



BIENESTAR SUBJETIVO DE LOS CUIDADORES FORMALES DE ALZHEIMER: RELACIONES CON EL *BURNOUT*, *ENGAGEMENT* Y ESTRATEGIAS DE AFRONTAMIENTO

Guadalupe Manzano García

Universidad de La Rioja

2002, 8(2-3), 225-244

Resumen: Este estudio trata de aportar evidencia empírica en torno a la validez factorial y la consistencia interna de las tres escalas del *Engagement* (vigor, dedicación y absorción). Explora, además, las relaciones entre el *Burnout* y el *Engagement*, así como las que existen entre estos constructos y las estrategias de afrontamiento del *Burnout* centradas en la emoción y/o en la solución de problemas. El trabajo se basa en una muestra de 170 trabajadores que prestan sus servicios en diversas organizaciones públicas o privadas, dedicadas al cuidado de enfermos de Alzheimer. Los resultados muestran: 1º) En una estructura factorial de segundo orden, las tres escalas de *Burnout* y las tres escalas del *Engagement* saturan en dos factores separados, 2º) En función al grado de *Burnout* y *Engagement* de los sujetos es posible clasificarlos en dos grupos diferenciados: aquellos que presentan un bienestar subjetivo alto, y los que lo presentan bajo y 3º) Los sujetos con menores sentimientos de cinismo, agotamiento, absorción, dedicación y vigor utilizan, para afrontar el síndrome de *Burnout*, las estrategias centradas en la solución de problemas, y en menor medida las centradas en la emoción.

Palabras Clave: *Burnout*, *Engagement*, Estrategias de afrontamiento, Cuidadores Alzheimer.

Abstract: This study aims to provide empirical evidence on the factorial validity and the internal consistency of the three scales of *Engagement* (vigor, dedication and absorption). Furthermore, it explores the linkages between the *Burnout* and the *Engagement*, together with the existing linkages between each one of these constructs and the strategies to cope with the *Burnout* focused on emotions and/or the solution of problems. The work is based on a sample of 170 workers devoted to the care of patients suffering from Alzheimer. The results reveal that: 1º) In a second order factorial structure, the three scales of *Burnout* and the three scales of *Engagement* will saturate at two separate factors, 2º) According to the level of *Burnout* and *Engagement* of the individuals, it is possible to classify them into two clearly different groups: those with a high subjective well-being, and those with a low one, and 3º) The individuals with the lowest feelings of cynicism, emotional exhaustion, absorption, devotion and energy, use coping strategies with *Burnout* syndrome mainly focused on the solution of problems, and to a lesser extent, those focused on emotions.

Key words: *Burnout*, *Engagement*, coping strategies, keepers of Alzheimer patients

Title: *Subjective well-being in workers with Alzheimer patients: relationship with burnout, engagement and coping strategies*

Introducción

La enfermedad de Alzheimer es un problema de salud importante que afecta a un alto porcentaje de personas, refiriéndonos

no sólo a las que sufren este tipo de enfermedad, sino también a todas aquellas que viven en su entorno más próximo.

El Alzheimer es la enfermedad más frecuente en las personas mayores de 65 años. En España están diagnosticados aproximadamente de 300.000 a 350.000 enfermos de Alzheimer; en Europa

* Dirigir la correspondencia a: Dra. Guadalupe Manzano García. Dpto de Ciencias Sociales del Trabajo, C/ La Cigüeña, 60, 26.004 Logroño, España
e-mail: guadalupe.manzano@dcst.unirioja.es

© Copyright 2002: de los Editores de *Ansiedad y Estrés*

alrededor de tres millones; y en Estados Unidos unos cuatro millones. Se calcula que hay un enfermo en una de cada cuatro familias españolas, y se prevé que se duplicará la prevalencia en el año 2020 (Ochoa et al, 1996).

En las sociedades vigentes confluyen una serie de factores - el aumento de la esperanza de vida, el descenso de la fecundidad, el incremento de la población anciana, las características típicas de las familias contemporáneas, etc- que contribuyen al aumento de solicitudes de sistemas de apoyo formal; organizaciones en las que trabajan cuidadores formales que, día a día, deben dispensar todos los cuidados necesarios para lograr que el enfermo de Alzheimer tenga una buena calidad de vida, al menos, en las necesidades básicas.

Los centros que acogen a estos enfermos han sido considerados como uno de los lugares que mayor estrés pueden producir. El ejercicio prolongado de la profesión en este tipo de instituciones produce, a la larga, un deterioro físico y emocional del cuidador, influyendo negativamente en su salud y bienestar personal. Esta situación puede, con el tiempo, desembocar en la aparición del síndrome de *Burnout*.

Desde que Freudenberg (1974) acuñó el término *Burnout*, posteriormente retomado por Maslach (1978), este fenómeno ha sido objeto de multitud de estudios y constituye un campo de análisis fecundo. Una revisión llevada a cabo por Schaufeli y Enzmann (1998) detectó alrededor de 6.000 entradas sobre el tema en bases de datos.

El síndrome de *Burnout* se estudió inicialmente en profesiones que tenían contacto directo con sujetos (educación, salud, etc.) (Flórez, 1994; Gil-Monte y Peiró, 1997). Actualmente, se acepta que el *Burnout* no es exclusivo de este tipo de colectivos y se ha comenzado a hablar de él

en relación a todo tipo de grupos ocupacionales.

La publicación del MBI-General Survey (MBI-GS, Schaufeli, Leiter, Maslach y Jackson, 1996) ha permitido estudiar el síndrome de *Burnout* en otro tipo de profesiones que no estén en contacto directo con los clientes, extendiéndose incluso a actividades no profesionales o colectivos preprofesionales, como los estudiantes (Gurthie et al, 1997; Balogun et al, 1995; Gold, Bachelor y Michael, 1989; Schaufeli et al, 2001).

La versión del MBI-HSS (Maslach y Jackson, 1986) define las tres dimensiones del burnout en términos de interacciones con usuarios del servicio. Sin embargo, las dimensiones o escalas del MBI-GS se definen de forma más general, en relación al trabajo que el sujeto realiza, sin hacer referencia a la interacción con los sujetos a quienes van dirigidos los servicios prestados (pacientes, alumnos, clientes etc.). Así, el *agotamiento* (AG) se valora con ítems vinculados a la fatiga emocional, sin aludir a los demás como causas de esas emociones indeseables. El *cinismo* (CI) refleja indiferencia y actitudes distantes hacia el trabajo que uno realiza, pero en términos generales; no necesariamente hacia las personas (Salanova et al, 2000). Por último, la falta de eficacia profesional (EP) refleja una falta de eficacia percibida en el trabajo, concepto muy próximo al de eficacia de Bandura (1997, 1999).

En 1997, Maslach y Leiter, en su libro "The truth about *Burnout*" redefinen el síndrome de una manera más genérica y lo expresan "como una crisis general relacionada con el trabajo que desempeña el sujeto".

En la actualidad, el estudio del fenómeno *Burnout* está sufriendo cambios y se está comenzando a trabajar asociándolo con el constructo "*Engagement*". Este nuevo

desarrollo coincide con las propuestas de la “psicología positiva”, cuyo propósito es detectar y evaluar las experiencias positivas subjetivas: estar satisfecho del pasado, ser optimista y esperanzador en el futuro y ser feliz en el presente. En definitiva, se trata de priorizar los aspectos positivos de la vida frente a las vicisitudes y contratiempos (Seligman y Csikszentmihalyi, 2000).

Siguiendo a Maslach y Leiter (1997), el “*Engagement*” supone energía, implicación y eficacia, que son los opuestos directos a las tres dimensiones del “*Burnout*”: agotamiento, cinismo y baja eficacia profesional.

El “*Engagement*” se ha definido (Salanova, Schaufeli, Llorens, Peiró y Grau, 2000) como “un constructo motivacional positivo relacionado con el trabajo que está caracterizado por el vigor, dedicación y absorción”. El *Engagement* hace referencia a un estado cognitivo-afectivo que perdura en el tiempo, siendo difícil de localizar ya que no está sobre un objeto o conducta específica.

El *vigor* (VI) se refiere a altos niveles de vitalidad-energía y afán de superación y esfuerzo en el trabajo. La *dedicación* (DE) implica entusiasmo, inspiración, reto hacia el trabajo que se lleva a cabo. La dedicación se asemeja al término llamado “implicación en el trabajo” (job involvement) (Kanungo, 1982; Lawber y Hall, 1970), pero “éste término se refiere básicamente a la identificación con el trabajo, mientras que la dedicación (job dedication) va más allá, en términos cualitativos y cuantitativos, de la mera identificación” (Salanova et al, 2000). Por último, la *absorción* (AB) se identifica con una plena concentración, junto con la sensación de que el tiempo vuela. Esta idea presenta similitudes con el concepto de “flow”, que hace referencia a una vivencia temporal y no a un estado psicológico más

duradero en el tiempo, como sucede en el *Engagement*.

Actualmente, la investigación sobre “*Engagement*” está en su fase incipiente. En la revisión bibliográfica sobre el tema hemos hallado un único trabajo publicado sobre *Engagement* en trabajadores que utilizan tecnologías de la información en sus puestos. (Salanova et al, 2000). En dicho estudio se puso de manifiesto la existencia de las tres dimensiones del *Engagement* señaladas (Vigor, Dedicación y Absorción). Concretamente, utilizando un análisis factorial confirmatorio, se evidenció que el modelo de tres factores (que asume tres variables latentes correlacionadas –VI, DE y AB-) ajusta mejor a los datos que el modelo de un factor (que asume una única variable latente “*Engagement*”).

Dada la escasa investigación publicada sobre el *Engagement* en trabajadores, uno de los objetivos de este trabajo consistirá en comprobar la validez factorial y la consistencia interna de las tres escalas del *Engagement* (vigor, dedicación y absorción) en una muestra de trabajadores que cuidan enfermos de alzheimer. Realizaremos, además, algunos análisis con objeto de investigar las relaciones entre el *Burnout*, medido con el MBI-GS, y el *Engagement*, medido con el cuestionario propuesto por Salanova, Schaufeli, Llorens, Peiró y Grau (2000). Puesto que el *Engagement* se define como el polo opuesto al *Burnout* (Maslach y Leiter, 1997; Salanova et al, 2000; Schaufeli y Enzmann, 1998), cabe esperar que las escalas del *Burnout* y *Engagement* estén negativamente correlacionadas (siempre que la eficacia profesional sea medida en sentido positivo). Más concretamente, puesto que son escalas claramente opuestas, cabe esperar una correlación negativa significativa entre el agotamiento y el vigor y entre el cinismo y la dedicación. Por otra parte, puesto que tanto el *Burnout* como el

Engagement son constructos multidimensionales, cabe esperar que las escalas del *Burnout* y las del *Engagement* se agrupen por separado en una estructura factorial de segundo orden.

Para poder afrontar con eficacia el síndrome de *Burnout*, el cuidador recurrirá a estrategias de afrontamiento centradas en la emoción o en la resolución de problemas.

Las estrategias centradas en la emoción (ECE) se emplean para controlar, minimizar o eliminar pensamientos, emociones y conductas negativas resultantes de la situación de estrés del sujeto. *Las centradas en la resolución de problemas* (ECSP) se utilizan para controlar la situación mediante la búsqueda de información, solucionando dificultades, tomando decisiones y /o realizando alguna acción directa sobre el problema.

Ambas estrategias pueden ser eficaces, dependiendo de la situación en la que se aplican, e incluso, pueden interactuar dentro de la misma situación. En cualquier caso, ambas facilitarán o modularán la aparición del síndrome de *Burnout* (Gil-Monte, Peiró y Valcárcel, 1995)

Numerosos trabajos han demostrado que los sujetos que utilizan fundamentalmente las estrategias de afrontamiento centradas en la emoción presentan un elevado grado de cinismo y agotamiento, junto con un bajo grado de eficacia profesional (Amella et al, 1998; Augusto et al, 1998; Bass et al, 1999; Elliot et al, 1996; Gorter, 2000; Lawrence et al, 1998; Magai et al, 1998; Mezey et al, 1999; Patrick et al, 1999; Yates et al, 1999).

En relación a las estrategias centradas en la resolución de problemas, la investigación empírica parece coincidir en que el sujeto que las utiliza presenta un elevado grado de eficacia profesional, junto con un bajo cinismo y niveles medios de agotamiento (Bass et al, 1996; Baumgarten et al, 1994; Bernier, 1998; Boey, 1998; Burke et al,

1995; Carter, 1999; Corbeil, 1994; De Dios, 1998).

Desconocemos la existencia de publicaciones en las que se haya relacionado el *Engagement* con las estrategias de afrontamiento utilizadas por el sujeto. Sin embargo, como comentábamos anteriormente, siguiendo a Maslach y Leiter (1997), a Salanova et al (2000) y a Schaufeli et al (1998), cabe esperar una correlación negativa entre las escalas agotamiento (*Burnout*) y vigor (*Engagement*); así como entre las escalas cinismo (*Burnout*) y dedicación (*Engagement*). Aceptada esta relación, parece lógico suponer que aquellos sujetos con elevados sentimientos de vigor y dedicación son los que en mayor medida usan estrategias de afrontamiento basadas en la solución de problemas. O dicho de otra manera, los individuos que utilizan básicamente estrategias de afrontamiento basadas en la emoción serán aquellos que presentan menos sentimientos de vigor y dedicación.

Basándonos en lo anteriormente expuesto, planteamos las siguientes hipótesis de estudio:

H1: La estructura de tres factores (dedicación, absorción y vigor) del *Engagement* mostrará un mejor ajuste a los datos que la estructura de un único factor.

H2: En una estructura factorial de segundo orden, las tres escalas de *Burnout* y las tres escalas del *Engagement* saturarán en dos factores separados.

H3: Las escalas del *Burnout* y *Engagement* estarán negativamente correlacionadas.

H4: Cuanto mayores sean los sentimientos de cinismo y agotamiento mostrados por un individuo, en mayor medida utilizará las estrategias centradas en la emoción, y en menor medida las centradas en la solución de problemas.

H5: Cuanto más elevados sean los sentimientos de eficacia profesional mostrados por el sujeto, en mayor medida utilizará estrategias de afrontamiento centradas en la solución de problemas, y en menor medida las centradas en la emoción.

H6: Las tres dimensiones del *Engagement* presentarán una relación positiva con las estrategias de afrontamiento centrada en la solución de problemas, y negativa con las estrategias de afrontamiento centradas en la emoción.

H7: En función al grado de *Burnout* y *Engagement* de los sujetos será posible clasificarlos en dos grupos claramente diferenciados: “individuos que presentan un bienestar subjetivo alto” e “individuos que presentan bienestar subjetivo bajo”.

Método

Sujetos

La muestra está compuesta por un total de 170 (N= 170) trabajadores que prestan sus servicios en diversas organizaciones de la Comunidad Autónoma de La Rioja, públicas o privadas, dedicadas al cuidado de enfermos de alzheimer. Del total de la muestra, el 81,8% (n=139) son mujeres y el 18,2% (n=31) hombres; el 40,6% (n=69) convive con su pareja, mientras que el 59% (n=101) viven solos (son solteros, viudos o separados).

La media de edad de la muestra es de 43,19 años (d.t.: 11,86). El número de hijos oscila entre cero y tres: el 54% (n=92) de los encuestados no tiene hijos, el 12,4% (n=21) tienen uno, el 27,1% (n=46) tienen dos y el 6,5% (n=11) tienen tres.

En cuanto a los estudios realizados por los encuestados, el 29% (n=49) son auxiliares de enfermería, el 30% (n=51) trabajadores sociales y el 41% (n=70) diplomados universitarios en enfermería. El

43% de la muestra (n=73) disfruta de un contrato fijo, mientras que el 57% (n=97) tienen contratos eventuales. La media de años en esta profesión es de cinco (d.t.=3,5): 34 personas han trabajado en esta profesión menos de tres años, 49 han trabajado menos de cuatro años, 127 han trabajado menos de seis años y medio y tan sólo 43 personas (25,29% de la muestra) llevan trabajando en esta profesión más de seis años y medio.

Instrumentos

Burnout. Fue medido utilizando la adaptación al castellano, realizada por Salanova et al. (2000), del Maslach-*Burnout-Inventory- General Survey* –MBI-GS (Schaufeli et al, 1996). El cuestionario, que consta de 16 ítems recoge las tres dimensiones del *Burnout*: la subescala de agotamiento (AG) (tiene 7 ítems. Ej.: estoy emocionalmente “agotado/a” por mi trabajo); la subescala de cinismo (CI) (contiene 3 ítems. Ej.: me he vuelto más cínico/a respecto a la utilidad de mi trabajo); y la subescala eficacia profesional (EP) (consta de 6 ítems. Ej.: puedo resolver de manera eficaz los problemas que surgen en mi trabajo).

La escala de respuestas es tipo likert con 7 opciones de respuestas, que oscilan entre (0) nunca/ninguna vez y (6) siempre/todos los días.

Engagement. Se midió usando el cuestionario adaptado por Salanova et al (2000) para una muestra de trabajadores, partiendo de la versión de *Engagement* para estudiantes de Schaufeli, Salanova, González-Roma y Bakker (2000). Dicho cuestionario consta de 15 ítems. Éstos recogen las tres dimensiones de *Engagement*: la subescala vigor (VI), con 5 ítems (ej.: cuando me levanto por la mañana tengo ganas de ir a trabajar); la

subescala absorción (AB), con 5 ítems (ej.: cuando estoy trabajando, olvido todo lo que pasa alrededor de mí); y la subescala dedicación (DE), con 5 ítems (ej.: mi trabajo es retador).

Las respuestas de los encuestados se evaluaron haciendo uso de una escala tipo likert, en la que el 0 significa “totalmente en desacuerdo” con la afirmación (ítem) y el 6 “totalmente de acuerdo” con la afirmación.

Estrategias de afrontamiento. Fueron medidas utilizando algunos de los ítems de la traducción al castellano del “Occupational Stress Indicator” (OSI) (Cooper et al, 1988). Para determinar la estructura factorial de las escalas de afrontamiento (28 ítems) se factorizaron utilizando el método de componentes principales y rotación Varimax. El análisis de la matriz de correlaciones, así como las medidas de suficiencia de muestreo indicaron que el conjunto de las 28 variables no alcanza los requisitos fundamentales para el análisis factorial. Aunque el test de esfericidad de Bartlett toma un valor de 3.575,69 (g.l.=378) con un p-valor inferior a 0,001, sólo 131 de las 378 correlaciones (34,6%) fueron significativas al nivel del 0,01 (sólo 71 de las 378 correlaciones -18,78%- tomaron valores superiores a 0,3). Por otra parte, la medida de adecuación muestral (MSA) toma un valor de 0,0492 (por debajo del rango de aceptación). El examen de los valores para cada variable identificó 16 variables cuya medida de adecuación muestral era inferior a 0,5. Siguiendo un proceso iterativo (excluyendo los ítems que reducían el valor de MSA, o que no contribuían positivamente a aumentarlo) obtuvimos un conjunto de 14 ítems que colectivamente alcanza el umbral necesario de suficiencia muestral con un valor MSA de 0,712. Además, cada una de las

variables también excede el valor del umbral, indicando que el conjunto de las 14 variables alcanza los requisitos fundamentales para el análisis factorial. Teniendo en consideración estas 14 variables (ítems) realizamos un análisis factorial utilizando el método de componentes principales y rotación Varimax. Los dos primeros factores, que son los que conservamos, explicaban el 50,47% de la varianza: al primero de ellos, que explica el 40,45% de la varianza, integrado por 4 ítems (ej.: intentar evitar la situación), se denominó estrategias de afrontamiento centradas en la emoción (ECE); al segundo factor, que explica el 20,02% de la varianza, integrado por 10 ítems (ej.: intentar ver la situación desde fuera y pensar de una forma coherente), se le denominó estrategias de afrontamiento centradas en la solución de problemas (ECSP).

El igual que en los casos anteriores, las respuestas se evaluaron con una escala tipo Likert en la que 1 significa “no la utilizo nunca” y 6 “la utilizo con mucha frecuencia”.

Procedimiento

Tras entrevistarnos con uno de los responsables de cada centro (normalmente con el director o directora), éste reunió a todos los participantes voluntarios un día determinado, a una hora concreta. Los cuestionarios, garantizada la confidencialidad de los datos y el anonimato de los encuestados, fueron entregados por la propia investigadora, quien aclaró las dudas surgidas tanto en relación a su contenido como al objeto y finalidad de la investigación.

Pasados 8-9 días, la investigadora se puso en contacto con el responsable del centro y

le fueron entregados los cuestionarios cumplimentados.

Análisis

En primer lugar, se analizaron las consistencias internas (α de cronbach) para las escalas del *Burnout*, el *Engagement* y las estrategias de afrontamiento. En segundo lugar, se utilizaron ecuaciones estructurales mediante el programa AMOS, versión 4.0, en varias ocasiones. a) en la primera de ellas, el modelo hipotetizado de tres factores del *Engagement* fue puesto a prueba y comparado con el ajuste a un modelo de un único factor, que asume que todos los ítems saturan en una dimensión latente; b) en la segunda, se estudiaron las relaciones entre el *Burnout* y el *Engagement*, testando dos modelos alternativos: uno que asume que tanto las escalas del *Burnout* como las del *Engagement* pesan en una única variable latente, y otro que asume dos variables latentes, una para el *Burnout* (en la que saturan AG, CI y EP) y otra para el *Engagement* (en la que saturan DE, AB y VI).

El imput en cada análisis fue la matriz de covarianza de los ítems. Como paso previo a la estimación de los modelos realizamos tests de multinormalidad, para determinar el método de estimación a utilizar.

Se utilizaron diversos índices de ajuste absoluto como las pruebas χ^2 , GFI (Índice de Bondad de Ajuste) y RMSEA (Error de aproximación cuadrático medio); y otros de ajuste incremental, recomendados recientemente por Mars, Balla y Hau (1996), como las pruebas AGFI (Índice ajustado de bondad de ajuste), TLI (Índice de ajuste no normativo), NFI (índice de ajuste normal); CFI (Índice de ajuste comparativo) e IFI (Índice de ajuste incremental).

Las medidas de ajuste absoluto determinan el grado en que el modelo conjunto (modelos estructural y de medida) predice la matriz de covarianza observada. El estadístico-ratio de verosimilitud chi-cuadrado (χ^2) pone a prueba la diferencia entre la matriz de covarianza observada y la predicha por el modelo especificado. Un gran valor de la χ^2 relativo a los grados de libertad significa que las matrices observadas y estimadas difieren considerablemente. Los niveles de significación estadística indican la probabilidad de que estas diferencias se deban a variaciones en la muestra. El nivel de significación de 0,05 se recomienda como mínimo aceptado, y los niveles de 0,1 y 0,2 deberían de ser superados antes de confirmar la no significación (Fornell, 1983). Los valores no significativos indican que el modelo hipotetizado ajusta a los datos. No obstante, este índice es sensible al tamaño muestral: a medida que el tamaño de la muestra aumenta, esta medida tiene una gran tendencia a indicar diferencias significativas para modelos equivalentes. Además, a medida que el tamaño muestral se acerca a 100 o incluso menos, el test de la χ^2 mostrará un ajuste aceptable, incluso cuando ninguna de las relaciones del modelo se muestren estadísticamente significativas. Para evitar este problema se recomienda complementar la medida de la χ^2 con otras medidas de calidad del ajuste (Bollen, 1989; Bentler, 1990). El índice de Bondad de Ajuste (GFI) es una medida no estadística que va en valor desde 0 (mal ajuste) a 1,0 (ajuste perfecto). Representa el grado de ajuste conjunto (los residuos al cuadrado de la predicción comparado con los datos efectivos), pero no está ajustada por los grados de libertad. El índice RMSEA es una medida de la discrepancia por los grados de libertad para el modelo. El valor

es representativo de la bondad del ajuste que podría esperarse si el modelo fuera estimado con la población, no sólo con la muestra extraída de la estimación. Los valores que van de 0,05 a 0,08 se consideran aceptables (Rigdon, 1994).

Las medidas de ajuste incremental comparan el modelo propuesto con un modelo de referencia, conocido como modelo nulo. Los índices utilizados son el Índice de Ajuste no Normado (TLI) y el Índice de Ajuste Comparado (CFI), recomendados por Marsh, Balla y Hau (1996). TLI es una medida relativa de la covarianza explicada por el modelo, puesto que el ajuste es evaluado teniendo en cuenta los grados de libertad del modelo hipotetizado. El Índice de Ajuste Comparado es una medida de la incorrecta especificación del modelo, que se recomienda sobre todo para comparar modelos (Goffin, 1993). Para ambos índices, se considera que valores superiores a 0,90 están indicando un buen ajuste (Hoyle, 1995). Finalmente, AGFI es una extensión de GFI, ajustado por el ratio entre los grados de libertad del modelo propuesto y los grados de libertad del modelo nulo. Un nivel aceptable y recomendado de este indicador es un valor mayor o igual a 0,90. Los índices restantes (NFI e IFI) son buenos indicadores del ajuste del modelo a los datos. Los valores mayores de 0,90 son considerados como indicadores de un buen ajuste (Hoyle, 1995).

En algunos casos, para mejorar los modelos, se correlacionaron determinados pares de errores, dependiendo del valor de los índices de modificación. No obstante, las correlaciones se realizaron siempre entre ítems pertenecientes a la misma escala, para evitar problemas artefactuales (Mac-Callum, Roznowski y Necowitz, 1992).

En tercer lugar, con objeto de testar H7, se realizó un análisis cluster de individuos. Teniendo en consideración el objetivo de nuestro análisis, las variables seleccionadas para caracterizar los individuos que se agrupan son las tres escalas del *Burnout* (AG, CI y EP) y las tres del *Engagement* (DE, AB y VI). Hemos utilizado el método Ward, de jerarquización en forma aglomerativa, para establecer el número de conglomerados. La similitud entre los individuos se midió a través de la distancia euclídea al cuadrado, que según Hair et al (1999) es la medida de distancia recomendada para el método Ward. Para establecer el número de conglomerados utilizamos como regla de parada el cambio en el coeficiente de aglomeración. Identificado el número de clusters a formar, los individuos se agruparon mediante un método no jerárquico (método del umbral paralelo), utilizando los centros de conglomerados obtenidos en los resultados jerárquicos como puntos de semillas iniciales.

Aunque el análisis cluster resulta sumamente útil a nuestros propósitos, sin embargo esta técnica es puramente descriptiva: los grupos a obtener dependen de los criterios de análisis. Por ello, resulta muy conveniente validar las clasificaciones obtenidas en el análisis cluster a través de técnicas de carácter explicativo, como el análisis discriminante, empleando muestras de validación. De esta forma se pueden contrastar si los grupos obtenidos son consistentes, y además establecer cuales son las variables que mejor contribuyen a clasificar los individuos en los grupos (Bisquerra, 1989).

Resultados

Los valores estadísticos descriptivos de las escalas y su consistencia interna, así como

las medias, desviaciones típicas y matriz de intercorrelaciones entre las escalas, aparecen en la tabla 1. En ella puede verse que los coeficientes α en todas las escalas son aceptables y superan el criterio del .70 recomendado (Nunnally y Bernstein, 1994).

Como puede observarse en la tabla 1, EP muestra una correlación negativa con CI y AG, mientras que la correlación entre estas dos últimas escalas es alta y positiva. Por otra parte, las escalas de *Engagement* están altamente correlacionadas entre sí en sentido positivo; mientras que las escalas de *Burnout* y *Engagement* están correlacionadas negativamente (no olvidemos que la eficacia profesional está medida en sentido positivo). A este respecto, merece la pena destacar la alta correlación entre la escala EP de *Burnout* y

la escala VI del *Engagement* (.769), así como la mostrada entre las escalas CI (*Burnout*) y DE (*Engagement*) (-.757).

En cuanto a las relaciones entre las escalas del *Burnout* y las estrategias de afrontamiento utilizadas, cabe señalar que existe una correlación positiva entre la escala de estrategias de afrontamiento centradas en la emoción (ECE) y las escalas negativas del *Burnout* (AG y CI); mientras que la correlación de éstas con la escala de estrategias de afrontamiento centradas en la solución de problemas es negativa. Por otro lado, la correlación de EP (escala positiva del *Burnout*) con la escala de estrategias de afrontamiento centradas en la emoción es negativa; mientras que la correlación EP-ECSP es positiva (.707).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos para las variables del estudio (N=170)

Variables	M	DT	α	AG	CI	EP	VI	DE	AB	ECE	ECSP
AG	15.47	5.70	.81	1.00							
CI	7.45	3.71	.82	.766	1.00						
EP	20.93	5.39	.74	-.664	-.680	1.00					
VI	16.93	4.30	.72	-.689	-.735	.769	1.00				
DE	17.21	4.02	.76	-.629	-.757	.731	.763	1.00			
AB	17.09	4.29	.81	-.702	-.703	.668	.746	.840	1.00		
ECE	11.98	3.68	.72	.795	.674	-.539	-.659	-.472	-.459	1.00	
ECSP	35.77	6.96	.81	-.468	-.586	.707	.582	.566	.499	-.255	1.00

Nota: todas las correlaciones son significativas al nivel 0,01

Por lo que se refiere a la conexión entre las estrategias de afrontamiento y las escalas del *Engagement*, se puede observar que éstas correlacionan negativamente con la escala de estrategias de afrontamiento centradas en la emoción, y positivamente con la escala de estrategias de afrontamiento centrada en la solución de problemas.

Tras realizar los análisis pertinentes para obtener los datos de la tabla 1, se ajustaron los datos del cuestionario de

Engagement a tres modelos: ME0 hipotetiza que todos los ítems del *Engagement* saturan sobre una única variable latente ("*Engagement*"); ME1 asume que el *Engagement* puede explicarse en función de tres variables latentes correlacionadas (DE, AB y VI); y ME11 es una extensión de ME1, en el cual, teniendo en consideración los índices de modificación, se añadió la siguiente correlación entre los errores: VI (1-3). Como paso previo a la estimación del

modelo, realizamos un test de multinormalidad, para determinar el método más idóneo a utilizar con tal fin. Los resultados del test pusieron de manifiesto que el método más adecuado para la estimación de los parámetros es el ADF, ya que para un nivel de significación del 0,05 el coeficiente crítico par el valor Z de curtosis en la distribución multivariante es superior en valor absoluto a 1,96 (Hair et al, 1999). Como se desprende del análisis de la tabla 2, tanto en las medidas de ajuste absoluto (χ^2 , GFI, RMSEA) como en las de ajuste incremental (AGFI, TLI, NFI, CFI, IFI), el ajuste de los datos al modelo de tres factores es superior al mostrado respecto al modelo de un factor, siendo ME11 el modelo al que mejor ajustan los datos. En éste, las correlaciones entre las variables latentes son significativas ($p < .001$): DE-AB= .89; DE-VI: .94; VI-AB: .85

Con objeto de testar H2, probamos si los datos ajustaban mejor a un modelo de ecuaciones estructurales que asume que tanto las escalas del *Burnout* como las del *Engagement* pesan en una única variable

latente («bienestar subjetivo»), o a un modelo de dos variables latentes correlacionadas, una para el *Burnout* (en la que saturan AG, CI y EP) y otra para el *Engagement* (en la que saturan DE, AB y VI). Los resultados del test de multinormalidad pusieron de manifiesto que el método más adecuado para la estimación de los parámetros es el ADF, ya que para un nivel de significación del 0,05 el coeficiente crítico par el valor Z de curtosis en la distribución multivariante, en todos los casos, es superior en valor absoluto a 1,96. Los resultados, que aparecen recogidos en la tabla 3, muestran que los datos ajustan mejor a un « modelo revisado » de dos factores (2-factores -r-): todos los índices utilizados, tanto las medidas absolutas de ajuste como las medidas de ajuste incremental, satisfacen los criterios de ajuste. En este modelo revisado de dos factores se han correlacionado, atendiendo a las propuestas de los índices de modificación, los siguientes errores : AG (4-6 y 1-3), CI (8-14), EP (11-12) y VI (1-3).

Tabla 2. Modelos de ecuaciones estructurales para el Engagement.

	<i>ENGAGENT</i>		
	M.E. 0	M.E. 1	M.E. 11
χ^2	2183,1*	902,07*	812,21*
G.L.	90	88	87
GFI	,703	,835	,919
RMSEA	,112	,063	,064
AGFI	,795	,900	,920
TLI	,764	,867	,908
NFI	,790	,794	,909
CFI	,798	,821	,925
IFI	,798	,822	,926

Notas: χ^2 = Chi cuadrado ; * $p < .001$; G.L.= grados de libertad ; GFI= Índice de bondad de ajuste ; RMSEA= Error de aproximación cuadrático medio ; AGFI= Índice ajustado de bondad de ajuste ; TLI= Índice de Tucker-Lewis o Índice de

ajuste no normativo ; NFI= Índice de ajuste normal ; CFI= Índice de ajuste comparativo ; IFI= Índice de ajuste incremental.

Tabla 3. Modelos de ecuaciones estructurales de las relaciones entre “*Burnout y Engagement*”

Modelo	χ^2	G.L.	GFI	RMSA	AGFI	TLI	NFI	CFI	IFI
1-Factor	190.68	9	.85	.092	.77	.90	.89	.90	.90
2-Factores	163.81	8	.93	.069	.75	.88	.80	.92	.93
2-Factores (r)	70.03	6	.99	.063	.96	.97	.92	.99	.99

El siguiente paso en nuestro análisis consistió en intentar detectar hasta qué punto los individuos de la muestra presentan comportamientos semejantes respecto a las variables del *Burnout y Engagement*. Para ello procedimos a realizar un análisis cluster de individuos. En un primer paso, utilizamos un procedimiento jerárquico para identificar el número apropiado de conglomerados. Tal y como puede observarse en la tabla 4, los coeficientes de aglomeración en la obtención de los conglomerados muestran un gran

aumento cuando pasamos de dos a un conglomerado. Para ayudar a identificar grandes aumentos relativos en la homogeneidad de los conglomerados, calculamos el porcentaje de cambio del coeficiente de obtención de conglomerados de 10 a dos conglomerados. El aumento más espectacular del porcentaje se produce al ir de dos a un conglomerado. Por consiguiente, consideraremos una solución de dos conglomerados.

Tabla 4. Análisis del coeficiente de aglomeración para el análisis cluster jerárquico

Nº de Conglomerado	Coef. de Aglomeración	Cambio en el Coef. de Aglomeración	Cambio % en el Coef. del nivel siguiente
10	2,606.49	327,90	12,58
9	2,934.39	373,23	12,72
8	3,307.62	408,97	12,36
7	3,716.59	442,91	11,92
6	4,159.50	486,00	11,68
5	4,645.50	741,54	15,96
4	5,387.04	873,00	16,21
3	6,260.04	2,322	37,11
2	8,582.87	14,443	168,28
1	23,026.38		

Tabla 5. Solución del análisis cluster no jerárquico con puntos semilla iniciales desde los resultados jerárquicos

Conglomerado	Valores Medios					
	AG	CI	EP	VI	DE	AB
<i>Centros de Conglomerados Finales</i>						
1 (n=35)	7,14	1,14	28,71	23,63	22,97	23,11
2 (n=135)	20,81	9,08	18,91	15,19	15,72	15,53
<i>Significación estadística de las diferencias de conglomerados</i>						
Valor F	542,576	512,326	200,145	289,673	191,560	177,689
Significación	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

En un segundo paso utilizamos una técnica no jerárquica para ajustar los resultados del procedimiento jerárquico. Los resultados para la solución de dos conglomerados se muestran en la tabla 5. En ella puede observarse que el conjunto formado por las seis variables dependientes no presenta el mismo comportamiento en los dos grupos establecidos ($F_{6, 163} = 204,40$; $p < .001$). Los contrastes univariados muestran que los valores medios de las variables agotamiento ($F=542,576$ $p < .001$), cinismo ($F=512,326$, $p < .001$), eficacia profesional ($F=200,145$, $p < .001$), dedicación ($F=191,560$, $p < .001$), absorción ($F=177,689$, $p < .001$) y vigor ($F=289,673$, $p < .001$), son diferentes para cada uno de los grupos establecidos para la variable “grupo de pertenencia”. Más concretamente, el valor medio de los sentimientos de agotamiento y el cinismo de los individuos del grupo 2 es muy superior al que presentan los del grupo 1; mientras que el grado medio de los sentimientos de eficacia profesional, dedicación, absorción y vigor de los individuos del grupo 2 es muy inferior al presentado por los cuidadores formales de enfermos de alzheimer del grupo 1. Estos resultados sugieren que el grupo 1 aglutina a los individuos con un “bienestar subjetivo alto”, mientras que el grupo 2 señala claramente a los individuos “quemados”, poco entusiasmados y

motivados por su trabajo, que se sienten incapaces de enfrentarse a más retos en su actividad profesional.

Con objeto de contrastar si los grupos o cluster obtenidos son consistentes, y además establecer cuáles son las variables que en mayor medida contribuyen a clasificar a los individuos en uno u otro grupo, realizamos a continuación un análisis discriminante. (la variable dependiente fue “grado de bienestar subjetivo” –alto o bajo, en función de la pertenencia del sujeto al cluster 1 o al cluster 2- y las variables independientes las tres variables del burnout y las tres del engagement) por el método de estimación secuencial o por pasos, utilizando la Lambda de Wilks como criterio para seleccionar las variables.

La extracción de la función discriminante se realizó considerando una muestra aleatoria de aproximadamente el 90% de los individuos encuestados (muestra de análisis). El resto de la muestra (ampliación de la muestra) sirvió para validar la capacidad de clasificación de dicha función.

Realizando un análisis ANOVA mediante la Lambda de Wilks para la muestra de análisis, se obtuvieron los resultados que aparecen en la tabla 6. Como se observa en ella, las diferencias

entre los grupos se deben a cada una de las variables dependientes consideradas.

Tabla 6. Pruebas de igualdad de las medias de los grupos para la muestra de análisis

	Grupo I (n=32)		Grupo II (n=124)		Lambda	F	gl1	gl2	Sig.
	Media	Desv. Tip.	Media	Desv. T.					
AG	6,906	4,380	20,847	2,638	,227	524,706	1	154	,000
CI	1,062	1,900	9,008	1,841	,248	467,596	1	154	,000
EP	29,250	5,622	18,943	2,864	,424	209,237	1	154	,000
VI	23,844	2,034	15,210	2,715	,353	282,200	1	154	,000
DE	23,344	4,194	15,750	2,159	,433	201,956	1	154	,000
AB	23,719	4,920	15,564	2,065	,430	204,287	1	154	,000

El valor del coeficiente de correlación canónica (.941) y el del autovalor asociado a la función canónica (7.791) nos permiten afirmar que la dispersión es debida a las diferencias entre los grupos; o lo que es lo mismo, que la función discrimina suficientemente los grupos. Por otra parte, el estadístico Lambda de Wilks toma un valor de 0.114 ($\chi^2=328.241$; $g.l=6$) y su p-valor asociado es menor a .001; lo que permite rechazar la hipótesis nula de que los centros de los grupos son iguales.

Tomando en consideración que los grupos tienen tamaños diferentes (en la muestra de análisis $n=156$: grupo 1, $n=32$; grupo 2, $n=124$), de acuerdo con el criterio de aleatoriedad proporcional, el porcentaje de clasificaciones correctas de forma aleatoria se establece en el 67,39%

$[(32/156)^2 + (1-32/156)^2]$. No obstante, el indicador de efectividad de la función discriminante toma, para la parte de muestra de análisis, un valor de 100%, lo que significa un incremento del 48,39% sobre el valor que cabría esperar si la clasificación se hiciera de forma aleatoria. En la muestra de validación ($n=14$) los tamaños de los grupos fueron: grupo 1, $n=3$, y grupo 2, $n=11$, lo que significa que el porcentaje de clasificaciones correctas de forma aleatoria se establece en el 66,33% $[(3/14)^2 + (1-3/14)^2]$. Como el indicador de efectividad de la función discriminante toma para la ampliación de la muestra un valor de 100% (ver tabla 7), el incremento sobre el valor que cabría esperar si la clasificación se hiciera de forma aleatoria es del 50,76%.

Tabla 7. Matriz de Confusión. Análisis Discriminante (a, b)

Número Inicial de Casos	Grupo de Pertenencia Pronosticado			Total
	1	2		
Casos seleccionados. Recuento	1	31	0	31
	2	0	124	124
%	1	100	0	100
	2	0	100	100
Casos no seleccionados. Recuento	1	4	0	4
	2	0	11	11
	1	100	0	100
	2	0	100	100

a. Clasificados correctamente el 100.0% de los casos agrupados originales seleccionados.

b. Clasificados correctamente el 100.0% de casos agrupados originales no seleccionados

Los resultados han mostrado que todas las variables dependientes que tienen poder discriminante, y por consiguiente constituyen características diferenciadoras entre los dos grupos considerados. Sus coeficientes en la matriz de estructura son: AG= .661; CI= .624; VI= -.485; EP= -.418; AB= -.413 y DE= -.410. Esto significa que los sentimientos de agotamiento son los que en mayor medida contribuyen a discriminar entre los grupos, mientras que es la dedicación la variable con menor poder discriminante. Volviendo a la tabla 6, podemos observar que los individuos que presentan “bienestar psicológico bajo” son los que muestran mayores niveles medios de agotamiento y cinismo, junto a menores sentimientos de vigor, competencia profesional, absorción y dedicación.

Para concluir estuvimos interesados en explorar si las estrategias de afrontamiento centradas en la emoción y las centradas en la solución de problemas eran igualmente importantes en los cluster establecidos (“sujetos con bienestar psicológico alto” y “sujetos con bienestar psicológico bajo”). Para comprobar tal relación llevamos a cabo sendos análisis de varianza. Los resultados, mostrados en la tabla 8, evidencian que, por término medio, el grupo 1 (“individuos con bienestar psicológico alto”) utiliza mucho más que el 2 (“individuos con bienestar psicológico bajo”) las estrategias de afrontamiento basadas en la solución de problemas; mientras que las estrategias de afrontamiento basadas en la emoción son utilizadas mucho más por los sujetos del grupo 2.

Tabla 8. Análisis de varianza

VD: Estrategias de afrontamiento centradas en la emoción

VI: Grado de Bienestar Psicológico

Fuente	S. Cuadrados	Media Cuadrática	G.L.	F. ratio	Prob. F
Entergrupos	1384,653	1384,653	1	258,683	,000
Intragrupos	899,253	5,353	168		
Total	2283,906		169		

Test de Levene para homogeneizar la varianza

Estadístico	df1	df2	2-tail sig.
52,381	1	168	,653

Descriptivos

Variable	Media	Desv. Tip.	Casos
Submuestra 1	6,3714	3,7502	35
Submuestra 2	13,4296	1,7727	135
Total	11,9765	3,6762	170

VD: Estrategias de afrontamiento centradas en la solución de problemas

VI: Grado de Bienestar Psicológico

Fuente	S. Cuadrados	Media Cuadrática	G.L.	F. ratio	Prob. F
Entergrupos	3110,489	3110,489	1	102,754	,000
Intragrupos	5085,564	30,271	168		
Total	8196,053		169		

Test de Levene para homogeneizar la varianza

Estadístico	df1	df2	2-tail sig.
50,096	1	168	,406

Descriptivos

Variable	Media	Desv. Tip.	Casos
Submuestra 1	44,1714	8,7632	35
Submuestra 2	33,5926	4,2973	135
Total	35,7706	6,9640	170

Discusión y conclusiones

La investigación sobre el MBI-GS es relativamente reciente, aunque no escasa, y ha demostrado que la estructura de tres factores es invariable a través de diferentes ocupaciones, tales como administrativos, enfermeras, secretarias, directivos y empleados que usan tecnología de la información en sus puestos (Leiter y

Schaufeli, 1996; Taris, Schreurs y Schaufeli, 1999; Salanova et al, 2000; Manzano y Ramos, 1999). Sin embargo, la investigación sobre el *Engagement*, mucho más reciente, ha sido menos prolífica, y no hemos encontrado más que una publicación que haga referencia al *Engagement* en trabajadores (Salanova et al, 2000). Por este motivo, uno de los objetivos de nuestro trabajo ha sido analizar la

estructura factorial del *Engagement*, en una nueva muestra (en este caso, cuidadores formales de enfermos de alzheimer), utilizando modelos de ecuaciones estructurales. Los resultados confirman que, hipotetizados dos modelos (uno con una única variable latente –*Engagement*– y otro con tres variables latentes –DE, AB y VI), los datos se ajustan mejor al modelo con tres variables latentes, lo que viene a corroborar nuestra primera hipótesis, así como la definición de *Engagement* hecha por Schaufeli et al (2000). El ajuste del modelo de tres factores es comparable al ajuste encontrado en muestras de estudiantes españoles (Schaufeli et al, 2000; Manzano, 2002), y en una muestra de trabajadores que utilizan tecnología de la información en sus puestos (Salanova et al, 2000), en donde se confirma una estructura trifactorial: DE, AB, VI. Por otra parte, las tres escalas del *Engagement*, tal y como era de esperar, de acuerdo con el marco teórico, puesto que evalúan experiencias subjetivas positivas, se han mostrado positiva y fuertemente correlacionadas entre si.

Por lo que se refiere a las escalas del *Burnout*, éstas (también ocurre con las escalas del *Engagement* y las de afrontamiento) han mostrado una consistencia interna superior al .70, recomendada por Nunnaly y Bernstein (1994). En multitud de estudios precedentes se ha demostrado que la escala del *Burnout* con mayor consistencia interna es el agotamiento (Lee y Ashforth, 1996; Manzano, 2000; Salanova et al, 2000; Schaufeli y Enzmann, 1998). En nuestro estudio, sin embargo, el cinismo se muestra como la escala más fiable del *Burnout*; resultado que quizá pueda deberse a la naturaleza de la muestra (trabajadores que cuidan enfermos de alzheimer).

Nuestros datos han corroborado, una vez más, la existencia de una correlación negativa entre la escala positiva del *Burnout* (EP) y las escalas negativas (CI y AG); así como la correlación positiva entre AG y CI (Gil-Monte, Peiró y Valcarcel, 1995; Manassero, García, Vázquez, Ferrer, Ramis y Gili, 2000; Manzano, 2001).

En cuanto a las relaciones entre el *Burnout* y el *Engagement*, los modelos de ecuaciones estructurales han demostrado que en una estructura factorial de segundo orden, las tres escalas de *Burnout* y las tres escalas del *Engagement* saturarán en dos factores separados, confirmándose las dos dimensiones predichas en nuestra hipótesis dos. Por tanto, igual que ocurrió en el estudio de Salanova et al (2000), las dimensiones subyacentes de *Burnout* y *Engagement* aparecen como dos dimensiones latentes que además están negativamente correlacionadas ($r = -.59$ en el modelo de dos factores y $r = -.70$ en el modelo de dos factores revisado). Hemos demostrado, además, que las escalas del *Burnout* y *Engagement* están negativamente correlacionadas, confirmándose así la hipótesis tres de nuestro estudio. Tal y como esperábamos, de acuerdo con el marco teórico, hemos hallado una correlación alta y negativa entre AG y VI (-.689) y entre CI y DE (-.757). No obstante, creemos que es necesario seguir profundizando en la relación entre las escalas del *Burnout* y *Engagement*. Así, por ejemplo, sería interesante explorar si las escalas del *Engagement* pueden actuar modulando la aparición o el retraso del síndrome de *Burnout*, y los efectos nocivos para la salud de quienes lo padecen.

Por lo que respecta a las relaciones entre las estrategias de afrontamiento y el *Burnout* o el *Engagement*, nuestros resultados han permitido confirmar que

tanto la escala positiva del *Burnout* (EP) como las tres escalas del *Engagement* (VI, DE, AB) están positivamente correlacionadas con las estrategias de afrontamiento centradas en la solución de problemas (ECSP); correlaciones que se tornan negativas cuando la escala de estrategias de afrontamiento es la centrada en la emoción (ECE), lo que permite confirmar nuestras hipótesis de estudio cuatro, cinco y seis. En futuras investigaciones sería interesante comprobar, no obstante, no sólo que estas relaciones se mantienen para otras muestras, sino también si existe o no, entre las estrategias de afrontamiento y las escalas del *Burnout* y *Engagement*, una relación causa-efecto.

Por otra parte, estuvimos interesados en detectar hasta qué punto los cuidadores formales de enfermos de alzheimer presentaban comportamientos semejantes respecto a las variables del *Burnout* y *Engagement*. Utilizando primero el análisis cluster, y después el análisis discriminante encontramos que era posible distinguir dentro de la muestra dos grupos claramente diferenciados. El primero de ellos, que contiene el 20,6% de la muestra, parece agrupar a los sujetos con un “bienestar subjetivo alto”: presentan bajos sentimientos de agotamiento y apenas muestran actitudes de indiferencia en relación al trabajo que desarrollan. Por otra parte, exhiben altos sentimientos de efectividad y absorción, alto grado de vitalidad y afán de esforzarse, y gran entusiasmo para enfrentar los retos del trabajo diario.

En cuanto a los individuos que se clasifican en el segundo grupo (n=135, el 79,4% de los encuestados), cabe señalar que presentan características y sentimientos de signo contrario a los mostrados por los sujetos del grupo uno, por lo que no parece

descabellado calificarlos de individuos “quemados”, poco entusiasmados y motivados por su trabajo.

Estos resultados, que confirman nuestra hipótesis siete de estudio, están indicando, por una parte, que entre los cuidadores formales de enfermos de alzheimer existe un alto porcentaje de individuos cuyo “bienestar subjetivo” es cuando menos preocupante; y por otra, que los cuidados proporcionados por estos trabajadores a sus enfermos podrían no ser (dado el estado en el que se hallan) todo lo adecuados que deseáramos.

En otro orden de cosas, estuvimos interesados en explorar si las estrategias de afrontamiento utilizadas por los “individuos con bienestar psicológico alto” son significativamente diferentes a las utilizadas por los individuos que presentan “bienestar psicológico bajo”. Nuestros datos muestran que las estrategias de afrontamiento centradas en la emoción son más utilizadas por los sujetos del grupo dos (“bienestar psicológico bajo”), mientras que los individuos del grupo uno (“bienestar psicológico alto”) utilizan más las estrategias de afrontamiento basadas en la solución de problemas.

Las personas que utilizan las estrategias de afrontamiento centradas en la solución de problemas afrontan las situaciones estresantes de forma más coherente; tratan de ver o analizar los factores o causas que han podido desencadenar la situación presente. En definitiva, reflexionan con “mayor frialdad” sobre el por qué del hecho concreto, recabando y aportando información específica sobre el fenómeno que están viviendo; dejando a un lado las emociones, que no ayudan al esclarecimiento del mismo. Esta estrategia de afrontamiento (ECSP) facilitará que sus vidas personales y profesionales sean más placenteras, lo que probablemente

contribuirá a una prestación de servicio de mayor calidad.

En resumen, nuestra investigación ha mostrado algunas pistas o variables sobre las que podría intervenir con objeto de evitar en lo posible la aparición del "síndrome de estar quemado" y sus perniciosos efectos sobre la salud física y mental de los cuidadores formales de enfermos de alzheimer. En nuestra opinión, a la luz de los resultados mostrados, las estrategias de intervención temprana, al margen de las que habitualmente suelen señalarse (Travers y Cooper, 1997; Valero, 1997; Daniel y Pérez, 1999), deberían diseñarse pensando en lograr el mayor incremento posible en los sentimientos de absorción, vigor y dedicación del individuo. Además, debería entrenarse a éste en el uso de estrategias de afrontamiento centradas en la solución de problemas, más que en la emoción.

Para concluir, debemos reconocer que las investigaciones sobre el *Engagement* y su relación con el *Burnout* se halla en una fase más bien embrionaria. Los resultados mostrados pueden proporcionar pistas a las autoridades competentes sobre cómo cuidar

a los cuidadores formales de enfermos de alzheimer. Creemos, sin embargo, que aún queda bastante camino por recorrer. Además de seguir profundizando en el análisis de las propiedades psicométricas internas de los instrumentos usados para medir el *Burnout* y el *Engagement*, y las relaciones entre estos dos constructos, se necesitan más estudios que analicen sus relaciones con otras variables personales, organizacionales y psicosociales.

Probablemente, a medida que los estudios sobre el tema vayan avanzando, y se extiendan a diferentes tipos de colectivos, se aportará o dará luz a ciertos aspectos o cuestiones que necesitan ser esclarecidos, que todavía quedan pendientes: ¿es necesario crear un tipo específico de cuestionario (variaciones del MBI) en función de las peculiaridades de cada colectivo, ocupacional o no?; ¿la absorción es más una consecuencia del trabajo que una dimensión del *Engagement*? (Salanova et al, 2000), existen relaciones causa-efecto entre las estrategias de afrontamiento y el *Engagement*, etc.

Referencias

- Amella, E., Kennedy, I.R. y Kluger, M. (1998). Predictors of mealtime success: a model for nursing home residents with dementia. *The Gerontologist* 38 (special issue I), 163.
- Augusto, J. M^a. y Martínez, R. (1998). Afrontamiento al estrés y salud. *Boletín de Psicología*, 58, 31-48.
- Balogun, J.A., Helemoe, S., Pelligrini, E. y Hoerberlein, T. (1995). Test-retest reliability of a psychometric instrument designed to measure physical therapy students *Burnout*. *Perceptual and motor skills*, 81, 667-672.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: the exercise of control*. New York: NY: Freeman.
- Bandura, A. (1999). Social cognitive theory of personality. En Pervin L. y John O. (Eds). *Handbook of Personality* (2nd ed.) (pp. 154-196). New York: Guilford.
- Bass, D. M., Noelker, L.S. y McCarthy, C. (1999). The influence of formal and informal helpers on primary caregivers' perception of quality of care. *The journal od Applied Gerontology*, 18 (2), 177-200.
- Bass, D.M., Noelker, L.S. y Rublin, L.R. (1996). The moderating influence of service use on negative caregiving consequences. *Journal of Gerontology: Social Science*, 51B, 5121-5131.
- Baumgarten, M., Hanley, J.A. y Infante-Rivard, C. (1994). Health of family members caring for elderly persons with

- dementia. *Annual International Medicine*, 120, 126-132.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural equation models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bernier, D. (1998). A study of coping: successful recovery from severe *Burnout* and other reactions to severe work-related stress. *Work & Stress*, 12 (1), 60-65.
- Bisquerra, R. (1989). *Introducción conceptual al análisis multivariante. Un enfoque informático con los paquetes: SPSS, BMDP, LISREL y SPAD. PPV*. Barcelona: Paidós.
- Boey, K.W. (1998). Distressed and stress resistant nurses. *Issues in Mental Health Nursing*, 19, 1-22.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural equation with latent variables*. New York, NY: Wiley.
- Burke, R.J. y Greenglass, E.R. (1995). A longitudinal examination the cherniss model of psychological *Burnout*. *Social Science y Medicine*, 40, 1357-1363.
- Carter, J.H. (1999). Quality of life in family caregivers of Parkinson's disease patients. En P. Martínez y W. Koller, *Quality of life in Parkinson's disease*. Barcelona: Masson.
- Cooper, C.L., Sloan, S.J. y Williams, S. (1988). *Occupational stress indicator management guide*, Windsor: Nfer-Nelson.
- Corbeil, C. (1994). *L'épuisement émotionnel des soignants en centre d'accueil pour personnes âgées. (Emotional Burnout of nursing staff in nursing homes)*, unpublished masters thesis. Université de Montréal.
- Daniel, E. y Pérez, A. (1999). *El síndrome de Burnout en el médico*. Lab. Smithkline Beecham.
- De Dios, A. (1998). *Burnout: un modelo de estrés laboral*. En M. de Gándara, *Estrés y trabajo: el síndrome de Burnout*. Madrid: Cauce Editorial.
- Elliot, T., Shewchuk, R., Hagglund, K., Rybarczyk, B. y Harkins, S. (1996). Occupational *Burnout*, tolerance for stress, and coping among nurses in rehabilitation units. *Rehabilitation Psychology*, 41 (4), 267-284.
- Flórez, J.A. (1994). *Síndrome de estar quemado. Burnout*. Oviedo: Edikamed,
- Fornell, C. (1983). "Issues in the application of covariance structure analysis: a comment". *Journal of Consumer Research*, 9, 443-48.
- Freudenberger, H.J. (1974). Staff *Burnout*. *Journal of Social Issues*, 30 (1), 159-165.
- Gil Monte, P. y Peiró, J.M.. (1997). *Desgaste psíquico en el trabajo: el síndrome de quemarse*. Madrid: Síntesis.
- Gil Monte, P., Peiró, J.M.. y Valcarcel, P. (1995). El síndrome de *Burnout* entre profesionales de enfermería: una perspectiva desde los modelos cognitivos de estrés laboral. En Gonzalez, L, de la Torre, A. y de Elena, J. (comps). *Psicología del Trabajo y de las Organizaciones, Gestión de Recursos Humanos y Nuevas Tecnologías*. Salamanca: Eudema
- Goffin, R.D. (1993). A comparison of two new indices for the assessment of fit of structural equation models. *Multivariate Behavioral Research*, 28, 205-214.
- Gold, Y., Bachelor, P.A. y Michael, W.B. (1989). The dimensionality of a modified form of the Maslach *Burnout* Inventory for university students in a teacher-training program. *Educational and Psychological Measurement*, 49, 549-561.
- Gorter, R.C. (2000). *Burnout among dentists: identification and prevention*. Amsterdam: Thela Thesis.
- Gurthie, E.A., Black, D., Shaw, C.M., Hamilton, J., Creed, T.H. y Tomenson, B. (1997). Psychological stress in medical students: a comparison of two very different university courses. *Stress Medicine*, 13, 179-184.
- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tathan, R.L. y Black, W.C. (1999). *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- Hoyle, R.H. (1995). The structural equation modeling approach: basic concepts and fundamental issues. In R.H. Hoyle (Ed), *Structural equation modeling, concepts, issues, and applications* (pp. 1-15). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Kanungo, R.N. (1982). Measurement of job and work involvement. *Journal of Applied Psychology*, 67, 341-349.
- Lawber, E.E. y Hall, D.T. (1970). Relationships of job characteristics to job involvement, satisfaction and intrinsic motivation. *Journal of Applied Psychology*, 54, 305-312.
- Lawrence, R.H., Tennstedt, S.L. y Assman, S.F. (1998). Quality of the caregiver-care recipient relationship: does it offset negative consequences of caregiving for family caregivers?. *Psychology and Aging*, 13 (1), 150-158.
- Lee, R.T. y Ashforth, B.E. (1996). A meta-analytic examination of the correlates of the three dimensions of job *Burnout*. *Journal of Applied Psychology*, 81, 123-133.
- Leiter, M.P. y Schaufeli, W.B. (1996). Consistency of the *Burnout* construct across

- occupations. *Anxiety, Stress and Coping*, 9, 229-243.
- Maccallum, R., Roznowski, M. y Necowitz, L.B. (1992). Model specifications in covariance structure analysis: the problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111, 490-504.
- Magai, C. y Cohen, C.I. (1998). Attachment style and emotion regulation in dementia patients and their relation to caregiver burden. *Journal of Gerontology Psychological Sciences*, 53B, (3), 147-154.
- Manassero, M.A., García Buades, E., Vázquez, A., Ferrer, V., Ramis, C. y Gili, M. (2000). Análisis causal del *Burnout* en la enseñanza. *Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 16, (2), 173-195.
- Manzano, G. (2000). Organizaciones magnéticas: solución al síndrome de *Burnout*. *Capital Humano*, 138, 50-64.
- Manzano, G. (2001). Estrés crónico laboral asistencial (*Burnout*) en las administraciones públicas. *Revista de Dirección, Organización y Administración de Empresa*, 25, 148-159.
- Manzano, G. (2002). Burnout y Engagement. Relación con el desempeño, madurez profesional y tendencia al abandono de los estudiantes. *Revista de Psicología Social* (en prensa).
- Manzano, G. y Ramos, F. (1999). La despersonalización: clave para identificar el síndrome de *Burnout* en personal de enfermería. *Enfermería Científica*, 206-207, 69-78.
- Marsh, H.W., Balla, J.R. y Hau, K.T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: a clarification of mathematical and empirical properties. In G.A. Marcoulides y R.E. Schumacker (Eds). *Advanced structural equation modeling, issues and techniques* (pp. 315-353). Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Maslach, C. (1978). The client role in staff *Burnout*. *Journal of Social Issues*, 34 (4), 111-124.
- Maslach, C. y Jackson, S.E. (1986). *Maslach Burnout Inventory*. Palo Alto (California): Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C. y Leiter, M.P. (1997). *The truth about Burnout*. San Francisco, CA: Jossey Bass.
- Mezey, M., Miller, L.L. y Linton-Nelson, L. (1999). Caring for caregivers of frail elders at the end of life. *Generation*, Spring, 44-51.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: NY McGraw-Hill.
- Ochoa, E, Hernández, A., Losada, D., Martínez, R. y Nevado, M. (1996). *Enfermedad de Alzheimer. Una guía práctica*. Madrid: Colegio oficial de Psicólogos de Madrid.
- Patrick, J.H. y Hayden, J.M. (1999). Neuroticism, coping strategies, and negative well-being among caregivers. *Psychology and Aging*, 14, (82), 273-283.
- Rigdon, E.E. (1994). "Demonstrating the effects of unmodeled random measurement error". *Structural Equation Modeling*, 1(4): 375-80.
- Salanova, M., Schaufeli, W.B., Llorens, S., Peiró, J.M. y Grau, R. (2000). Desde el "*Burnout*" al "*Engagement*": ¿Una nueva perspectiva?. *Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 16 (2), 117-134.
- Schaufeli, W.B., Leiter, M.P., Maslach, C. y Jackson, S.E. (1996). Maslach *Burnout Inventory- General Survey*. En Maslach, C., Jackson, S.E. y Leiter (Eds). *The Maslach Burnout Inventory-Test Manual*. Palo Alto, CA. Consulting Psychologists Press.
- Schaufeli, W.B. y Enzmann, D. (1998). *The Burnout companion to study and research: a critical analysis*. London, Taylor y Francis.
- Schaufeli, W.B., Martínez, I., Marques, A., Salanova, M. y Bakker, A (2001). *Burnout and Engagement* in University students: a cross-national study . Manuscrito sometido a revisión en *Journal of Cross Cultural Psychology*.
- Schaufeli, W.B., Salanova, M., González-Roma, V. y Bakker, A.B. (2000). The measurement of *Burnout* and *Engagement*: a confirmative analytic approach. *Journal of Happiness Studies*. Manuscrito sometido para su publicación.
- Seligman, M.E.P. y Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: an introduction. *American Psychologist*, 55, 5-14.
- Taris, T.W., Schreurs, P.J.G. y Schaufeli, W.B. (1999). Construct validity of the Maslach *Burnout Inventory- General Survey*. *Work y Stress*, 13, 223-237.
- Travers, Ch.J. y Cooper, C.L. (1997). El estrés de los profesores. La presión en la actividad docente. Barcelona: Paídos.
- Valero, L. (1997). Comportamientos bajo presión. El *Burnout* en los educadores. En M.T. Hombrados, *Estrés y Salud* (pp. 213-237). Valencia: Promolibro.
- Yates, E., Tennstedt y Bei-Hung Chang (1999). Contributors to and mediators of psychological well-being for informal caregivers. *Journal of*

Gerontology: Psychological Science, 54B, (1), 12-22.

Anexos:

Parámetros correspondientes a los indicadores de medida en el modelo estructural E11

Indicadores	Cargas Estandarizadas	Coficiente Crítico	R2: fiabilidad del indicador
VIGOR			,990 (**)
E1	,932	*	,709
E2	,842	9,555	,709
E3	,842	7,675	,331
E4	,575	6,789	,588
E5	,712	7,654	,654
DEDICACIÓN			,988 (**)
E6	,876	*	,654
E7	,674	6,989	,599
E8	,753	6,678	,543
E9	,808	5,78	,671
E10	,901	9,990	665
ABSORCIÓN			,950 (**)
E11	,777	*	,654
E12	,754	6,870	,543
E13	,851	8,880	,701
E14	,789	6,665	,679
E15	,700	7,324	,876

(*) A esta variable se le asigno 1 como carga factorial.

(**) Fiabilidad del constructo

Modelo de Ecuaciones Estructurales E11

Relaciones	Cargas estandarizadas	Coficiente crítico
VIGOR← ENGAGEMENT	,814	5,890
DEDICACIÓN← ENGAGEMENT	,907	4,754
ABSORCIÓN← ENGAGEMENT	,989	6,300