



Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones

ISSN: 1576-5962

revistas\_copm@cop.es

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid  
España

Táuriz, Gabriel

Falseamiento y Validez de las Medidas de Personalidad en Contextos Académicos

Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones, vol. 27, núm. 2, agosto, 2011, pp. 103-115

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid

Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=231322142003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# Falseamiento y Validez de las Medidas de Personalidad en Contextos Académicos

## Faking and Validity of Personality Measures in Academic Contexts

Gabriel Táuriz

Universidad de Santiago de Compostela

**Resumen.** El falseamiento es la distorsión de las repuestas a un cuestionario por parte de los evaluados. En este artículo se examina el efecto del falseamiento, inducido en un contexto de laboratorio, sobre la validez de criterio y de constructo de un cuestionario de personalidad basado en el modelo de los Cinco Grandes Factores. Así mismo, se examina el efecto que la estrategia de advertencia, uno de los métodos que se utilizan para evitar el falseamiento, pueda tener sobre la validez del cuestionario. Los resultados indican una disminución de la capacidad predictiva del test, tanto en la condición de falseamiento, como en la de advertencia. La estructura factorial resulta, así mismo, ligeramente afectada. Las implicaciones de los resultados para la investigación y la práctica profesional son examinadas y discutidas.

**Palabras clave:** falseamiento, personalidad, análisis factorial, congruencia, validez de criterio.

**Abstract.** Faking is the distortion of responses to a questionnaire by the assesseees. This study examines the effect of faking, induced in a laboratory setting, on the criterion and construct validity of a personality questionnaire based on the Five Factor Model. It also examines the effect that the strategy of warning, one of the methods used to avoid faking, may have on the validity of the questionnaire. The results indicate a decrement in the predictive ability of the test, both in faking and warning conditions. The factor structure is also slightly affected. The implications of the results for research and practice are examined and discussed.

**Keywords:** faking, personality, factor analysis, congruence, criterion validity.

En la Psicología del Trabajo en general y en la Selección de Personal en particular, un avance significativo e importante para la disciplina fue el establecimiento de la relación existente entre la personalidad y el desempeño laboral. En este sentido, la Psicología del Trabajo tuvo que esperar al desarrollo del modelo de los Cinco Grandes Factores de Personalidad (Estabilidad Emocional, Extraversión, Apertura a la Experiencia, Amigabilidad y Conciencia) (Digman 1990, Goldberg 1982, 1990, 1993) para dotarse de un marco teórico y conceptual claro y ampliamente aceptado que permitiese unificar las diversas concepciones teóricas que hasta el momento existían sobre la personalidad. Dichas concepciones daban lugar a una amplia variedad de rasgos y constructos que dificultaban la consecución de conclusiones consistentes y significativas sobre la relación entre el desempeño laboral y la personalidad. De esta manera, las revisiones anteriores al Modelo de los Cinco Grandes (p.ej. Guion y Gottier, 1965; Mills y Stratton, 1982; O'Reilly, 1977) se caracterizan por trabajar sin una taxonomía universal, o al menos ampliamente aceptada, de clasificación

de los rasgos de personalidad que permitiese dar una respuesta clara a la pregunta: “¿Cuál es la relación entre el desempeño y la personalidad?”

Además del Modelo de los Cinco Grandes, el otro gran pilar que permitió a los investigadores responder este interrogante fue el desarrollo de los métodos de meta-análisis, en particular el meta-análisis psicométrico de Hunter y Schmidt (Hunter y Schmidt, 1991, 2004; Hunter, Schmidt y Jackson, 1982), que hizo posible la integración cuantitativa de los resultados obtenidos en múltiples investigaciones. Estos avances fueron aprovechados por Barrick y Mount (1991) y Tett, Rothstein y Jackson (1991) para la realización de los primeros meta-análisis sobre la relación entre el desempeño y la personalidad. Desde entonces se han realizado otros meta-análisis con muestras americanas (Hurtz y Donovan, 2000), europeas (Salgado, 1997, 1998) y asiáticas (Oh, 2009), que demuestran la utilidad de las medidas de personalidad para la predicción del desempeño laboral. En concreto, en todos los meta-análisis realizados la investigación ha demostrado que el factor de Conciencia es el mejor predictor del desempeño, seguido del factor de Estabilidad Emocional. Además, ambos factores generalizan la validez a través de las diferentes ocupaciones y criterios. Hay otros factores que han demostrado su utilidad a la hora de predecir otros criterios concretos, como puede ser Apertura a la Experiencia para predecir el aprovecha-

---

La investigación incluida en este artículo ha sido parcialmente financiada con cargo al proyecto EDU2008-03592. La correspondencia sobre este artículo deberá enviarse a Gabriel Táuriz, E.U. de Relaciones Laborales, Campus Vida, Universidad de Santiago de Compostela, 15782 Santiago de Compostela. E-mail: [gabriel.tauriz@usc.es](mailto:gabriel.tauriz@usc.es)

miento de la formación o el factor de Extraversión para predecir las ventas. En lo que respecta al contexto académico, Conciencia ha demostrado consistentemente ser un buen predictor de las calificaciones en todos los meta-análisis realizados (p.ej. Poropat 2005; 2009; Salgado 2000)

A pesar de esto, las medidas de personalidad como predictores válidos del desempeño han sido objeto de críticas frecuentes a lo largo de los años (p.ej. Guion y Gottier, 1965; Morgeson, Campion, Dipboye, Hollenbeck, Murphy y Schmitt, 2007; Murphy y Dzieweczynski, 2005). Una de las críticas más reiteradas es la posibilidad de falseamiento de las respuestas por parte de los evaluados. Dados los fuertes incentivos propios del contexto de selección (conseguir la plaza a la que se aspira), los candidatos pueden verse tentados a presentarse a sí mismos de una manera irreal o inexacta, alterando sus respuestas a los cuestionarios de personalidad para mostrar cualidades que, suponen, les harán más atractivos a ojos del empleador y aumentarán sus posibilidades de conseguir el empleo. Existe una amplia literatura sobre este tema, que se remonta 75 años en el tiempo (p. ej., Kelly, Miles, y Terman, 1936), en la cual se utilizan indistintamente los términos “faking” (falseamiento), “impression management” (manejo de impresiones), “social desirability” (deseabilidad social) o “motivational distortion” (distorsión motivacional). La gran cantidad de artículos, tesis y números especiales de revistas publicados relativos al falseamiento muestra la importancia que este tema tiene para la disciplina, y revela la preocupación de investigadores y profesionales sobre el falseamiento de las medidas de personalidad (p.ej. Goffin y Christiansen, 2003). Esta preocupación es debida a los posibles efectos nocivos que el falseamiento pueda provocar, dado que diversos autores han defendido que este sesgo puede afectar negativamente a la validez de criterio de las medidas de personalidad (Komar, Brown, Komar, y Robie, 2008), a la validez de constructo (Douglas, McDaniel, y Snell, 1996), y a las decisiones de contratación, al alterar el orden de los candidatos elegidos (Morgeson et al., 2007).

El falseamiento ha sido descrito como la tendencia a contestar a los ítems de modo que se responde a las presiones sociales o normativas en lugar de proporcionar un autoinforme verídico (Ellingson, Smith y Sackett, 2001). Hay autores que han dividido este constructo entre “*manejo de impresiones*”, que implica la intención deliberada de engañar a otros y “*autoengaño*”, definido como la tendencia no intencionada de describirse a uno mismo de un modo favorable (Paulhus, 1984). En el estudio del falseamiento se han utilizado dos procedimientos: (a) la comparación de muestras de solicitantes con muestras de trabajadores u ocupantes del puesto y (b) el estudio de laboratorio en el cual se les da instrucciones a los participantes para falsear el test. En el primer procedimiento se asume

que los solicitantes van actuar como muestra “falseadora” y los ocupantes como muestra “honesta”. En los estudios de laboratorio las instrucciones generalmente se dividen entre instrucciones de falseamiento positivo (“Fake Good”), falseamiento negativo (“Fake Bad”) y las respuestas honestas de control. En el falseamiento positivo se instruye al sujeto para que trate de causar una impresión positiva, ya sea de modo genérico (“*Por favor, responda al cuestionario tratando de causar la mejor imagen posible*”) o como un candidato muy atractivo en un proceso selectivo (“*Por favor, responda al cuestionario tratando de aumentar sus posibilidades de ser contratado por una organización*”) (Bradley y Hauenstein, 2006; Viswesvaran y Ones, 1999). El falseamiento negativo es poco utilizado en la investigación en Psicología del Trabajo, dado que requiere instruir al participante para que trate de mostrar una imagen muy negativa de sí mismo. Por supuesto, en las instrucciones honestas se le indica al sujeto que sea totalmente sincero al contestar al cuestionario. En los experimentos sobre el falseamiento se utilizan diseños tanto intra-sujeto como inter-sujeto. En los diseños intra-sujeto, el mismo participante contesta al cuestionario bajo dos instrucciones diferentes, honestas y de falseamiento, mientras que en el inter-sujeto existe un grupo de participantes que contestan de forma honesta al cuestionario y otro grupo diferente que contesta de forma falseada (Furnham, 1986; Viswesvaran y Ones, 1999).

Una primera duda que surge al acercarse al estudio del falseamiento en contextos de selección es: ¿pueden realmente los candidatos falsear voluntariamente sus respuestas en un cuestionario de personalidad? La literatura en este caso es bastante unánime, dado que existen muchos estudios publicados que revelan un incremento significativo en las puntuaciones de las medidas de personalidad bajo instrucciones de falseamiento positivo (Heron, 1956; Hough, Eaton, Dunnette, Kamp y McCloy, 1990; Hough, 1998; Robie, Zickar y Schmit 2001; Rosse, Stecher, Miller y Levin, 1998; Smith y Ellingson, 2002). El examen meta-analítico de esta literatura llevado a cabo por Viswesvaran y Ones (1999) reveló que los sujetos podían aumentar sus puntuaciones en torno a 0.6 unidades de desviación en los diseños inter-sujeto, y hasta 0.89 unidades de desviación para el factor de Conciencia en diseños intra-sujeto.

No obstante, el hecho de que los evaluados puedan distorsionar sus medidas de personalidad no implica que esta distorsión ocurra realmente en los candidatos que participan en procesos selectivos. En este caso, la literatura presenta resultados más contradictorios. Por ejemplo, existen autores que han mostrado evidencias de que los candidatos presentan perfiles de personalidad más positivos que aquellos que no están inmersos en un proceso de selección (Green, 1951; Heron, 1956; Hough, 1998; Robie et al., 2001; Rosse et al., 1998; Smith et al., 2001; Stewart, 1997). En este sen-

tido, McDaniel, Douglas y Snell (1997) realizaron una encuesta en la que les preguntaban a los candidatos sobre la frecuencia de engaños, tergiversaciones y mentiras cuando participaban en algún proceso selectivo. Encontraron que el 33% admitía haber exagerado su experiencia y, aproximadamente, un 25% admitió haber inflado sus calificaciones, omitió haber sido despedido de su último trabajo, exageró sus habilidades durante una entrevista o se presentó a sí mismo de una manera exageradamente positiva de alguna forma. El problema de las encuestas es establecer realmente el nivel de sinceridad de los encuestados, por lo que los resultados no son demasiado fiables. Con el propósito de evitar este problema, Donovan, Dwight y Hurtz (2003) usaron la Técnica de Respuesta Aleatoria en una encuesta sobre el engaño y el falseamiento en candidatos. Este método garantiza el anonimato de la muestra, por lo que se incrementan las posibilidades de respuestas sinceras (para una descripción más completa ver Fox y Tracy, 1986). Los resultados indicaron que un 32% de los candidatos exageraban sus rasgos personales para resultar más empleables, un 47% exageraba atributos como fiabilidad y responsabilidad y un 62% trataba de minimizar sus rasgos negativos. A la vista de estos resultados, parecería obvio concluir que los candidatos falsean activamente sus perfiles para aumentar sus posibilidades de ser elegidos. Sin embargo, existen otras investigaciones que muestran un panorama diferente. Algunos estudios han concluido que el nivel de falseamiento en los candidatos es mínimo (Dunnette, McCartney, Carlson, y Kirchner, 1962; Hough, 1998; Hough y Ones, 2001; Ones y Viswesvaran, 2001). A este respecto, resulta especialmente significativo el trabajo llevado a cabo por Hogan, Barrett y Hogan (2007) en el cual una gran muestra de candidatos reales completó un cuestionario de personalidad como parte de un proceso selectivo. De los candidatos rechazados, 5266 se volvieron a presentar 6 meses después y volvieron a cubrir el mismo cuestionario de personalidad. Solo el 5% mejoraron sus puntuaciones en esta segunda ocasión, mientras que se detectó cierta tendencia a incluso empeorar los resultados obtenidos la primera vez.

Otro punto en el que se mantiene un cierto debate es en torno al efecto que el falseamiento de las respuestas pueda tener sobre la validez de criterio de las medidas de personalidad. Existen evidencias de que el efecto del falseamiento sobre la validez es mínimo (p. ej. Hough, Eaton, Dunnette, Kamp y McCloy, 1990) y en esta dirección apuntan los datos del meta-análisis llevado a cabo por Ones, Viswesvaran y Reiss (1996) sobre los efectos de las escalas de deseabilidad social. Sin embargo, algunos autores no comparten las conclusiones de Ones et al. (p. ej., Morgeson et al., 2007), y más recientemente un estudio empleando una simulación Montecarlo mostró un efecto significativo del falseamiento sobre la capacidad predictiva de las medi-

das de personalidad (ver Komar, Brown, Komar y Robie, 2008).

Por lo que respecta a la validez de constructo, varios estudios han mostrado un efecto muy tenue del falseamiento social sobre la estructura factorial de los Big Five (p.ej., Michaelis y Eysenck, 1971). Smith, Hanges y Dickson (2001) examinaron la estructura factorial del Hogan Personality Inventory (HPI) en tres grupos de evaluados: estudiantes, solicitantes y ocupantes del puesto. Encontraron que el modelo de los Cinco Factores se ajustaba perfectamente a cualquiera de las tres muestras. En el mismo sentido van las conclusiones de Bradley y Hauenstein (2006) y de Ellinson, Smith and Sackett (2001). Sin embargo, otros autores han señalado que la distorsión motivacional aumenta las correlaciones entre las dimensiones, lo que provoca una reducción en el número de factores extraídos (Douglas, McDaniel y Snell, 1996; Ellingson, Sackett y Hough, 1999; Frei, 1998). En algunos casos estas inter-correlaciones no son lo suficientemente grandes como para reducir el número de factores, aunque sí provocan una alteración de las cargas factoriales entre los diferentes grupos (Weekley, Ployhart y Harold, 2004). Schmit y Ryan (1993), por otro lado, encontraron un aumento del número de factores debido al falseamiento, al hallar un sexto factor que denominan “empleado ideal”.

Debido a los potenciales efectos nocivos del falseamiento, son varias las estrategias que se han venido utilizando a lo largo de los años para reducir o controlar su incidencia. Entre las más utilizadas cabe mencionar el empleo de escalas de elección forzosa, las escalas de detección de deseabilidad social, o la llamada “estrategia de advertencia”. Las escalas de elección forzosa cuentan con una larga tradición de uso y gozan de cierta popularidad en ámbitos profesionales. Por ejemplo, en un estudio reciente llevado a cabo Tett, Christiansen, Robie, y Simonet (2010) sobre el uso de medidas de personalidad para la selección de personal, éstos autores hallaron que aproximadamente el 30% de las compañías encuestadas utilizaban este tipo de medidas. Su funcionamiento consiste en hacer elegir al candidato el ítem que más se ajusta a su personalidad entre un pequeño grupo de elementos (tétradas, por ejemplo) con el mismo nivel de deseabilidad social. Ejemplos de cuestionarios que usan esta estrategia son el Edwards Personal Preference Schedule (EPPS; Edwards, 1959), el Gordon Personal Profile (GPP; Gordon, 1963), o el Occupational Personality Questionnaire (OPQ; SHL, 2006). Esta estrategia tiene la desventaja del coste del desarrollo de este tipo de cuestionarios. Además existen varias críticas importantes sobre sus características psicométricas (ver Cornwell y Dunlap, 1994; Hicks, 1970; Johnson, Word y Blinkhorn, 1988; Meade, 2004). Una segunda estrategia consiste en la utilización de escalas específicamente diseñadas para medir el grado de falseamiento o deseabilidad social que presentan las res-

puestas del candidato. Estas escalas pueden estar incluidas en cuestionarios más amplios, como en el California Personality Inventory (CPI; Gough, 1975), o ser escalas independientes, como el Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR; Paulhus 1988). El procedimiento a seguir, una vez identificados los sujetos que puntúan alto en falseamiento o deseabilidad social, puede ser la exclusión de estos sujetos del proceso selectivo, o la corrección mecánica o subjetiva de las puntuaciones del evaluado en función de la puntuación obtenida en la escala de deseabilidad social. Existen varios problemas con respecto a esta estrategia, como puede ser la posibilidad de falsos positivos (McCrae y Costa, 1983), o la posible alteración de la validez de constructo del cuestionario (Ones y Viswesvaran, 1998) (véase Salgado, 2005, para un resumen de las principales críticas), además de los costes derivados del desarrollo de este tipo de escalas. La tercera estrategia empleada para reducir el falseamiento, la advertencia, consiste en comunicar a los evaluados que en el cuestionario que van a rellenar se incluyen escalas para detectar respuestas deshonestas y que la identificación de una persona como “falseadora” acarreará algún tipo de consecuencia negativa. Esta estrategia ha mostrado tener un efecto significativo en la reducción del falseamiento. Alonso y Táuriz (2010) encontraron una reducción promedio de 0.6 unidades de desviación, resultado ligeramente superior al hallado por McFarland (2003) ( $d = 0.45$ ) o por Robson, Jones y Abraham (2008) ( $d = 0.35$ ). Esta reducción en el falseamiento debería provocar lógicamente un aumento en la validez de las medidas, sin embargo la escasa literatura existente al respecto muestra resultados poco alentadores. Por ejemplo, Robson et al. (2008) no hallaron un aumento en la validez convergente de las medidas de personalidad debido al uso de la advertencia, mientras que McFarland (2003), al observar una reducción en las inter-correlaciones entre las dimensiones de personalidad, concluyó que la validez de las medidas debería aumentar. La explicación que ofrece es que una reducción de la multicolinealidad en la ecuación de predicción que incluya esas dimensiones implicaría una mayor aportación única de cada dimensión en la predicción del desempeño. No obstante, como muy bien señalan Robson et al. (2008), existen muy pocas investigaciones que hayan examinado el efecto de la estrategia de advertencia en la validez, y ello a pesar de las peticiones de algunos autores al respecto (Kluger y Colella, 1993; Lautenschlager, 1994).

El objetivo de la presente investigación es, por tanto, examinar los efectos del falseamiento y de la estrategia de advertencia sobre la validez predictiva de las medidas de personalidad, así como los efectos que pudieran producirse en la estructura factorial de dichas medidas. Se examinará la validez predictiva sobre el desempeño académico y sobre las conductas contraproductivas académicas, en concreto sobre el absentismo.

## Método

### Muestra

En este estudio participaron 478 estudiantes de una universidad española. El 26,8% son hombres (128) y el 73.2% mujeres (350). El rango de edades va de 17 a 48 años, siendo la media 21.13 y la desviación típica 3.68.

### Medidas

El instrumento utilizado para evaluar la personalidad fue la versión normativa del cuestionario D5D (*Description en Cinq Dimensions*; Rolland & Mogenet, 2001), basado en el Modelo de los Cinco Factores, en concreto la adaptación española (Salgado, 2003). Este cuestionario consta de 55 adjetivos que los evaluados deben puntuar en una escala del 1 al 5 en función de lo bien que describan su personalidad. Los coeficientes de consistencia interna de la versión española del test varían entre .73 para el factor de Extraversión y .86 para los factores de Estabilidad Emocional y Conciencia. Los coeficientes de estabilidad temporal varían entre .74 para Amigabilidad y .85 para Extraversión. Como medida del desempeño académico se utilizaron las calificaciones académicas, mientras que la medida para el absentismo será el porcentaje de asistencia a clase. Se obtuvieron los datos de las calificaciones en una asignatura anual para 440 participantes y de la asistencia a las clases de esa asignatura para 470. La calificación académica de cada alumno resulta del promedio de dos exámenes objetivos con respuestas de alternativa múltiple. La media de las calificaciones fue 6.64, con una desviación típica de 1.62, en un rango de puntuaciones de 1 a 10. La asistencia a clase se registro para cada alumno en cada uno de los días en los que deberían acudir a clases de teoría y de prácticas. Para cada alumno, se calculó el porcentaje de asistencia. La media para la variable de asistencia fue de 83.03, con una desviación típica de 17.10. Es importante reseñar que la variable “asistencia” no está normalmente distribuida, con una mayoría de casos con el 100% de asistencia. La fiabilidad por consistencia interna tanto para la asistencia a clase como para las calificaciones fue de .87 en ambos casos, habiendo sido calculado mediante la división por mitades (pares-impares) y aplicando la fórmula de corrección de Spearman-Brown.

### Procedimiento

Para la realización de este estudio se utilizó un diseño mixto inter e intra-sujeto. Los participantes respondieron una vez al test de forma sincera y otra con instrucciones en las que se les solicitaba que falseasen las respuestas. Se contrabalanceó el orden de presentación de las condiciones para evitar posibles sesgos en la res-

puesta. 240 sujetos recibieron instrucciones de Falseamiento Máximo y 238 recibieron instrucciones de Advertencia. Las instrucciones de Falseamiento Máximo fueron: “*Imagínate que acabas de terminar tus estudios y estás en la última parte del proceso selectivo para un puesto muy atractivo, dado que te ofrece grandes posibilidades de desarrollar tu carrera profesional. Quieres conseguir ese puesto. Para ello, debes contestar a este test manipulando tus respuestas para tratar de dar la mejor imagen posible.*”. Las instrucciones de Advertencia fueron: “*Imagínate que acabas de terminar tus estudios y estás en la última parte del proceso selectivo para un puesto muy atractivo, dado que te ofrece grandes posibilidades de desarrollar tu carrera profesional. Quieres conseguir ese puesto. Para ello, debes contestar a este test manipulando tus respuestas para tratar de dar la mejor imagen posible. Debes tener cuidado, ya que el test incluye una escala para detectar las respuestas falseadas. Si se descubre que has mentado, te eliminarán del proceso de selección.*”

## Resultados

La Tabla 1 muestra las correlaciones entre las dimensiones de personalidad y los criterios de desempeño académico para cada una de las 3 condiciones experimentales (sincero, falseamiento máximo y falseamiento con advertencia). En lo que respecta al criterio de calificaciones académicas, si observamos los resultados para la condición sincera, Conciencia resulta un predictor válido para este criterio, con una correlación observada de .17 ( $p < .01$ ). Este resultado está

en línea con los resultados obtenidos anteriormente (p. ej., Poropat 2005; 2009; Salgado, 2000). El efecto del falseamiento en la validez predictiva se puede observar atendiendo a los resultados de la condición de falseamiento máximo. Se observa un deterioro importante de la relación entre Conciencia y las calificaciones, con una correlación entre las dos variables de .09, un resultado que resulta no significativo. Parece, por lo tanto, que la distorsión motivacional ha provocado una disminución del 50% en la relación entre las dos variables. En la condición de advertencia vemos como Conciencia no recupera la validez que poseía en la condición sincera, obteniendo una correlación de .06, no significativa. Los resultados indican, por lo tanto, que la estrategia de advertencia no serviría para recuperar la validez perdida por efecto del falseamiento. La correlación significativa que obtenemos en la condición de advertencia entre Extraversión y las calificaciones ( $r = .17$ ) resulta anecdótica y probablemente fruto del error de muestreo, dado que es un resultado que no concuerda con la teoría existente al respecto (p. ej., Poropat 2005; 2009; Salgado, 2000) y tampoco se da en la condición sincera.

Por lo que respecta al segundo criterio analizado, la asistencia a clase, Conciencia resulta ser también el único predictor significativo en la condición sincera, con una correlación de .12 ( $p < .05$ ). En este caso, en la condición de falseamiento máximo no se observó una reducción del tamaño de la correlación Conciencia-asistencia ( $r = .13$ ), aunque debido a la disminución del tamaño muestral la relación no es estadísticamente significativa ( $p = .09$ ). No obstante, la estrategia de advertencia sí provocó una disminución de la relación Conciencia-asistencia, tanto en relación con la condición sincera como con la condición de falseamiento máximo. La reducción fue importante ( $r = .02$ ), por lo que es un dato que merece la pena analizar. Sin embargo, antes de sacar conclusiones hay que tener presente las características especiales de la variable criterio “asistencia”, que es, como comentamos anteriormente, una variable no normalmente distribuida, con una mayoría de casos con el 100% de asistencia.

Para el análisis del efecto del falseamiento y la estrategia de advertencia sobre la estructura factorial de las medidas de personalidad se realizó un análisis de componentes principales con rotación varimax para cada una de las condiciones. En las Tablas 2, 3 y 4 pueden verse las cargas factoriales de los ítems del cuestionario y que sirven de base para calcular los coeficientes de congruencia.

En un primer momento, con el propósito de validar a la condición sincera como grupo control, se comparó la estructura factorial de la condición sincera con la estructura factorial que se obtuvo en la adaptación española del test D5D (Salgado, 2003). Los coeficientes de congruencia de Burt-Tucker (Burt, 1948; Tucker, 1951) fueron de .99 para Estabilidad Emocional, .98 para Extraversión y Conciencia, .96 para

Tabla 1. Correlaciones entre las Medidas de Personalidad y los Criterios

Variable	Calificaciones	Asistencia
Condición Sincera (n = 356)		
Estabilidad Emocional	-.08	-.06
Extraversión	-.05	.00
Apertura a la Experiencia	-.07	-.09
Amigabilidad	-.04	.02
Conciencia	.17**	.12*
Condición Falseamiento Máximo (n=178)		
Estabilidad Emocional	-.08	.01
Extraversión	-.06	-.01
Apertura a la Experiencia	-.01	.06
Amigabilidad	.01	-.02
Conciencia	.09	.13
Condición de Advertencia (n = 178)		
Estabilidad Emocional	-.06	-.02
Extraversión	.17*	.11
Apertura a la Experiencia	-.09	-.05
Amigabilidad	.11	.05
Conciencia	.06	-.02

Nota: \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$

Tabla 2. Matriz de Componentes Rotados en la Condición Sincera

	Componentes				
	1	2	3	4	5
Item 1	-.106	.011	.519	.335	-.096
Item 2	-.029	.469	.213	.175	.004
Item 3	.123	.664	-.009	.029	.101
Item 4	.237	-.031	.040	.106	.523
Item 5	.789	.080	-.222	-.061	.039
Item 6	.132	-.030	-.060	-.010	.663
Item 7	.141	.178	.108	.422	.007
Item 8	.057	.473	-.228	.279	.030
Item 9	.142	.427	.021	-.093	.017
Item 10	.651	.207	-.169	.008	.160
Item 11	-.097	-.238	-.194	.203	-.352
Item 12	-.235	-.017	.232	.427	-.046
Item 13	.607	.008	-.094	-.245	-.033
Item 14	.198	.007	.169	-.186	.571
Item 15	.031	.129	-.425	-.099	.047
Item 16	.763	.090	-.340	-.026	.038
Item 17	-.229	-.009	.359	.347	.033
Item 18	-.014	.077	-.233	.175	.221
Item 19	-.116	.154	-.009	.202	.553
Item 20	.047	.690	-.131	.247	.067
Item 21	.054	.290	.053	.546	-.048
Item 22	-.169	.262	.522	.146	.088
Item 23	-.012	.786	.009	.078	.071
Item 24	.461	.126	-.179	.006	.381
Item 25	-.020	-.004	.613	.031	.046
Item 26	-.188	.234	.389	.004	-.070
Item 27	-.262	-.161	-.184	.392	-.257
Item 28	-.079	.145	.226	-.009	.595
Item 29	.092	.345	-.092	-.125	.084
Item 30	.717	-.083	.117	.027	-.127
Item 31	.067	.133	.225	.294	.480
Item 32	.042	.029	.095	.736	.237
Item 33	.799	-.014	-.180	.081	-.034
Item 34	.075	.666	-.138	.218	-.054
Item 35	-.098	-.116	.677	.251	.008
Item 36	-.059	.053	-.108	.148	.549
Item 37	-.110	.676	.033	.017	.150
Item 38	.024	.066	.110	.715	.169
Item 39	.571	.088	-.215	.098	.251
Item 40	-.148	-.140	.612	.171	.062
Item 41	.598	-.087	.173	-.207	-.007
Item 42	-.203	-.058	.484	.419	.130
Item 43	.211	-.157	.406	-.113	.138
Item 44	-.091	.606	.326	-.113	.079
Item 45	-.059	.462	.305	-.136	.252
Item 46	-.061	.009	-.213	.139	.647
Item 47	-.074	.203	-.038	.362	.191
Item 48	.666	-.028	.322	-.030	.034
Item 49	-.044	.227	.116	.170	.375
Item 50	.525	.231	.406	-.013	.042
Item 51	-.589	.083	.308	-.118	.039
Item 52	-.033	-.043	.092	.720	.207
Item 53	-.055	.650	-.162	.219	.082
Item 54	.019	.154	.542	-.218	-.028
Item 55	-.067	.099	.544	.431	.304

Tabla 3. Matriz de Componentes Rotados en la Condición de Falseamiento Máximo

	Componentes				
	1	2	3	4	5
Item 1	.187	.104	.052	.482	.112
Item 2	.739	.104	-.020	.217	.161
Item 3	.639	.129	.154	.084	.229
Item 4	.247	.273	.083	-.018	.301
Item 5	.107	.068	.656	.003	.194
Item 6	.256	.443	.260	-.172	.244
Item 7	.610	-.070	.088	.204	.234
Item 8	.585	.051	.251	.109	.096
Item 9	.621	.101	-.148	.170	.013
Item 10	.175	.150	.550	.275	.226
Item 11	-.312	-.484	-.128	-.138	.214
Item 12	.008	.098	.164	-.033	.395
Item 13	.190	.156	.364	.180	-.217
Item 14	.128	.446	-.078	.136	-.043
Item 15	.090	-.208	.279	-.463	-.081
Item 16	.104	-.147	.617	-.209	.081
Item 17	.226	-.016	.302	.090	.420
Item 18	-.015	.083	.018	-.341	-.010
Item 19	.152	.617	.161	-.021	.172
Item 20	.550	.035	.205	-.191	.016
Item 21	.364	.126	.076	-.061	.506
Item 22	.537	.127	.023	.399	.116
Item 23	.692	.104	.095	.184	.189
Item 24	.216	.406	.322	.170	.099
Item 25	.215	.192	.098	.665	-.012
Item 26	.125	.053	-.222	.429	-.126
Item 27	-.173	-.385	-.031	-.247	.182
Item 28	.000	.641	-.061	-.100	-.047
Item 29	.328	.157	.172	-.060	.293
Item 30	.138	.311	.341	.260	.010
Item 31	.513	.210	.239	.271	.124
Item 32	.538	.272	.016	.241	.309
Item 33	.139	-.031	.562	-.033	-.089
Item 34	.638	-.026	.014	-.057	-.111
Item 35	.231	.198	.136	.424	-.001
Item 36	.320	.192	.377	-.019	.229
Item 37	.696	.043	-.003	.183	.085
Item 38	.280	.071	.130	.224	.615
Item 39	.044	.305	.524	.174	.128
Item 40	.039	.328	-.085	.203	.171
Item 41	.112	.246	.102	-.129	-.485
Item 42	.167	-.091	.077	.440	.310
Item 43	-.245	.458	.094	-.004	.113
Item 44	.649	.289	-.055	.221	.003
Item 45	.175	.567	-.132	.131	.309
Item 46	.280	.343	.171	-.339	.053
Item 47	.152	.079	-.208	-.202	.358
Item 48	.087	.359	.325	.348	-.285
Item 49	.533	.132	.084	-.018	.009
Item 50	.535	.394	.072	.325	-.039
Item 51	.142	.058	-.589	.085	.028
Item 52	.468	.187	.044	.141	.478
Item 53	.525	-.016	.284	.038	.051
Item 54	.113	-.025	.182	.403	-.321
Item 55	.329	.227	.204	.436	.295

Tabla 4. Matriz de Componentes Rotados en la Condición de Advertencia

	Componentes				
	1	2	3	4	5
Item 1	.092	.004	.170	.336	.123
Item 2	.582	.068	.155	.154	.220
Item 3	.417	.230	.141	-.097	.105
Item 4	.380	.063	.349	.017	.153
Item 5	.141	.673	-.076	-.055	-.105
Item 6	.086	.370	.462	.020	.154
Item 7	.549	.049	-.067	.263	-.063
Item 8	.639	.024	-.084	-.051	.032
Item 9	.545	.180	.042	.041	-.106
Item 10	.309	.630	-.007	.077	.036
Item 11	-.207	-.076	-.489	.198	.048
Item 12	.044	-.080	-.179	.098	.543
Item 13	-.104	.344	.060	.157	-.506
Item 14	.131	.072	.615	.195	-.055
Item 15	.025	.021	-.030	.364	.019
Item 16	.018	.751	-.076	.059	-.092
Item 17	.256	-.067	-.016	.235	.571
Item 18	-.065	.307	.191	.071	.367
Item 19	.188	.265	.439	.006	.345
Item 20	.628	.209	.067	.082	.075
Item 21	.393	.253	-.101	.177	.295
Item 22	.283	-.175	.301	.312	.228
Item 23	.557	.091	.235	.004	.058
Item 24	.113	.540	.217	.105	.012
Item 25	-.067	-.030	.065	.647	-.005
Item 26	.150	-.172	-.015	.394	-.256
Item 27	-.076	-.041	-.511	.029	.384
Item 28	.023	.058	.615	.027	-.037
Item 29	.158	-.063	.019	.069	.420
Item 30	.062	.596	.096	.210	-.289
Item 31	.472	.293	.075	.200	.207
Item 32	.605	.009	-.101	.363	.215
Item 33	.170	.659	.107	.141	.068
Item 34	.717	.039	.033	.094	.058
Item 35	.044	-.005	.172	.689	.047
Item 36	.423	.258	.321	.032	.031
Item 37	.679	-.043	.195	.101	-.038
Item 38	.515	.067	-.015	.340	.274
Item 39	.105	.600	.086	.050	.134
Item 40	.028	.020	.172	.595	.059
Item 41	.100	.321	.331	.135	-.338
Item 42	.043	.093	-.011	.315	.534
Item 43	-.201	.025	.400	.188	-.064
Item 44	.575	-.098	.272	.335	-.028
Item 45	.340	-.058	.506	.236	-.076
Item 46	.071	.182	.425	.125	.361
Item 47	.387	-.122	-.060	.192	.185
Item 48	.019	.438	.219	.328	.225
Item 49	.328	.261	.230	.071	.123
Item 50	.406	.270	.236	.271	-.121
Item 51	.038	-.400	.354	.069	.039
Item 52	.466	.079	.030	.376	.314
Item 53	.534	.115	.196	.092	-.015
Item 54	.062	-.134	.333	.199	-.101
Item 55	.316	.027	.111	.466	.336

Amigabilidad y .95 para Apertura a la Experiencia (ver Tabla 5). Los coeficientes fueron todos elevados, muy superiores a .90, que es habitualmente considerado el punto de corte mínimo para aceptar la congruencia, por lo que concluimos que la estructura factorial del D5D se reprodujo perfectamente en la condición sincera. Posteriormente comparamos la estructura en la condición sincera con la obtenida en las condiciones de falseamiento máximo y advertencia. Como se puede ver en la Tabla 5, los coeficientes de congruencia para el falseamiento máximo varían entre .97 para Conciencia y .92 para Extraversión. Podemos concluir, por lo tanto que la distorsión motivacional no tiene un efecto perjudicial en la validez de constructo de las medidas de personalidad. Los coeficientes de congruencia entre la condición de advertencia y la sincera fueron de .98 para Estabilidad Emocional, .97 para Conciencia, .96 para Extraversión, .94 para Amigabilidad y .83 para Apertura. Cuatro coeficientes son superiores a .90 y por lo tanto podemos decir que el ajuste para esas cuatro dimensiones es correcto. Apertura a la Experiencia presenta un coeficiente de .83, por lo que en este caso la estructura factorial para esta dimensión sí parece haberse visto afectada. Por lo tanto, la estrategia de advertencia no afecta negativamente a la estructura factorial del D5D, excepto en el factor de Apertura a la Experiencia, en el que se observa cierta distorsión.

Tabla 5. Coeficientes de Congruencia

	EE	EX	AP	AM	CO
Condición Sincera	.99	.98	.95	.96	.98
Falseamiento Máximo	.94	.92	.96	.92	.97
Condición de Advertencia	.98	.96	.83	.94	.97

Nota: EE = Estabilidad Emocional; EX = Extraversión; AP = Apertura a la Experiencia; AM = Amigabilidad; CO = Conciencia. Los coeficientes en la condición sincera muestran la congruencia con la estructura factorial de la adaptación española del test (Salgado, 2005). Los coeficientes en las condiciones de falseamiento máximo y advertencia muestran la congruencia con la condición sincera.

## Discusión

Los resultados obtenidos en este estudio indican que el falseamiento no afecta negativamente a la validez de constructo de las medidas de personalidad, en línea con lo expuesto anteriormente por otros autores (Bradley et al., 2006, Ellingson et al. 2001). Sí que notamos, no obstante, un pequeño efecto de la estrategia de advertencia sobre la estructura factorial de la dimensión de Apertura a la Experiencia. Pese al extenso número de publicaciones existentes sobre el falseamiento, pocas se han centrado en examinar la estrategia de advertencia (p.ej. Dullaghan, 2010; Dwight y Donovan, 2003, Kluger y Colella, 1993; McFarland, 2003; Pace 2006) y el efecto que pueda tener esta técnica sobre la validez de constructo permanece todavía, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, inexplorado. En este sentido, esta investigación viene a arrojar



luz sobre esta cuestión, aunque todavía sea necesario el desarrollo de más investigaciones para llegar a conclusiones más firmes. Si podemos concluir, de momento, que la advertencia puede tener un cierto efecto negativo en la estructura factorial de las medidas de personalidad.

Por lo que respecta a la validez de criterio, se ha observado un efecto negativo de la distorsión motivacional sobre la validez del factor Conciencia para predecir el desempeño académico. A este respecto, esta investigación se alinea con los resultados esperados desde un punto de vista teórico sobre el efecto del falseamiento. Si el evaluado distorsiona sus respuestas al cuestionario de personalidad, estaremos obteniendo una medida más imperfecta del constructo evaluado. Esta medida imperfecta y distorsionada necesariamente tendría que implicar una reducción de su poder predictivo. Este razonamiento lógico es el que, seguramente, da lugar a que las conclusiones alcanzadas por Ones y Viswesvaran (1996) en su meta-análisis, que la deseabilidad social no tiene un efecto negativo sobre la capacidad predictiva, sean rechazadas por varios autores (p. ej. Morgeson et al., 2007). Probablemente, también, éste sea el motivo por el que el falseamiento ha suscitado tanta atención entre los investigadores y profesionales a lo largo de los años. Otros autores (Mueller-Hanson, Heggstad y Thornton, 2003; Rosse, Stecher, Miller y Levin, 1998) han defendido que los coeficientes de correlación, usados en los estudios de validación, no son lo suficientemente sensibles para detectar posibles diferencias en el orden del ranking de candidatos que se hayan podido producir como consecuencia del falseamiento. Dado que parecen existir diferencias individuales en la habilidad y la disposición para distorsionar las medidas (McFarland y Ryan, 2000), aquellos candidatos más falseadores pueden obtener mejores puntuaciones en las medidas de personalidad y, por lo tanto, adelantar a otros candidatos más sinceros en el ranking elaborado por la organización para tomar la decisión de contratación. La organización, por consiguiente, acabaría contratando antes a aquellos candidatos que han falseado sus cuestionarios. Sin embargo, la cuestión que debería plantearse llegados a este punto es: ¿Son negativos para la organización los candidatos que falsean? Y de acuerdo a nuestros resultados la respuesta es afirmativa, ya que la validez predictiva es menor.

En el estudio del falseamiento existen muchas consideraciones de índole ético además de empírico. Nótese que la pregunta anterior puede ser formulada de otra manera diferente: ¿El candidato que “*maneja impresiones*” en un proceso selectivo va a resultar negativo para la organización en algún aspecto? El problema es tan sutil que las respuestas inmediatas que elicitaba esa pregunta varían sustancialmente si la pregunta es formulada en unos términos o en otros. La propia nomenclatura de “*falseamiento*” vs. “*manejo de impresiones*” ya muestra una diferencia valorativa en

su concepción. La diferencia no es baladí, ya que si bien todo el mundo estará de acuerdo en que el “*falseamiento*” o “*falsificación*” es negativo para una organización, también es cierto que muchos trabajos u ocupaciones tienen una buena parte de “*manejo de impresiones*” que resulta vital para su desempeño, por ejemplo, en las ocupaciones comerciales. En este sentido, algunos autores han investigado si el falseamiento pudiera ser incluso un predictor positivo del desempeño para algunas ocupaciones, pero los resultados han sido negativos (Jackson, Ones y Sinangil, 2006; Ones et al., 1996; Viswesvaran, Ones y Hough, 2001). Resulta de vital importancia establecer si el falseamiento produce una disminución en la validez de los predictores, porque si la respuesta es negativa, como defienden varios autores, las distorsiones no deberían suponer una preocupación para las organizaciones. Una posible explicación sobre la razón por la cual la distorsión motivacional no produciría una disminución de la capacidad de predecir el desempeño, pese a lo esperado, podría ser la existencia de una relación entre la habilidad para distorsionar con éxito un cuestionario de personalidad y la habilidad mental general (HMG). Si los candidatos que distorsionan más sus medidas son aquellos con alta HMG, y dado que la HMG es un excelente predictor del desempeño, parte de esta validez pudiera estar transmitiéndose a la medida de personalidad falseada. La relación HMG-falseamiento ha sido propuesta en algunos modelos teóricos del falseamiento (Snell, Sydell y Lueke, 1999), sin embargo no ha conseguido recibir apoyo empírico (Ones et al., 1996; Weiner y Gibson, 2000).

Retomando la pregunta anterior, es decir, si la contratación de candidatos falseadores puede ser negativa para la organización más allá de una posible pérdida en la validez de las medidas, existen claras reticencias en la práctica profesional a la hora de contratar a candidatos falseadores. En este sentido, se ha encontrado una relación entre el falseamiento y determinadas características de personalidad, como el maquiavelismo o la falta de respeto por las normas (Mueller-Hanson, Heggstad y Thornton, 2006), que pueden resultar poco atractivas para los empleadores, dado su potencial efecto negativo sobre la organización. Sin embargo, también existen investigaciones que vinculan el falseamiento con dimensiones positivas para la organización, como Estabilidad Emocional o Conciencia (Ones et al. 1996), incluso cuando estas medidas se obtienen a partir de evaluaciones realizadas por otros y no por auto-informes.

Las diferentes estrategias utilizadas para evitar el falseamiento han recibido un apoyo empírico limitado. Una de las más prometedoras, por su sencillez y utilidad, la estrategia de advertencia, no ha conseguido evitar la pérdida de capacidad predictiva en el presente estudio. Incluso se ha observado una disminución de la validez con respecto a la condición de máxima mentira. Existen precedentes de este sorprendente efecto

negativo de la estrategia de advertencia. En los resultados de McFarland (2003) se puede observar que la correlación entre las calificaciones académicas (GPA; grade point average) y Conciencia se reduce de .18, en la condición de máxima mentira, a .02 en la condición de advertencia. En el mismo sentido, Robson et al. (2008) informa de un pequeño efecto negativo de la advertencia sobre la validez convergente de las medidas utilizadas en su estudio. Una posible explicación a este fenómeno pueda ser que los evaluados estén sobre-corrigiendo sus puntuaciones por efecto de la advertencia, de manera que sus respuestas sean más modestas bajo la advertencia de lo que serían en condiciones normales. Así, la advertencia estaría eliminando varianza verdadera en el rasgo evaluado, con lo que la medida sería menos precisa.

Una última consideración a tener en cuenta sobre la presente investigación es la posibilidad de que el efecto del falseamiento se esté exagerando como consecuencia de ser el resultado de una manipulación experimental. Se ha señalado (p. ej., Ones y Viswesvaran, 1999) que los estudios de laboratorio producen unos tamaños de distorsión superiores a los presentes en contextos reales de selección. En este sentido, este trabajo muestra las consecuencias que el falseamiento puede tener en la validez de las medidas, sin que implique que este nivel de falseamiento esté presente en situaciones evaluativas reales. Los efectos de la distorsión motivacional sobre la validez, sin embargo, pueden ser lo suficientemente importantes como para merecer la atención de los investigadores y profesionales.

## Extended Summary

The Big Five personality dimensions have proven their ability to predict a wide variety of work and academic criteria (Barrick & Mount, 1991; Salgado, 1997, 1998). However, measures of personality have been seriously criticized (e.g. Morgeson, Campion, Dipboye, Hollenbeck, Murphy, and Schmitt, 2007; Murphy and Dziewieczynski, 2005). One of the most repeated criticisms is the possibility of distortion of responses by the candidates. There is extensive literature about this topic, dating back 75 years (e.g. Kelly, Miles and Terman, 1936), and includes a lot of articles, theses and special issues of journals. Studies examining faking have employed two procedures: (a) comparison of samples of applicants with samples of incumbents, and (b) laboratory studies with instructions to participants to distort the test. The first procedure assumes that applicants are the fake sample and the incumbents, the honest sample. In laboratory studies, individuals are usually instructed to try to make a positive impression (fake good) (Bradley & Hauenstein, 2006; Viswesvaran and Ones, 1999). One of the first issues investigated is whether candidates can voluntarily distort their responses on a personality questionnaire. The literature here is quite unanimous, as there are many published studies that show a significant increase in scores on personality measures under instructions of Faking Good (Hough, Eaton, Dunnette, Kamp, & McCloy, 1990; Hough, 1998; Robie, Zicker, & Schmit, 2001, Rosse, Stecher, Miller, & Levin, 1998, Smith & Ellingson, 2002; Viswesvaran & Ones, 1999).

A second research question is whether faking actually occurs in the selection processes. Some authors have shown evidence that candidates have more positive personality profiles than incumbents (Green, 1951; Heron, 1956; Hough, 1998, Robie et al., 2001, Rosse et al., 1998, Smith et al. 2001; Stewart, 1997). However, some studies have concluded that the level of faking by the candidates is minimal (Dunnette, McCartney, Carlson, & Kirchner, 1962, Hough 1998, Hough & Ones, 2001; Ones & Viswesvaran, 2001). Another controversial

point is the effect that faking has on the criterion related validity of personality measures. There is evidence that the effect of faking on the criterion validity is minimal (Ones, Viswesvaran, & Reiss, 1996). However, some authors do not share the conclusions by Ones et al. (e.g., Morgeson et al., 2007). Regarding to construct validity, several studies have shown that social desirability has little effect on the factor structure of the Big Five (Bradley & Hauenstein, 2006; Ellinson, Smith & Sackett, 2001). Other studies, however, found that faking can distort the factor structure (Douglas, McDaniel, & Snell, 1996; Frei, 1998, Schmit & Ryan, 1993).

Due to the potential harmful effects of faking, researchers and practitioners have used various strategies to avoid it. One of the most used is the strategy of warning. The procedure is to inform candidates that the personality questionnaire includes scales to detect dishonest answers, and identifying a person as faker will entail negative consequences. This strategy has shown a significant effect on reducing the social desirability (Alonso & Tauriz, 2010, McFarland, 2003; Robson, Jones, & Abraham, 2008). Warning is cheaper and easier than other strategies to reduce faking, although there are very few articles examining the effect of warning on validity.

Therefore, the objective of this research is to examine the effects of faking and warning on the predictive validity of personality measures, and their effects on the factor structure of these measures. I will examine the predictive validity on academic performance and academic counterproductive behavior, in particular on absenteeism.

## Method

### Sample

This study involved 478 students from a Spanish university. 26.8% are men (128) and 73.2% women

(350). Ages ranged from 17 to 48 years, with a mean 21.13 and standard deviation of 3.68.

### Measures

The instrument used to assess the personality dimensions was the normative version of the questionnaire D5D (Description in Five Dimensions, Rolland & Mogenet, 2001), based on the Five-Factor Model. The Spanish adaptation was used (Salgado, 2003). The internal consistency coefficients of the Spanish version of the test range from .73 for Extraversion factor, to .86 for the Emotional Stability and Conscientiousness. Stability indices varying from .74 for Extraversion, to .85 for Agreeableness. As a measure of academic performance, academic grades were used, while the percentage of attendance assessed absenteeism. Data about grades were obtained for 440 participants, and attendance for 470. The average GPA was 6.64 with a standard deviation of 1.62 (GPA values ranged from 1 to 10). The average for attendance was 83.03, with a standard deviation of 17.10. It is important to note that the variable "assistance" is not normally distributed, with a majority of cases with 100% of attendance. Reliability for assistance and for ratings was .87, in both cases.

### Procedure

For this study we used a mixed between and within subject design. Participants answered the test one time in a sincerely condition and other time with instructions to distort the answers. The order of presentation of conditions was counterbalanced to avoid bias in the response. 240 subjects were in the maximum faking condition and 238 were in the warning condition. In order to examine the criterion related validity of personality measures, data about grades and attendance were obtained. To analyze the construct validity, a principal components analysis with varimax rotation was done. Five factors were extracted.

### Results

Table 1 shows the correlations between personality dimensions and academic performance criteria for each of the 3 experimental conditions (honest, maximum faking and faking with warning). Conscientiousness is a valid predictor of academic qualifications in honest condition (.17,  $p < .01$ ). The effect of faking on the predictive validity can be observed in the results of maximum faking condition: there is a significant deterioration in the relationship between conscientiousness and grades, with a correlation of .09 between the two variables, which is statistically non-significant. In the warning

condition conscientiousness does not recover the validity of the sincere condition, obtaining a correlation of .06, not significant. The results indicate, therefore, that the warning strategy would not serve to recover losses on validity due to faking. Regarding the second criterion discussed, class attendance, conscientiousness is again the only significant predictor in the honest condition (.12,  $p < .05$ ). In this case, at the maximum faking condition, a reduction in the size of correlation conscientiousness-attendance was not observed ( $r = .13$ ). However, the strategy of warning leads to a reduction on conscientiousness-assistance relation, regarding to honest condition and to maximum faking condition.

To analyze the effect of faking and warning strategy on the factor structure of personality measures, a principal components analysis with varimax rotation was performed. First, in order to validate the honest condition as control group, we compared the factor structure of the honest condition with the factor structure obtained in the Spanish adaptation of the D5D (Salgado, 2003). The Burt-Tucker congruence coefficients (Burt, 1948; Tucker, 1951) were .99 for Emotional Stability, .98 for Extraversion and Conscientiousness, .96 for Agreeableness, and .95 for Openness (see Table 2). The coefficients were all high, much higher than .90, which is considered the cutoff point, so we conclude that the D5D factor structure was replicated perfectly in the honest condition. Then, we compare the structure in the honest condition with the structure in maximum faking and warning conditions. As can be seen in Table 5, congruence coefficients for maximum faking vary between .97 for Conscientiousness and .92 to Extraversion. We conclude, therefore, that faking does not have a detrimental effect on the construct validity of personality measures. Congruence coefficients between the warning and honest conditions were .98 for Emotional Stability, .97 for Conscientiousness, .96 for Extraversion, .94 for Agreeableness, and .83 for Openness. Four coefficients are above .90 and, therefore, we can say that the fitting for these four dimensions is correct. Openness to Experience has a coefficient of .83, so in this case the factor structure of this dimension seems to have been affected. Therefore, the warning strategy doesn't affect the factor structure of the D5D, except for the Openness factor, which shows some distortion.

### Discussion

The results of this study show that faking doesn't affect the construct validity of personality measures, in line with the results of other authors (Bradley et al., 2006, Ellingson et al. 2001). Can be noticed, however, a small effect of warning strategy on the factor structure of Openness. We can conclude, for now, that warning may have some negative effect on the factor structure of personality measures. With regard to crite-

tion related validity, there has been a negative effect of faking on the validity of Conscientiousness for predict academic performance. In this regard, this research aligns with the results expected from a theoretical point of view on the effect of faking. If the candidates distort their responses to personality questionnaire, we will obtain an imperfect measure of the construct assessed. This imperfect and distorted measure would necessarily imply a reduction of its predictive power.

In the study of motivational distortion, there are many ethical, as well empirical considerations. Even the nomenclature of faking vs. impression management shows a difference in the points of view. The difference is not trivial, because although everyone will agree that the “faking” is negative for an organization, it is also true that many jobs include a part of “impression management” which is vital to their performance. In this regard, some authors have investigated whether the distortion might be a positive predictor of performance for some occupations, but the results have been negative (Jackson, Ones & Sinangil, 2006; Ones et al. 1996; Viswesvaran, Ones & Hough, 2001). It is vital to establish whether the motivational distortion causes a decrease in the validity of the predictors, because if it doesn't happen, as it argued by several authors, the distortions should not be a concern for organizations.

The different strategies used to avoid faking received limited empirical support. One of the most promising because of its simplicity and usefulness, the strategy of warning, failed to prevent the loss of predictive power in this study. It has even been a decrease in the validity with respect to the condition of maximum faking. There are precedents for this surprising negative effect of the warning strategy (McFarland, 2003; Robson et al., 2008). One possible explanation for this phenomenon can be that the candidates are over-correcting the scores as a result of the warning, so that their responses are more modest under the warning than in normal conditions. Thus, the warning would be eliminating true variance in the trait evaluated, so that the measure would be less accurate.

## Referencias

- Alonso, P. y Táuriz, G. (2010). *Reduciendo la deseabilidad social: test normativos e ipsativos y estrategia de advertencia*. Comunicación presentada en el VI Congreso Iberoamericano de Psicología. Oviedo, España.
- Barrick, M. R. y Mount, M. K. (1991). The Big Five personality dimensions and job performance: A meta-analysis. *Personnel Psychology*, 44, 1-26.
- Bradley, K. M. y Hauenstein, N. M. A. (2006). The moderating effects of sample type as evidence of the effects of faking on personality scale correlations and factor structure. *Psychology Science*, 48, 313-335.
- Burt, C. (1948). Factor analysis and canonical correlations. *British Journal of Psychology*, 1, 95-106.
- Cornwell, J. M. y Dunlap, W. P. (1994). On the questionable soundness of factoring ipsative data: a response to Saville y Willson (1991). *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 67, 89-100.
- Digman, J. M. (1990). Personality structure: Emergence of the five-factor model. *Annual Review of Psychology*, 41, 417-440.
- Donovan, J. J., Dwight, S. A. y Hurtz, G. M. (2003). An assessment of the prevalence, severity, and verifiability of entry-level applicant faking using the randomized response technique. *Human Performance*, 16, 81-106.
- Douglas, E. F., McDaniel, M. A. y Snell, A. F. (1996). The validity of non-cognitive measures decays when applicants fake. *Academy of Management Proceedings*, 6, 127-131.
- Dullaghan, T. R. (2010). *The effect of a reasoning warning on faking in personality testing for selection and the perception of procedural justice*. Tesis doctoral no publicada. University of South Florida.
- Dunnette, M. D., McCartney, J., Carlson, H. C. y Kirchner, W. K. (1962). A study of faking behavior on a forced-choice self-description checklist. *Personnel Psychology*, 15, 13-24.
- Dwight, S. A. y Donovan, J. J. (2003). Do warnings not to fake reduce faking? *Human Performance*, 16, 1-23.
- Edwards, A. L. (1959). *Edwards Personal Preference Schedule*. New York: Psychological Corporation.
- Ellingson, J. E., Sackett, P. R. y Hough, L. M. (1999). Social desirability corrections in personality measurement: Issues of applicant comparison and construct validity. *Journal of Applied Psychology*, 84, 155-166.
- Ellingson, J. E., Smith, D. B. y Sackett, P. R. (2001). Investigating the influence of social desirability on personality factor structure. *Journal of Applied Psychology*, 86, 122-133.
- Foldes, H. J., Ones, D. S. y Sinangil, H. K. (2006). Neither here, nor there: impression management does not predict expatriate adjustment and job performance. *Psychology Science*, 48, 357-368.
- Fox, J. A. y Tracy, P. E. (1986). *Randomized response: A method for sensitive surveys*. Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- Frei, R. L. (1997). *Fake this test! Do you have the ability to raise your score on a service orientation inventory?* Tesis Doctoral no publicada. University of Akron, Department of Psychology.
- Furnham, A. (1986). Response bias, social desirability and dissimulation. *Personality and individual differences*, 7, 385-400.
- Goffin, R. D. y Christiansen, N. D. (2003). Correcting personality tests for faking: a review of popular personality tests and an initial survey of researchers. *International Journal of Selection and Assessment*, 11, 340-344.
- Goldberg, L. R. (1982). From Ace to Zombie: Some explorations in the language of personality. *Advances in personality assessment*, 1, 203-234.
- Goldberg, L. R. (1990). An alternative« description of personality»: The Big-Five factor structure. *Journal of personality and Social Psychology*, 59, 1216-1229.

- Goldberg, L. R. (1993). The structure of phenotypic personality traits. *American Psychologist*, 48, 26-34.
- Gordon, L. V. (1963). *Gordon Personal Profile: Manual*. New York: Harcourt, Brace y World.
- Gough, H. G. y Megargee, E. I. (1975). *Manual for the CPI, California Psychological Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Green, R. F. (1951). Does a selection situation induce testees to bias their answers on interest and temperament tests?. *Educational and Psychological Measurement*, 11, 503-515.
- Guion, R. M. y Gottier, R. F. (1965). Validity of personality measures in personnel selection. *Personnel Psychology*, 18, 135-164.
- Heron, A. (1956). The effects of real-life motivation on questionnaire response. *Journal of Applied Psychology*, 40, 65-68.
- Hicks, L. E. (1970). Some properties of ipsative, normative, and forced-choice normative measures. *Psychological Bulletin*, 74, 167-184.
- Hogan, J., Barrett, P., y Hogan, R. (2007). Personality measurement, faking, and employment selection. *Journal of Applied Psychology*, 92, 1270-1285.
- Hough, L. M. (1998). Effects of intentional distortion in personality measurement and evaluation of suggested palliatives. *Human Performance*, 11, 209-244.
- Hough, L. M. y Ones, D. S. (2002). The structure, measurement, validity, and use of personality variables in industrial, work, and organizational psychology. En N. Anderson, D. S. Ones, H. Sinangil y C. Viswesvaran (Eds.) *Handbook of industrial, work, and organizational psychology: Vol. 1* (pp. 233-277). London, UK: Sage.
- Hough, L. M., Eaton, N. K., Dunnette, M. D., Kamp, J. D. y McCloy, R. A. (1990). Criterion-related validities of personality constructs and the effect of response distortion on those validities. *Journal of Applied Psychology*, 75, 581-595.
- Hunter, J. E., y Schmidt, F. L. (1990). *Methods of meta-analysis: correcting error and bias in research findings*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Hunter, J. E., y Schmidt, F. L. (2004). *Methods of meta-analysis: correcting error and bias in research findings*. Segunda edición. Newbury Park, CA: Sage Publications, Inc.
- Hunter, J. E., Schmidt, F. L. y Jackson, G. B. (1982). *Meta-analysis: Cumulating research findings across studies*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Hurtz, G. M. y Donovan, J. J. (2000). Personality and job performance: The Big Five revisited. *Journal of Applied Psychology*, 85, 869-879.
- Johnson, C. E., Wood, R., y Blinkhorn, S. F. (1988). Spuriousness and spuriousness: The use of ipsative personality tests. *Journal of Occupational Psychology*, 61, 153-162.
- Kelly, E. L., Miles, C. C., y Terman, L. M. (1936). Ability to influence one's score on a typical pencil-and-paper test of personality. *Character & Personality*, 4, 206-215.
- Kluger, A. N. y Colella, A. (1993). Beyond the mean bias: The effect of warning against faking on biodata item variances. *Personnel Psychology*, 46, 763-780.
- Komar, S., Brown, D. J., Komar, J. A. y Robie, C. (2008). Faking and the validity of conscientiousness: A Monte Carlo investigation. *Journal of Applied Psychology*, 93, 140-154.
- Lautenschlager, G. J. (1994). Accuracy and faking of background data. En G. S. Stokes, M. D. Mumford, y W. A. Owens (Eds.), *The biodata handbook: Theory, research, and applications* (pp. 391-419). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- McCrae, R. R. y Costa, P. T. (1983). Social desirability scales: More substance than style. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51, 882-888.
- McDaniel, M. A., Douglas, E. F. y Snell, A. F. (1997). *A survey of deception among job seekers*. Comunicación presentada en la 12th annual conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, St. Louis, MO.
- McFarland, L. A. (2003). Warning against faking on a personality test: Effects on applicant reactions and personality test scores. *International Journal of Selection and Assessment*, 11, 265-276.
- Meade, A. W. (2004). Psychometric problems and issues involved with creating and using ipsative measures for selection. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77, 531-551.
- Michaelis, W. y Eysenck, H. J. (1971). The determination of personality inventory factor patterns and intercorrelations by changes in real-life motivation. *Journal of Genetic Psychology*, 118, 223-234.
- Mills, M. C. y Stratton, J. G. (1982). MMPI (Minnesota Multiphasic Personality Inventory) and the prediction of job performance. *FBI Law Enforcement Bulletin*, 51, 10-15.
- Morgeson, F. P., Campion, M. A., Dipboye, R. L., Hollenbeck, J. R., Murphy, K. y Schmitt, N. (2007). Reconsidering the use of personality tests in personnel selection contexts. *Personnel Psychology*, 60, 683-729.
- Mueller-Hanson, R., Heggstad, E. D., y Thornton, G. C., III. (2003). Faking and selection: Considering the use of personality from select-in and select-out perspectives. *Journal of Applied Psychology*, 88, 348-355.
- Mueller-Hanson, R. A., Heggstad, E. D. y Thornton, G. C., III (2006). Individual differences in impression management: an exploration of the psychological processes underlying faking. *Psychology Science*, 48, 288-312.
- Ones, D. S. y Viswesvaran, C. (1998). The effects of social desirability and faking on personality and integrity assessment for personnel selection. *Human performance*, 11, 245-269.
- Ones, D. S. y Viswesvaran, C. (2001). Integrity tests and other criterion-focused occupational personality scales (COPS) used in personnel selection. *International Journal of Selection and Assessment*, 9, 31-39.
- Ones, D. S., Viswesvaran, C. y Reiss, A. D. (1996). Role of social desirability in personality testing for personnel selection: The red herring. *Journal of Applied Psychology*, 81, 660-679.

- O'Reilly, C. A. (1977). Personality-job fit: Implications for individual attitudes and performance. *Organizational Behavior and Human Performance*, 18, 36-46.
- Pace, V. L. y Borman, W. C. (2006). The use of warning to discourage faking on noncognitive inventories. En R. L. Griffith y M. H. Peterson (Eds.). *A closer examination of applicant faking behavior* (pp. 283-304). Greenwich, Connecticut: Information Age Publishing.
- Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 598-609.
- Paulhus, D. L. (1988). *Assessing self-deception and impression management in self-reports: The Balanced Inventory of Desirable Responding*. Manual no publicado, University of British Columbia, Vancouver, Canada.
- Poropat, A. E. (2005). *An examination of the relationship between personality and citizenship performance in academic and workplace settings*. Tesis doctoral no publicada. Griffith University, Brisbane, Queensland, Australia.
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the five factor model of personality and academic performance. *Psychological Bulletin*, 135, 322-338.
- Robson, S. M., Jones, A. y Abraham, J. (2008). Personality, faking, and convergent validity: a warning concerning warning statements. *Human Performance*, 21, 89-106.
- Rolland, J. P., y Mogenet, J. L. (2001). *Système de description en cinq dimensions (D5D)*. Manuel réservé aux psychologues. Paris: Les Editions du Centre de Psychologie Appliquée.
- Rosse, J. G., Stecher, M. D., Miller, J. L. y Levin, R. A. (1998). The impact of response distortion on preemployment personality testing and hiring decisions. *Journal of Applied Psychology*, 83, 634-644.
- Salgado, J. F. (1997). The five factor model of personality and job performance in the European Community. *Journal of Applied Psychology*, 82, 30-43.
- Salgado, J. F. (1998). Big Five personality dimensions and job performance in army and civil occupations: A European perspective. *Human Performance*, 11, 271-288.
- Salgado, J. F. (2000). *The Big Five personality dimensions as predictors of alternative criteria*. Comunicación presentada en la 15ª Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, New Orleans, NA.
- Salgado, J. F. (2003). *Adaptación española del test D5D*. Manual técnico no publicado. Universidad de Santiago de Compostela.
- Salgado, J. F. (2005). Personalidad y deseabilidad social en contextos organizacionales: implicaciones para la práctica de la psicología del trabajo y las organizaciones. *Papeles del psicólogo*, 92, 115-128.
- Schmit, M. J. y Ryan, A. M. (1993). The Big Five in personnel selection: Factor structure in applicant and nonapplicant populations. *Journal of Applied Psychology*, 78, 966-974.
- Smith, D. B. y Ellingson, J. E. (2002). Substance versus style: A new look at social desirability in motivating contexts. *Journal of Applied Psychology*, 87, 211-219.
- Smith, D. B., Hanges, P. J. y Dickson, M. W. (2001). Personnel selection and the five-factor model: Reexamining the effects of applicant's frame of reference. *Journal of Applied Psychology*, 86, 304-315.
- Snell, A. F., Sydell, E. J. y Lueke, S. B. (1999). Towards a theory of applicant faking: integrating studies of deception. *Human Resource Management Review*, 9, 219-242.
- Stewart, G. L. (1997). Applicants versus incumbents: Assessing the impact of validation design on personality research. *Academy of Management Annual Meeting*, Boston, MA.
- Tett, R. P., Christiansen, N. D., Robie, C. y Simonet, D. V. (2010). *An international survey on personality test use*. Comunicación presentada en el Annual Meeting of the Society for Industrial and Organizational Psychology, Atlanta, GA.
- Tett, R. P., Jackson, D. N. y Rothstein, M. (1991). Personality measures as predictors of job performance: a meta-analytic review. *Personnel Psychology*, 44, 703-742.
- Tucker, L. R. (1951). *A method for synthesis of factor analysis studies*. Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Viswesvaran, C. y Ones, D. S. (1999). Meta-analyses of faking estimates: Implications for personality measurement. *Educational and Psychological Measurement*, 59, 197-210.
- Viswesvaran, C., Ones, D. S. y Hough, L. M. (2001). Do impression management scales in personality inventories predict managerial job performance ratings? *International Journal of Selection and Assessment*, 9, 277-289.
- Weekley, J. A., Ployhart, R. E. y Harold, C. M. (2004). Personality and situational judgment tests across applicant and incumbent settings: An examination of validity, measurement, and subgroup differences. *Human Performance*, 17, 433-461.
- Weiner, J. A., y Gibson, W. M. (2000). *Practical effects of faking on job applicant attitude test scores*. Comunicación presentada en la Annual Meeting of the Society for Industrial and Organizational Psychology, New Orleans, LA.

Manuscrito Recibido: 15/01/2011

Revisión Recibida: 20/04/2011

Aceptado: 23/04/2001