



## Población y Salud en Mesoamérica

Revista electrónica publicada por el  
Centro Centroamericano de Población,  
Universidad de Costa Rica, 2060 San José, Costa Rica  
<http://ccp.ucr.ac.cr>

---

### **Población y Salud en Mesoamérica**

**Revista electrónica semestral, ISSN-1659-0201**

Volumen 9, número 1, artículo 1

Julio - diciembre, 2011

Publicado 1 de julio, 2011

<http://ccp.ucr.ac.cr/revista/>

**Control y presión al comer en madres de preescolares costarricenses, y su relación con la clase social, la escolaridad, las prácticas de alimentación temprana y el índice de masa corporal de sus hijos e hijas.**

*Alejandro Chacón-Villalobos*



Protegido bajo licencia Creative Commons

Centro Centroamericano de Población

## **Control y presión al comer en madres de preescolares costarricenses, y su relación con la clase social, la escolaridad, las prácticas de alimentación temprana y el índice de masa corporal de sus hijos e hijas**

**Control and pressure when eating in mothers of Costa Rican preschoolers, and its relationship with social class, schooling, early feeding practices of and body mass index of their sons and daughters**

*Alejandro Chacón-Villalobos<sup>1</sup>*

### **RESUMEN**

El objetivo planteado en este trabajo fue el de caracterizar la presión y el control al comer que ejercen madres de preescolares costarricenses de clase alta y baja, evaluando relaciones con el IMC de sus hijos, el tipo de lactancia, la ablactación, la escolaridad de la madre y su dedicación al hogar. Para ello se solicitó a 102 madres de clase alta y 121 de clase baja completar una encuesta validada ( $\alpha$  de Cronbach de 0,7) basada en escalas de Likert, para cuantificar, además de la información general requerida, los niveles de control y presión. Adicionalmente, se determinó el IMC según género de sus hijos preescolares (102 niños de clase alta y 103 de clase baja). Para el estudio de los datos se utilizaron pruebas de t-Student y análisis de varianza, así como correlaciones y evaluaciones de chi cuadrado. Se estableció una tendencia al sobrepeso en ambos sexos en la clase alta, la cual contrasta con las niñas pobres quienes tienden al bajo peso. Se evidenció una mayor frecuencia de trabajo fuera del hogar en la clase baja ( $p=0,008$ ), siendo la introducción de alimentos sólidos más temprana ( $p=0,04$ ). La leche materna fue la opción más empleada en ambas clases sociales para el neonato. Ambas clases mostraron “control” y “presión” altas, especialmente entre las madres de clase social baja que trabajan fuera del hogar ( $p=0,0001$ ). Ambos parámetros correlacionan de manera positiva moderada ( $r=0,44$ ;  $\alpha=0,05$ ). La correlación es más fuerte entre la clase alta ( $r=0,54$ ), sobre todo en las niñas ( $r=0,6$ ).

**Palabras claves:** Control al comer, presión al comer, crianza, antropometría, preescolares

### **ABSTRACT**

The purpose of this work was to characterize the pressure and control when eating that mothers of Costa Rican preschoolers of high and lower class exert, evaluating relationships with the IMC of children, the type of lactancy, the ablactation, the schooling of the mother and her degree of dedication to housework. Mothers of high class ( $n=101$ ) and lower class ( $n=121$ ) were asked to complete a validated survey (Cronbach's  $\alpha = 0.7$ ) based on Likert Scale questions, to quantify, besides the required general information, the levels of control and pressure. Additionally, the IMC was determined for their preschooler sons and daughters (95 children of high class and 99 of low class). For the study of the data, t-Student tests, analyses of variance, correlations and evaluations of chi square were used. An overweight tendency in children of both sexes was detected in the high class, which contrasts with girls of a lower class (lower weight). A greater frequency of work outside the household was demonstrated for the low class ( $p=0.008$ ), being the introduction of solid food earlier as well ( $p=0.04$ ). Maternal milk was used more often for both social classes for the newborn. Both classes showed high “control” and “pressure”, especially between the mothers of lower class who work outside the household ( $p=0.0001$ ). Both parameters correlate in a moderated positive way ( $r=0.44$ ;  $\alpha=0.05$ ). The correlation is stronger between the high class ( $r=0.54$ ), mainly when dealing with preschool girls ( $r=0.6$ ).

**Keywords:** Control when eating, pressure when eating, parenting, anthropometry, preschoolers

**Recibido: 4 abr. 2011**

**Aprobado: 13 may. 2011**

---

<sup>1</sup> Universidad de Costa Rica, Estación Experimental “Alfredo Volio Mata”. COSTA RICA  
alejandro.chacon@ucr.ac.cr

## 1. INTRODUCCIÓN

Los hábitos de consumo de alimentos en los niños se encuentran profundamente influenciados por el contexto cultural, afectivo y socioeconómico (Seer et al., 1996; Cullen et al., 2000; Menella & Beauchamp, 2005; Patrick & Nicklas, 2005). A partir de los 3 años, comer es un acto que deja de ser reflejo, siendo influenciado por estímulos ambientales y culturales complejos (Patrick & Nicklas, 2005). Para los menores, comer es una experiencia preeminente social, donde forjan comportamientos a través de las interacciones con el ambiente y con los demás (Birch, 1980; Jansen & Tenney, 2000; Birch & Fisher, 2006). La formación de preferencias y hábitos alimentarios es, de hecho, un proceso mediado más por la experiencia y su marco circunstancial, que por la genética (Eertmans et al., 2001; Benton, 2003; Menella et al., 2005), estableciéndose firmemente patrones duraderos de por vida a una edad de entre 4 a 5 años (Daniels et al., 2009).

El poder adquisitivo tiene una incidencia directa en la cantidad, frecuencia y diversidad de los alimentos a los que el niño se ve expuesto desde el nacimiento (Bowman & Harris; 2003; Young et al., 2004). Está muy relacionado además con el nivel cultural de los padres, sus valores, y con su estilo de educar (Phillips, 2003; Lumeng et al., 2005).

En el núcleo familiar, es la actitud de la madre la que afecta determinadamente los hábitos de los menores (Liem & Menella; 2003; Birch & Fisher, 2006; Maier et al., 2007). En casi todas las sociedades su opinión prevalece en cuanto a qué alimentos llegan a la mesa, cómo estos se preparan, en qué porciones y horarios se sirven (Fisher et al., 2002; Gidding et al., 2005), y en cuál es el grado de control y presión que se ejerce sobre los hijos durante su ingesta (Chanto & Umaña, 1997; Robinson, 2000; Benton, 2003; Liem & Menella; 2003; Birch & Fisher, 2006). Existe una relación importante entre los estilos de crianza y el origen étnico, la clase social y la educación de la madre (Faith et al., 2003; Kroller & Warschburger, 2009).

La influencia del marco sociocultural de la madre afecta incluso los hábitos alimentarios del infante durante la vida intrauterina y lactancia materna (Menella & Beauchamp, 1998; Birch, 1999). Cerca de la fecha de su nacimiento, se estima que un feto traga alrededor de un litro de fluido amniótico al día, exponiéndose así no solo a sabores, sino a sensaciones odoríferas que son un reflejo de la diversidad de la dieta de su madre (Menella & Beauchamp, 1998). El mismo fenómeno se da durante la lactancia materna, donde el sabor de la leche acusa los hábitos de alimentación maternos (Castillo et al., 2005). Es posible que la sustitución de la leche materna con fórmula, de hecho limite una amplia gama de estímulos sensoriales tempranos (Menella, 1995; Birch, 2000; Gerrish & Menella, 2001, Hausner et al., 2010). El momento y la forma en que se da la ablactación del menor es importante también, pues constituye una segunda instancia de modificación de la percepción (Cerro et al., 2002; Birch & Fisher, 2006). Ablactaciones antes del cuarto mes suelen relacionarse con riesgo de obesidad (Philips, 2003), mientras aquellas por arriba de los 9 meses se asocian con baja aceptación de alimentos con texturas irregulares y acentuada dureza (Coulthard et al., 2009).

Concretada la ablactación, el ambiente de consumo de alimentos se vuelve una función del estilo de crianza adoptado, ya sea este permisivo (sin que medie una estructura de control o presión),

autoritativo (firme pero comprensivo y negociador) o bien autoritario (firme y sin contemplaciones, utilizando alto control y presión) (Patrick & Nicklas, 2005; Van Strien et al., 2009). Idealmente el estilo autoritativo es el más recomendable para el menor, al brindar soporte emocional, apropiada autonomía, y comunicación bidireccional (Morton *et al.*, 1999; Johnson, 2000; Joyce & Zimmer-Gembeck, 2009); así los padres determinan qué alimentos estarán disponibles y en qué momentos, mientras que los niños establecen cuáles serán comidos y en qué cantidades (Baughcum *et al.*, 2001; Faith *et al.*, 2003; Patrick & Nicklas, 2005; Birch & Fisher, 2006; Hoerr *et al.*, 2009; Van Strien *et al.*, 2009). Esta conducta no es la más frecuente (Daniels *et al.*, 2009), caracterizándose las poblaciones latinoamericanas por estilos más cercanos al autoritario, donde la presión y el control al comer suele ser altos (Kaiser *et al.*, 1999), especialmente entre menor sea la escolaridad de los padres, su edad y su poder adquisitivo (Arredondo et al., 2006).

Un rol muy autoritario previene que el infante aprenda a autorregular su ingesta con base en la saciedad, promoviendo la obesidad y el consumo desenfrenado, incluso sin hambre, cuando no se está bajo supervisión (Peña *et al.*, 2001; Cerro *et al.*, 2002; Benton, 2003; Birch & Fisher, 2006; Hoerr *et al.*, 2009; Joyce & Zimmer-Gembeck, 2009). La restricción excesiva suele orientarse por lo general a reducir la ingesta de ciertos alimentos, pero no a promover alimentos sustitutos sanos, orientándose el control y la presión hacia la “imposición” y no a la “opción” (Klesges *et al.*, 1991; Birch & Fisher, 2006). Por otro lado, un modelo permisivo basado en que los niños escogerán por sí mismos alimentos saludables, abre la puerta a selecciones pobres basadas en la palatabilidad, optándose en consecuencia por alimentos altos en sodio, grasa y azúcar (Klesges *et al.*, 1991; Hoerr *et al.*, 2009). Las repercusiones de estilos permisivos y autoritarios son muy importantes en niños, especialmente al considerar que la mayoría del sobrepeso ganado antes de alcanzada la pubertad se obtiene alrededor de los 5 años de edad, principalmente en las niñas (Daniels *et al.*, 2009). El género del menor podría, de hecho, tener repercusiones en el estilo de alimentación, siendo posible que en madres latinas se asocie la imagen regordeta del varón como símbolo de robustez y salud (Contento *et al.*, 2003), mientras que en niñas se idealicen más estereotipos de una imagen de gracilidad y delgadez (Cullen & Zakeri, 2004; Arredondo *et al.*, 2006).

Este trabajo presentó como primer objetivo el caracterizar antropométricamente en cuanto a talla, peso e índice de masa corporal a las poblaciones de preescolares costarricenses de dos clases sociales sometidas a estudio, estableciendo su idoneidad, así como comparaciones e inferencias. Adicionalmente, se pretendió caracterizar y comparar la escolaridad, los hábitos de trabajo, ablactación y lactancia materna de las madres según clase social. Finalmente, se procuró describir la presión y el control que ejercen las madres de ambos grupos sociales, estableciendo *a posteriori* comparaciones interclase, así como posibles relaciones con la antropometría infantil y las características de las madres.

## 2. DATOS Y MÉTODOS

### 2.1 Localización y sujetos de estudio

El proceso de investigación se llevó a cabo entre enero y diciembre del año 2010, reclutándose a los participantes en centros preescolares de la meseta central costarricense. Se seleccionaron centros educativos localizados en zonas de pobreza no extrema, así como ubicados en zonas de mayor nivel económico (clase media/alta a alta), siendo el evidente contraste de ubicación y naturaleza de la institución educativa el principal determinante. Por medio de la coordinación con las educadoras de los centros de enseñanza, se efectuó una verificación cruzada de la realidad socioeconómica de los participantes, previo consentimiento, para evitar incongruencias o casos especiales. Participaron 223 madres en total, de las cuales 102 pertenecían a la clase social alta y 121 a la clase social baja. Con el debido consentimiento informado de sus apoderados legales, se efectuaron mediciones antropométricas entre los hijos de las participantes, esto para 102 niños de clase alta y 103 de la clase baja. Por motivos de ética, la participación en las mediciones antropométricas estaba sujeta a la voluntad del niño o niña, no obligándosele si no manifestaba deseos de cooperar. Esto explica la diferencia de individuos entre muestras.

### 2.2 Métodos

#### 2.2.1 Obtención de los datos.

##### 2.2.1.1 Actitudes de control y presión en las madres de niños preescolares.

Para evaluar la actitudes de control y presión de las madres se emplearon cuestionarios de actitud basados en escalas ordinales aditivas tipo “Likert” (Faith & Kerns, 2005; Powers, 2005).

Con base en ítems recomendados, depurados y validados por Baughcum *et al.* (2001), Fisher *et al.* (2002), Fisher & Birch, (2002) y Powers (2005), se adaptó en forma preliminar un cuestionario de actitud de escalas ordinales aditivas, según los procedimientos descritos por Elejabarrieta & Iñiguez (1984), Fernández *et al.* (2003), Alvarado *et al.* (2005), Fernández de Pinedo (2007) y Maier *et al.* (2007). Con la herramienta se pretendía evaluar dos categorías de actitudes: “presión maternal al comer” y “control maternal al comer”. Cada categoría abarcó originalmente 5 ítems, cada uno de los cuales empleó una escala de 5 puntos de respuesta cerrada que varió entre los extremos “totalmente en desacuerdo” y “totalmente de acuerdo”.

El cuestionario propuesto se sometió a una corroboración preliminar de validez y fiabilidad. Con esta intención, se aplicó preliminarmente a 50 madres de niños y niñas preescolares (Fernández *et al.*; 2003), diferentes a aquellas cuyos hijos estuvieron posteriormente involucrados en el estudio, tal y como lo recomienda Rodríguez (2007).

Obtenidos los datos de la evaluación preliminar, se procedió a la estimación del coeficiente de correlación interna  $\alpha$  de Cronbach, que indicó el grado de unidimensionalidad (correlación de ítems) de la escala (Fernández *et al.*, 2003). Los resultados permitieron a la vez establecer la

validez (homogeneidad) de los constructos (categorías), por medio de un análisis exploratorio de factores para toda la herramienta. Se empleó como método de extracción un análisis de componentes principales, aplicando como herramienta de rotación el método de Varimax con una normalización de Kaiser, esto para establecer como están conformados los factores, según recomienda Rodríguez (2007). Se empleó en todos los casos el software estadístico SPSS versión 18.0.

Efectuado todo el proceso de depuración de los ítems que componían cada categoría, se obtuvo finalmente una herramienta con un valor de  $\alpha=0,76$ . En ella, la subescala “presión maternal al comer” mostró  $\alpha= 0,70$  y la subescala “control maternal al comer” presentó  $\alpha=0,72$ . Investigaciones como las efectuadas por Baughcum *et al.* (2001), Fisher *et al.* (2002), Fisher & Birch, (2002) y Powers (2005) reportan resultados para el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach que oscilan alrededor de 0,7-0,8 al emplear estas escalas, lo que significa que las mismas caracterizan de manera adecuada las actitudes evaluadas, considerándose en este estudio un valor superior a 0,70 como altamente confiable para un nivel de significancia de 0,01 (Blanco & Alvarado, 2005; Rodríguez, 2007). La herramienta definitiva que se utilizó en la obtención de los datos se muestra en el Cuadro 1. En este, las preguntas 1 a 5 estuvieron destinadas a detallar información sobre la presión materna al momento de comer el infante, mientras los ítems del 6 al 9 caracterizaban el control materno en el mismo momento.

**Cuadro 1. Ítems consultados en la encuesta a las madres para evaluar las categorías “presión al comer” y “control al comer”.**

Ítems asociados a la presión al comer	Ítems asociados al control al comer
1. Mi hijo o hija siempre debería comerse toda la comida que se le sirve en el plato.	6. Si mi hijo o hija no comiera estando yo presente es posible que coma menos de lo que debería comer.
2. Aunque mi hijo o hija diga que no tiene hambre a la hora de la comida, trato de que se coma algo de todos modos.	7. Si yo no estoy pendiente y no vigilo a mi hijo o hija en lo que come, se llenaría comiendo comida chatarra o <i>puras cochinadas</i> <sup>a</sup> .
3. Si mi hijo o hija no come lo suficiente, es recomendable regañarlo o ponerle algún castigo para que coma la cantidad adecuada.	8. Si yo no estoy pendiente y no vigilo a mi hijo o hija durante las comidas que le sirvo, solo se comería las cosas que le gustan y dejaría las que no le gustan.
4. Mi hijo o hija se tiene que comer toda su comida antes de que pueda comerse algún postre o golosina.	9. Yo debo decidir a qué horas es que mi hijo o hija debe comer sus comidas.
5. Me enojo si mi hijo o hija no come suficiente.	
a. Expresión del argot popular costarricense para referirse a alimentos asumidos por el interlocutor como de dudosa calidad nutricional, y que no son vistos como “comida de verdad”. Se emplea en muchas ocasiones en forma peyorativa al hacer referencia a las golosinas y snacks producidos industrialmente, y especialmente en momentos cuando los niños pretenden consumirlas como sustituto de la “comida de verdad”.	

Además de los ítems destinados a caracterizar el control y la presión, la herramienta incluyó otras preguntas útiles para caracterizar a la población meta, tales como la escolaridad de las madres (Powers, 2005), su edad y dedicación al hogar (Rodríguez, 2007), método de alimentación durante los primeros 6 meses de vida de su hijo o hija (Birch & Fisher, 2006) y en qué momento se introdujeron los alimentos sólidos (Alvarado *et al.*, 2005).

La herramienta validada se aplicó a las madres por medio del método de entrevista presencial (Elejabarrieta & Iñiguez, 1984), aprovechándose el mismo momento en que se firmaron los consentimientos informados requeridos para efectuar las mediciones antropométricas de los menores.

### **2.2.1.2 Determinaciones antropométricas de los menores.**

Para todos los niños y niñas que cumplieron satisfactoriamente los requerimientos de consentimiento informado, y que manifestaron deseo expreso de participar voluntariamente, se registró la fecha de nacimiento y el género, asignándoseles un código alfanumérico arbitrario por medio del cual se identificó al menor y, por correspondencia, también a sus madres.

Posteriormente, los infantes fueron pesados ( $\pm 0,1$  kg) y medidos ( $\pm 0,5$  cm) de modo tal que se lograra determinar su índice de masa corporal según recomiendan Bell & Tepper (2006) y Lohman *et al.* (1991). Se siguió para ello los procedimientos sugeridos por la Organización de las Naciones Unidas (1988) y Lohman *et al.* (1991), teniendo especial cuidado en que los infantes se encontraran descalzos, sin exceso de vestimenta y que mantuviesen una postura derecha, con los talones juntos y sin flexionar las rodillas (Bell & Tepper, 2006). Esta actividad fue introducida en términos de participar en un juego, de modo que esto generara empatía y disposición (Macklin & Michleit, 1989; Noll *et al.*, 1990; Menella *et al.*, 2005; Popper & Kroll, 2003; Lumeng *et al.*, 2005).

En las determinaciones antropométricas se utilizó una balanza portátil modelo **Taylor 7009 Electronic Lithium Scale**, así como una escala métrica de 1,70 m en forma de caricatura y adherida en la pared del espacio de evaluación de turno. Se prefirió este sistema de medición del peso y la estatura por sobre el uso de un estadímetro pediátrico con balanza, dado que el mismo podría ser asociado por los infantes con ambientes hospitalarios y con procedimientos médicos.

## **2.2.2 Evaluación estadística**

Se empleó el software estadístico PASW Statistics versión 18 para todas las evaluaciones de los datos que se detallan a continuación.

### **2.2.2.1 Información general.**

Pruebas de Chi cuadrado ( $\alpha=0,05$ ) se emplearon para establecer diferencias entre las frecuencias de los diferentes parámetros de interés como la dedicación al hogar y el tipo de lactancia durante los primeros 6 meses, según clase social.

Análisis de varianza ( $\alpha=0,05$ ), se emplearon con la intención de establecer diferencias entre las edades de ablactación según su clase social y género.

Correlaciones fueron efectuadas entre el nivel educativo de las madres, su edad, el tipo de lactancia, la edad de ablactación y el índice de masa corporal de los infantes ( $\alpha=0,05$ ).

Se realizaron pruebas de t-Student para establecer si existe una diferencia en la edad de ablactación según la madre trabaje exclusivamente en el hogar o no, y para las medias de la edad de ablactación entre las dos clases sociales ( $\alpha=0,05$ ).

### ***2.2.2.2 Actitudes de control y presión en las madres de niños preescolares.***

Se ejecutó un análisis de varianza con un modelo lineal multivariado, empleando los estadísticos de control y presión como variables, y dos niveles: clase social y sexo como factores intersujetos ( $\alpha=0,05$ ).

Correlaciones varias fueron efectuadas entre las actitudes de presión y control entre sí, así como para la relación de éstas con parámetros tales como la educación de la madre, el género y clase social de los niños y su índice de masa corporal ( $\alpha=0,05$ ).

Se realizaron pruebas de t-Student para establecer si existía una diferencia en el nivel de la presión y el control según la madre trabaje exclusivamente en el hogar o no ( $\alpha=0,05$ ).

### ***2.2.2.3 Datos antropométricos de los menores.***

Pruebas de t-Student ( $\alpha=0,05$ ) se emplearon para revelar diferencias estadísticas entre las medias de los diferentes parámetros (peso, talla, índice de masa corporal) entre los niños agrupados según las dos clases sociales en estudio.

Análisis de Varianza en un modelo de clasificación de una vía ( $\alpha=0,05$ ), seguidos de pruebas *post hoc* de Gabriel y GT2 de Hochberg para tamaños de muestra desiguales ( $\alpha=0,05$ ), se emplearon para evidenciar diferencias estadísticas entre los diferentes parámetros (peso, talla, índice de masa corporal) de los niños agrupados según sexo y clase social.

Para establecer la idoneidad de los parámetros de peso, talla e índice de masa corporal de los diferentes grupos de infantes, se emplearon las tablas de percentiles para el índice de masa corporal y patrones de crecimiento según edad, peso y talla para niños y niñas de 2 a 5 años de la Organización Mundial de la Salud (2010).



### 3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

#### 3.1 Descripción general y antropométrica de la población infantil evaluada.

La población infantil sujeta a estudio, y que completó satisfactoriamente el proceso, presentó una edad media general de 5,2 años; siendo esta media de 5,1 años en la clase alta y 5,3 años en la clase baja. Como se mencionó en la introducción, esta edad preescolar representa un momento de la vida donde las actitudes derivadas del ambiente familiar se encuentran establecidas en ambos géneros (Daniels et al., 2009). Este parámetro fue consistente entre las dos clases sociales sujetas a estudio, pues una prueba de t-Student para muestras independientes no reveló una diferencia estadística ( $p=0,089$ ) entre las medias de la edad. El Cuadro 2 resume la distribución de la población evaluada en todos los aspectos.

**Cuadro 2 Distribución de la población infantil participante en las evaluaciones.**

Clase Social	Género
Baja n=103	Femenino: n=62
	Masculino: n=41
Alta n=102	Femenino: n=57
	Masculino: n=45

Fuente: Cálculos propios

La población global se caracterizó por poseer, en promedio, una altura de 1,09 m ( $\sigma=0,06$ ) y un peso de 18,6 kg ( $\sigma=3,6$ ), medidas que arrojaron un índice de masa corporal (IMC) medio de 15,4 kg/m<sup>2</sup>. Como era de esperar, la altura tendía a ser una medida con una menor variabilidad expresada en términos de la desviación estándar observada en comparación con el peso. Según las tablas de percentiles de IMC por edad para niñas y para niños de la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2010), las que son aplicables independientemente del estatus socioeconómico y la localización geográfica, el valor de 15,4 kg/m<sup>2</sup> fue considerado como normal para ambos sexos, encontrándose en los alrededores del percentil 50 en ambos casos. No obstante, una evaluación tan generalizada no permite detallar diferencias relacionadas con la clase social y el género.

Una prueba de t-Student para muestras independientes reveló una diferencia estadística confiable entre el IMC medio (M) de los infantes de la clase alta ( $M=15,9$  kg/m<sup>2</sup>;  $\sigma=2,33$ ) y aquellos de la clase baja ( $M=14,9$  kg/m<sup>2</sup>;  $\sigma=1,78$ ), con una significancia de  $p=0,001$ . Esto sin efectuar aun distinciones de género. Ambas clases sociales mantuvieron índices de masa corporal entre el percentil 50 y 85 de las tablas, por lo cual, tanto para niños y niñas, se estaba dentro de los intervalos considerados como normales, existiendo eso sí una tendencia a un mayor IMC entre la

clase alta. Esta tendencia hacia un índice de masa corporal más elevado entre las clases sociales más altas, está en concordancia con los hallazgos efectuados por otros investigadores en países latinoamericanos afines como Guatemala (Groeneveld *et al.*, 2007) y Venezuela (Díaz *et al.*, 2002). Interesantemente, en países desarrollados como Estados Unidos o Alemania, la tendencia parece ser la contraria, al presentar los niños pertenecientes a clases sociales bajas o grupos de minorías los índices de masa corporal más elevados (Powers, 2005; Zeeb *et al.*, 2005; Samani & McCarthy, 2010). Aspectos culturales, así como la mayor disponibilidad de alimentos “chatarra” a precios muy accesibles en los países desarrollados, pueden tener especulativamente una relación con estos hallazgos.

Se consideró la variable género dentro de la evaluación del IMC, con la intención de hacer un mejor uso de las tablas de percentiles de la OMS que están diseñadas con esta condición en mente. Con esta finalidad se efectuó un análisis de varianza ( $\alpha=0,05$ ) para las medias del IMC de los niños y niñas según clase social (dos niveles de clase social con dos niveles de género), el cual fue seguido de pruebas *post hoc* de Gabriel y GT2 de Hochberg al 95% de confianza. Estas pruebas son recomendadas para tamaños de muestra desiguales y son menos conservadoras que el test de Scheffé; la prueba de HSD de Tuckey no considera, a pesar de su poder, este tipo de desigualdades (Stevens, 1999).

El análisis de varianza mostró la existencia de una diferencia significativa para las categorías evaluadas en el modelo ( $p=0,004$ ,  $F= 4,49$ ;  $gl=3$ ). El Cuadro 3 muestra la naturaleza de las diferencias establecidas por ambas pruebas *post hoc*, cuyo resultado fue coincidente.

**Cuadro 3 Diferencias establecidas para el índice de masa corporal de los niños y niñas de ambas clases sociales.**

Categoría	Media (kg/m <sup>2</sup> ) <sup>1</sup>	Desviación (kg/m <sup>2</sup> )
Niñas clase baja	14,9 <sup>b</sup>	1,884
Niños clase baja	15,1 <sup>ab</sup>	1,553
Niñas clase alta	16,0 <sup>ab</sup>	2,260
Niños clase alta	16,2 <sup>a</sup>	2,965

1. Letras diferentes indican diferencias significativas entre medias establecidas por pruebas de Gabriel y GT2 de Hochberg al 95% de confianza.

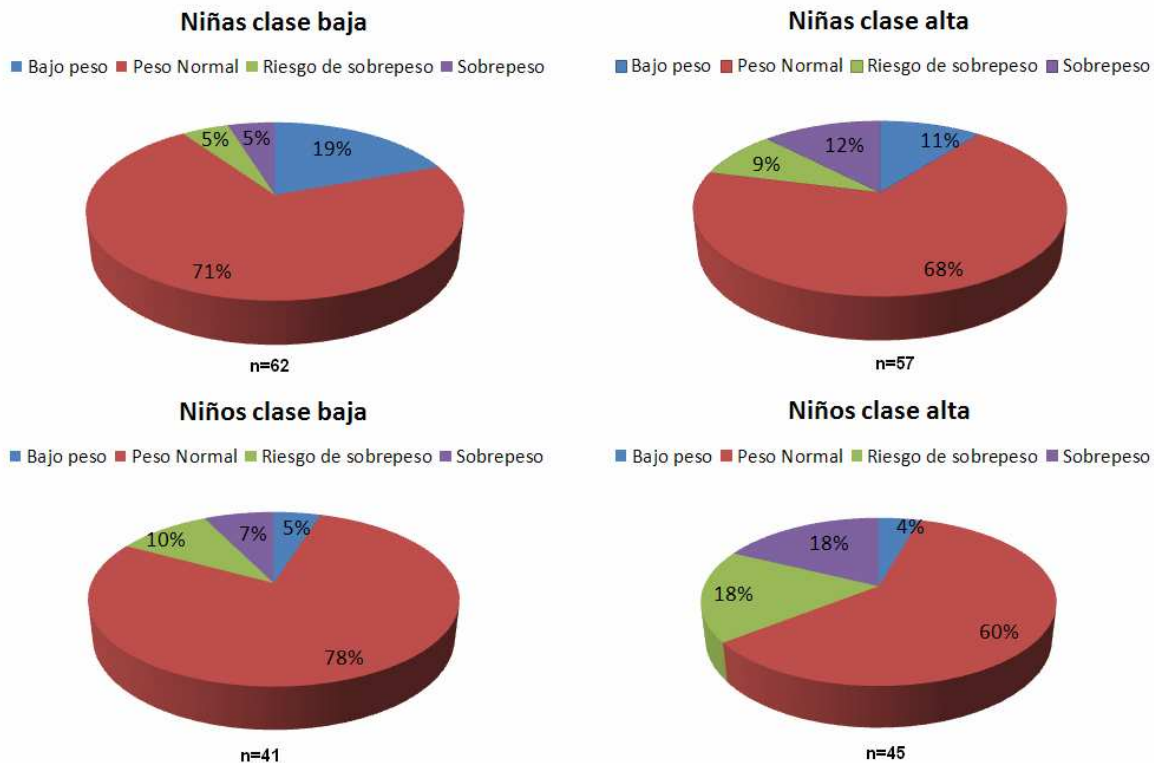
Fuente: Cálculos propios

Aun entre las diferentes clases segregadas según sexo, tanto los niños como las niñas siguen manteniendo un IMC promedio entre el percentil 50 y 85, razón por la cual no fue posible afirmar sobre la base de este parámetro que alguno de los grupos posea un IMC considerable como anómalo en términos de obesidad o desnutrición. Del Cuadro 3 puede observarse como la tendencia a un mayor IMC en la clase social alta fue clara, pudiendo establecerse una diferencia significativa ( $p=0,004$ ) de los niños de clase alta con las niñas de clase baja, pero no entre los demás grupos. Es posible que una distribución más simétrica de los niños y niñas en los

diferentes grupos, acompañada quizás de un mayor tamaño muestral, denote una clara diferencia del IMC entre niños y niñas de ambas clases sociales indistintamente para todas las pruebas post hoc.

La evaluación para el índice de masa corporal basada sólo en los promedios, por su naturaleza de medida de tendencia central, no considera importantes aspectos relacionados con la distribución interna de las poblaciones en los diferentes percentiles definidos por la Organización Mundial de la Salud (2010), que van desde el bajo peso hasta la obesidad, aspecto que para mostrar tendencias resulta de interés. Es por ello que se determinaron frecuencias del IMC para cada uno de estos rangos de percentiles en niños y niñas de las diferentes clases sociales. Los resultados porcentuales de esta determinación se muestran en la Gráfica 1.

**Gráfica 1 Frecuencias porcentuales para los índices de masa corporal de los niños y niñas de las diferentes clases sociales según intervalos percentiles de la Organización Mundial de la Salud para la condición corporal.**



Fuente: Cálculos propios

En términos generales, la gran mayoría de infantes, indiferentemente del género o la clase social, se encuentran con un estado corporal normal en términos del IMC, lo cual está en concordancia con los promedios obtenidos preliminarmente. Aun así, la incidencia de sobrepeso fue elevada; ésta se muestra notoria entre las clases altas y fue de un 10% para la población general, donde la incidencia de bajo peso, peso normal y riesgo de sobrepeso fue de 10%, 69% y 11%, respectivamente. Esto está respaldado por la literatura, donde se cita a Costa Rica junto con Argentina y Chile como los países de más alto sobrepeso en preescolares latinoamericanos

(incidencia  $\geq 7\%$ ) (Kain *et al.*, 2003). De hecho, el número de preescolares con sobrepeso ha estado en aumento en nuestro país en los últimos años sobre todo en el área metropolitana, superando el 6% ya desde los años noventa (Ministerio de Salud de Costa Rica, 2003; Morice & Achio, 2003).

En el segmento de clase baja es importante observar como los porcentajes de sobrepeso se situaron entre el 5% y el 8%, aspecto que se asemejó a otros estudios en niños latinoamericanos en condición de pobreza marginal pero no de miseria, como el trabajo de Peña y Bacallao (2005), quienes reportan índices de obesidad de 5,8% en niños y 6,8% en niñas del Brasil. Datos similares reporta Guevara (2003) para infantes peruanos sin distinción de sexo, para quienes señala un 9% de incidencia de sobrepeso en este segmento social.

Los varones de ambas clases sociales tendieron a manifestar mayores grados de sobrepeso que las niñas, quienes a su vez mostraron en ambas clases sociales el mayor porcentaje de bajo peso, sobre todo las niñas de clase baja. Ellas cuadruplican en número a los varones que estaban en esta condición en ambas clases y casi duplicaron a las niñas de clase alta en la misma condición. Tendencias de este tipo, donde los hombres (40%) tienden a un mayor sobrepeso que las mujeres (20%), se reflejan incluso entre los costarricenses adultos (Robalino, 2009). Factores culturales asociados a la imagen de las niñas, así como una distribución desigual de los alimentos entre hermanos según sexo, pueden ser explicaciones especulativas parciales, no solo para este fenómeno si no para la incidencia de bajo peso observado en niñas de clase baja (Kaiser *et al.*, 1999; Saint John Alderson & Ogden, 1999; Arredondo *et al.*, 2006; Amari *et al.*, 2007). No obstante, el fenómeno del índice de masa corporal en los niños es multifactorial, por lo que es necesaria más investigación a este respecto (Taylor *et al.*, 2005).

Los niños de clase social alta presentaron la mayor frecuencia porcentual en las categorías de sobrepeso y riesgo de sobrepeso, aspecto que fue congruente con los hallazgos antes mencionados en este trabajo. Un 21% de las niñas y un 36% de los niños de clase alta tenían un peso superior al normal, en contraste con un 10% y un 17% de sus contrapartes de la clase baja, a quienes prácticamente duplicaron o triplicaron en el número, según el caso. La tendencia de los datos anteriores guardó paralelismos con los hallazgos de Nuñez *et al.* (2003), quienes, para niños costarricenses de 7 a 12 años, encontraron una mayor tendencia a la obesidad y el sobrepeso en varones de la clase media/alta, dándose valores generales de incidencia que rondan el 26%. Estudios efectuados en niños preescolares chilenos de zonas urbanas detectaron incidencias de entre 17% y 20% para la obesidad y sobrepeso en menores sin distinción de sexo y con una edad de 4 años, lo cual es contrastable con los datos presentados en este trabajo (Kain, 2007). Los niños varones de la clase alta evaluados en el presente trabajo tenían porcentajes de incidencia de alto peso y obesidad comparables con países como Australia (Boxall, 2009) y los Estados Unidos (Fox, 2003).

Estudios más detallados que relacionen los estilos de alimentación en niños preescolares costarricenses de diferentes clases sociales con el IMC, son necesarios ante el vacío documental detectado que impide establecer explicaciones fundamentadas a este respecto. Causas como un mayor sedentarismo derivado de las comodidades sociales e ingesta más elevada de alimentos chatarra, según el género y clase, pueden especularse en este sentido (Cooke, 2004; Demory-Luce, 2005; Taylor *et al.*, 2005). Lo que sí pareció estarse evidenciando en las tendencias

expuestas, fue que la clase social y el género tuvieron una relación con el índice de masa corporal de los menores, aspecto que concuerda con lo que postulan autores como Phillips (2003).

Con la intención de establecer si las medias para la altura de los niños y niñas de las diferentes clases sociales diferían, se efectuó un análisis de varianza para las mismas categorías denotadas en el Cuadro 2. Este mostró la existencia de una diferencia significativa para las categorías evaluadas en el modelo ( $p=0,007$ ,  $F= 4,12$ ;  $gl=3$ ). Pruebas *post hoc* de Gabriel y GT2 de Hochberg al 95% de confianza, revelaron la existencia de una diferencia estadística confiable entre la altura media (M) de los niños de la clase baja ( $M=1,11$  m;  $\sigma=0,06$ ) y la altura media de las niñas de la clase baja ( $M=1,08$  m;  $\sigma=0,07$ ); a la vez que no existió diferencia entre estas medias y las pertenecientes a las niñas de la clase alta ( $M=1,08$  m;  $\sigma=0,05$ ) y los niños de esta clase ( $M=1,11$  m;  $\sigma=0,05$ ).

Según las tablas de percentiles de patrones de crecimiento en cuanto a talla por edad para niñas y niños de la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2010), la talla de las niñas de ambas clases sociales se encontraron un poco por debajo del percentil 50, mientras que en los niños de ambas clases sociales estaba ligeramente por encima de dicho percentil. En todos los casos, la talla para la edad puede considerarse como normal.

Una evaluación similar se efectuó para los pesos de los niños y niñas según clase social, donde es de esperar, al igual que con la altura, un comportamiento similar al IMC. Un análisis de varianza revela una diferencia estadística confiable entre el peso medio (M) de los diferentes grupos evaluados ( $p=0,002$ ,  $F=4,96$ ,  $gl=3$ ). Pruebas *post hoc* de Gabriel y GT2 de Hochberg al 95% de confianza permitieron explorar la naturaleza de las diferencias. Este y otros estadísticos se reflejan en el Cuadro 4. Solo fue posible establecer una diferencia significativa entre la masa corporal de las niñas de clase baja y los niños de clase alta ( $p=0,002$ ). Para complementar este apartado se efectuó una prueba de t-Student exploratoria para muestras independientes, logrando revelar una diferencia estadística confiable entre el peso corporal medio (M) de los infantes de la clase alta ( $M=19$  kg;  $\sigma=3,95$ ) y aquellos de la clase baja ( $M=18$  kg;  $\sigma=3,10$ ) sin que existiera distinción por género para un valor de significancia de  $p=0,009$ . Esto estableció aún más firmemente las tendencias establecidas en cuanto a peso e IMC a lo largo de esta discusión.

**Cuadro 4 Diferencias establecidas para el peso corporal de los niños y niñas de diferentes clases sociales.**

Categoría	Media (kg) <sup>1</sup>	Desviación( $\sigma$ )
Niñas clase baja	17 <sup>b</sup>	3,70
Niños clase baja	19 <sup>ab</sup>	4,90
Niñas clase alta	19 <sup>ab</sup>	3,06
Niños clase alta	20 <sup>a</sup>	3,07

<sup>1</sup> Letras diferentes indican diferencias significativas establecidas por pruebas de Gabriel y GT2 de Hochberg al 95% de confianza. Fuente: Cálculos propios

Según las tablas de percentiles de patrones de crecimiento en cuanto a peso por edad para niñas y niños de la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2010), el peso de las niñas de ambas clases sociales se encontró un poco por debajo del percentil 50, mientras que en los niños de ambas clases sociales estaba ligeramente por encima de dicho percentil. En todos los casos el peso para la edad pudo considerarse como normal.

Es importante acotar que, a pesar de los valores de tendencia central expuestos, las niñas de clase baja se inclinaban hacia la menor altura promedio, el peso promedio más bajo, el menor índice de masa corporal y, según la Gráfica 1, la mayor frecuencia porcentual de bajo peso. Estas diferencias tenían significancia estadística ( $p < 0,05$ ) en cuanto a la altura y la frecuencia de bajo peso cuando se comparó a estas niñas con sus contrapartes masculinas en la misma clase. Esta evidencia abre la puerta a estudios futuros que exploren los hábitos de consumo y distribución de alimentos entre niños y niñas de condiciones socioeconómicas carenciales en Costa Rica, con el afán de explicar e interpretar este tipo de posibles diferencias.

### **3.2 Inferencias asociadas al nivel educativo y el trabajo de las madres, así como a la introducción de alimentos sólidos y el tipo de lactancia**

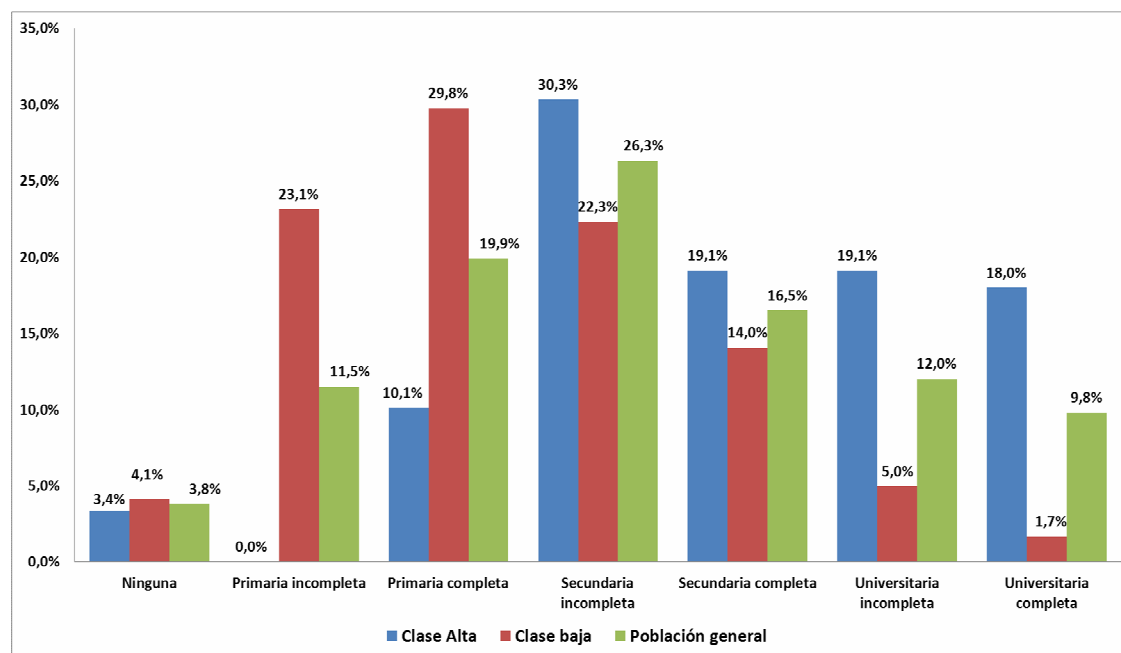
Las madres de los menores presentaron en términos generales una edad media de 32 años ( $\sigma=8,78$ ), media que fue similar entre madres de la clase alta (32 años,  $\sigma=6,73$ ) y de la clase baja (33 años,  $\sigma=10,73$ ), presentando no obstante esta última clase una mayor variabilidad. Estos datos no fueron útiles para extraer inferencias sobre tendencias a tener hijos a una determinada edad entre clases sociales, pues los mismos no estaban relacionados con el número de hijos que la mujer ha tenido, ni con qué posición ocupa el menor participante en este estudio en la secuencia. Es por ello que este dato solo tuvo aplicación en este estudio en términos del concepto de “edad de la madre del niño al momento de la prueba”.

El nivel educativo de las madres de ambas clases sociales y, para toda la población evaluada en general, se denota en forma comparativa en la Gráfica 2 para aquellas madres que respondieron este ítem en el cuestionario. Es evidente como entre las madres de la clase alta las frecuencias acumuladas porcentuales fueron mayores entre los niveles educativos más altos, en especial para el caso de los estudios universitarios. En contraparte en las madres de clase baja se registró un comportamiento contrario. Dejando de lado las evidentes implicaciones que un mayor nivel socioeconómico implica en el acceso a los niveles educativos más altos (Porrás, 1999), es interesante notar como mayoritariamente ambas clases sociales poseían un nivel de educación que garantice la alfabetización. Este aspecto está en concordancia con la literatura que señala una alfabetización femenina del 96% para Costa Rica.

Al comparar las frecuencias promedio estimadas para la población general de este estudio, con los datos para educación femenina del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Costa Rica (2009), fue notoria la existencia de un paralelismo al reportar esta organización un 3,8% de mujeres sin ninguna educación; 13,34% con primaria incompleta; 25,8% con primaria completa; 21,8% con secundaria incompleta; 11,9% con secundaria completa; 7,4% con universitaria incompleta y finalmente un 12% con estudios superiores completos.

Al cotejar entre ambas clases sociales, la dedicación exclusiva al hogar vrs trabajar también fuera del mismo, se tuvo que un 50,6% de las madres de clase alta trabajan fuera del hogar contra un 49,4% que se dedican al hogar exclusivamente. Estos porcentajes entre la clase baja correspondieron a un 68,9% vrs un 31,1%, respectivamente. Una prueba de Chi-cuadrado para las frecuencias de trabajo dentro y fuera del hogar según clase social alta o baja (tabla 2x2), estableció la existencia de una diferencia estadística entre las diferentes clases sociales ( $p=0,008$ ).

**Gráfica 2 Nivel educativo comparativo según clase social de las madres de los niños participantes en el estudio.**



Fuente: Cálculos propios

Esto permite afirmar que para la población evaluada hubo una mayor tendencia a trabajar fuera del hogar en la clase social baja. La necesidad de trabajo por parte de la mujer en hogares pobres está documentada con amplitud en la literatura (Buvinic, 1998; Cardero 2008).

Al indagar entre las clases sociales cuál fue el tipo de leche empleado durante los primeros 6 meses de vida de los menores, se evidenció que en ambas clases sociales la leche materna fue la más empleada (61,8% en la clase alta vrs 61,2% en la baja) seguida por la combinación de leche materna y una fórmula nutricional complementaria (25,8% en la clase alta vrs 27,3% en la baja). En un tercer lugar, se encontraron aquellas madres que emplearon fórmula nutricional exclusiva (3,4% en la clase alta vrs 6,6% en la baja). El porcentaje restante se distribuyó entre las demás categorías de la encuesta. Una prueba de Chi-cuadrado para las frecuencias de interés a una significancia del 95%, no detectó una diferencia estadística entre las diferentes clases sociales con respecto al tipo de lactancia suministrada en el primer semestre de vida ( $p=0,092$ ;  $gl=6$ ). Estos resultados guardan un paralelismo con los datos de Chanto & Umaña (1997), que señalan tasas de lactancia materna, aunque esta no sea exclusiva, de un 89 %. No obstante difieren con lo

reportado por Calvo (2009), quien expone datos de la UNICEF que señalan un 35 % de lactancia con leche materna exclusiva durante los primeros 6 meses en Costa Rica.

La edad de introducción de los alimentos sólidos (ablactación) de los menores fue para la población general igual a 6,0 meses. Esto coincide con la edad de entre 4 a 6 meses recomendada por la OMS y la UNICEF (1989), por lo que en apariencia se siguieron las pautas generales recomendadas rutinariamente a las madres. El resultado obtenido coincide en forma parcial con la información publicada por Chanto & Umaña (1997), quienes reportan que la ablactación en niños costarricenses ocurre en promedio a los cuatro meses de edad en familias urbanas de bajos ingresos y hasta los 6 meses en clases sociales medias. Se consideró con reservas estos hallazgos, pues no puede descartarse la posibilidad de que las madres contestasen deliberadamente la respuesta que se les ha inculcado como correcta (6 meses).

Con la intención de constatar diferencias según la clase social y género, se efectuó un análisis de varianza que no estableció una diferencia estadística entre la edad de ablactación media en meses (M) de los grupos mencionados, para un valor de significancia de  $p=0,995$  y 3 grados de libertad. Estas medias fueron de 5,9 en las niñas de clase alta y de 6,0 en los niños, mientras que para la clase baja fueron de 5,9 y 6,0 meses, respectivamente. Una prueba de t-Student efectuada para las medias de las dos clases sociales llega a una conclusión idéntica y no demuestra la existencia de una diferencia significativa ( $p=0,64$ ,  $gl=2$ ).

Se efectuaron en forma complementaria a las evaluaciones descritas, estudios de correlación entre el nivel educativo de las madres, su edad, el tipo de lactancia, la edad de ablactación y el índice de masa corporal de sus hijos. Solo fue posible establecer una correlación significativa creciente ( $p=0,019$ ) entre la educación de las madres y el IMC de sus hijos. Esto puede tener relación con el hecho de que los índices de masa corporal fueran más elevados en la clase alta, la que tuvo a su vez la mayor educación. No obstante, el coeficiente de correlación de Pearson obtenido de  $r=0,169$  señala una relación lineal muy baja.

Se efectuó una prueba de t-Student para establecer si existía una diferencia en la edad de ablactación según fuera que la madre trabaje únicamente en el hogar o no. La misma demostró la existencia de una diferencia entre las medias de la edad de ablactación (M,) expresada en meses, entre las madres que trabajan fuera del hogar ( $M= 5,8$ ;  $\sigma=2,07$ ) y aquellas que se dedican sólo al mismo ( $M=6,48$ ;  $\sigma=02,67$ ), esto para una significancia de  $p=0,044$  y 2 grados de libertad. Pareciera existir, en la población evaluada, una introducción un poco más tardía de los alimentos sólidos en madres que se dedican al hogar en forma exclusiva.

### **3.3 Actitudes de control y presión al comer de las madres**

Se había enunciado con anterioridad, como el contexto social y afectivo en sinergia con las actitudes de control y presión suelen definir profundamente las actitudes de los niños para con los alimentos (Birch, 1981; Patrick & Nicklas, 2005). Con la intención de caracterizar estos roles en la población evaluada, se procedió a analizar los resultados proyectados por el cuestionario de actitud validado.



Se efectuó un análisis lineal multivariado empleando el control y la presión al comer como variables, y dos niveles de clase social y sexo como factores intersujetos. Este demostró la existencia de una diferencia significativa entre la presión ( $p=0,0001$ ,  $F=9,258$ ,  $gl=3$ ) y el control ( $p=0,0001$ ,  $F=9,416$ ,  $gl=3$ ) de los grupos definidos por los factores intersujetos. Pruebas *post hoc* de Gabriel y Hochberg establecieron las diferencias significativas listadas en el Cuadro 5.

**Cuadro 5 Diferencias resultantes del análisis de un modelo lineal multivariado para el control y la presión materna al momento de comer en niños y niñas de diferentes clases sociales.**

VARIABLES	Categoría	Media <sup>1,2</sup>	Desviación ( $\sigma$ )
Presión	Niñas clase alta	3,1 <sup>b</sup>	0,7896
	Niños clase alta	3,2 <sup>b</sup>	0,6520
	Niñas clase baja	3,6 <sup>a</sup>	0,8368
	Niños clase baja	3,7 <sup>a</sup>	0,7620
Control	Niñas clase alta	3,1 <sup>b</sup>	0,8995
	Niños clase alta	3,0 <sup>b</sup>	0,6934
	Niñas clase baja	3,7 <sup>a</sup>	0,8202
	Niños clase baja	3,7 <sup>a</sup>	0,8981

1 Valor máximo según escala Likert es de 5.

2 Letras diferentes indican diferencias significativas establecidas al 95% de confianza. No se compara presión vrs control.

Fuente: Cálculos propios

Como se aprecia, las medias de los diferentes grupos para los indicadores de presión y control fueron superiores a tres, y en el caso de las clases bajas fueron cercanos a cuatro. Al tener en cuenta que la escala de Likert abarcó valores desde uno (bajo) hasta cinco (alto) puede verse que la población evaluada presentó valores medios/altos en cuanto a la presión y la restricción. Esto podría estar en concordancia con las afirmaciones de varios autores que atribuyen este comportamiento a las poblaciones de cultura latina (Kaiser *et al.*, 1999; Faith *et al.*, 2003; Kroller & Warschburger, 2009).

El Cuadro 5 permite establecer dos importantes resultados. Primeramente, existe evidencia estadística para la población evaluada que indicó una diferencia entre la presión y el control ejercido por las madres de la clase baja y el correspondiente a las madres de la clase alta. La media para ambos parámetros fue menor en este último grupo. En segunda instancia, no fue posible establecer que intra clase social exista una diferencia entre la presión y el control ejercido según el género del menor, esto para ambas clases sociales. Los resultados anteriores encontraron sustento en la bibliografía. Autores como Arredondo *et al* (2006), señalan para madres latinas, una mayor propensión a la presión y al control en clase sociales bajas y de poco nivel educativo. Al efectuar, con carácter exploratorio, una correlación entre la educación de la madre y la presión/control para la población estudiada en general, se obtuvo que la misma fue

significativa sólo para la presión a un nivel del 95%, a pesar de que el coeficiente  $r$  de Pearson fue bajo ( $r=-0,164$ ). No obstante lo leve de la tendencia negativa, deja entrever que la presión aumentó a medida que la educación disminuyó.

Un análisis de correlación entre la presión y el control para la población en general, permitió establecer que la misma fue significativa ( $\alpha=0,05$ ), presentando un coeficiente  $r=0,44$ . Ambas variables se encontraron entonces relacionadas de manera moderada positiva. Al efectuar estos análisis para ambas clases sociales, se obtuvo que para la clase alta la presión y el control poseían un coeficiente  $r=0,54$ , mientras que para la clase baja el coeficiente correspondiente fue de  $r=0,260$ ; ambos significativos ( $p<0,01$ ). Dados los resultados del Cuadro 5.3, se decidió interpolar estas correlaciones al género, obteniéndose una correlación moderada ( $p<0,01$ ) entre las niñas de clase alta ( $r=0,601$ ), los niños de clase baja ( $r=0,469$ ) y los niños de clase alta ( $r=0,389$ ); sin que existiera ninguna entre las niñas de clase baja. Si bien es cierto, los coeficientes, dado su valor en todos los casos, presentaron limitaciones en lo predictivo, fueron importantes en términos de estimar la dispersión de los datos. En la clase alta, la presión y el control aparentemente guardan una mayor reciprocidad especialmente en las niñas, mientras que en clase baja, la forma en que estos dos parámetros interactúan fue más errática para ambos géneros.

Finalmente, al establecer correlaciones entre el índice de masa corporal (IMC) y los parámetros de presión/control se tiene, para la población general, que únicamente el control al comer tuvo una leve correlación negativa ( $r=-0,218$ ,  $p<0,01$ ) con el IMC, en otras palabras, existió una tendencia a un menor IMC entre mayor el control. Al analizar este factor intra clase social únicamente, no fue posible obtener correlación significativa alguna. Solo al efectuar determinaciones basadas en el género se obtuvo correlaciones significativas ( $p<0,01$ ) para el IMC y el control en los niños ( $r=-0,255$ ) y en las niñas ( $r=-0,240$ ), las cuales, aunque bajas, señalaron una tendencia a un menor IMC a medida que aumentó el control. Es interesante señalar que para las niñas de clase alta, fue la presión la que mostró una correlación significativa ( $p<0,01$ ) con el IMC ( $r=-0,298$ ), mientras el control no presentó ninguna. Los demás géneros según clase no mostraron correlaciones significativas ( $p>0,05$ ). En todos los casos las correlaciones indicaron, en el mejor de los casos, asociaciones débiles negativas, pero que mostraron la tendencia de un menor IMC ante el control y la presión. Estas actitudes, como se explicó según los datos del Cuadro 4, parecían ser moderadas a altas en la población evaluada. Generalmente la literatura señala que una alta presión y control podrían relacionarse con altos índices de masa corporal en infantes, aunque actitudes más moderadas podría ejercer un efecto de regulación, al tender el estilo materno a ser autoritativo y no por completo autoritario (Daniels *et al.*, 2009). De hecho, en este estudio la clase social baja, con menores índices de masa corporal, fue la que tuvo mayores medias de control y presión, lo cual se nota al contrastar el Cuadro 4 con la Gráfica 1, aunque claro está que, al ser el fenómeno de la condición corporal tan multivariado, no se pueden hacer más que conjeturas a la luz de la evidencia estadística obtenida.

Con la intención de establecer si existió una diferencia entre el control y la presión entre las madres que trabajan fuera del hogar y las que no lo hacen, se efectuaron sendas pruebas de t-Student para la población general. Una prueba de t-Student efectuada para las medias ( $M$ ) de la actitud de presión entre las madres trabajadoras ( $M=3,5$ ) y las dedicadas al hogar ( $M=3,2$ ) demostró la existencia de una diferencia significativa ( $p=0,004$ ). Del mismo modo, una prueba de t-Student efectuada para las medias ( $M$ ) de la actitud de control entre las madres trabajadoras

( $M=3,6$ ) y las dedicadas al hogar ( $M=3,3$ ) demostró la existencia de una diferencia ( $p=0,005$ ). Los resultados anteriores parecen sugerir que las madres trabajadoras ejercieron un mayor control y una mayor presión sobre sus hijos e hijas. No obstante, estas diferencias aunque significativas, parecen ser poco amplias con base en las medias.

#### 4. CONCLUSIONES

La leche materna fue la opción más empleada, sin distingo de clase social, para la alimentación láctea infantil durante los primeros meses de vida en la población evaluada. Se estableció para este mismo grupo, una introducción de alimentos sólidos más temprana en aquellos niños cuyas madres trabajan fuera del hogar, en comparación con aquellos donde la progenitora se dedica en exclusiva a las labores domésticas. Incidentalmente, se halló para la población en estudio una mayor frecuencia de trabajo fuera del hogar entre las madres de clase baja en comparación con las madres de clase alta. Los resultados mostraron además la existencia de una diferencia significativa pero leve en la presión y el control según sea el lugar de trabajo de las madres, ejerciendo un mayor control y una mayor presión las mujeres que trabajan fuera del hogar.

Existen indicios que señalan tendencia al sobrepeso en los preescolares de la clase alta y en los niños de la clase baja, la cual contrastó con el importante porcentaje de niñas de bajos recursos con un bajo peso. Este tipo de posibilidad sugiere la necesidad de estudios que exploren de manera más expedita los estilos de alimentación de los preescolares costarricenses según su clase social, así como las prácticas de distribución de alimentos que tienen las madres entre sus hijos en función de su edad y género.

Las madres evaluadas en este estudio manifestaron en ambas clases sociales niveles de “control” y de “presión” durante los momentos de comida de sus hijos e hijas que fueron superiores al promedio, aspecto en el cual siguieron los patrones descritos por la literatura como característicos de las madres latinas. Estas actitudes podrían estar teniendo un impacto directo sobre las prácticas de alimentación, aspecto que debe de ser profundizado por futuras investigaciones. El control y la presión no mostraron dependencia significativa con el género de los menores pero sí con la clase social, tendiendo a ser ambos parámetros superiores entre las madres de clase social baja. Las actitudes de “presión” y de “control” materno al momento de la comida se encontraron correlacionadas para la población general de manera positiva moderada. Esta asociación fue más fuerte entre la clase social alta, sobre todo en las niñas.

#### 4. BIBLIOGRAFÍA

- Alvarado, B.E.; Tabares, R.E.; Delisle, H.; Zunzunegu, M.V. (2005). Creencias maternas, prácticas de alimentación y estado nutricional en niños Afro-Colombianos. *Archivos Latinoamericanos de Nutrición*, 55(1), 55-63.
- Amari, A.; Dahlquist, L.; Kossoff, E. H.; Vining, E. P.G.; Trescher, W. H.; Slifer, K.J. (2007). Children with seizures exhibit preferences for foods compatible with the ketogenic diet. *Epilepsy & Behavior*, 11(1), 98-104.
- Arredondo, E. M.; Elder, J.P.; Ayala, G. X.; Campbell, N.; Baquero, B.; Duerksen, S. (2006). Is parenting style related to children's healthy eating and physical activity in Latino families? *Health education research*, 21(6), 862- 871.
- Baughcum, A.E.; Powers, S.W.; Johnson, S.B.; Chamberlin, L.A.; Deeks, C.M.; Jain, A.; Whitaker, R.C. (2001). Maternal feeding practices and beliefs and their relationships to overweight in early childhood. *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics*, 22(6), 391-408.
- Bell, K.I.; Tepper, B.J. (2006). Short-term vegetable intake by young children classified by 6-n-propylthioiuracil bitter-taste phenotype. *American Journal of Clinical Nutrition*, 84(1), 245-251
- Benton, D. (2003). Role of parents in the determination of the food preferences of children and the development of obesity. *International Journal of Obesity*, 28(1), 858-869.
- Birch, L.L. (1980). Effects of peer model's food choices and eating behaviors on preschooler's food preferences. *Child Development*, 51(1), 489-496.
- Birch, L. L. (1981). Generalization of a modified food preference child development. *Child Development*, 52(1), 755-758.
- Birch, L. L. (1999). Development of food preferences. *Annual Reviews of Nutrition*, 19(1), 41-62.
- Birch, L. L. (2000). *Acquisition of Food Preferences and Eating Patterns in Children*. In Harvey Anderson, H.; Blundell, J.; & Chiva, M. Food selection: From genes to culture. Paris: The Danone Institutes.
- Birch, L. L.; Fischer, J. O. (2006). Development of eating behaviors among children and adolescents. *Pediatrics*, 101(1), 539-549.

- Blanco, N.; Alvarado, M.E. (2005). Escala de actitud hacia el proceso de investigación científico social. *Revista de Ciencias Sociales*, 11(3), 537-544.
- Boxall, A.M. (2009). *Obesity prevention in young children: what does the evidence say?* Consulta del 6 de junio, 2010, de <http://www.aph.gov.au/Library/pubs/bn/2008-09/ObesityChildren.htm>
- Bowman, S. A.; Harris, H. W. (2003). Food security, dietary choices, and television-viewing status of preschool-aged children living in single-parent or two parent households. *Family Economics and Nutrition Review*, 15(2), 29-34.
- Calvo, C. (2009). *Factores socioeconómicos, culturales y asociados al sistema de salud que influyen en el amamantamiento*. Consulta del 8 de setiembre, 2010, de <http://www.revenf.ucr.ac.cr/factoreslactancia.pdf>
- Cardero, M.E. (2008). Programas de microfinanciamiento: incidencia en las mujeres más pobres. *Perfiles Latinoamericanos*, 16(32), 151-182.
- Castillo, J. L.; Milgrom, P.; COldwell, S. E.; Castillo, R.; Lazo, R. (2005). *Children's acceptance of milk with xylitol or sorbitol for dental caries preventio* . Consulta del 30 enero, 2007, de <http://www.biomedcentral.com/1472-6831/5/6>
- Cerro, N.; Zeunert, S.; Simmer, K. N.; Daniels; L. A. (2002). Eating behavior of children 1.5 – 3.5 years born preterm: parent's perceptions. *Journal of Paediatrics and Child Health*, 38(1), 72-78.
- Chanto, S. S.; Umaña, B. J. (1997). *Perfil de la alimentación de un grupo de infantes del área metropolitana de Costa Rica*. Tesis de Licenciatura en Nutrición Humana. Escuela de Nutrición. Universidad de Costa Rica. San José, Costa Rica. 94 pp.
- Contento, I. R.; Basch, C.; Zybert, P. (2003). Body image, weight, and food choices of Latina women and their young children. *Journal of Nutrition Education Behavior*, 35(1), 236-248.
- Cooke, L.J. (2004). The development and modification of children's eating habits. *British Nutrition Foundation Nutrition Bulletin*, 29(1), 31- 33.
- Coulthard, H.; Harris, G.; Emmett P. (2009). Delayed introduction of lumpy foods to children during the complementary feeding period affects child's food acceptance and feeding at 7 years of age. *Maternal and Child Nutrition*, 5(1),75-85.
- Cullen, W. K.; Baranowski, T.; Rittenberry, L.; Olvera, N. (2000). Social- environmental influences on children's diet's: results from focus groups with African, Euro and Mexican American children and their parents. *Health Education Research*, 15(5), 581-590.

- Cullen, K. W.; Zakeri, I. (2004). Fruits, vegetables, milk, and sweetened beverages consumption and access to á la Carte/snack Bar Meals at School. *American Journal of Public Health*, 94(3), 463-467.
- Daniels, L. A.; Magarey, A.; Battiustutta, D.; Nicholson, J. M.; Farrell, A.; Davidson, G.; Cleghorn, G. (2009). The NOURISH randomized control trial: Positive feeding practices and food preferences in early childhood- a primary prevention program for childhood obesity. *BMC Public Health*, 9(387), 387-396.
- Demory-Luce, D. (2005). Fast food and children and adolescents: implications for practitioners. *Clinical Paediatrics*, 44(1), 279-288.
- Díaz, N.; Páez, M.C.; Solano, L. (2002). Situación nutricional por estrato social en niños escolarizados venezolanos. *Acta Científica Venezolana*, 53(1), 284-289.
- Eertmans, A.; Baeyens, F.; Van Den Bergh, O. (2001). Food likes and their relative importance in human eating behavior: review and preliminary suggestions for health promotion. *Health Education Research*, 16(4), 443- 456.
- Elejabarrieta, F.J.; Iñiguez, L. (1984). *Construcción de escalas de actitud tipo Thurst y Likert*. Consulta del 30 enero, 2007, de <http://antalya.uab.es/liniguez/Materiales/escalas.pdf>
- Faith, M. S.; Heshka, S.; Keller, K. L.; Sherry, B.; Matz, P. E.; Pietrobelli, A.; Allison, D. B. (2003). Maternal-Child Feeding Patterns and Child Body Weight. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 157(1), 926-932.
- Faith, M.S.; Kerns, J. (2005). Infant and child feeding practices and childhood overweight: the role of restriction. *Maternal and Child Nutrition*, 1 (1), 164–168
- Fernández de Pinedo, I. (2007). *Construcción de una escala de actitudes tipo Likert*. Consulta del 7 junio, 2007, de [http://www.mtas.es/insht/ntp/ntp\\_015.htm](http://www.mtas.es/insht/ntp/ntp_015.htm)
- Fernandez, R.; Perez de Heredia, A.; Rodriguez, L.; Marcen, C. (2003). *¿Qué miden las escalas de actitudes? Análisis de un ejemplo para conocer la actitud hacia los residuos urbanos*. Consulta del 30 enero, 2007 de, <http://www.um.es/gtiweb/adrico/medioambiente/escalas%20actitudes.htm>
- Fischer, J. O.; Birch, L. L. (2002). Eating in the absence of hunger and overweight in girls from 5 to 7 years of age. *American Journal of Clinical Nutrition*, 76(1), 226-231.
- Fischer, J. O.; Mitchell, D. C.; Smiciklas-Wright, H.; Birch, L. L. (2002). Parental influences on young girl's fruit and vegetable, micronutrient, and fat intakes. *Journal of the American Dietetic Association*, 102(1), 58-64.
- Fox, R. (2003). Overweight children. *Circulation*, 108(21), 9071.

- Gerrish, C. T.; Mennella, J. A. (2001). Flavor variety enhances food acceptance in formula-fed infants. *American Society for Clinical Nutrition*, 73(1), 1080-1085.
- Gidding, S. S.; Dennison, B. A.; Birch, L. L.; Daniels, S. R.; Gilman, M. W.; Lichtenstein, A. H.; Rattay, K. T.; Steinberger, J.; Stetler, N.; Van Horn, L. (2005). Dietary Recommendations for Children and Adolescents: A Guide for Practitioners: Consensus statement for the American Heart Association. *Circulation*, 112(1), 2061-2071.
- Groeneveld, I.F.; Solomons, N.W.; Doak, C.M. (2007). Estado nutricional de escolares urbanos de niveles socioeconómicos alto y bajo en Quetzaltenango, Guatemala. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 2(3), 169-177.
- Guevara, X. (2003). Estado nutricional de niños menores de 5 años de comunidades rurales y barrios urbanos del distrito de Chavín de Huántar. *Paediatrica*, 5(1), 14-20.
- Hausner, H.; Nicklaus, S.; Issanchou, S.; Mølgaard, C.; Møller, P. (2010). Breastfeeding facilitates acceptance of a novel dietary flavour compound. *Clinical Nutrition*, 29 (1), 141-148.
- Hoerr, S. L.; Hughes, S. O.; Fisher, J. O.; Nicklas, T. A.; Liu, Y.; Shewchuk, R. M. (2009). Associations among parental feeding styles and children's food intake in families with limited incomes. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 6 (1), 55.
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Costa Rica. (2009). *Estadísticas sociales y de empleo*. Consulta del 9 de setiembre, 2010, de <http://www.inec.go.cr>
- Jansen, A.; Tenney, N. (2000). Original communication, seeing mum drinking a light product: is social learning a stronger determinant of taste preference acquisition than caloric conditioning? *European Journal of Clinical Nutrition*, 55(1), 415-422.
- Johnson, S. L. (2000). Improving Preschoolers' Self-Regulation of Energy Intake. *Pediatrics*, 106(6), 1429-1435.
- Joyce, J. L.; Zimmer-Gembeck, M. J. (2009). Parent feeding restriction and child weight. The mediating role of child disinhibited eating and the moderating role of the parenting context. *Appetite*, 782(1), 1-9.
- Kain, J.; Lera, L.; Rojas, J.; Uauy, R. (2007). Obesidad en preescolares de la Región Metropolitana de Chile. *Revista Médica Chilena*, 135(1), 63-70
- Kain, J.; Vio, F.; Albala, C. (2003). Obesity trends and determinant factors in Latin America. *Cadernos de Saúde Pública*, 19(1), 77-86

- Kaiser, L. L.; Martinez, N. A.; Harwood, J. O.; García, L. C. (1999). Child feeding strategies in low income Latino households: focus group observations. *Journal of the American Dietetic Association*, 99(5), 601-603.
- Klesges, R. C.; Stein, R. J.; Eck, L. H.; Isbell, T. R.; Klesges, L. M. (1991). Parental influence on food selection in young children and its relationships to childhood obesity. *American Journal of Clinical Nutrition*, 53(1), 859-864.
- Kroller, K.; Warschburger, P. (2009). Maternal feeding strategies and child's food intake: considering weight and demographic influences using structural equation modeling. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 6(1), 78-88
- Liem, D. G.; Mennella, J. A. (2003). Heightened sour preferences during childhood. *Chemical Senses*, 28(1), 173-180.
- Lohman, T.G.; Roche, A.F.; Martorell, R. (1991). *Anthropometric standardization reference manual*. Champaign: Human Kinetics Books
- Lumeng, J.C.; Zuckerman, M.; Cardinal, T.; Kaciroti, N. (2005). The association between flavor labeling and flavor recall ability in children. *Chemical Senses*, 30(1), 565-574.
- Macklin, M. C.; Michleit, K. A. (1989). The development of an attitude scale appropriated for use with preschoolers. *Advances in consumer research*, 16(1), 792.
- Maier, A.; Chabanet, C.; Schaal, B.; Issanchou, S.; Leathwood, P.M. (2007). Effects of repeated exposure on acceptance of initially disliked vegetables in 7 month old infants. *Food Quality and Preference* 18(1): 1023-1032.
- Mennella, J. A. (1995). Mother's milk: a medium for early flavor experiences. *Journal of Human Lactation*, 11(1), 39-45.
- Mennella, J. A.; Beauchamp, G. K. (2005). Understanding the origin of flavor preferences. *Chemical Senses*, 30(1), i242-i243.
- Mennella, J. A.; Beauchamp, G. K. (1998). Early flavor experiences: research update. *Nutrition Reviews*, 56(7), 205-211.
- Mennella, J. A.; Pepino, Y. M.; Reed, D. (2005). Genetic and environmental determinants of bitter perception and sweet preferences. *Journal of the American Academy of Pediatrics*, 115(1), c216-c222.
- Ministerio de Salud de Costa Rica. (2003). *Encuesta basal de factores de riesgo para enfermedades no transmisibles Cartago 2001, módulo uno: factores alimentario nutricionales*. San José: Ministerio de Salud.



- Morice, A.; Achio, M. (2003). Tendencias, costos y desafíos para la atención de las enfermedades crónicas en Costa Rica. *Revista de Ciencias Administrativas y Financieras de la Seguridad Social*, 11(1), 18-34.
- Morton, H.; Campbell, K.; Santich, B.; Worsley, A. (1999). Parental strategies and young children's snacking behavior: a pilot study. *Australian Journal of Nutrition and Dietetics*, 56(4), 215-220.
- Noll, R. B.; Zucker, R. A.; Grenberg, G. S. (1990). Identification of alcohol smell among preschoolers: evidence for early socialization about drugs occurring in the home. *Child Development*, 61(1), 1520-1527.
- Núñez, H.P.; Monge, R.; Leon, H.; Rosello, M. (2003). Prevalencia del sobrepeso y la obesidad entre escolares de nivel primario en Costa Rica. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 13(1), 24-32.
- Organización de las Naciones Unidas. (1988). *Cómo pesar y medir niños: determinación del estado nutricional de niños pequeños mediante encuestas de hogares*. New York: Naciones Unidas.
- Organización Mundial de la Salud. (2010). *Tablas de percentiles para el índice de masa corporal y patrones de crecimiento según edad, peso y talla para niños y niñas de 2 a 5 años*. New York: Naciones Unidas.
- Organización Mundial de la Salud, Fondo de Naciones Unidas para la Infancia. (1989). *Promoción protección y apoyo de la lactancia natural: la función especial de los servicios de maternidad*. New York: Naciones Unidas.
- Patrick, H.; Nicklas, T. A. (2005). A review of family and social determinants of children's eating patterns and diet quality. *Journal of the American College of Nutrition*, 24(2), 83-92.
- Peña, M.; Bacallao, J. (2005). La obesidad en la pobreza: un problema emergente en las américas. *Revista Futuros*, 10(3), sp.
- Peña, L.; Madruga, D.; Calvo, C. (2001). Alimentación del preescolar, escolar y adolescente. Situaciones especiales: dietas vegetarianas y deportes. *Anales Españoles de Pediatría*, 54(5), 484-496.
- Phillips, F. (2003). Nutrition and preschool children. *British Nutrition Foundation Nutrition Bulletin*, 29(1), 64-66.
- Popper, R.; Kroll, J. (2003). Conducting sensory research with children. *Food Technology*, 57(5), 60-65.

- Porras, A. (1999). *Educación en Costa Rica, autoimagen de la mujer y embarazo en la adolescencia*. Consulta del 11 febrero, 2007, <http://www.binasss.sa.cr/revistas/ay/1n1/0009.html>
- Powers, S.W. (2005). Parenting practices and obesity in low-income African-American preschoolers. *Contractor and Cooperator Report of the United States Department of Agriculture*, (3), 1-16.
- Robalino, J. (2009). *Sobrepeso y Obesidad: Una Epidemia Severa*. Consulta del 04 febrero, 2010, de <http://www.fisioterapiaecuador.org/content/sobrepeso-y-obesidad-una-epidemia-severa>
- Robinson, S. (2000). Children's perceptions of who controls their food. *Journal of Human Nutrition and Dietetics*, 13(1), 163-171.
- Rodríguez, J.M. (2007). *Uso y evaluación de cuestionarios de actitudes con base en escalas de Likert*. Centro de Investigaciones Psicológicas de la Universidad de Costa Rica. San José. Costa Rica. Comunicación personal.
- Saint-John Alderson, T.; Ogden, J. (1999). What do mothers feed their children and why? *Health Education Research*, 14(6), 717-727.
- Samani, D.; McCarthy, H.D. (2009). *Comparison of children's body fatness between two contrasting income groups: contribution of height difference*. Consulta del 7 de setiembre, 2010, de <http://www.nature.com/ijo/journal/vaop/ncurrent/abs/ijo2010116a.html>
- Seer, C.; Winter, C.; Weggemann, S. (1996). The food preferences of kindergarten children. *Zeitschrift fur Ernährungswissenschaft*, 35(2), 143-149.
- Stevens, J. (1999). *Post hoc Tests in ANOVA*. Consulta del 8 de setiembre, 2010, de [www.uoregon.edu/~stevensj/posthoc.pdf](http://www.uoregon.edu/~stevensj/posthoc.pdf)
- Taylor, J. P.; Evers, S.; McKenna, M. (2005). Determinants of healthy eating in children and youth. *Canadian Journal of Public Health*, 96(3), s20-s26.
- Van Strien, T.; VAN Niekerk, R.; Ouwens, M. A. (2009). Perceived parental food controlling practices are related to obesogenic or leptogenic child life style behaviors. *Appetite*, 53(1),151-154.
- Young, L.; Anderson, J.; Beckstrom, L.; Bellows, L.; Johnson, S. (2004). Using social marketing principles to guide development of a nutrition education initiative for preschool-aged children. *Journal of Nutrition Education Behavior*, 36(1), 250-257.
- Zeeb, H.; Baune, B. (2005). El sobrepeso y la obesidad en la escuela entrada entre migrantes y los niños alemanes: un estudio transversal. *Public Health*, 5(1), 45.

## **AGRADECIMIENTOS**

A el M.Sc. José Miguel Rodríguez, profesor de la Escuela de Psicología de la Universidad de Costa Rica e investigador del Instituto de Investigaciones Psicológicas de esa misma casa de estudios, por su invaluable apoyo en los procesos estadísticos de corroboración preliminar de validez y fiabilidad de la herramienta para evaluar la actitudes de control y presión.