

ESTUDIO DE CUANTIFICADORES LINGÜÍSTICOS DE CANTIDAD APLICADOS A ESCALAS PSICOLÓGICAS

ISABEL CAÑADAS OSINSKI
ALFONSO SÁNCHEZ BRUNO

Área de Metodología de las Ciencias del Comportamiento
Universidad de La Laguna

Resumen

El presente trabajo se propone la realización de un estudio sobre los cuantificadores lingüísticos de cantidad del castellano utilizados habitualmente en escalas y cuestionarios con el fin de lograr listados consensuados de los mismos y con propiedades escalares subyacentes que se correspondan con escalas de intervalo que garanticen el buen uso de las técnicas paramétricas en los análisis de datos.

Palabras clave: Categorías de respuesta, estimación de magnitud, escalas de intervalo.

Abstract

This paper presents an attempt of study of the linguistic quantifiers of amount in the Spanish language which are often used in scales and questionnaires. Our aim in doing this is to obtain general lists of them with underlying scales properties which correspond with interval scales that warrant a proper use of the parametric techniques in the analysis of the data.

Key words: Response categories, magnitude estimation, interval scales.

Introducción

Resulta una práctica habitual en la elaboración de cuestionarios el uso de items seguidos de una escala de cinco etiquetas verbales como, por ejemplo, *todo, mucho, algo, poco, nada*. Tales etiquetas son expresiones verbales de cantidad y técnicamente se les denomina *cuantificadores lingüísticos*.

La investigación llevada a cabo con estos cuantificadores lingüísticos se ha dirigido, fundamentalmente, por dos vías: Por un lado, se ha estudiado hasta qué punto distintos factores como la ubicación de los cuantificadores, el contexto dentro del cual los sujetos realizan las evaluaciones, el emparejamiento con adverbios, las diferencias individuales, formatos de respuestas, etc. pueden afectar a la invariabilidad y estabilidad de su valor o significado. Por desgracia, la

investigación al respecto, si bien ha sido amplia, no ha resultado concluyente. Por otro lado, se ha estudiado hasta qué punto la escala de respuestas alcanza un nivel de medida de intervalo. En este sentido, un gran número de autores afirma que se encuentra sólo a un nivel ordinal de medida (Hartley, Trueman y Rodgers, 1984; Lee Rasmussen, 1989; González, Lameiras y Varela, 1990 a; Meek, Sennot-Miller y Ferketich, 1992; Wills y Moore, 1994; Schriesheim y Castro, 1996, etc).

Esta última consideración es muy importante ya que, si las respuestas no se ajustan a una escala de intervalo, no resulta legítimo sumar o promediar los datos que de ella se derivan y, en menor medida, utilizar técnicas paramétricas en los análisis estadísticos. Algunos trabajos de lengua inglesa (Bass, Cascio y O'Connor, 1974) han intentado solventar este problema desarrollando nuevos conjuntos de cuantificadores que sí alcancen dicho nivel de medida. Sin embargo, aunque los intentos han sido fructíferos, no se ha conseguido una relación consensuada de cuantificadores óptimos.

De todos los métodos utilizados con este propósito, el procedimiento que ha gozado de mayor protagonismo ha sido el método de *estimación de magnitudes* (Stevens, 1975). El trabajo llevado a cabo por Schriesheim y colaboradores a lo largo de más de dos décadas con cuantificadores de frecuencia ha demostrado la eficacia y superioridad de este método frente a otros (como por ejemplo, la *comparación de pares bajo el caso III de Thurstone* o el *método de rango normalizado*), que también se han utilizado con el fin de conseguir cuantificadores cuyo nivel de medida sea de intervalo, y lo recomiendan como el más idóneo para este tipo de investigaciones (Schriesheim y Schriesheim, 1974, 1978; Schriesheim y Novelli, 1989; Schriesheim y Gardiner, 1992; Schriesheim, Cogliser, Newmark y Lowenson, 1994 y Schriesheim y Castro, 1996).

En un trabajo anterior (Cañadas y Sánchez, 1998), se llevó a cabo un estudio sobre cuantificadores de frecuencia dentro del ámbito de la lengua castellana. El que aquí presentamos se propone el mismo objetivo, es decir, la obtención de una relación estable de cuantificadores lingüísticos, en esta ocasión de cantidad, utilizando para ello el método de estimación de magnitud. El objetivo último es lograr una lista única de cuantificadores de cantidad que alcancen el nivel de medida de intervalo que permita el uso de procedimientos paramétricos en el análisis de los datos.

Estudio 1

Método

Objetivos

El propósito de este primer estudio fue obtener los equivalentes numéricos de un conjunto de expresiones lingüísticas de cantidad mediante el método de estimación de magnitud, así como estudiar la estabilidad de tales expresiones. De este modo, en primer lugar, se pidió a los sujetos que asignaran un número de su elección a lo que ellos consideraban que significaba la expresión *algo*. A continuación, y usando *algo* como referente, se les pedía que asignaran a cada una de las restantes expresiones de cantidad el número que reflejara mejor su valor relativo con respecto al referente *algo*. En segundo lugar, siguiendo las sugerencias de Stevens (1975), y puesto que esta forma de proceder ha dado buenos resultados en estudios sobre consistencia llevados a cabo en lengua inglesa (Garner y Creelman, 1976; Fucci, Petrosino y Harris, 1985; Kemp, 1988), aplicamos la misma escala empleando como estímulo de referencia el cuantificador *bastante*, en lugar de *algo*.

Se estableció una secuencia aleatoria de presentación de las 19 expresiones de cantidad, que fueron obtenidas en estudios previos (Cañadas, Prieto, San Luis y Domínguez, 1994). Para controlar los efectos del orden, aproximadamente la mitad de los sujetos siguió la secuencia en orden directo y el resto en orden inverso.

Sujetos

La muestra empleada para la obtención de los equivalentes numéricos estuvo formada por 104 estudiantes de ambos sexos de la Facultad de Psicología de la Universidad de La Laguna. Para el estudio de la consistencia, con el fin de evitar efectos indeseables tales como elementos de memoria o cansancio de los sujetos, se utilizó otra muestra constituida por 137 estudiantes de ambos sexos de 1º y 2º curso de la Facultad de Psicología de la Universidad de La Laguna.

Procedimiento de cuantificación

El procedimiento habitual para obtener los valores numéricos de las expresiones lingüísticas es el cálculo de la media geométrica de las estimaciones de los sujetos correspondientes a cada cuantificador. Este índice de tendencia central presenta la ventaja de no requerir la transformación a un módulo común de las estimaciones de los sujetos –téngase en cuenta que cada sujeto parte de un valor numérico de su elección– y, además, las distribuciones de las estimaciones se tornan más simétricas (Stevens, 1975). Sin embargo, antes de proceder al cálculo de las medias geométricas correspondientes a cada cuantificador, y a fin de incluir las estimaciones de los sujetos iguales a cero, se sumó a cada puntuación una cantidad fija de 0,01.

Resultados y discusión

Para analizar la convergencia de resultados obtenidos con ambas muestras, se procedió al cálculo de los coeficientes de correlación de Pearson entre los conjuntos numéricos obtenidos con los distintos referentes (Figura 1).

El coeficiente de correlación de Pearson arrojó un valor entre las estimaciones obtenidas para los cuantificadores lingüísticos de 0,9972 ($p < 0,01$). Dado el alto grado de convergencia de resultados, se procedió a un estudio pormenorizado de cada pareja de cuantificadores, correspondientes a los distintos referentes, con la finalidad de detectar posibles diferencias significativas entre ellos. Para ello, se utilizó un contraste *t de Student* para las medias de cada par de cuantificadores.

Antes de llevar a cabo los contrastes de medias se procedió a la transformación de las mismas, para hacerlas directamente comparables, siguiendo el procedimiento de igualación de extremos sugerido por Guildford (1954; pág. 43), que ha sido utilizado en diversos estudios de convergencia con estimación de magnitud (Schriesheim y cols., 1978, 1992 y 1996; Pohl, 1981; Cañadas y Sánchez, 1998).

La Tabla 1 nos ofrece los resultados correspondientes a los contrastes de las medias así transformadas. No hubo ninguna diferencia estadísticamente significativa en las expresiones cuantificadoras (el estadístico *F* se utilizó para comprobar la homogeneidad de varianzas y tampoco hubo diferencia significativa alguna). Este resultado, por sí mismo, no es demasiado relevante dada la escasa potencia de los contrastes (según las tablas de Cohen, 1988; pág. 19). No obstante, en las columnas en las que se recogen los tamaños del efecto con sus intervalos de confianza al 95%, es directamente observable la pequeña magnitud de los mismos.

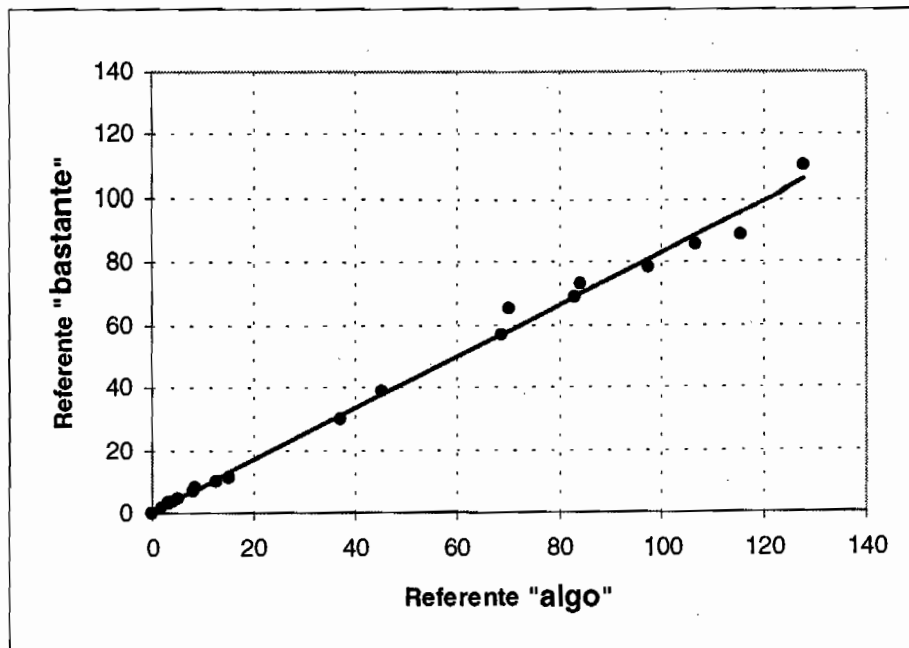


Figura 1. Correlación de Pearson entre las medias correspondientes a los cuantificadores ($r = 0,9972$) del Estudio 1

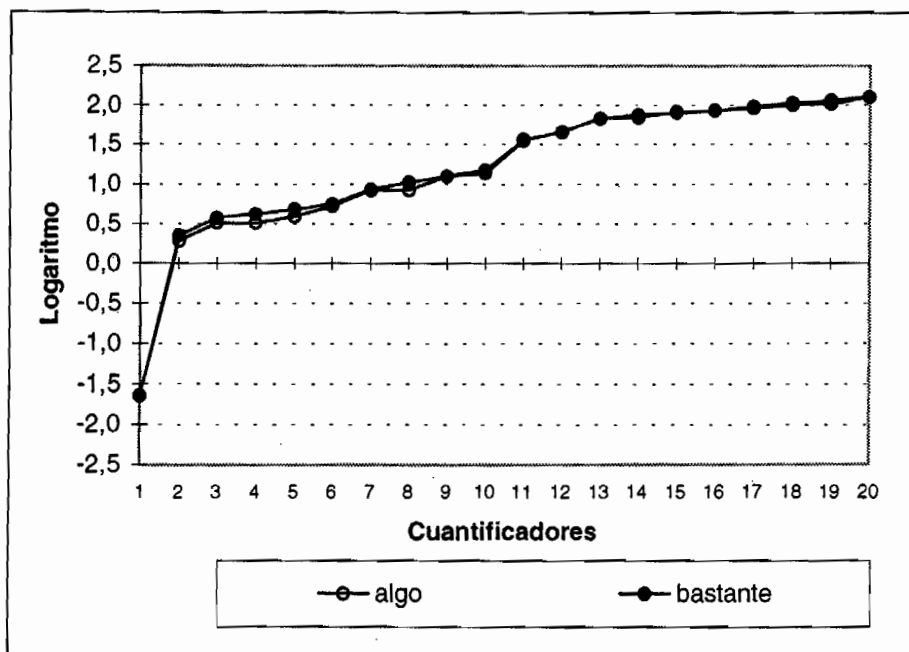


Figura 2. Medias de los logaritmos para ambos referentes

Tabla 1. Contrastes de diferencias de medias de los logaritmos obtenidas para ambos referentes correspondientes al Estudio 1. La última columna de la tabla (MG) ofrece las medias geométricas conjuntas recomendables para la elaboración de escalas

Expresión	<i>algo</i>		<i>bastante</i>		<i>contraste</i>		<i>tam. efecto</i>			MG
	M ₁	DT ₁	M ₂	DT ₂	F	t	d _i	d _s	1-β	
Todo	2,11	0,69	2,11	0,68	1,03	0,00	0,00	0,00	---	117,26
Completamente	2,06	0,85	2,01	0,75	1,31	0,44	0,05	0,06	< 0,10	99,07
Prácticamente todo	2,03	0,71	2,00	0,66	1,16	0,32	0,03	0,04	< 0,10	93,94
Muchísimo	1,99	0,73	1,96	0,65	1,24	0,27	0,03	0,04	< 0,10	86,03
Una enorme cantidad	1,93	0,68	1,93	0,62	1,20	-0,06	0,00	0,01	< 0,10	77,60
Una gran cantidad	1,92	0,69	1,91	0,63	1,22	0,16	0,01	0,02	< 0,10	74,46
Abundantemente	1,85	0,66	1,88	0,62	1,13	-0,43	-0,03	0,06	< 0,10	67,15
Mucho	1,84	0,73	1,83	0,62	1,36	0,13	0,01	0,02	< 0,10	61,62
Bastante	1,66	0,56	1,66	0,50	1,24	-0,11	0,00	0,01	< 0,10	41,47
Una moderada cantidad	1,57	0,70	1,55	0,63	1,22	0,16	0,02	0,02	< 0,10	32,70
Algo	1,18	0,63	1,13	0,58	1,18	0,62	0,05	0,08	< 0,10	12,72
Alguna cantidad	1,10	0,75	1,10	0,65	1,33	0,01	0,00	0,00	---	11,17
Una ligera cantidad	0,92	0,65	1,02	0,59	1,19	-1,13	-0,10	0,15	≈ 0,20	8,49
Un poco	0,92	0,63	0,93	0,59	1,15	-0,11	-0,01	0,01	< 0,10	7,49
Apenas algo	0,72	0,74	0,75	0,69	1,13	-0,27	-0,03	0,04	< 0,10	4,83
Apenas	0,59	0,75	0,68	0,71	1,12	-0,87	-0,09	0,11	≈ 0,12	3,88
Apenas nada	0,51	0,83	0,62	0,76	1,20	-1,02	-0,11	0,13	≈ 0,12	3,30
Una insignificante cantidad	0,51	0,77	0,57	0,72	1,13	-0,68	-0,06	0,09	< 0,10	3,11
Prácticamente nada	0,28	0,94	0,35	0,89	1,11	-0,54	-0,07	0,07	< 0,10	1,84
Nada	-1,65	0,99	-1,65	0,95	1,09	0,00	0,00	0,00	---	0,02

En la Figura 2 se representan las medias obtenidas con el referente *algo* frente a las medias obtenidas con el referente *bastante*.

La alta correlación obtenida entre los conjuntos de cuantificadores (Figura 1), así como las escasas diferencias entre las medias de cada par (Tabla 1), nos permiten obtener una relación única de expresiones de cantidad, como se muestra en la última columna de la Tabla 1. Las medias geométricas representan los valores para las escalas conjuntas de cuantificadores propuestas.

Esta lista sí nos permite ofrecer recomendaciones de puntos de anclaje cuya escala subyacente sea de intervalos. El procedimiento para construir escalas de intervalo consiste, simplemente, en lo siguiente: dados los valores mínimo y máximo de la escala y el número de categorías a utilizar, los valores de anclaje necesarios para establecer una escala con distancias iguales se calculan mediante la expresión:

$$Valor = P \frac{V_{max} - V_{min}}{NP - 1} + V_{min}$$

donde P es la categoría considerada, V_{max} y V_{min} son los valores máximo y mínimo de la escala, respectivamente, y NP es el número de categorías de la escala.

De esta forma, y a modo de ejemplo, si quisiéramos construir una escala de intervalo con siete categorías de respuesta, la fórmula anterior arroja los valores 117,26; 97,72; 78,18; 58,64; 39,1; 19,56 y 0,02. Dado que, lógicamente, en la escala obtenida de forma experimental no aparecen exactamente los valores teóricos de la Tabla 1, se han de buscar aquellos que sean más cercanos. En este ejemplo las expresiones correspondientes a estos valores son *todo*, *completamente*, *una enorme cantidad*, *mucho*, *bastante*, *algo* y *nada*.

En este punto, cabe señalar que la discrepancia entre los valores empíricos y teóricos de los cuantificadores se debe a lo que nosotros hemos denominado *lagunas semánticas*. En efecto, como se aprecia en la Figura 2 y en la columna de medias geométricas de la Tabla 1, existen unos saltos o vacíos entre las medias de ciertos cuantificadores que indican la falta de expresiones en la lista. Ciertamente, dada la riqueza de la lengua castellana, en un estudio anterior (Cañadas y cols, 1994) trabajamos con 40 cuantificadores, sin embargo, como señala Stevens (1975) y tuvimos ocasión de comprobar, el cansancio que puede generar en el sujeto el método de estimación de magnitudes, hace aconsejable la utilización de no más de 20 estímulos por sesión. No obstante, bien podrían ir añadiéndose cuantificadores a esta lista, de manera que obtuviésemos una distribución más uniforme que, no sólo llenara esos vacíos observados, sino que además completara la relación de cuantificadores ofrecida en la Tabla 1.

En definitiva, podemos decir que los resultados obtenidos son estables dentro del ámbito estudiado. Con el fin de ampliar nuestro marco de trabajo y ver si era posible determinar una lista de cuantificadores de cantidad válida para todo el estado español, desarrollamos el Estudio 2.

Estudio 2

Método

Objetivos

A la vista de los resultados obtenidos en el estudio anterior y a fin de generalizar y validar la lista obtenida, en esta segunda fase nos planteamos la aplicación de los cuestionarios utilizados en el Estudio 1 en diversas comunidades españolas, con la finalidad de presentar una única lista unificada de cuantificadores de cantidad, que podría ser utilizada a la hora de elaborar escalas psicológicas de lengua castellana y cumplimentar así el objetivo último de la investigación.

Para llevar a cabo este estudio, se aplicó el mismo procedimiento empleado en el Estudio 1 a cada una de las comunidades autónomas de Cataluña, Andalucía, Madrid y Galicia. Así mismo, se llevaron a cabo los mismos análisis estadísticos.

Sujetos

Las muestras empleadas en esta fase fueron estudiantes de ambos sexos de 1º y 2º curso de las Facultades de Psicología de las siguientes Universidades: 186 sujetos de la Universidad Central de Barcelona, 197 sujetos de la Universidad Complutense de Madrid, 194 sujetos de

la Universidad de Santiago de Compostela y 188 sujetos de la Universidad de Granada. Con el fin de llevar a cabo el mismo estudio de consistencia, dentro de cada Universidad, aproximadamente la mitad de los sujetos rellenó el cuestionario con el referente *algo* y la otra mitad con el referente *bastante*.

Resultados y discusión

Dentro de cada una de las provincias estudiadas hemos encontrado que el cuantificador *algo* resultó estadísticamente distinto en Barcelona ($t = 3,39$; $p < 0,01$; $n = 181$), Granada ($t = 4,74$; $p < 0,01$; $n = 177$) y Madrid ($t = 2,62$; $p < 0,01$; $n = 168$). Esto puede deberse al hecho de haber utilizado como referente para el estudio de la convergencia, aun siguiendo las sugerencias de Stevens, un cuantificador, *bastante*, que, si bien está situado hacia la mitad de la escala, presenta una magnitud estimada apreciablemente superior a la del cuantificador *algo* (véase la Tabla 1).

No obstante, dada la alta consistencia encontrada dentro de cada lugar estudiado (los coeficientes de correlación entre los conjuntos numéricos obtenidos con los referentes *algo* y *bastante* arrojaron valores de $r = 0,9923$ para Barcelona, $r = 0,9895$ para Granada, $r = 0,9924$ para Madrid y $r = 0,9951$ para Santiago), procedimos a la comparación de todos los grupos. Para facilitar esta tarea, y como paso previo al análisis estadístico, se representaron las escalas conjuntas comparables de cada grupo (Figura 3). Como se puede apreciar, el grupo de Tenerife difiere bastante en sus estimaciones del resto de los grupos.

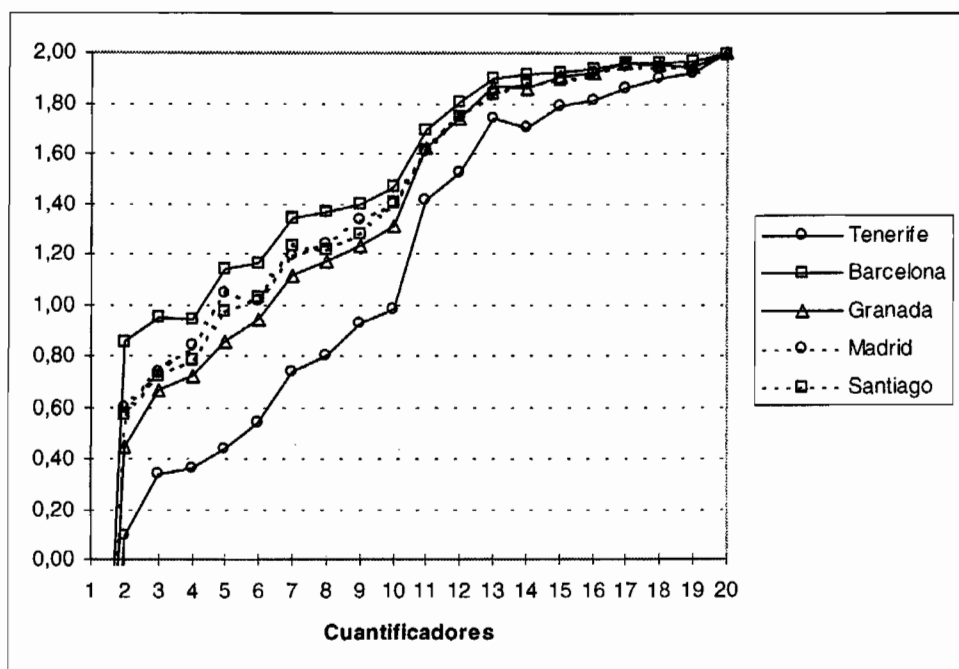


Figura 3.- Medias de los logaritmos para todos los grupos

Este hecho se ve confirmado por los resultados obtenidos en los análisis de varianza. En este sentido, para la comparación de las medias obtenidas en los cinco grupos, se llevó a cabo un ANOVA de un factor (el grupo) con cinco niveles (cada uno de los lugares donde se obtuvieron las estimaciones) para cada cuantificador. Además, los valores F estadísticamente significativos vienen acompañados de los resultados obtenidos con las pruebas *a posteriori* utilizando el método de Scheffé.

Como se puede ver en la Tabla 2, excepto dos cuantificadores (*prácticamente todo* y *completamente*), los demás resultaron estadísticamente distintos, siendo Tenerife el factor común en todas estas diferencias.

Cabe señalar que, aun excluyendo el grupo de Tenerife, tres expresiones (*abundantemente*, *un poco* y *apenas*) continuaron arrojando diferencias significativas.

Tabla 2. ANOVAs y pruebas a posteriori de los cuantificadores para todos los grupos (* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$) [1=Tenerife; 2=Barcelona; 3=Granada; 4 =Madrid; 5=Santiago] (El estadístico F se ha utilizado para comprobar la homogeneidad de varianzas.)

Expresión	g.l. ₁	g.l. ₂	SC _{inter}	SC _{intra}	F	Scheffé ($p < 0,05$)
Completamente	4	918	0,10	81,88	0,27	
Prácticamente todo	4	922	0,08	17,66	1,00	
Muchísimo	4	921	0,27	15,74	3,89 **	(1-2) (1-3)
Una enorme cantidad	4	921	0,35	17,81	4,58 **	(1-3) (1-2)
Una gran cantidad	4	920	0,32	16,63	4,47 **	(1-3) (1-2)
Mucho	4	920	0,84	35,02	5,49 **	(1-4) (1-2)
Abundantemente	4	921	0,58	40,26	3,31 *	
Bastante	4	922	2,43	24,90	22,53 **	(1-5) (1-4) (1-3) (1-2)
Una moderada cantidad	4	917	2,05	43,72	10,73 **	(1-4) (1-5) (1-3) (1-2)
Algo	4	922	6,78	60,18	25,96 **	(1-3) (1-4) (1-5) (1-2)
Alguna cantidad	4	916	6,34	86,56	16,76 **	(1-3) (1-5) (1-4) (1-2)
Una ligera cantidad	4	920	7,90	95,20	19,09 **	(1-3) (1-5) (1-4) (1-2)
Un poco	4	920	8,67	89,94	22,18 **	(1-3) (1-4) (1-5) (1-2)
Apenas algo	4	921	9,40	111,19	19,47 **	(1-3) (1-4) (1-5) (1-2)
Apenas	4	917	12,33	127,08	22,25 **	(1-3) (1-5) (1-4) (1-2)
Apenas nada	4	922	5,71	163,60	8,05 **	(1-3) (1-5) (1-2) (1-4)
Una insignificante cantidad	4	921	5,07	174,44	6,70 **	(1-4) (1-5) (1-2)
Prácticamente nada	4	922	7,31	267,13	6,31 **	(1-4) (1-2)

A la vista de los resultados obtenidos, podemos constatar varios hechos que ponen en duda su estabilidad de cara a la obtención de una lista definitiva de expresiones de cantidad: por un lado, hemos observado que, dentro de cada grupo, el cuantificador utilizado como referente, *algo*, ha arrojado, casi sistemáticamente, diferencias significativas; por otro lado, los cuantificadores de cantidad constituyen en gran medida objeto de diferencias significativas en las comparaciones entre grupos. Tanto si se excluye el grupo de Tenerife como si lo mantenemos en los análisis, siempre nos encontramos con que su comportamiento denota una alta inestabilidad, por lo que se debe tener gran precaución a la hora de incluirlos en las escalas de categorías. Además, los resultados indican que no es posible elaborar, en este momento de la investigación, una lista única con validez a nivel del estado español de cuantificadores de cantidad.

En consecuencia, y a tenor de nuestros resultados sobre cuantificadores de frecuencia (Cañadas y Sánchez, 1998) negamos la intercambiabilidad de ambos tipos de cuantificadores en contra de la opinión de Osgood, Succi y Tannenbaum (1957).

Referencias

- Cañadas Osinski, I.; Prieto Maraón, P.; San Luis Costas, C. y D. Caballero de Rodas, F. (1994). Estudio de cuantificadores lingüísticos de frecuencia y de cantidad. *Acta Comportamental*, 2, (2): 237-253.
- Cañadas Osinski, I. Y Sánchez Bruno, A. (1998). Categorías de respuesta en escalas tipo Likert. *Psicothema*, 10, (3): 623-631.
- Cohen, J. (1988) *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, New Jersey: LEA.
- Fucci, D., Petrosino, L. y Harris, D. (1985). A magnitude estimation response pool for production of lingual vibrotactile magnitudes. *Perceptual and Motor Skills*, 60: 763-766.
- Garner, W.R. y Creelman, C.D. (1976). *Problemas y métodos de la elaboración de escalas psicológicas*. En G.F. Summers (Ed.) *Medición de las actitudes*. México: Trillas. 59-102.
- González Lorenzo, M., Lameiras Fernández, M. y Varela Lovelle, M. (1990). Escalamiento de magnitud en la satisfacción laboral I. Validez de la ley de potencia. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 43, (3): 411-417.
- Guildford, J.P. (1954). *Psychometric Method*. New York: McGraw-Hill.
- Hartley, J., Trueman, M. y Rodgers, A. (1984). The effects of verbal and numerical quantifiers on questionnaire responses. *Applied Ergonomics*, 15, (2): 149-155.
- Kemp, S. (1988). Magnitude estimation of the utility of nonmonetary items. *Bulletin of the Psychonomic Society*, 26, (6): 544-547.
- Lee Rasmussen, J. (1989). Analysis of Likert-scale data: A reinterpretation of Gregorire and Driver. *Psychological Bulletin*, 105: 167-170.
- MEEK, P., Sennott-Miller, L. y Ferketich, S. (1992). Scaling stimuli with magnitude estimation. *Research in Nursing & Health*, 15: 77-81.
- Osgood, C.E., Succi, G. y Tannenbaum, P.H. (1957). *The measurement of Meaning*. En G.F. Summers (Ed.) *Medición de las actitudes*. (1976) México: Trillas.
- Pohl, N.F. (1981). Scale considerations in using vague quantifiers. *Journal of Experimental Education*, 49: 235-240.
- Schriesheim, C. y Castro, S. (1996). Referent effects in the magnitude estimation scaling of frequency expressions for response anchor sets: an empirical investigation. *Educational and Psychological Measurement*, 56: 557-569.
- Schriesheim, C., Coglisier, C.C., Newmark, R.I. y Lowensohn, S.H. (1994). The equal-interval nature investigation using fiedler's least preferred coworked (LPC) scale and magnitude estimation and case III scaling procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 54: 253-262.
- Schriesheim, C. y Gardiner, G. (1992). A comparative test of magnitude estimation and pair-comparison treatment of complete ranks for scaling a small number of equal-interval frequency response anchors. *Educational and Psychological Measurement*, 52: 867-877.
- Schriesheim, C. y Novelli, J.R. (1989). A comparative test of the interval-scale properties of magnitude estimation and case III scaling and recommendations for equal-interval frequency response anchors. *Educational and Psychological Measurement*, 49: 59-73.
- Schriesheim, C. y Schriesheim, J. (1974). Development and empirical verification of new response categories to increase the validity of multiple response alternative questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 34: 877-884.
- Schriesheim, C. y Schriesheim, J. (1978). The invariance of anchor points obtained by magnitude estimation and pair-comparison treatment of complete ranks scaling procedures: an empirical comparison and

- implications for validity of measurement. *Educational and Psychological Measurement*, 38: 977-983.
- Stevens, S.S. (1975). *Psychophysics*. New York: John Wiley & Sons.
- Wills, C.E. y Moore, C.F. (1994). A controversy in scaling of subjective states: Magnitude estimation versus category rating methods. *Research in Nursing & Health*, 17: 231-237.