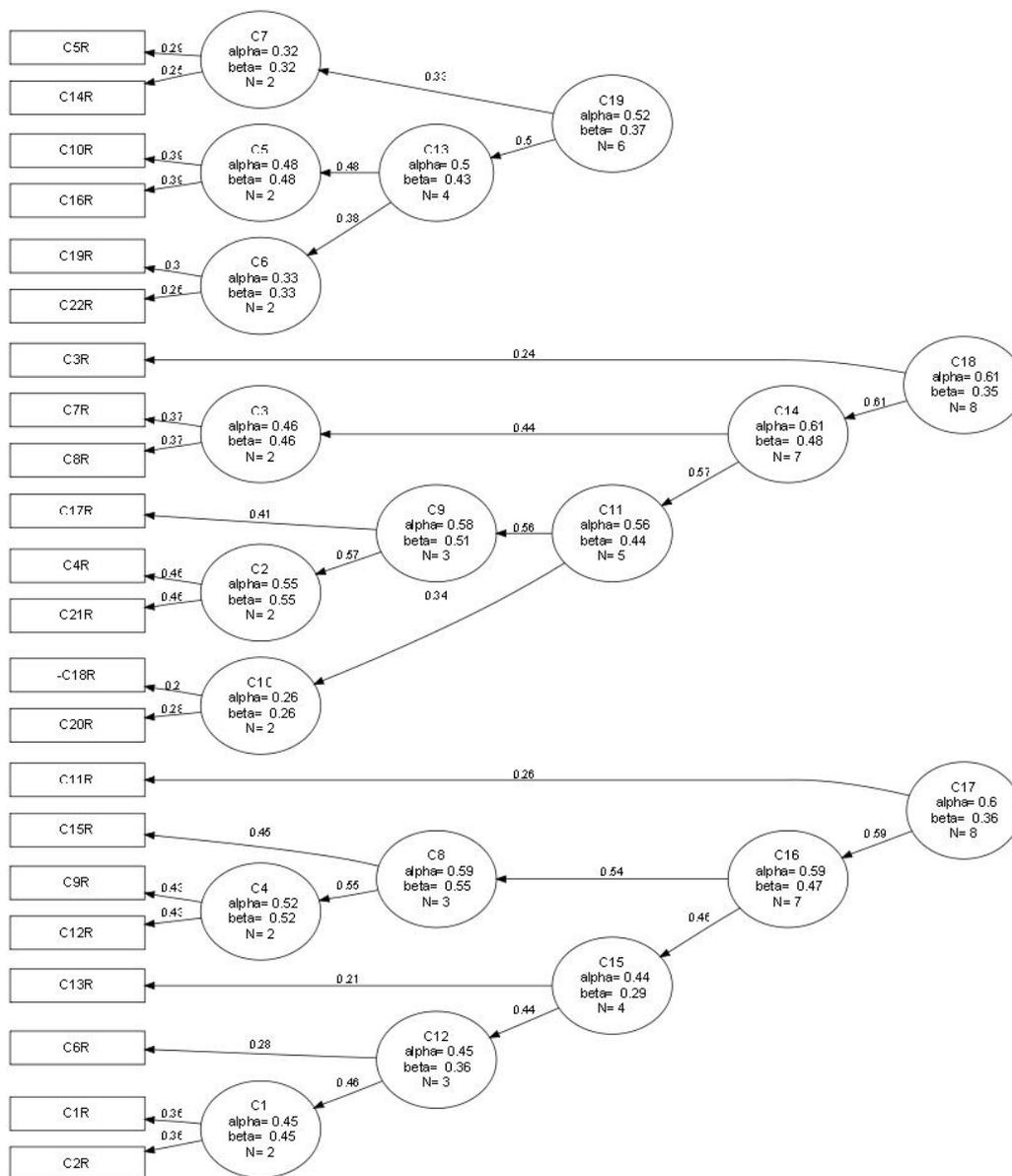


Figura C.4: Cluster de ítems subtest 2 basado en correlaciones de Pearson

# Tipología de Hogares

---

En este capítulo se analizarán las características socioeconómicas de los hogares encuestados en el área metropolitana, teniendo como objetivo la construcción de una tipología de los mismos que servirá como insumo en el estudio de las relaciones existentes con las restantes dimensiones a considerar en el presente trabajo. Cabe recordar que dichos hogares pertenecen a zonas de intervención del Programa Infamilia que son por definición zonas vulnerables.

## D.1. Análisis Descriptivo de los Datos

Dada la información disponible en la encuesta a hogares se seleccionaron un conjunto de variable para describir la situación socioeconómica de los mismos en el área metropolitana. En esta sección se presentará una breve descripción de dichas variables y las recodificaciones realizadas a las mismas.

Para evaluar la composición de los hogares se trabajó con las variables “Tipo de Hogar” y “Tamaño del Hogar” cuyas distribuciones se presentan en los cuadros D.1 y D.2. Para una mejor interpretación de la intervención de esta última en la construcción de la tipología se agrupó su recorrido en 2 categorías, “2 a 5 personas” y “6 o más personas”, lo que permite

	N	%
<b>Monoparental</b>	200	11,8
<b>Nuclear</b>	1023	60,3
<b>Ext/Comp - Monoparental</b>	187	11,0
<b>Ext/Comp - Biparental</b>	286	16,9
<b>Total</b>	1696	100

**Cuadro D.1:** *Tipo de Hogar*

diferenciar a los hogares más numerosos.

	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	Total
<b>N</b>	48	343	486	355	214	116	75	31	16	7	4	1	1696
<b>%</b>	2,8	20,2	28,7	20,9	12,6	6,8	4,4	1,8	0,9	0,4	0,2	0,1	100

**Cuadro D.2:** *Tamaño del Hogar*

Para resumir el nivel de equipamiento disponible en los hogares se construyó un “Índice de Tenencia de Electrodomésticos” aplicando un Análisis de Correspondencia Múltiple que se presenta en la sección E. Se obtuvo un índice que ordena a los hogares según el equipamiento que disponen, en un rango que va de -1.07 a 1.35, donde los valores negativos representan un nivel de equipamiento “precario”, los cercanos a cero un nivel “básico” y los positivos un “buen” nivel de equipamiento. Se trabajó, como variable de resumen, con el quintil de la distribución del índice al cual pertenece el hogar (ver cuadro D.3).

	N	%
<b>1º Quintil</b>	480	28,3
<b>2º Quintil</b>	265	15,6
<b>3º Quintil</b>	314	18,5
<b>4º Quintil</b>	299	17,6
<b>5º Quintil</b>	338	19,9
<b>Total</b>	1696	100,0

**Cuadro D.3:** *Cantidad de Hogares por Quintil de Equipamiento*

Respecto a las Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI) que presentan los hogares, dada la información disponible sólo se pueden evaluar 3 de ellas:

- NBI Baño, incluye a los hogares sin servicio sanitario y/o sin sistema de evacuación y/o sin descarga instantánea de agua
- NBI Agua, incluye a los hogares que utilizan para beber y cocinar con origen en aljibes, cachimbas u otros
- NBI Hacinamiento, incluye a los hogares con más de 2 personas por habitación (sin considerar cocina y baño)

Teniendo en cuenta las frecuencias que se presentan en el cuadro D.4 se decidió no considerar la variable NBI.Agua en el análisis.

	NBI.Baño	NBI.Agua	NBI.Hacinamiento
<b>Si</b>	289	4	401
<b>No</b>	1407	1690	1295
<b>NC</b>	0	2	0

**Cuadro D.4:** Existencia de NBI

El Ingreso del hogar fue relevado considerando 17 tramos de ingreso, pero por tratarse de una variable de difícil relevamiento y que presenta bajas frecuencia en algunos tramos se decide reagrupar considerando solamente 5 tramos, los mismos se presentan en el cuadro D.5 junto con sus correspondientes frecuencias. En dicho cuadro también se observa que un 6% de los hogares no aportan información respecto al ingreso percibido por el mismo en el último mes, se decidió considerar esta categoría como válida por tratarse de esta variable.

	N	%
<b>0-1.999</b>	293	17,3
<b>2.000 - 3.999</b>	524	30,9
<b>4.000 - 5.999</b>	378	22,3
<b>6.000 - 9.999</b>	269	15,9
<b>10.000 y más</b>	131	7,7
<b>NS/NC</b>	101	6,0
<b>Total</b>	1696	100,0

**Cuadro D.5:** Tramos de Ingreso

Para describir la situación ocupacional del hogar se seleccionaron 2 variables: la “Situación Ocupacional del Jefe de Hogar” y la “Situación Ocupacional del Referente Femenino”. La segunda describe la situación del referente femenino del hogar, ya sea este el jefe o su conyuge. Definiéndola de esta forma están incluidas como referentes las madres del 90% de los menores de 18 años considerados, el restante 10% se divide en un 5,5% que no viven en el hogar y un 4,5% que tiene otro parentezco con el jefe que no fue considerado. Por otro lado es de particular interés diferenciar en este caso, dentro de la población inactiva, ha quienes realizan las tareas del hogar y nunca trabajaron.

Respecto al Nivel Educativo del Hogar, dados los objetivos planteados en este trabajo, es de interés considerar los niveles alcanzados por los padres de los menores de 18 años de edad por lo cual se descartó el uso del Indicador Clima Educativo del Hogar (promedio de

*D. Tipología de Hogares*

	N	%
<b>PEA.ocup sin restricciones</b>	639	37,7
<b>PEA.ocup con restricciones</b>	171	10,1
<b>PEA.desocupados</b>	185	10,9
<b>PEI</b>	701	41,3
<b>Total</b>	1696	100,0

**Cuadro D.6:** *Situación Ocupacional del Jefe de Hogar*

	N	%
<b>PEA.ocup sin restricciones</b>	214	12,6
<b>PEA.ocup con restricciones</b>	218	12,9
<b>PEA.desocupados</b>	293	17,3
<b>PEI.quien realiza las tareas del hogar y nunca trabajó</b>	458	27,0
<b>PEI.otros</b>	438	25,8
<b>No corresponde</b>	75	4,4
<b>Total</b>	1696	100,0

**Cuadro D.7:** *Situación Ocupacional del Referente Femenino*

años de estudio de los integrantes mayores de 18 años). Se consideraron distintas alternativas y se optó por el máximo de años de educación entre el jefe y su conyuge dado que este

	N	%
<b>Primaria</b>	729	43,0
<b>Secundaria</b>	863	50,9
<b>Superior</b>	104	6,1
<b>Total</b>	1696	100,0

**Cuadro D.8:** *Máximo Nivel Educativo entre Jefe y Conyuge*

agrega que el 65 % de los padres de los menores también se ubica en estos roles existiendo un 32 % que no viven en el hogar.

indicador no oculta, como lo haría el promedio, niveles altos de educación de uno de los conyuges cuando los niveles alcanzados por los mismos son muy distintos. Se decidió trabajar con esta variable recodificada por nivel educativo alcanzado, sin distinguir si este fue completado o no, como se presenta en el cuadro D.8.

Cabe aclarar, como se citó en el párrafo anterior, que las madres del 90 % de los menores 18 años cumplen el rol de jefe de hogar o conyuge del mismo y a esto se

## D.2. Construcción de la Tipología de Hogares

Para poder evaluar las asociaciones existentes entre los resultados obtenidos en el IPCG y las características de los hogares considerados, interesa construir una tipología de los hogares pertenecientes a las zonas de Infamilia en el área metropolitana. Con

este objetivo se aplicó un Análisis de Correspondencia Múltiple (ACM) considerando como variable activas el tipo de hogar, el tamaño del hogar, el quintil de equipamiento, la tenencia de automóvil, las NBI's hacinamiento y baño, la situación ocupacional del jefe de hogar y el máximo nivel educativo alcanzado entre jefe y conyuge. Además se consideraron como suplementarias en el análisis las variables tramos de ingreso, ya que define casi exclusivamente el primer eje si se la considera como variable activa, y situación ocupacional del referente femenino, dado que esta última no se considera habitualmente en la caracterización de hogares pero es de gran importancia al momento de analizar los resultados obtenidos en el IPCG.

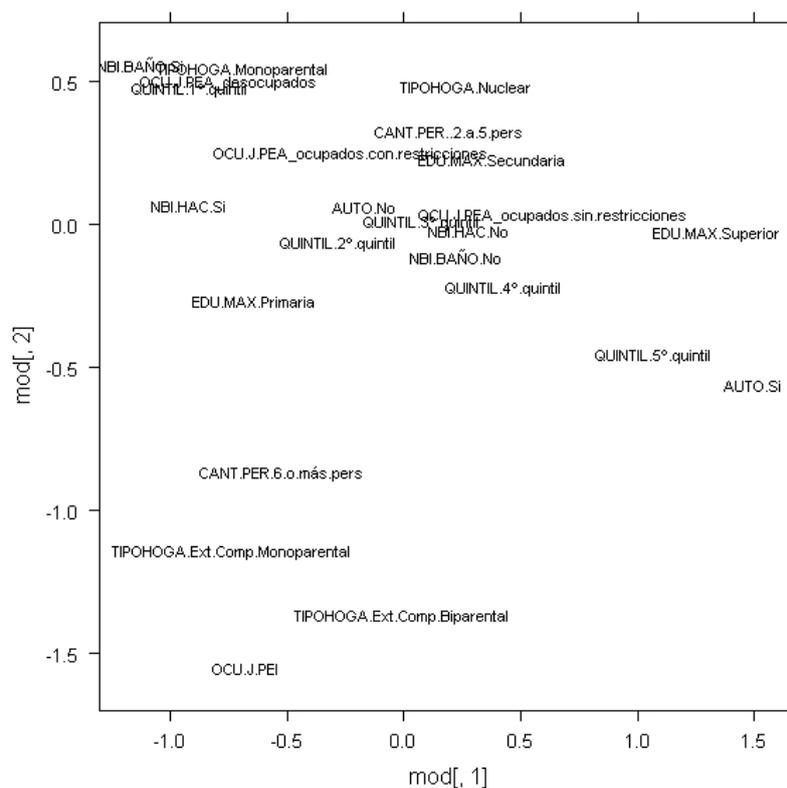
En el primer plano factorial se explica un 77,5% de la inercia de la nube de las modalidades según el indicador de Benzecri. Si se considera el indicador de Greenacre el primer plano factorial explica sólo un 34,3%, acumulándose más del 70% recién con 6 ejes factoriales.

Dado que participan muchas modalidades en este análisis la calidad de representación de las mismas en los ejes seleccionados son bajas. Las modalidades que se encuentran mejor representadas en el primer eje, con cosenos cuadrados entre 0,12 y 0,33, son: primer y quinto quintil de equipamiento, tenencia de automóvil, NBI baño y hacinamiento, nivel educativo, ocupados sin restricciones. Dichas modalidades contribuyen en un 80% a la inercia del eje.

En el segundo eje factorial las modalidades que están mejor representadas presentan cosenos cuadrados entre 0,16 y 0,38 y las mismas son: tipo de hogar nuclear, ext-comp monoparental y biparental, tamaño del hogar y situación ocupacional inactivo, contribuyendo a la inercia del eje con un 76%.

Las modalidades que quedan mal representadas en el plano son: tipo de hogar monoparental, situación ocupacional desocupado y ocupado con restricciones y del segundo al cuarto quintil de equipamiento.

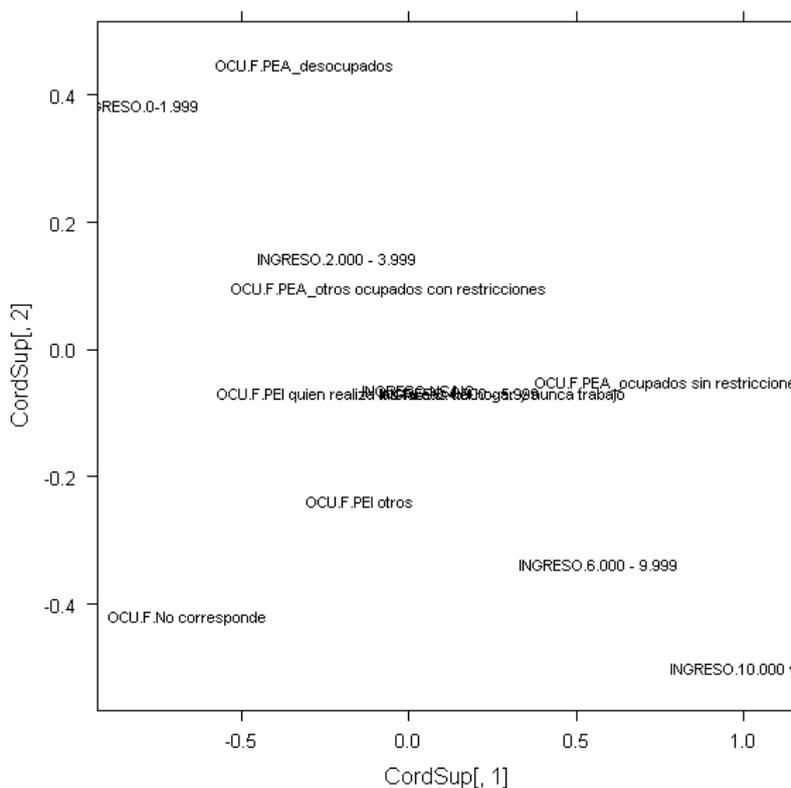
Como se observa en la figura D.1, el primer eje factorial discrimina a los hogares según nivel socioeconómico ya que los valores negativos se asocian a la presencia de NBI's, al primer quintil de equipamiento y a que el máximo nivel educativo alcanzado por el jefe y/o su conyuge es primaria, mientras que los positivos están asociados a la tenencia de automóvil, a el quinto quintil de equipamiento, nivel educativo superior y ocupados sin restricciones.



**Figura D.1:** Proyección de las modalidades activas en el plano

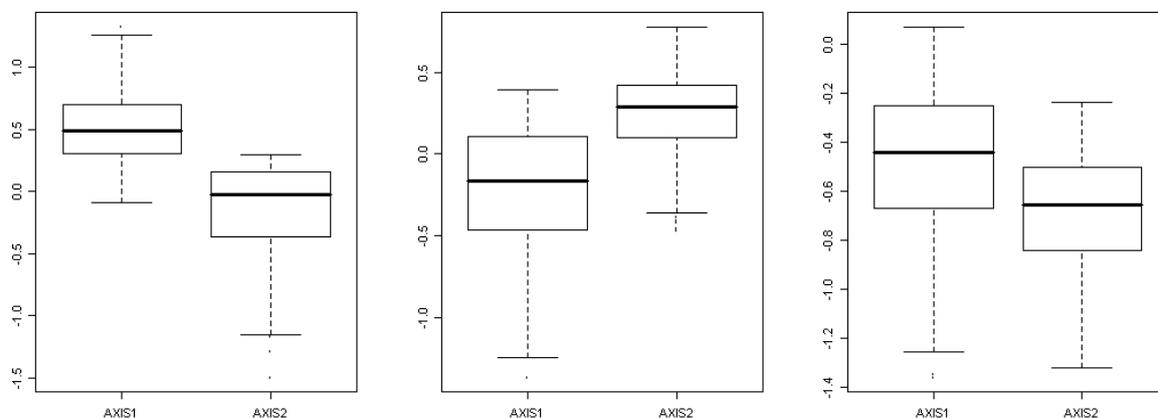
El segundo eje factorial discrimina a los hogares según su composición, ya que se asocian a los valores negativos del mismo los hogares extendidos o compuestos con 6 o más personas y con jefes de hogar inactivos. El otro extremo se asocia con los hogares nucleares de 2 a 5 personas.

Por otro lado, la figura D.2 muestra la proyección de las modalidades suplementarias en el plano, donde se observa que los tramos de ingreso quedan ordenados en forma coherente con el nivel socio económico que representa el primer eje, así como también se asocia la situación ocupacional del referente femenino ocupado sin restricciones a niveles socio económicos altos. En el segundo eje las modalidades suplementarias quedan baricentricas, se puede destacar que los valores positivos del mismo están asociados con referentes femeninos desocupados.



**Figura D.2:** Proyección de las modalidades suplementarias en el plano

Utilizando como insumo las proyecciones de los hogares en el primer plano factorial se aplica un análisis de cluster por el Método del Vecino más Lejano. Considerando los indicadores R cuadrado, seudoT y seudoF se obtienen 3 grupos de hogares. El primer grupo esta formado por 555 hogares, el segundo por 918 y el tercero por 223.



**Figura D.3:** *Boxplot de los factores por cluster de hogares*

Previo a la interpretación de los grupos obtenidos vale recordar que los hogares considerados pertenecen a zonas del programa Infamilia que por definición son zonas carenciadas, por esto cuando nos referimos a niveles socioeconómicos más altos debe interpretarse en forma relativa a este contexto y no a la población en general. En la figura D.3 se observa que el primer grupo está compuesto por los hogares con nivel socioeconómico más alto, de tamaño medio y en su mayoría biparentales (nucleares o extendidos-compuestos); el segundo grupo se forma por hogares de nivel socioeconómico medio-bajo que se caracterizan por ser de menor tamaño que los restantes, incluyendo a la mayoría de los hogares monoparentales y gran parte de los nucleares; el tercero se forma con los hogares que presentan niveles socioeconómicos más bajos y son más numerosos que los restantes.

En conclusión se obtiene un primer grupo de hogares en mejores condiciones generales para la crianza de los niños, un segundo grupo intermedio que socioeconómicamente es medio-bajo con hogares de tamaño chico y un último grupo en peores condiciones que contiene a los hogares de mayor tamaño con nivel socioeconómico bajo.

# Índice de Tenencia de Electrodomésticos

Con el objetivo de caracterizar el equipamiento con el que cuenta el hogar a través de un único indicador de resumen, se implementó un análisis de correspondencia múltiple con las siguientes variables:

	Calefón	Calentador de agua	Refrigerador	TV color	TV para abonados	Video-casetero	Lavadora	Microondas	PC	Internet	Teléfono (f/m)
<b>SI</b>	910	347	1451	1523	261	332	709	242	94	40	844
<b>NO</b>	786	1349	245	173	1435	1364	987	1454	1602	1656	852

**Cuadro E.1:** Frecuencias de las modalidades

Las variables computadora (PC) e internet se trataron como suplementarias, ya que si se consideran como activas definen exclusivamente el primer eje. Esto se debe a que presentan baja frecuencia en la modalidad “SI”. Excluyendo dichas variables de la determinación de los ejes de inercia, la variable “calentador instantáneo de agua” sigue quedando mal representada en el primer eje y define exclusivamente el segundo, por lo que se la consideró también como suplementaria. De esta forma resulta que el primer eje factorial explica el 99,9% de la

	Inercia Inercia	Inercia Acum	Benzecri Acum	Greenacre Acum
<b>1</b>	0,36	0,36	0,999	0,799
<b>2</b>	0,13	0,49	1	1
<b>3</b>	0,11	0,60	1	1
<b>4</b>	0,09	0,69	1	1
<b>5</b>	0,09	0,78	1	1
<b>6</b>	0,08	0,86	1	1
<b>7</b>	0,08	0,94	1	1
<b>8</b>	0,06	1,00	1	1

**Cuadro E.2:** Inercias

inercia de la nube según Benzecri y la calidad de representación de todas las variables consideradas es aceptable (ver cuadros E.2 y E.3).

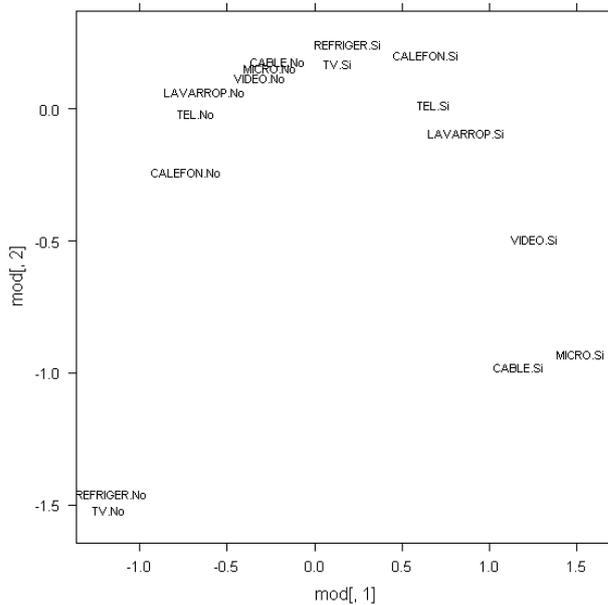
	masa	Inercia	Coord	Contr	Cos2
<b>CALEFON.Si</b>	0,067	0,058	0,635	0,075	0,467
<b>CALEFON.No</b>	0,058	0,067	-0,735	0,087	0,467
<b>REFRIGER.Si</b>	0,107	0,018	0,196	0,011	0,227
<b>REFRIGER.No</b>	0,018	0,107	-1,161	0,068	0,227
<b>TV.Si</b>	0,112	0,013	0,133	0,006	0,156
<b>TV.No</b>	0,013	0,112	-1,173	0,049	0,156
<b>CABLE.Si</b>	0,019	0,106	1,168	0,073	0,248
<b>CABLE.No</b>	0,106	0,019	-0,212	0,013	0,248
<b>VIDEO.Si</b>	0,024	0,101	1,261	0,108	0,387
<b>VIDEO.No</b>	0,101	0,024	-0,307	0,026	0,387
<b>LAVARROP.Si</b>	0,052	0,073	0,870	0,110	0,544
<b>LAVARROP.No</b>	0,073	0,052	-0,625	0,079	0,544
<b>MICRO.Si</b>	0,018	0,107	1,520	0,115	0,385
<b>MICRO.No</b>	0,107	0,018	-0,253	0,019	0,385
<b>TEL.Si</b>	0,062	0,063	0,683	0,081	0,463
<b>TEL.No</b>	0,063	0,062	-0,677	0,080	0,463

**Cuadro E.3:** *Indicadores de las proyecciones de las modalidades en el primer eje factorial*

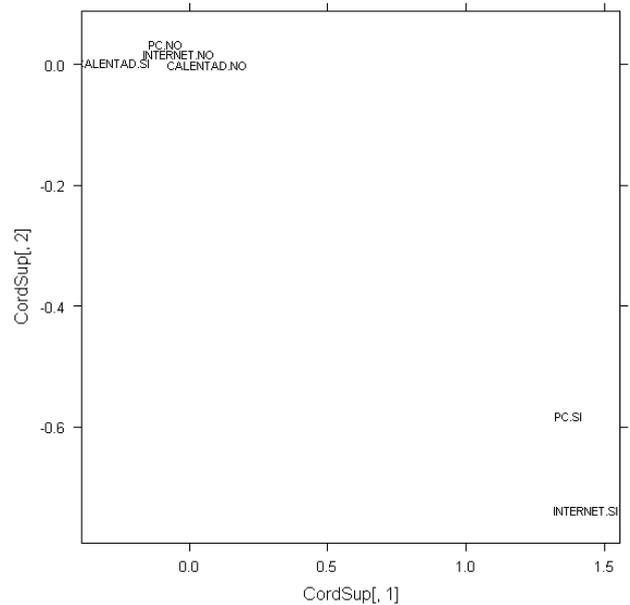
### **Interpretación del primer eje factorial**

En la figura E.1 se observa que para todas las variables la modalidad “NO” se asocia con valores negativos del factor y por lo contrario la modalidad “SI” con valores positivos. Las modalidades que más contribuyen a la inercia del eje y están asociadas a valores negativos del factor son la “NO” tenencia de calefón, teléfono (fijo o móvil) y lavarropas. A estas le siguen en contribución la “NO” tenencia de refrigerador y TV color siendo estas las que presentan valores más pequeños. Asociadas a valores altos positivos del factor las modalidades que más contribuyen a la inercia del eje son “SI” microondas ,lavarropas y videocasetero. A estas le siguen, con valores más cercanos a cero, la modalidad “SI” teléfono

(fijo o móvil), calefón y TV para abonados. Las categorías “SI” de tenencia de refrigerador y TV color, y la “NO” tenencia de TV para abonados, videocasetero y microondas, son baricéntricas, es decir, se ubican cercanas al origen y por lo tanto son las que menos contribuyen a la inercia del factor.



**Figura E.1:** *Proyección de las modalidades activas en el plano*



**Figura E.2:** *Proyección de las modalidades suplementarias en el plano*

Respecto a la proyección de las modalidades suplementarias en el plano (ver figura E.2), la “NO” tenencia PC y acceso a Internet se ubican cercanas al origen del primer eje, mientras que las modalidades “SI” de estas variables toman valores positivos altos en el factor. Por otra parte, la proyección de la variable calentador instantáneo del agua es baricéntrica, ubicándose la modalidad “NO” en los valores positivos y la “SI” en los negativos.

De este análisis surge que, el primer factor resume la información respecto al equipamiento del hogar, ordenando a los hogares según el equipamiento que disponen, en un rango que va de -1.07 a 1.35, valores asociados a un equipamiento “precario” y “bueno” respectivamente. Por otro lado, como era esperable la tenencia de PC e Internet, además de ser

### *E. Índice de Tenencia de Electrodomésticos*

---

modalidades raras (de baja frecuencia), se asocian con un “muy buen” nivel de equipamiento del hogar.

---

## Apéndice F

# Asociaciones entre factores de riesgo

---

### Frecuencias de los factores de riesgo para el desarrollo psicomotor

SEXO	ASISTE.PREESCOLAR
Masculino :312	Si:200
Femenino :330	No:442

EDAD	ORDEN EN LA FRATRÍA
1:159	1 :196
2:161	2 :174
3:164	3 :127
4:158	4 : 67
	5 y más: 78

TIPO DE HOGAR	CANTIDAD DE PERSONAS
Monoparental : 74	2 a 5 pers :374
Nuclear :380	6 o más pers:268
Ext/Comp-Monoparental: 72	
Ext/Comp-Biparental :116	

MENORES DE 14	EDUCACIÓN MÁXIMA
1 :113	Primaria :279
2 :186	Secundaria:342
3 :157	Superior : 21
4 : 75	
5 o más:111	

*F. Asociaciones entre factores de riesgo*

---

OCUPACIÓN DEL JEFE

Ocupados sin restricciones:229

Ocupados con restricciones:253

Desocupados : 77

Inactivos : 83

OCUPACIÓN FEMENINA

Ocupados otros :151

Ocup. Servicio Doméstico : 42

Desocupados : 97

Inactivos :330

No hay referente femenino: 22

CLUSTER

Grupo 1 :151

Grupo 2 :368

Grupo 3 :123

	FACTOR 1	FACTOR 2	CLUSTERS	SEXO	EDAD	ORDEN	PREESCOLAR	TIPOHOGA	CANT.PER	MENORESI4	EDU.MAX	OCU.J	OCU.F	PUNTAJE1	PUNTAJE2	PUNTAJE	
FACTOR 1	1.000	Pearson	Polyserial	Polyserial	Pearson	Polyserial	Pearson	Pearson	Pearson	Pearson							
FACTOR 2	0.044	1.000	Polyserial	Polyserial	Pearson	Polyserial	Pearson	Pearson	Pearson	Pearson							
CLUSTERS	-0.745	-0.327	1.000	Polychoric	Polyserial	Polychoric											
SEXO	-0.047	0.053	0.030	1.000	Polyserial	Polychoric											
EDAD	0.002	0.131	-0.039	0.091	1.000	Polyserial	Pearson	Pearson	Pearson	Pearson							
ORDEN	-0.376	-0.005	0.128	0.008	-0.096	1.000	Polychoric										
PREESCOLAR	-0.134	-0.011	0.116	-0.013	-0.363	0.159	1.000	Polychoric									
TIPOHOGA	0.111	-0.721	0.152	-0.087	-0.133	-0.277	0.018	1.000	Polychoric								
CANT.PER	-0.496	-0.674	0.438	-0.097	-0.072	0.650	0.119	0.472	1.000	Polychoric							
MENORESI4	-0.461	-0.119	0.259	-0.057	0.010	0.845	0.140	-0.105	0.786	1.000	Polychoric						
EDU.MAX	0.680	0.252	-0.551	-0.103	0.017	-0.147	-0.107	-0.056	-0.274	-0.186	1.000	Polychoric	Polychoric	Polychoric	Polychoric	Polychoric	Polychoric
OCU.J	-0.386	0.053	0.385	0.050	0.018	0.084	0.040	-0.103	0.115	0.099	-0.182	1.000	Polychoric	Polychoric	Polychoric	Polychoric	Polychoric
OCU.F	-0.168	-0.241	0.211	0.050	-0.045	0.041	0.100	0.134	0.210	0.116	-0.269	-0.015	1.000	Polyserial	Polyserial	Polyserial	Polyserial
PUNTAJE1	-0.259	-0.063	0.138	-0.028	0.003	0.222	0.037	-0.092	0.154	0.254	-0.166	0.162	0.133	1.000	Polyserial	Polyserial	Polyserial
PUNTAJE2	-0.220	-0.055	0.209	-0.074	-0.010	0.158	0.008	0.048	0.167	0.188	-0.211	0.030	0.035	0.102	1.000	Polyserial	Polyserial
PUNTAJE	-0.323	-0.076	0.250	-0.072	-0.003	0.253	0.027	-0.031	0.213	0.292	-0.253	0.130	0.112	0.712	0.770	1	

**Cuadro F.1: Matriz de correlaciones entre factores de riesgo**

# Índice de figuras

---

1.1. Diagrama del diseño muestral . . . . .	13
4.1. Distribuciones por sexo y edad según distintas fuentes de información. Niños de 1 a 4 años . . . . .	53
4.2. Distribuciones por sexo y edad. Niños de 1,5 a 4 años . . . . .	54
5.1. Densidades de los puntajes del IPCG . . . . .	57
5.2. VSS del subtest 1 depurado . . . . .	61
5.3. Cluster subtest 1 depurado . . . . .	63
5.4. VSS del subtest 2 . . . . .	66
5.5. Cluster subtest 2 . . . . .	69
5.6. Importancia de los componentes. Subtest 1. . . . .	71
5.7. Proyección de las variables del subtest 1 en el plano principal . . . . .	72
5.8. Importancia de los componentes. Subtest 2. . . . .	73
5.9. Proyección de las variables del subtest 2 en el espacio formado por los 3 componentes . . . . .	74
6.1. Densidades de los puntajes del IPCG por categoría de desarrollo psicomotor	78
6.2. Densidades de los puntajes del IPCG por grupos de hogares . . . . .	80
6.3. Densidades de los puntajes del IPCG por sexo . . . . .	81
B.1. Segmentos censales descartados y zonas Infamilia. Montevideo. . . . .	93
B.2. Segmentos censales descartados y zonas Infamilia. Pando. . . . .	94
B.3. Segmentos censales descartados y zonas Infamilia. Las Piedras. . . . .	95

C.1. Clusters de ítems subtest 1 completo . . . . .	103
C.2. Cluster de ítems subtest 1 completo basado en correlaciones de Pearson . .	107
C.3. Cluster de ítems subtest 1 depurado basado en correlaciones de Pearson . .	109
C.4. Cluster de ítems subtest 2 basado en correlaciones de Pearson . . . . .	115
D.1. Proyección de las modalidades activas en el plano . . . . .	121
D.2. Proyección de las modalidades suplementarias en el plano . . . . .	122
D.3. Boxplot de los factores por cluster de hogares . . . . .	123
E.1. Proyección de las modalidades activas en el plano . . . . .	126
E.2. Proyección de las modalidades suplementarias en el plano . . . . .	126

# Índice de cuadros

---

1.1. Cantidad de hogares con menores de 18 años de edad en las zonas infamilia. Universo y muestra . . . . .	11
3.1. Tabla tetracórica con proporción de individuos en cada categoría . . . . .	29
4.1. Distribución de la cantidad de hogares por departamento . . . . .	50
5.1. $\alpha$ de Crombach y promedio de las correlaciones entre ítems . . . . .	56
5.2. Influencia de los ítems en la consistencia interna . . . . .	58
5.3. Resumen de resultados para el subtest 1 depurado . . . . .	64
5.4. Influencia de los ítems en la consistencia interna . . . . .	65
5.5. Resumen de resultados para el subtest 2 . . . . .	70
6.1. Resultados de los Test de Desarrollo Psicomotor . . . . .	77
6.2. Correlaciones entre IPCG y Tests de Desarrollo Psicomotor . . . . .	78
A.1. Items considerandos en la IPCG por área temática. . . . .	90
B.1. Tamaño poblacional y muestral por zona de intervención. Tasas de Muestreo. . . . .	92
B.2. Distribución las variables seleccionadas a nivel poblacional y muestral . . . . .	96
B.3. Resultados del test Chi-cuadrado . . . . .	97
B.4. Porcentaje de datos perdidos por ítem . . . . .	97
C.1. Frecuencias absolutas y relativas de los ítems . . . . .	99
C.2. Matriz de correlaciones tetracóricas del subtest 1 . . . . .	100
C.3. Matriz de correlaciones de Pearson del subtest 1 . . . . .	104

C.4. Factores e indicadores resultantes en el ACP para el subtest 1 . . . . .	105
C.5. Matriz de correlaciones tetracóricas subtest 2 . . . . .	110
C.6. Resultados del ACP para el subtest 2 . . . . .	111
C.7. Matriz de correlaciones de Pearson del subtest 2 . . . . .	112
D.1. Tipo de Hogar . . . . .	116
D.2. Tamaño del Hogar . . . . .	117
D.3. Cantidad de Hogares por Quintil de Equipamiento . . . . .	117
D.4. Existencia de NBI . . . . .	118
D.5. Tramos de Ingreso . . . . .	118
D.6. Situación Ocupacional del Jefe de Hogar . . . . .	119
D.7. Situación Ocupacional del Referente Femenino . . . . .	119
D.8. Máximo Nivel Educativo entre Jefe y Conyuge . . . . .	119
E.1. Frecuencias de las modalidades . . . . .	124
E.2. Inercias . . . . .	124
E.3. Indicadores de las proyecciones de las modalidades en el primer eje factorial	125
F.1. Matriz de correlaciones entre factores de riesgo . . . . .	130