

Satisfacción Laboral en docentes universitarios: medición y estudio de variables influyentes

Job satisfaction in College teachers: measurement and study of influential variables

Pujol Cols, L.J.

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), (Argentina)

Pujol Cols, L.J.

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), (Argentina)

Resumen

Los docentes representan el principal activo estratégico de las Universidades. Sus conocimientos y *expertise* constituyen el *core-competence* de este fenotipo organizacional. Es precisamente a través del desempeño de las actividades académicas (i.e. investigación, enseñanza, extensión) que éstos contribuyen a la efectividad en el funcionamiento de las Universidades, así como a su visibilidad, reputación y prestigio en el mercado académico. Debido a la incidencia probada de la satisfacción laboral sobre la salud ocupacional y otras variables de *performance* de gran interés para la gestión, resulta relevante su medición y estudio sistemático en las Universidades. En este

Abstract

Teachers are the main strategic asset in Universities. Their knowledge and expertise constitute the core competence of this type of organization. Precisely, through the performance of academic activities (i.e. researching, lecturing, providing services to the local community) they make a substantial contribution to the effectiveness in the functioning of Universities, as well as to their visibility, reputation and prestige in the academic market. Due to the influence of job satisfaction on occupational health and other performance-related variables, systematic measurements of this phenomenon are essential in Universities. In this article, job satisfaction (global

artículo, se efectúa un relevamiento del nivel de satisfacción (global y por atributos) de una muestra representativa de docentes de una Universidad pública argentina, indagándose en las facetas para las cuales se registran puntajes promedio menores. A su vez, y través del empleo de técnicas estadísticas de análisis multivariado (e.g. análisis factorial, análisis de regresión múltiple), se estudia la incidencia simultánea de un *set* de variables sociodemográficas y relativas a las condiciones de trabajo en la satisfacción laboral. De esta investigación se obtiene que niveles menores se registran en cuestiones atinentes a los mecanismos de acceso a cargos docentes, percepción de justicia dentro del sistema y perspectivas de movilidad ascendente. Las principales variables predictivas que parecieran explicar de manera significativa la satisfacción laboral de los docentes son su edad y la jerarquía de su cargo.

and by facets) is measured and low score job attributes are identified in a sample of teachers of an Argentinian Public University. By using statistical techniques (e.g. factor analysis, multiple regression analysis), the influence of socio-demographical and employment condition variables is studied. In this research, authors find that 'mechanisms by which teachers get access to positions', 'perception of justice' and 'expectation of promotions' register the lowest scores. The main variables that seem to significantly explain teacher's job satisfaction are age and actual position in the hierarchy.

Palabras clave: satisfacción laboral, modelo, Universidad, docentes.

Key words: job satisfaction, model, University, teachers.

Introducción

Desde mediados del siglo XX esfuerzos notables de la Academia se han dirigido a querer comprender los motivos por los cuales los empleados experimentan satisfacción en su trabajo, así como sus efectos sobre distintos indicadores de la efectividad y el éxito organizacional. En este sentido, son varios los estudios empíricos que han confirmado la existencia de bucles virtuosos entre este fenómeno y otras variables, se trate de actitudes (e.g. involucramiento con el trabajo, compromiso organizacional, lealtad organizacional) o de resultados (e.g. desempeño, ausentismo, rotación, accidentes de trabajo). Sin embargo, y con el transcurrir de los años, la satisfacción laboral dejó de ser importante sólo por su probado impacto sobre la *performance*, y ya desde una perspectiva más centrada en la salud ocupacional, comenzó a ser abordada como un fenómeno en sí mismo valioso por su incidencia sobre el bienestar y la calidad de vida de los empleados.

Aun cuando las Universidades parecieran estar relativamente habituadas a efectuar relevamientos periódicos del grado de satisfacción de sus estudiantes, lo mismo no ocurre con la satisfacción laboral de sus académicos. En efecto, un proyecto argentino titulado “Análisis del Sistema de Información Universitario: diseño de herramientas de gestión para la toma de decisiones en las instituciones de Educación Superior” (Vega, 2010), con financiamiento de la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica, concluyó que las Universidades públicas argentinas suelen caracterizarse por la falta de información vinculada a variables *soft*, como lo es la satisfacción en el empleo, y, por ende, por su omisión en la toma de decisiones que involucran el desarrollo de sus participantes.

Diversos son los motivos que hacen relevante estudiar este constructo en contextos universitarios. En primera instancia, resulta esperable que docentes altamente satisfechos posean un mejor desempeño dentro de los cursos en los que participan, situación que podría traducirse en un impacto positivo en los procesos de enseñanza-aprendizaje (Triadó Ivern *et al.*, 2015). Por otra parte, también es razonable pensar que un docente altamente satisfecho podría observar mayores niveles de compromiso institucional y disciplinar, incursionando por ello en otra variedad de actividades académicas adicionales a la docencia, como la investigación (García de Fanelli y Moguillansky, 2014). El involucramiento del académico en actividades no exclusivamente docentes constituye una situación deseable para una institución universitaria, puesto que contribuye a incrementar su visibilidad y prestigio en el mercado académico. Por otra parte, uno de los principales factores de la competitividad de una institución educativa es el talento y prestigio de sus docentes. En tal sentido, conocer el grado en que aquellos se encuentran satisfechos con su trabajo, los atributos que les merecen mayor importancia relativa y respecto de los cuales verifican menores niveles de satisfacción, resulta de interés para el diseño de políticas orientadas a lograr su retención.

Este artículo tiene por objetivos principales:

- a. Construir un cuestionario específicamente diseñado para relevar la satisfacción laboral del cuerpo académico de una institución universitaria, que se encuentre dotado de elevados niveles de confiabilidad y validez.
- b. Relevar el nivel de satisfacción laboral (tanto cognitivo como afectivo) de los docentes de una institución universitaria.
- c. Identificar los atributos del trabajo para los que se observan menores niveles de satisfacción.
- d. Analizar la influencia de la edad, el género, el nivel educativo, la jerarquía del cargo, la dedicación y la condición de contratación en la satisfacción laboral del académico.

Se le propone al lector un recorrido compuesto por cuatro grandes acápites. El primero corresponde al marco conceptual que ha sido tenido en cuenta tanto para la construcción del cuestionario de relevamiento como para la interpretación de los resultados obtenidos. El segundo, constituye una descripción de la metodología utilizada en el curso de la investigación (diseño, muestra, instrumento, procedimiento y análisis de datos). El tercero corresponde a una exposición de los principales resultados obtenidos.

El cuarto, responde a una interpretación reflexiva de los puntos más salientes del tercer acápite a la luz de la teoría existente, discutiéndose adicionalmente las limitaciones al estudio y potenciales líneas de investigación. Finalmente, en las conclusiones se resumen los principales aportes de este estudio.

Marco teórico

Noción conceptual

Qué entiende conceptualmente la Academia por satisfacción laboral tiene gran implicancia para los posteriores intentos de operacionalización empírica. En efecto, Thompson y Phua (2012) señalan que la mayoría de los conflictos derivados de resultados antagónicos reportados por estudios que involucran a la satisfacción laboral se deben, principalmente, a criterios divergentes empleados en su medición.

En términos generales, los autores coinciden en que la satisfacción laboral implica una perspectiva positiva o negativa que el sujeto tiene respecto a distintos aspectos que hacen a su puesto de trabajo y ambiente organizacional (Werther y Davis, 1983; Robbins, 2009). Representa el grado en que a un individuo le gusta su trabajo (Michalos, 2014). Sutilezas adicionales emergen al considerar si el constructo implica únicamente procesos emocionales o, también cognitivos. Por un lado, Fisher (2000) indica que la satisfacción laboral puede ser descripta como una respuesta afectiva (emocional) hacia el trabajo como un todo. Otros autores, como Brief (1998), entienden que se trata de un estado interno del sujeto que se expresa a través de una evaluación emocional y/o cognitiva de su experiencia en el trabajo con cierto grado de agrado o desagrado. Siguiendo a este autor, la misma involucra una evaluación subjetiva que realiza el empleado sobre su trabajo, sea éste considerado de manera global o en sus diferentes atributos.

La diversidad de elementos involucrados dentro del término *trabajo*, que denominaremos atributos o facetas, abre la posibilidad de que el individuo exprese un grado diferencial de satisfacción con cada uno de ellos. Así, resulta razonable pensar que una misma persona pueda estar satisfecha con el ejercicio de sus tareas actuales (usualmente denominado satisfacción intrínseca del trabajo), pero no con la remuneración que por ello recibe. Igualmente razonable es pensar que esa misma persona, y aún cuando se sienta disconforme con la remuneración actual recibida, se encuentre satisfecha con su trabajo de manera general. En respuesta a las posibilidades anteriores, Thompson y Phua (2012) proponen clasificar a este complejo constructo en dos categorías conceptualmente distintas. La primera de ellas, denominada satisfacción laboral afectiva (*affective job satisfaction*), es entendida como un concepto unidimensional y encarna una respuesta emocional positiva general hacia el trabajo en su conjunto. En este sentido, la satisfacción laboral representa un sentimiento general hacia el trabajo (Spector, 1997). Por otra parte, la denominada satisfacción laboral cognitiva (*cognitive job satisfaction*) se encuentra sustentada en una evaluación más racional y lógica de las condiciones de empleo. Implica un proceso (cognitivo) de evaluación de los atributos del trabajo y de contraste entre tal complejo de percepciones *versus* un *standard* cognitivo (sus expectativas) (Moorman, 1993).

Como sostienen Thompson y Phua (2012) aproximadamente entre un quinto y la mitad de la varianza de la satisfacción laboral afectiva se encuentra explicada por facetas

cognitivas. Sin embargo, destacan la existencia de evidencia que sugiere que ambas medidas de satisfacción laboral no parecieran constituir el mismo constructo teórico. En este sentido, algunos autores (c.f. Schleicher *et al.*, 2004) señalan que la satisfacción laboral afectiva y cognitiva podrían ser combinadas para representar un constructo compuesto más amplio.

Medidas de satisfacción laboral

Independientemente de que el constructo relevado involucre mediciones afectivas o cognitivas, generales o por atributos, en tanto expresión de sentimiento o posición ante un determinado fenómeno social, la satisfacción laboral representa una actitud (Brayfield y Rothe, 1951). Así, el enfoque predominante en Psicología Laboral ha sido el empleo de escalas de medición de actitudes, las cuales permiten la obtención de una medida cuantitativa de una expresión de emoción, encontrándose entre las más populares las estilo Thurstone o Likert.

Como sostienen Seashore y Taber (1975), o más recientemente Thompson y Phua (2012), la mayoría de los estudios que involucran de algún modo a la satisfacción laboral (sea como predictor, como variable respuesta, o como variable mediadora/moderadora) enfrentan problemas serios de comparabilidad, obstáculo que contribuye mayoritariamente a explicar los continuos debates suscitados en la Academia como respuesta a resultados contradictorios. Tal falta de comparabilidad puede ocurrir por varias razones, entre las que podrían destacarse: (a) las bases conceptuales sobre las que se asientan los estudios son diferentes (e.g. debate satisfacción afectiva/cognitiva); (b) los reactivos (i.e. ítems del cuestionario) que se emplean en el cuestionario no son los mismos; (c) las alternativas de respuesta son altamente variadas, oscilando desde escalas dicotómicas (i.e. sí/no), hasta sistemas de puntuaciones o escalas estilo Likert con cuatro, cinco o siete categorías; (d) la metodología de agregación de la medición no resulta similar (en algunos casos se emplean promedios simples, en otros promedios ponderados, sumas de puntajes, multiplicaciones de ítems, etc.)

Como se sugirió previamente, las bases conceptuales sobre las que se asientan las investigaciones tienen implicancias en el proceso de medición. Por ejemplo, estudios empíricos interesados en relevar medidas afectivas de satisfacción laboral suelen solicitar al participante que indique una medida global de la satisfacción con su trabajo (*overall job satisfaction*), sin adelantar de antemano las facetas a ser consideradas o la manera en la que deberían ser combinadas. En definitiva, el sujeto es invitado a indicar una medida promedio que contempla su propio *set* de atributos, ponderados de acuerdo a la importancia relativa que aquellos le merecen. De manera complementaria, medidas de satisfacción laboral cognitiva suelen requerir que el empleado indique su grado de satisfacción con distintos aspectos que hacen a su trabajo. Claro está, este conjunto de dimensiones jamás son exhaustivas o definitivas.

Existen argumentos tanto a favor como en contra del empleo de ambos tipo de mediciones. El clásicamente sostenido por los defensores de medidas de ítem múltiple (*multiple-item measures*) radica en que un mismo empleado podría no estar igualmente satisfecho con todas las dimensiones que hacen a su trabajo. Paradójicamente, este argumento también funciona a favor de las medidas de único ítem (*single-item measures, overall measure*). En primer lugar, una medida única puede ser entendida como una

evaluación global del trabajo, donde los empleados por sí mismos efectúan una ponderación (consciente o inconsciente) de los aspectos que hacen a su trabajo de acuerdo con sus propias preferencias. Sin embargo, una medida agregada de satisfacción podría reducir la variabilidad del índice a la vez que dificultar aún más la interpretación de los resultados (puesto que el marco de referencia empleado por el sujeto entrevistado al efectuar la evaluación permanece desconocido) (Michalos, 2014).

Un argumento adicional en contra de las medidas de ítem único radica en la dificultad que entraña el cálculo de índices de fiabilidad, siendo el correspondiente a medidas de ítem múltiple relativamente sencillo. No obstante, Wanous y Reichers (1996) proponen una manera adecuada de estimar la confiabilidad de una medida global de satisfacción laboral partiendo de la denominada fórmula de corrección por atenuación (*correction for attenuation formula*). Posteriormente, Wanous y Hudy (2001) sugieren una segunda alternativa de cálculo a través de la utilización del análisis factorial (*factor analysis*).

Cuando se trata de medidas de ítem múltiple sustentadas en escalas estilo Likert, se adiciona la complejidad de definir un criterio de agregación. Aún cuando los Estadistas más puros señalan como alternativa más válida el empleo de la suma de los puntajes de los ítems, la mayoría de las investigaciones empíricas conducidas en Psicología Laboral y Organización Industrial han recurrido al empleo del promedio simple de los puntajes asignados al conjunto de ítems (si bien podría resultar cuestionable suponer equidistancia entre los valores que componen la escala). También de manera conceptualmente razonable, algunos autores han propuesto la utilización de promedios ponderados en el cálculo de los índices de satisfacción laboral, realizando ajustes al puntaje de cada ítem, sea en virtud de la importancia relativa que el atributo posee para el entrevistado o la que se deriva teóricamente del estudio de grupos de individuos. Sin embargo, existe relativo consenso en la Academia en que la incorporación de puntajes ponderados rara vez ofrece una ganancia significativa en la validez de constructo, la fiabilidad de la medición, o el poder predictivo (Seashore y Taber, 1975). Como señalan Quinn y Mangione (1973), dos parecieran ser las razones atribuibles a la falta de efectividad en la incorporación de ponderaciones. La primera, que la ponderación de las facetas en el cálculo de la satisfacción laboral ya ha sido, quizás, incorporada eficazmente (aunque de manera inconsciente) por el entrevistado, con lo que ponderaciones adicionales no adicionan más que errores de medición. La segunda, que aún poderosos sistemas de ponderación pueden poseer escasa influencia en el cálculo de índices cuando el cuestionario involucra una cantidad apreciable de atributos y las respuestas se encuentran positivamente correlacionadas.

Atributos del trabajo

El trabajo involucra una agregación compleja de múltiples elementos que hacen tanto a las características de la tarea como a las condiciones en las que ésta se desarrolla.

En la descripción del trabajo (y de sus atributos), el modelo que ha gozado de más aceptación en la investigación empírica ha sido el de Hackman y Oldham (1976), autores que proponen las denominadas “cinco dimensiones intrínsecas del trabajo”, siendo éstas: la identidad, la variedad, la significatividad, la autonomía y la retroalimentación. La variedad refiere al grado en que el trabajo le exige al empleado la utilización de un compendio de habilidades y talentos diversos. La identidad comprende el grado en el cual el trabajo le permite al sujeto el desarrollo de una actividad completa, desde el

comienzo al final, y con un resultado visible. La significatividad de la tarea, por otra parte, implica que su desempeño tenga impacto significativo en la vida y/o en el trabajo del empleado, ya sea dentro de la organización o fuera de ella. Hackman y Oldham (1976) entienden a la autonomía como el grado en el cual el trabajo le provee al sujeto de significativa libertad, independencia y discrecionalidad tanto en aspectos que hacen al diseño (i.e. planificación) como a la ejecución misma. Finalmente, la retroalimentación refiere al grado en el cual la ejecución de la tarea le provee al individuo de un *feedback* adecuado que le permita auto-evaluar su desempeño.

El conjunto de dimensiones señaladas *ut supra*, más específicamente relacionadas con la tarea, podría complementarse con otros atributos del puesto de trabajo (e.g. remuneración y alicientes recibidos, condiciones físicas en las que se desarrolla la actividad, el *tenure*) y del ambiente organizacional (e.g. calidad de la información recibida y de la supervisión, conformidad con las relaciones entre compañeros de trabajo, percepción de perspectivas de movilidad ascendente y equidad en el acceso a oportunidades) (c.f. Locke, 1976; Smith *et al.*, 1969; Dawis y Lofquist, 1984).

Instrumentos de medición

Desde el interés temprano de la Academia en la satisfacción laboral, numerosos cuestionarios han sido diseñados con el interés de lograr mediciones confiables y válidas del constructo. Aun cuando varios de ellos gozan de popularidad generalizada, muchos otros han sido construidos *ad hoc* con propósitos de relevamiento específicos.

Al analizar los cuestionarios sobre satisfacción laboral (e, incluso, los relativos a otras actitudes hacia el trabajo) es posible distinguir instrumentos de ítem múltiple con escalas dicotómicas, de ítem único con escalas variables (en general, de 4, 5 ó 7 valores), y de ítem múltiple con escalas variables (en general, también de 4, 5 ó 7 valores). A su vez, dentro de esta última categoría también resulta altamente variada la cantidad de ítems incorporados. A su vez, también es posible distinguir entre aquellos que incorporan medidas afectivas y/o cognitivas de satisfacción laboral.

Siguiendo a Thompson y Phua (2012) siete deberían ser los criterios a considerar a la hora de optar por un instrumento de satisfacción laboral: a) su parsimonia, b) su propósito de servir a la medición de satisfacción afectiva en lugar de cognitiva, c) las bases conceptuales sobre las cuales se ha construido (o derivado, si constituye una reconstrucción), d) la evidencia de su validez (y confiabilidad), e) la utilidad (a *prima facie*) de su empleo en inglés en muestras cros-nacionales, f) la potencialidad de su aplicación en un amplio rango de individuos que trabajan en muy diversas condiciones laborales, g) su habilidad para cubrir el dominio de contenido de la satisfacción laboral afectiva de una manera práctica.

En relación a la parsimonia, tradicionalmente los cuestionarios sobre satisfacción laboral han incluido una enorme cantidad de ítems (e.g. *Job Description Index*), situación que limita sustancialmente su empleo tanto en la investigación empírica como en la práctica profesional. Obstáculos adicionales se erigen en diseños que pretenden estudiar, además, la vinculación del constructo con otros (sumándose otras variables al relevamiento). Es por este motivo, que se observan esfuerzos notorios de la Academia en la obtención de medidas más breves (e igualmente confiables y válidas) de satisfacción laboral.

Entre los cuestionarios de satisfacción de ítem múltiple más empleados en Psicología Laboral y Organización Industrial se destacan el *Job Satisfaction Blank* (JSB; Hoppock, 1935), el *Index of Job Satisfaction* (IJS; Brayfield y Rothe, 1951), el *Job Description Index* (JDI; Smith *et al.*, 1969), el *SRA Attitude Survey* (Science Research Associates, 1973), el *JobStat'73* (Quinn y Shepard, 1974) y el *Job Diagnostic Survey* (Hackman y Oldham, 1975).

Aún cuando los instrumentos de empleo más generalizado han probado gozar de aceptables propiedades psicométricas (e.g. fiabilidad, validez de constructo, validez de contenido, estabilidad *test-retest*), muchos otros han sido diseñados y automáticamente empleados en estudios prestando sus autores escasa o nula atención a aquellas. Tal situación resultaría invalidante de gran cantidad de investigaciones que involucran a la satisfacción laboral. En diversos de sus estudios, Judge y colaboradores (e.g. Judge *et al.*, 1998, 2000; Judge y Bono, 2001) emplearon versiones breves de escalas ya existentes (e.g. *Index of Job Satisfaction*, *Job Description Index*) como forma de relevar la satisfacción laboral, aunque haciendo caso omiso a la fiabilidad y validez de sus reconstrucciones. No obstante, éstos y otros autores (e.g. Price y Mueller, 1981, 1986) han logrado salvaguardar parcialmente dichos vicios como consecuencia de la obtención de resultados consistentes de la aplicación repetida de sus escalas. Algunas de ellas, incluso, han sido traducidas a otros idiomas y administradas en países fuera de los Estados Unidos, como es el caso de Alemania (Stumpp *et al.*, 2010) o Japón (Piccolo *et al.*, 2005).

Determinantes de la satisfacción laboral (*drivers*)

Principalmente desde mediados del siglo XX, un interés notorio se ha observado en indagar en las fuentes predictivas de la satisfacción laboral, oscilando aquellos desde los fuertemente centrados en la *situación* hasta los fuertemente centrados en el *individuo*.

Asentados sobre la teoría de la jerarquía de necesidades de Maslow (1943), Herzberg *et al.* (1959) idearon la denominada “teoría de la higiene-motivación”. De acuerdo a su planteo, la satisfacción se encuentra fundamentalmente determinada por los atributos que generan motivación en los trabajadores, denominados motivadores (o intrínsecos) (e.g. creatividad, logro, reconocimiento); mientras que la insatisfacción se halla principalmente ligada a otro conjunto de factores, denominados higiénicos (o extrínsecos). Así, estos autores postulan que mientras que la presencia de motivadores genera satisfacción, la ausencia de factores higiénicos conduce a insatisfacción. Su tesis se centra en que a través de un adecuado diseño de los puestos de trabajo (con énfasis en motivadores) la organización es capaz de inducir en sus empleados niveles mayores de satisfacción laboral.

En una línea similar, otras teorías fuertemente enfocadas en la capacidad predictiva de los factores de situación (i.e. atributos del trabajo) surgieron alrededor de la década de los sesenta. Focalizadas en una de las dimensiones del trabajo, la participación en la toma de decisiones (*employee participation*), resultaron altamente relevantes los planteos de Vroom (1959), Vroom y Mann (1960), Tosi (1970), House y Mitchell (1974), Schuler, (1976), Locke y Schweiger (1979), Abdel-Halim (1983), entre otros.

Aun cuando la teoría de Herzberg *et al.* (1959) continúa teniendo relativa influencia en nuestros días, otros autores comenzaron a señalar que en virtud de que

cada individuo posee diferentes expectativas, valores y preferencias, los mismos atributos del trabajo podrían inducir en cada uno de ellos diferentes niveles de satisfacción. Como resultado, surgen a partir de los setenta (c.f. Lawler, 1973; Locke, 1976) investigaciones interesadas en precisar en la incidencia de las expectativas en la satisfacción laboral. De acuerdo a la tesis de Locke (1976), la importancia relativa atribuida por un individuo a una faceta del trabajo particular condiciona el impacto de aquella en su satisfacción.

Sustentadas sobre la idea de posibles cambios y diferencias en las expectativas referidas al trabajo, varias investigaciones sobre satisfacción laboral han estudiado la incidencia de distintas variables socio-demográficas sobre el comportamiento del constructo. Entre las más populares se destacan la edad del entrevistado, el género, la raza y la región de procedencia. Según Weaver (1983) y Clark (1993) las diferencias asociadas a la edad del sujeto parecieran ser más marcadas que las vinculadas al resto de las variables demográficas. Varios estudios empíricos (e.g. Clark *et al.*, 1996; Michalos, 2014) sugieren que la satisfacción laboral suele crecer a través del tiempo, adoptando la misma un patrón curvilíneo con la forma de una parábola (*u-shape pattern*). De acuerdo a este esquema, la satisfacción tendería a ir declinando en las etapas tempranas de empleo para luego continuar incrementándose de manera sostenida hasta el retiro.

Por otra parte, y también alrededor de la década de los sesenta, emergieron otras teorías de impronta más sociológica basadas en el postulado de que el estudio de la satisfacción laboral debía construirse en un entendimiento más cabal del significado del trabajo. Este planteo sugiere que es posible encontrar trabajadores altamente satisfechos con su trabajo, aun cuando éste les ofrezca (en términos de sus atributos) escasos o nulos elementos motivadores. El énfasis, en este caso, está puesto en lo que el trabajo representa para el individuo (i.e. su significado). En esta línea, Wrzesniewski *et al.* (1997), postulan que hay tres relaciones distintivas que las personas pueden tener con su trabajo: el trabajo como un puesto (*job*), como una carrera (*career*) y como un llamado/vocación (*calling*). Sujetos que ocupan un *puesto (job)*, en general, sólo se encuentran interesados en los beneficios materiales del trabajo y no esperan recibir ningún otro tipo de retribución... como resultado de la ejecución de su tarea. En este sentido, el trabajo no es un fin en sí mismo, sino un medio que les permite a los individuos adquirir los recursos necesarios para satisfacer sus necesidades fuera del ámbito laboral. Así, los mayores intereses y ambiciones de los *ocupantes de puestos (job holders)* no están relacionados con su trabajo (Wrzesniewski *et al.*, 1997). En contraste, las personas que tienen *carreras (career)* se caracterizan por efectuar una inversión personal profunda en su trabajo, determinando sus logros no sólo a través de la ganancia económica, sino a través su avance en la estructura ocupacional. Este avance generalmente trae consigo un *status* social superior, aumento de poder en el ámbito de la ocupación personal y aumento de autoestima (Bellah *et al.* 1985). Finalmente, las personas con *vocación/llamado (calling)* tienden a percibir su trabajo como inseparable de su vida personal. Una persona con *vocación* no trabaja por una ganancia económica ni por un avance en su carrera, sino por la satisfacción que le genera hacer el trabajo, el cual es percibido como un fin en sí mismo.

Más de la mano de la Psicología Laboral que del *Management*, a comienzos de los años ochenta, comenzaron a observarse estudios crecientes orientados a indagar en la incidencia de la personalidad del individuo en su satisfacción laboral, procurando la identificación de un complejo de factores o fuentes *disposicionales (dispositional*

sources). El postulado común a todos ellos consiste en la creencia de que los sujetos pueden estar más positiva o negativamente dispuestos a experimentar satisfacción (en función de rasgos que hacen a su personalidad), *ceteris paribus* las características del trabajo. En esta línea se encuentran los estudios de Judge y colaboradores (e.g. Judge, Locke y Durham, 1997; Judge *et al*, 1998; Judge *et al*, 2000; Judge y Bono, 2001).

Hasta el momento se han explorado distintas fuentes con potencial predictivo y explicativo de la satisfacción laboral. En la actualidad, el debate individuo-situación se encuentra lejos de resolverse, existiendo aún intentos menores (aunque valiosos) de lograr un paradigma integrado.

Las particularidades de la Profesión Académica en la Universidad Argentina

La Universidad es considerada en *Management* como uno de los fenotipos organizacionales de mayor complejidad. La existencia de múltiples grupos de participantes (e.g. docentes, investigadores, personal administrativo, estudiantes), cada uno de ellos movidos por distintos intereses, fines y racionalidades decisorias; la presencia de diversas lógicas muchas veces incompatibles u opuestas; a la vez que las dificultades emergentes en la toma de decisiones de conducción, constituyen algunos factores que contribuyen a explicar la complejidad del sistema (Pujol Cols y Arraigada, 2015).

Varios son los rasgos que permiten diferenciar a la Universidad Pública Argentina. En primer lugar, los académicos concentran una gran cuota de poder como resultado de su experticia en ciertas disciplinas, lo cual, por ejemplo, se manifiesta en su capacidad de determinar los contenidos específicos y la bibliografía de cada curso, establecer líneas de investigación, entre otros. Por otro lado, la toma de decisiones de conducción de la organización es colectiva, conformándose los órganos directivos con representación de docentes, estudiantes y personal administrativo, elegidos democráticamente. En tercer lugar, existe una gran diversidad de condiciones de contratación, lo cual, a su vez, incide en la cantidad de actividades académicas desempeñadas por el docente. En cuarto lugar, el ingreso a cargos docentes *regulares* se realiza exclusivamente a través de Concurso público (abierto) de antecedentes y oposición (defensa frente a un Tribunal) y el de los *interinos* por vía de un registro de antecedentes o la elección discrecional del Profesor Titular. Adicionalmente, un docente que ingresa por vía de Concurso adquiere *tenure* independientemente de la jerarquía de su cargo (esto no ocurre para los cargos interinos). Finalmente, y aun para los investigadores, el ejercicio de la docencia de Grado resulta obligatorio.

Explorando la diversidad de las condiciones de contratación, García de Fanelli (2008:14) destaca que en la Universidad Pública Argentina (y a diferencia de lo que ocurre en el mundo anglosajón) suele predominar la figura del profesor con baja dedicación horaria en la actividad de enseñanza “y cuya ocupación principal (su verdadera profesión) es el ejercicio de su profesión liberal”. Esta autora concluye que existen dos subconjuntos de docentes: uno para el cual las actividades académicas realizadas en las universidades constituyen su profesión principal, y otro donde la actividad académica se configura como una actividad adicional al ejercicio de su profesión liberal. Así es que surge un nuevo tipo de profesional que no necesariamente “vive para la cultura o el conocimiento”, sino que “vive de la cultura” (Brunner, 1987:20).

Por su parte, Clark (1983) califica a la Profesión Académica de “rara”, como resultado de la diversidad de disciplinas que la integran y que la dotan de una heterogeneidad poco compatible con la construcción de lógicas más o menos cerradas y normas comunes.

Además de la diversidad disciplinar como condicionante del grado de heterogeneidad observado en la Profesión Académica, existen otras dimensiones que son también relevantes (Enders, 2006), como: (a) la diferenciación jerárquica de los cargos; (b) la diferenciación entre aquellos que detentan un contrato que asegura estabilidad laboral (llamado *tenure* en el mundo anglosajón y “regular u ordinario” en el caso argentino) o los que ejercen la profesión con contratos por tiempo determinado (condición *interina* o de *contratado a término*); (c) la distinción en la condición de contratación, entre aquellos docentes rentados y aquellos adscriptos (no remunerados); (d) la distinción entre quienes sólo realizan docencia y los que, adicionalmente, realizan otras actividades dentro de las funciones de la Universidad (e.g. investigación), (e) la diferenciación entre quienes poseen alta dedicación horaria (dedicación exclusiva) y quienes poseen baja dedicación horaria (simple).

Método

Diseño

Esta investigación es de tipo cuantitativa, descriptiva-correlacional y de corte trasversal. Tiene por objeto relevar el nivel de satisfacción laboral de una muestra de académicos con desempeño en la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales (FCEyS) de la Universidad Nacional de Mar del Plata (UNMDP)¹, Argentina, identificando las facetas para las cuales se registran puntajes promedio menores e indagando en las principales fuentes de diferencias entre grupos. Como paso previo, se construyó un cuestionario *ad hoc* y se instrumentaron pruebas orientadas a probar su confiabilidad y validez.

Muestra

En forma previa al relevamiento definitivo, se administró una prueba piloto a 30 participantes seleccionados de manera aleatoria, con el propósito de estudiar la variabilidad en las respuestas y así determinar el tamaño mínimo muestral requerido. Aplicando la fórmula (1), para una varianza de 1.70, un error de estimación de 0.12, una población finita compuesta por 414 docentes y un nivel de confianza del 95%, la muestra probabilística definitiva se estimó en 60 participantes.

$$n = \frac{z^2 \times N \times \sigma^2}{(N - 1) \times e^2 \times \sigma^2 \times Z^2} \quad (1)$$

Donde: n = tamaño muestral, z = valor crítico correspondiente a un respectivo nivel de confianza, N = tamaño poblacional, σ = error estándar, e = error de estimación.

¹ La organización seleccionada para conducir el estudio es una Universidad Pública Argentina, que tiene una antigüedad y tamaño (medido en términos de cantidad de alumnos y docentes) promedio en el sistema universitario local, y la Facultad seleccionada es una de las que nuclea mayor cantidad de alumnos y docentes (quienes trabajan simultáneamente en tareas de docencia, investigación y extensión). Las bases de datos de la FCEyS de la UNMDP revelaron (a mediados de 2013) la existencia de 414 docentes, así como una cantidad de estudiantes activos de 3905.

La muestra total fue estratificada conforme a cinco criterios: (a) la jerarquía del cargo ocupado², (b) la dedicación³, (c) la condición, (d) el Departamento de desempeño, y (e) el sexo, procurándose que su composición reflejara características poblacionales. Para la determinación de las cuotas se empleó información censal disponible en el último Informe de Autoevaluación Institucional de la organización estudiada (2012).

La edad de los participantes oscila entre 24 y 68 años, con un promedio (error estándar entre paréntesis) de 46.77 (12.13). La antigüedad promedio en la organización es de 18.17 años. La muestra se compone en un 60.00% por mujeres y en un 40.00% por hombres. En cuanto a la jerarquía del cargo, el 11.67% son Profesores Titulares, el 35.00% Profesores Adjuntos (total Profesores = 46.67%), el 26.67% Jefes de Trabajos Prácticos, el 38.33% Ayudantes de Primera y el 5.00% becarios graduados (total Auxiliares = 53,33%). Por otro lado, el 71.67% de los docentes posee una dedicación simple, el 10.00% una dedicación parcial y el 21.67% una dedicación exclusiva. En lo que refiere a la condición de contratación, el 66.67% posee un cargo regular, el 41.67% un cargo interino, el 3.33% un cargo adscripto (no remunerado), y el 5.00% un cargo afectado. Finalmente, el 41.67% de los entrevistados se desempeña en el Departamento de Administración, el 30.00% en el Contable, el 21.67% en el de Economía, el 13.33% en el de Turismo, el 8.33% en el de Matemática, el 1.67% en el Jurídico, el 8.33% en el de Ciencias Sociales, y el 5.00% en otros Departamentos de escasa representación.

Instrumento

Se empleó un cuestionario diseñado específicamente para relevar la satisfacción laboral del cuerpo docente de una institución universitaria. Dos fueron los motivos por los que se optó por emplear un instrumento *ad hoc* en lugar de un cuestionario ya construido y validado: (a) todos ellos se encuentran redactados en inglés y no se identificaron versiones en español apropiadas para su administración directa a una muestra argentina; traducir alguno de aquellos al español habría implicado, necesariamente, iniciar un procedimiento de validación; (b) debido a que una propiedad deseable de un instrumento de relevamiento de este tipo es su potencialidad de empleo en muestras con desempeño en variadas condiciones laborales, los mismos eran demasiado genéricos para capturar las particularidades del trabajo docente universitario.

La versión definitiva del instrumento diseñado se compone por veinticuatro ítems más uno adicional de control, correspondiendo éstos a la satisfacción del docente con respecto a: (P1) el nivel jerárquico del cargo que ocupa; (P2) el nivel jerárquico del cargo que otros ocupan; (P3) las oportunidades que le ofrece el trabajo actual de desarrollar las actividades que más prefiere; (P4) las oportunidades que le ofrece el trabajo de realizar las actividades en que destaca; (P5) la consideración de sus opiniones en las instancias de planificación; (P6) su participación en la implementación de lo planificado; (P7) su participación en instancias de participación políticas (sea con participación directa o indirecta, en órganos de conducción); (P8) el grado de acuerdo con objetivos y

² De acuerdo a la Sección II, Título I, Capítulos I a VIII, artículos 27 a 49 del Estatuto de la UNMDP la jerarquía de cargos docentes responde al siguiente orden. Son denominados Profesores: 1. Profesor Titular, 2. Profesor Asociado, 3. Profesor Adjunto; son denominados Auxiliares: 4. Jefe de Trabajos Prácticos, 5. Ayudante de Primera, 6. Ayudante de Segunda (estudiante).

³ De acuerdo a la Sección II, Título I, Capítulo X, artículo 57 del Estatuto de la UNMDP, los docentes podrán desempeñarse con tres dedicaciones: simple (10hs), parcial (20hs), exclusiva (40hs). La dedicación exclusiva consiste en la dedicación total en el desempeño de actividades académicas.

cronograma que guían su desempeño; (P9) las normas vigentes con vinculación directa al desarrollo de su trabajo; (P10) la calidad, frecuencia y vías a través de las cuales recibe información relevante para el desarrollo adecuado de su trabajo; (P11) los mecanismos vigentes de control del desempeño de sus funciones; (P12) las condiciones físicas en las que desarrolla su labor; (P13) el acceso a recursos pedagógicos; (P14) la manera en que se desarrolla el proceso de adjudicación de cargos; (P15) sus perspectivas de movilidad ascendente hacia cargos de mayor jerarquía; (P16) la remuneración y prestaciones sociales que recibe como consecuencia de su labor, en función a las tareas que realiza y de su formación; (P17) los alicientes recibidos por parte de la Institución que lo hacen sentir apreciado; (P18) la capacitación que ha recibido en el pasado; (P19) la capacitación que recibe actualmente; (P20) el desempeño intrínseco del rol de docente (tareas que realiza independientemente de su percepción respecto a la Cátedra o proyecto particular en el que participa); (P21) el grado en que trabajar en la institución le resulta compatible con el ejercicio de la actividad profesional, sea en forma independiente o en otras organizaciones; (P22) el grado en que, a pesar de trabajar en la organización, dispone de tiempo libre para actividades de esparcimiento; (P23) el respeto existente por la diversidad ideológica, racial, sexual, etc. en la organización; (P24) el grado en que comparte tiempo libre con sus compañeros de trabajo fuera de la Institución.

Los ítems P1 a P24 pretenden relevar la dimensión cognitiva de la satisfacción laboral, en tanto el ítem P25 pretende indagar en su componente afectivo (*overall job satisfaction*). Para cada reactivo, se ofreció al entrevistado una escala oscilante entre 1 (nivel mínimo de satisfacción asignable al reactivo) y 7 (nivel máximo de satisfacción asignable al reactivo). A los fines prácticos, la satisfacción laboral cognitiva resultó del promedio simple del puntaje asignado por el entrevistado a cada atributo del trabajo.

Propiedades psicométricas

1. *Fiabilidad*

La fiabilidad de la escala de satisfacción laboral cognitiva se estudió mediante un análisis de consistencia interna, el cual hace referencia al grado de correlación existente entre los ítems que la componen. Para ello se calculó el coeficiente Alfa de Cronbach, indicador que permite cuantificar el nivel de fiabilidad de una escala de medida para una magnitud inobservable construida a partir de “n” variables observadas.

Por otro lado, y siguiendo las recomendaciones de Wanous y Reichers (1996) y Wanous y Hudy (2001), la fiabilidad de la escala de satisfacción laboral afectiva o global fue estudiada mediante el empleo de la fórmula de corrección por atenuación (2), la cual se presenta a continuación.

$$r_{xy}^* = \frac{r_{xy}}{\sqrt{r_{xx} \times r_{yy}}} \quad (2)$$

Donde: r_{xy}^* = la correlación de constructo subyacente entre las variables x e y, r_{xy} = la correlación observada entre las variables x e y, r_{xx} = la fiabilidad de la variable x, r_{yy} = la fiabilidad de la variable y.

Los autores señalan que si bien esta fórmula es usualmente empleada en situaciones donde las variables x e y provienen de dominios diferentes (e.g. satisfacción

laboral y *performance*), también puede ser empleada en casos donde ambas variables provienen el mismo dominio conceptual (e.g. satisfacción laboral cognitiva y afectiva). En este último caso, se esperaría que la correlación entre las dos pruebas involucradas sea igual al producto de los términos en el denominador, con lo cual r_{xy}^* equivaldría a 1.00. Si esto fuera así, r_{xy} quedaría determinada únicamente por la fiabilidad observada entre ambas pruebas.

$$r_{xy} = \sqrt{r_{xx} \times r_{yy}} \quad (3)$$

Donde: x = la escala de satisfacción laboral cognitiva, y = la escala de satisfacción laboral afectiva o global, r_{xy} = la correlación observada entre las variables x e y , r_{xx} = la fiabilidad de la variable x (i.e. de la escala de satisfacción laboral cognitiva), r_{yy} = la fiabilidad de la variable y (i.e. de la escala de satisfacción laboral afectiva o global).

Mediante un simple despeje de variables, r_{yy} (variable de interés) queda expresado del siguiente modo:

$$r_{yy} = \frac{r_{xy}^2}{r_{xx}} \quad (4)$$

2. Validez

La validez de un cuestionario refiere al grado en que este último realmente mide lo que pretende medir (Hernández Sampieri *et al.*, 1998). Este concepto admite varias manifestaciones.

2.1. Validez de contenido

La llamada *validez de contenido* hace referencia al grado en que los ítems que constituyen la prueba (en este caso, el cuestionario) son una muestra representativa del dominio de contenido que se mide. Siendo la forma más generalmente aceptada de prueba para esta manifestación de validez el juicio de expertos, se construyó un cuestionario de evaluación y se puso a disposición de tres (3) jueces con grado de Doctor⁴, seleccionados sobre la base de su experticia y trayectoria académica y/o profesional. El cuestionario se encuentra compuesto por cinco partes: (a) la evaluación de la carta de presentación, (b) la evaluación de las instrucciones proporcionadas al respondiente, (c) su percepción general de la validez de contenido (en cuanto al orden lógico de presentación, la claridad, la adecuación de las opciones de respuesta, la cantidad de preguntas, la adecuación al respondiente y la eficacia para proporcionar datos requeridos), (d) sus consideraciones en cuanto a la claridad y pertinencia de cada ítem específico de medición, (e) su opinión en cuanto a la capacidad del cuestionario de relevar adecuadamente la satisfacción laboral en una institución universitaria.

2.2. Validez de constructo

Para el testeo de la *validez de constructo* se procedió a estudiar la estructura interna del cuestionario realizando un análisis factorial, a través del método de los componentes principales, empleándose una rotación de tipo ortogonal (*varimax*).

⁴ Los jueces que participaron en la instancia de validación de contenido del instrumento son: (a) la Dra. Mariana Lázaro-Salazar (Universidad de Wellington, Nueva Zelanda), (b) la Dra. Mariel Fornoni (UNMDP, UNICEN y Universidad Torcuato Di Tella; Socio Director de la Consultora Management & Fit), (c) la Dra. Yamila Silva Peralta (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas – CONICET).

La rotación de factores es un procedimiento que busca, a partir de la solución inicial, lograr una matriz de cargas que facilite la interpretación. Se halla sustentada bajo el denominado “principio de estructura simple” (Thurstone, 1935) según el cual la matriz de cargas factoriales debe reunir las siguientes características: (a) cada factor debe tener unos pocos pesos altos y los otros próximos a cero; (b) cada variable no debe estar saturada más que en un factor; (c) no deben existir factores con la misma distribución, es decir, dos factores distintos deben presentar distribuciones diferentes de cargas altas y bajas. De esta forma, y dado que hay más variables que factores comunes, cada factor tendrá una correlación alta con un grupo de variables y baja con el resto de variables.

El método *varimax* se sustenta en el supuesto de que si se logra aumentar la varianza de las cargas factoriales al cuadrado de cada factor, consiguiendo que algunas de sus cargas factoriales tiendan a acercarse a 1 mientras que otras se acercan a 0, se obtiene una pertenencia más clara e inteligible de cada variable a ese factor.

La aplicabilidad del modelo factorial se demostró parcialmente. Si bien la prueba KMO (Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin) adoptó un valor bajo (KMO = 0.43, siendo sugeridos valores superiores a 0.50), la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa al 1% ($\chi^2 = 482,904$; $gl = 276$; $p\text{-value} = 0.000$), lo cual sugiere condiciones adecuadas para la aplicación del modelo factorial.

Procedimiento

Como paso previo al relevamiento definitivo, se administró una versión piloto del mismo a una muestra aleatoria compuesta por 30 académicos con desempeño en la FCEyS de la UNMdP durante el segundo semestre de 2013. La decisión de administrar una versión piloto se sustentó en cinco intenciones: (a) identificar errores en la redacción que dificulten la comprensión, (b) detectar variables relevantes omitidas que pudieran ser incorporadas en la versión definitiva, (c) lograr un orden lógico y adecuado de los ítems de indagación, (d) identificar variables no relevantes en el modelo, y (e) calcular el grado de variabilidad en las respuestas como un insumo para la determinación del tamaño mínimo muestral requerido. En la versión piloto se previó un espacio destinado a que los participantes indiquen sugerencias o efectúen observaciones a ser incorporadas en la versión final.

Tanto la versión piloto como la definitiva del cuestionario se administraron de manera presencial. A cada participante se le entregó un sobre cerrado con una copia impresa del cuestionario, con la instrucción de remitirlo (cerrado y sin dato identificatorio alguno) al despacho del investigador una vez finalizado. Cada sobre incluyó una carta de presentación en la que se indicaron los objetivos del estudio y datos de contacto ante cualquier eventualidad. A su vez, se le recordó a cada sujeto que el relevamiento era anónimo y que los datos obtenidos sólo serían presentados en informes de manera agregada.

Análisis de datos

Los datos obtenidos fueron procesados mediante el empleo del *software* para procesamiento de paquetes de datos estadísticos Stata® (versión 13), en conjunto con IBM SPSS Statistics® (versión 19). Finalizada la carga manual de las respuestas en

la matriz de datos, se procedió a efectuar un procesamiento descriptivo de los datos disponibles para cada ítem de indagación (media aritmética, error estándar e intervalos de confianza), procurándose la identificación de aquellos atributos en los que se registraron menores niveles de satisfacción laboral. Adicionalmente, se calcularon la satisfacción laboral cognitiva y afectiva promedio para la totalidad de la muestra y se analizó la correlación observada entre las variables confeccionándose una matriz de correlaciones inter-elementos. Posteriormente, se realizó el cálculo del coeficiente Alfa de Cronbach y se estudió la estructura interna del cuestionario por medio de un análisis factorial (exploratorio y confirmatorio), con rotación ortogonal (*varimax*). Finalmente, se emplearon técnicas estadísticas sofisticadas para la construcción de un modelo econométrico que permita estudiar la influencia de la edad, el sexo, la jerarquía del cargo, la dedicación, la condición de contratación y el nivel educativo del docente en su nivel de satisfacción.

Tradicionalmente, en el campo de la Psicología Laboral y la Organización Industrial, se ha dado tratamiento a las escalas de medición de actitudes (e.g. satisfacción laboral, *engagement*, compromiso organizacional) como si aquellas fueran de naturaleza cuantitativa. Como consecuencia, se observa el empleo predominante de métodos de estimación originalmente desarrollados para casos donde la variable dependiente es cuantitativa y continua y que se encuentran sustentados en el cálculo de medidas de tendencia central (e.g. media aritmética) y de dispersión (e.g. error estándar). Tres son, al menos, las críticas que pueden efectuarse a este tipo de tratamientos: (a) sea que se le ofrezca al participante una escala compuesta por categorías cualitativas o por puntajes numéricos, la variable sigue manteniendo una naturaleza ordinal (no es posible asumir equidistancia entre los valores que la componen); (b) aun cuando la escala estuviera compuesta por puntajes numéricos, ésta suele presentar un tramo demasiado estrecho (cuatro, cinco, o siete valores) como para poder considerarla de naturaleza continua; (c) existe una demostrada tendencia a que los participantes indiquen niveles elevados de satisfacción (Clark *et al.*, 1996; Michalos, 2014), resultando esperable que la mayor proporción de las observaciones se concentre en torno a los valores más altos. Las tres consideraciones anteriores sugieren que el empleo de los tradicionales modelos de regresión con variable dependiente continua, calculados usualmente a través del método de mínimos cuadrados ordinarios, podría no ser lo más apropiado. Como alternativa, en este estudio, se emplearon técnicas de estimación *ordered probit*, las cuales permiten respetar la naturaleza ordinal de la escala de satisfacción.

1. Variables dependientes

Se realizaron dos análisis multivariados. En el primero de ellos se estableció como variable dependiente la satisfacción laboral afectiva o global (SLA). En el segundo, se empleó como variable dependiente la satisfacción laboral cognitiva promedio (SLC).

2. Variables independientes

Como predictores se incluyeron: (a) variables sociodemográficas: la edad, el sexo y el nivel de formación; (b) condiciones de la relación laboral: la jerarquía del cargo, la dedicación y la condición de contratación. A pesar de que, a su vez, se relevó información relativa a la antigüedad docente (antigüedad en la organización), finalmente se decidió omitir dicha variable de los modelos por poseer una correlación casi perfecta con la variable edad. Aún cuando sólo la existencia de colinealidad perfecta entre dos variables explicativas

conduce a un sesgamiento en las estimaciones, valores elevados de colinealidad son susceptibles de incrementar los errores estándar de los coeficientes obtenidos y, por consiguiente, reducir su nivel de precisión (Wooldridge, 2013).

La variable edad posee una naturaleza cuantitativa y, si bien no es continua, su amplio rango de valores hace que resulte relativamente adecuado su tratamiento en tal sentido. El género del docente fue incorporado en los modelos a través del empleo de una variable *dummy* denominada *femenino*, la cual asume un valor de 1 en caso de ser el docente de sexo femenino ó 0 en caso de ser de sexo masculino. El nivel educativo fue medido con una variable *dummy*, la cual asume un valor de 1 si el docente posee alta formación de postgrado (título de Maestría o Doctorado) ó 0 en caso de poseer una titulación menor. La variable jerarquía del cargo es susceptible de asumir los siguientes valores: Profesor Titular, Profesor Asociado, Profesor Adjunto, Jefe de Trabajos Prácticos, Ayudante de Primera y Becario. Empleándose la nomenclatura del Estatuto de la organización bajo análisis, las primeras tres categorías fueron agrupadas dentro de la denominación “Profesores”, y las dos últimas dentro de la denominación “Ayudantes”, permaneciendo sin cambios la categoría de Jefe de Trabajos Prácticos. El paso siguiente consistió en construir un *set* de variables *dummy* llamada *jerarquía*, correspondiendo el grupo base o de referencia a los Ayudantes. En cuanto a la dedicación, se construyó una variable *dummy* denominada *exclusiva* y que asume el valor 1 si el participante posee una dedicación exclusiva ó 0 si no la posee. Finalmente, la variable condición de contratación también se midió a través de una variable *dummy*, que asume el valor 1 si el docente posee *tenure* (en este contexto, si posee un cargo de naturaleza regular) ó 0 si no lo posee.

Resultados

Propiedades psicométricas del cuestionario

1. *Fiabilidad*

En el cálculo del Coeficiente Alfa de Cronbach se obtuvo un α de 0.8930 (similar al obtenido para el cuestionario piloto: 0.8962). Siendo aceptables valores superiores a 0.70 (Nunnally, 1978), se concluye que el instrumento elaborado para dar cuenta de la SLC de los académicos goza de un elevado nivel de confiabilidad, derivado del alto grado de correlación entre las variables que lo componen.

La fiabilidad de la escala de SLA, estudiada a través de la fórmula de corrección por atenuación, se estimó en 0.60 (superior a la obtenida en otros estudios, c.f. Wanous *et al.*, 1997). Desea resaltarse que el valor anterior se obtuvo luego de asumir una correlación de constructo subyacente entre ambas escalas de 1.00, lo cual representa una decisión metodológica excesivamente conservadora. De relajar tal condición a 0.95, la confiabilidad mínima estimada se incrementa a 0.72, y de hacerlo a 0.90 se incrementa a 0.81.

2. *Validez de contenido*

Los tres evaluadores consignaron opiniones favorables, en lo referido a la claridad, extensión y adecuación al respondiente de la carta de presentación incorporada al cuestionario. Tampoco se efectuaron sugerencias de modificación.

En cuanto a las instrucciones ofrecidas para el proceso de respuesta, uno de los evaluadores consignó puntajes desfavorables (“regular”). Sin embargo, en las sugerencias de modificación, se consignaron cuestiones específicamente relacionadas con la escala de medición empleada (i.e. categorías de respuesta), las que debían ser evaluadas en otro apartado, no resultando pertinentes los comentarios para el ítem de evaluación en cuestión.

La evaluación de los ítems de relevamiento se realizó de dos maneras, una global y otra específica por atributo. Los tres jueces manifestaron una opinión global favorable, para la totalidad de los indicadores propuestos, siendo éstos: orden lógico de presentación, claridad, adecuación de las opciones de respuesta, cantidad de preguntas, adecuación al respondiente, y eficacia para proporcionar datos requeridos. Entre las sugerencias realizadas, surgió la necesidad de una mayor homogeneidad en la redacción de los enunciados de los ítems, así como la posibilidad de abrir la categoría de respuesta “no sabe/no contesta” en dos, de manera tal que el docente pueda indicar su no intención de responder o bien, su desconocimiento.

La evaluación de los ítems particulares de indagación se efectuó conforme a dos criterios: (a) claridad, sólo en siete de los ítems propuestos (P3, P5, P6, P7, P8, P9, P12) se consignó alguna opinión desfavorable, las cuales estuvieron ligadas a la redacción; (b) pertinencia en la medición del constructo, sólo en cinco ítems se consignó alguna respuesta desfavorable (P5, P6, P7, P8, P12), también efectuándose consideraciones asociadas a la redacción aunque ninguna vinculada a la pertinencia del ítem.

Finalmente, la totalidad de los expertos evaluadores se pronunciaron favorablemente respecto de la validez de contenido del cuestionario, incluso, efectuando comentarios adicionales: “es muy completo; sus datos darían un panorama muy completo de la situación de satisfacción laboral”, “lo veo interesante y con muchas posibilidades de replicar”.

3. Validez de constructo

La aplicación del análisis de componentes principales sugirió la extracción de ocho (8) factores que, en conjunto, permiten dar cuenta del 78,59% de la varianza explicada. Según surge de aquel: el primer factor permite explicar el 14,04% de la varianza, el segundo un 12,54%, el tercero un 10,85%, el cuarto un 9,58%, el quinto un 9,09%, el sexto un 8,99%, el séptimo un 8,54% y el octavo de los factores extraídos un 4,96%.

Teniendo en cuenta las características que desde el punto de vista teórico mantienen las variables sujetas a análisis y con el fundamento de que un factor debería contener, al menos, más de una variable para que tenga sentido su identificación por separado, se realizó un análisis factorial confirmatorio (a 6 factores) empleándose el método de los componentes principales con una rotación ortogonal *varimax*. Este modelo de seis dimensiones permite explicar el 69,68% de la varianza. Los resultados del análisis factorial se presentan en la Tabla 1, donde sólo se observan saturaciones con un *eigen-value* superior a 0.3.

Tabla 1. Matriz de cargas factoriales.

| Ítem/Factor | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|-------------|------|------|------|------|------|------|
| P1 | 0.77 | | | | | |
| P2 | 0.70 | | | | 0.31 | |
| P3 | | | | 0.86 | | |
| P4 | | | | 0.81 | | |
| P5 | 0.59 | | | | 0.49 | 0.35 |
| P6 | 0.55 | | | | 0.35 | |
| P7 | 0.54 | | | | | |
| P8 | 0.70 | | | | | 0.32 |
| P9 | | 0.79 | | | | |
| P10 | | 0.71 | 0.31 | | | |
| P11 | | 0.83 | | | | |
| P12 | | | | | 0.77 | |
| P13 | | | | | 0.85 | |
| P14 | 0.35 | 0.70 | | | | |
| P15 | 0.71 | 0.39 | | | | |
| P16 | 0.45 | | 0.73 | | | |
| P17 | 0.44 | 0.44 | 0.59 | | | |
| P18 | | | 0.81 | | | |
| P19 | | | 0.87 | | | |
| P20 | | | | 0.62 | | |
| P21 | | | | | | 0.80 |
| P22 | | | | | | 0.89 |
| P23 | | | | 0.46 | | 0.35 |
| P24 | | 0.57 | | | 0.46 | 0.37 |

Fuente: elaboración propia.

El Factor I, permite dar cuenta del 15.75% de la varianza explicada e incluye los ítems P1, P2, P5, P6, P7, P8 y P15 del cuestionario. Se ha determinado rotular dicho factor como *satisfacción con el cargo*. El Factor II permite dar cuenta del 13.67% de la varianza explicada y reúne los ítems P9, P10, P11 y P14. Se ha convenido rotular a este segundo factor con el nombre de *satisfacción con la dirección y liderazgo*. El Factor III reúne los ítems P16, P17, P18 y P19 del cuestionario y da cuenta del 11.06% de la varianza explicada. Se rotula a este factor con el nombre de *satisfacción con las prestaciones recibidas*. El Factor IV permite explicar el 10.25% de la varianza y es aglutinador de los ítems P3, P4, P20 y P23 del cuestionario. En virtud de la naturaleza de su contenido, se ha denominado al factor bajo el nombre de *satisfacción con la tarea y su ejercicio*. El Factor V permite dar cuenta del 9.73% de la varianza explicada y reúne los ítems P12, P13, y P24. Se denomina a este factor con el nombre de *satisfacción con el ambiente y las condiciones de trabajo*. Por último, el Factor VI agrupa los ítems P21 y P22 del cuestionario y permite explicar el 9.22% de la varianza. Se lo denomina *satisfacción con la compatibilidad del trabajo y otras actividades*.

Estadística descriptiva

El nivel de SLC promedio (error estándar entre paréntesis) es de 5.50 (0.67) sobre 7 puntos. Se observa, a su vez, que la SLA es ligeramente superior y su variabilidad menor (media = 5.88 sobre 7, error estándar = 0.87). De manera coincidente con lo puntualizado

por Clark *et al.* (1996) y Michalos (2014), la distribución de la SLA se encuentra desplazada notoriamente hacia la derecha, asumiendo el 95% de las frecuencias valores iguales o superiores a 5 puntos. Como es posible visualizar en la Tabla 2, los ítems P2, P7, P9, P11, P12, P13, P14, P15, P16, P17, P18, P19 y P24 registran puntajes inferiores a la SLC promedio. La gráfica 1 pretende resumir los resultados más significativos de la Tabla 2.

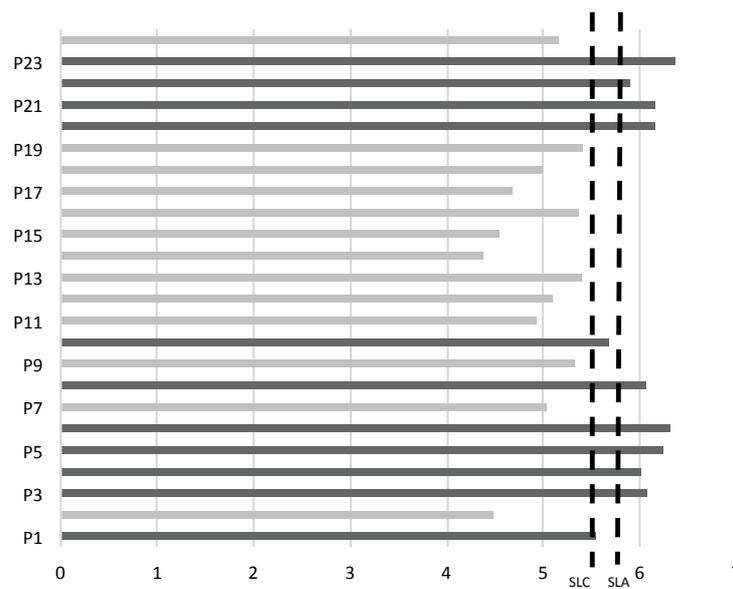
Como se aprecia en la Tabla 2, el nivel más bajo se registra en el ítem P14 (media = 4.38, error estándar = 1.79), referido a la manera en que se desarrolla el proceso de adjudicación de cargos; seguido por P2 (media = 4.49, error estándar = 1.54), referido a la satisfacción con el cargo que actualmente otros docentes tienen en función de su formación y competencias; y luego por P15 (media = 4.55, error estándar = 1.70), referido a las perspectivas del docente de su movilidad ascendente hacia cargos de mayor jerarquía. El puntaje más elevado alcanzado se da en los ítems P6 (participación en la implementación de lo planificado durante el periodo de cursada) y P23 (respeto por la diversidad ideológica, sexual, racial, etc.), con un promedio de 6.32 (1.02) y 6.37 (0.79) puntos respectivamente.

Tabla 2. Descriptivos por variable.

| Ítem | Media Aritmética | Varianza | Error estándar |
|------|------------------|----------|----------------|
| P1 | 5.55 | 2.93 | 1.71 |
| P2 | 4.49* | 2.37 | 1.54 |
| P3 | 6.08 | 1.06 | 1.03 |
| P4 | 6.02 | 0.95 | 0.97 |
| P5 | 6.25 | 1.05 | 1.03 |
| P6 | 6.32 | 1.03 | 1.02 |
| P7 | 5.04* | 1.81 | 1.35 |
| P8 | 6.07 | 1.26 | 1.12 |
| P9 | 5.33* | 1.21 | 1.10 |
| P10 | 5.68 | 1.04 | 1.02 |
| P11 | 4.93* | 2.67 | 1.64 |
| P12 | 5.10* | 1.95 | 1.40 |
| P13 | 5.40* | 1.84 | 1.36 |
| P14 | 4.38* | 3.20 | 1.79 |
| P15 | 4.55* | 2.91 | 1.70 |
| P16 | 5.37* | 2.47 | 1.57 |
| P17 | 4.68* | 3.18 | 1.78 |
| P18 | 5.00* | 2.41 | 1.55 |
| P19 | 5.41* | 2.03 | 1.42 |
| P20 | 6.16 | 0.59 | 0.77 |
| P21 | 6.16 | 1.14 | 1.07 |
| P22 | 5.90 | 1.23 | 1.11 |
| P23 | 6.37 | 0.63 | 0.79 |
| P24 | 5.16* | 1.58 | 1.26 |
| P25 | 5.88 | 0.75 | 0.87 |

* Registran puntajes promedio inferiores a la satisfacción laboral cognitiva promedio.

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 1. Comportamiento de la satisfacción laboral cognitiva (SLC) y afectiva promedio (SLA).

Fuente: Elaboración propia.

Análisis multivariado

En la Tabla 3 se presentan los resultados de las regresiones *ordered probit* en donde la SLA o global es la variable dependiente. Los modelos 1 a 3 pretenden analizar el efecto simultáneo que las variables sociodemográficas y las relativas a condiciones de trabajo tienen sobre la variable dependiente.

Tabla 3. Modelos estimados con *ordered probit*.

| Variable | Modelo 1: Variables sociodemográficas | Modelo 2: Condiciones de trabajo | Modelo 3: Análisis conjunto |
|---------------------------|---------------------------------------|----------------------------------|-----------------------------|
| Variable dependiente: SLA | | | |
| <i>edad</i> | -0.2134* (0.1162) | | -0.3124** (0.1347) |
| <i>edadsq</i> | 0.0025** (0.0012) | | 0.0033** (0.0014) |
| <i>femenino</i> | 0.1417 (0.3143) | | 0.2655 (0.3492) |
| <i>formacion_alta</i> | 0.1526 (0.3409) | | -0.1050 (0.3856) |
| <i>jerarquía</i> | | | |
| <i>JTP</i> | | 0.6240 (0.4620) | 0.1001* (0.5131) |
| <i>Profesores</i> | | 0.1298*** (0.4254) | 0.1487*** (0.5329) |
| <i>exclusiva</i> | | 0.0246 (0.3878) | 0.1330 (0.4667) |
| <i>tenure</i> | | -0.2820 (0.3577) | -0.0620 (0.4373) |
| N | 60 | 60 | 60 |
| r ² _p | 0.07 | 0.09 | 0.15 |

*** $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ * $p < 0.10$, errores estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

El modelo 1 contempla a la SLA como influenciada exclusivamente por un conjunto de variables sociodemográficas: la edad (*edad*, *edadsq*), el género (*femenino*) y el nivel educativo del docente (*formación_alta*). El modelo 2 supone que la SLA del docente se encuentra explicada por un *set* de variables que hacen a las condiciones contractuales de su trabajo, siendo éstas: su jerarquía (*JTP*, *Profesores*), su condición (*tenure*) y su dedicación (*exclusiva*). Finalmente, el modelo 3, combina simultáneamente ambos subconjuntos de variables explicativas como condicionantes de la SLA del docente.

Observando los valores del coeficiente de determinación (r^2_p), se aprecia que el modelo 1 permite explicar un 7% de la variabilidad promedio en el nivel de satisfacción del docente, el modelo 2 un 9% y, finalmente, el modelo 3 un 15%.

Tanto en los modelos 1 y 3, la variable relativa a la edad del docente fue incorporada acompañada de un término cuadrático. Como se observa, el efecto parcial principal asume signo negativo ($p < 0.05$) y el cuadrático positivo ($p < 0.05$), en todos los casos significativamente distinto de cero. Lo anterior sugiere que el efecto de la edad sobre la variable dependiente posee, en esta muestra, un comportamiento parabólico (*u-shape*), caracterizado por un descenso gradual en el nivel de satisfacción durante un lapso de tiempo y, luego, por un incremento sostenido en el mismo. Con base en los datos del modelo 3, se estima que el nivel mínimo de satisfacción (el *turning point*) se alcanza a los 47 años de edad.

La otra variable que resultó estadísticamente distinta de cero fue la jerarquía del cargo. Al observar el modelo 2 (que no contempla variables sociodemográficas), se destaca que los Profesores poseen un nivel de satisfacción significativamente distinto al de los Ayudantes ($p < 0.01$) aún luego de haber controlado por la dedicación y la condición de contratación. No pareciera haber diferencias estadísticamente significativas entre los Jefes de Trabajos Prácticos y los Ayudantes, *ceteris paribus* el resto de los controles indicados. Sí se verifican las diferencias anteriores al incorporar el segundo conjunto de variables de control. Como se aprecia en el modelo 3, el nivel de satisfacción laboral del docente se diferencia (*ceteris paribus* el resto de las variables de control) significativamente tanto para los Profesores como para los Jefes de Trabajos Prácticos, en relación al observado en los Ayudantes.

No resultaron significativamente distintos de cero los coeficientes del resto de los predictores incorporados, siendo éstos: el género, el nivel educativo, la dedicación y la condición.

A diferencia de lo que ocurriría si se hubiese empleado como método de estimación el de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), la utilización de la técnica *ordered probit* hace que la interpretación de los coeficientes correspondientes a los efectos parciales no resulte procedente. En su lugar, debemos examinar cómo cambia la probabilidad de que la variable dependiente asuma un determinado valor, al adoptar una variable explicativa un comportamiento determinado (*ceteris paribus* el resto). De este análisis se deriva que la probabilidad de que la satisfacción laboral del docente adopte el valor 6 es un 57.98% mayor ($z = 5.88$, $p\text{-value} = 0.0000$) si éste es Profesor en vez de Ayudante; y la probabilidad de que adopte el valor 7 es un 37.98% mayor ($z = 3.34$, $p\text{-value} = 0.0010$) si el sujeto es Profesor en vez de Ayudante.

Pruebas de robustez

Con el propósito de incrementar la robustez de los modelos elaborados, se procedió a su re-estimación empleando ahora el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), siendo éste el de utilización más generalizada en los campos de la Psicología Laboral y la Organización Industrial. Lo anterior requirió utilizar como variable dependiente a la SLC promedio (de naturaleza cuantitativa), en lugar de la SLA (de naturaleza ordinal). Los resultados de los tres modelos, empleando ahora este método de estimación, se presentan a continuación en la Tabla 4.

Tabla 4. Modelos estimados con OLS.

| Variable Variable dependiente: SLC | Modelo 1: Variables sociodemográficas | Modelo 2: Condiciones de trabajo | Modelo 3: Análisis conjunto |
|---------------------------------------|--|-------------------------------------|--------------------------------|
| <i>Edad</i> | -0.1128* (0.0640) | | -0.1310* (0.0717) |
| <i>Edadsq</i> | 0.0013* (0.0007) | | 0.0014* (0.0007) |
| <i>femenino</i> | 0.0508 (0.1771) | | 0.1557 (0.1927) |
| <i>formacion_alta</i> | 0.0467 (0.1939) | | 0.0535 (0.2112) |
| <i>jerarquia</i> | | | |
| <i>JTP</i> | | 0.2880 (0.2581) | 0.3985 (0.2799) |
| <i>Profesores</i> | | 0.5642* (0.2222) | 0.5365* (0.2750) |
| <i>exclusiva</i> | | -0.2139 (0.2186) | -0.2251 (0.2540) |
| <i>tenure</i> | | -0.1440 (0.2026) | -0.1229 (0.2404) |
| <i>_cons</i> | 7.5925*** (1.4069) | 5.3371*** (0.1636) | 7.9907*** (1.5632) |
| N | 60 | 60 | 60 |
| r ² | 0.12 | 0.11 | 0.19 |

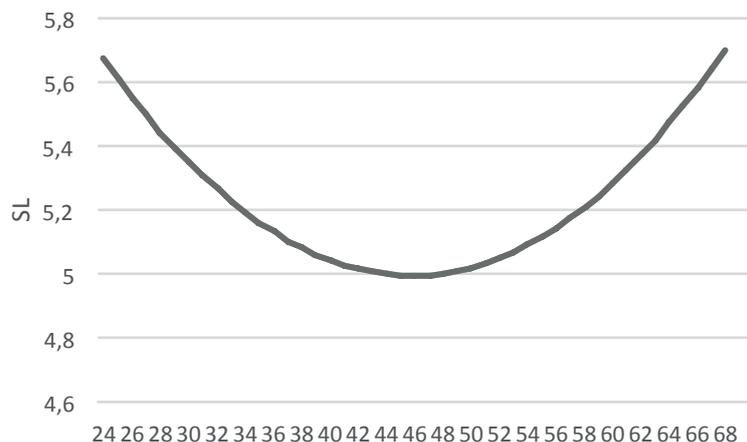
*** $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ * $p < 0.10$, errores estándar entre paréntesis

Fuente: Elaboración propia.

Como es posible observar, los resultados obtenidos a través del método de estimación OLS resultan sumamente similares a los obtenidos mediante el empleo de la técnica *ordered probit*. Esto significa que el modelo elaborado resulta robusto aún a transformaciones en la forma de medir la variable dependiente “satisfacción laboral”. Nuevamente se destaca que las únicas variables que parecieran incidir (significativamente) sobre la satisfacción laboral del docente son la edad y la jerarquía de su cargo (sólo para el caso de los Profesores en relación a los Ayudantes). También es posible visualizar que las variables consideradas se han mostrado robustas a la incorporación de sucesivos controles.

La edad del docente reitera su comportamiento parabólico (*u-shape*), representativo de una disminución gradual en la satisfacción laboral hasta alcanzar un punto mínimo, para luego retomar un patrón ascendente. De manera muy similar a lo estimado a través de la técnica *ordered probit*, se observa que la edad para la cual el nivel de satisfacción alcanza su punto mínimo es de 45.74 años (véase Gráfica 2)

Gráfica 2. La satisfacción laboral como función de la edad del docente.



Fuente: Elaboración propia.

Indagando en la jerarquía del cargo, se observa que los Profesores registran, en promedio, un puntaje 0.53 (en una escala de 1 a 7) mayor al de los Ayudantes (*p-value* = 0.0140 en el modelo 2 y 0.0566 en el modelo 3, error estándar = 0.22 en el modelo 2 y 0.28 en el modelo 3), *ceteris paribus* el resto de los factores que afectan a la satisfacción laboral. No se encontró evidencia de diferencias estadísticamente significativas en el puntaje registrado por los Jefes de Trabajos Prácticos, en relación con los Ayudantes.

Discusión

Las particularidades de la Universidad Pública argentina y del trabajo académico exigieron la necesidad de construir un cuestionario *ad hoc* a fin de poder relevar adecuadamente el nivel de satisfacción (global y por atributos) de los docentes de la institución universitaria estudiada. La obtención de resultados satisfactorios en el estudio de sus propiedades psicométricas hicieron apropiada su utilización. Tanto la escala representativa de la SLC como la de SLA se encuentran dotadas de elevados niveles de confiabilidad ($\alpha = 0.8962$ para la SLC, y coeficiente de la fórmula de corrección por atenuación = 0.60 para la SLA). En lo que respecta a la confiabilidad de la escala global de SLA, desea reiterarse que la misma resulta superior a la verificada en otros estudios (c.f. Wanous *et al.*, 1997). A su vez, se destaca que su cálculo se obtuvo asumiendo una correlación de constructo subyacente entre las escalas de 1.00, lo cual representa una decisión metodológica excesivamente conservadora. De relajar tal condición a 0.95, la confiabilidad mínima estimada se incrementa a 0.72, y de hacerlo a 0.90 se incrementa a 0.81.

Resultados satisfactorios se obtuvieron también en las pruebas de validación de contenido y de constructo. La aplicación del análisis factorial confirmatorio permitió la

extracción de 6 dimensiones que, en conjunto, resultan explicativas de alrededor del 70% de la variabilidad observada en la satisfacción laboral.

A través del empleo de técnicas estadísticas sofisticadas, se construyó un modelo que permite explicar la satisfacción laboral en términos de dos *sets* de variables: (a) variables sociodemográficas: la edad, el sexo y el nivel de formación; y (b) condiciones de la relación laboral: la jerarquía del cargo, la dedicación y la condición de contratación.

En relación al primer *set* de variables, las sociodemográficas, sólo la edad verificó ser significativamente distinta de cero, luego de controlar simultáneamente por el resto de las variables explicativas. Lo anterior resulta consistente con otros estudios, donde se sugiere que el efecto de la edad sobre la satisfacción laboral pareciera ser más fuerte que el producido por otras variables de naturaleza demográfica (Weaver, 1980; Clark, 1993). En relación a la edad, se observó que la satisfacción laboral de los docentes pareciera disminuir gradualmente hasta alcanzar su punto mínimo alrededor de los 46 años para, luego de este punto, retomar una tendencia ascendente. Estos resultados brindan apoyo a los de Clark *et al.* (1996), si bien en su muestra el nivel mínimo pareciera alcanzarse alrededor de los 36-40 años (dependiendo de la cantidad de controles considerados).

Existen varios motivos por los cuales cabría esperar un efecto cuadrático en el comportamiento de la incidencia de la variable edad. Un enfoque es el que sostiene que el cambio en el nivel de satisfacción a través del tiempo se encuentra asociado a un cambio en las expectativas de los sujetos. Como sugiere Clark *et al.* (1996), los individuos parecieran poseer expectativas superiores con respecto a su trabajo en las etapas más tempranas de empleo. Conforme se desarrolla la relación laboral, resulta probable que varias expectativas sean percibidas como incumplidas y que ciertos atributos negativos del trabajo se vuelvan más salientes, cuestión que se traduciría en un descenso de la satisfacción laboral hasta alcanzar un punto mínimo. Se encuentra demostrado también, que las expectativas del empleado tienden a ir ajustándose a medida que se desenvuelve la relación de empleo a través del tiempo. Situándonos ahora en el tramo con pendiente positiva de la curva, podrían ocurrir dos posibilidades que permitirían explicar el *turning point* en la satisfacción laboral. La primera, que el sujeto simplemente haya satisfecho sus expectativas de desarrollo más salientes (e.g. avance significativo en la carrera académica), lo que se traduciría en un incremento de la satisfacción laboral. La segunda, que el empleado sencillamente entre en un estado de resignación y acomode sus expectativas a las posibilidades reales que ofrece el trabajo. Si separamos la muestra de este estudio en dos grupos, constituidos cada uno de ellos por docentes con menos de 46 años y más de 46 años, y elaboramos una tabla de contingencia que vincule dichos grupos a la jerarquía del cargo, se observa una asociación muy fuerte entre la edad y el cargo (Prueba Chi²: Chi² = 13.88, *p-value* = 0.000; Prueba exacta de Fisher: *p-value* = 0.0000). Esto significa que el grupo compuesto por docentes menores de 46 años se encuentra más fuertemente asociado a cargos de Auxiliar, mientras que los mayores de 46 años a cargos de Profesor. Lo anterior brinda soporte empírico a nuestra hipótesis de que el *turning point* en la curva de satisfacción laboral, podría deberse a un avance significativo en la carrera académica.

Pasaremos ahora a discutir los resultados asociados al segundo *set* de variables: las condiciones del trabajo. La existencia de profundas diferencias en las condiciones de empleo, al interior de cada Universidad, contribuye a que los docentes exhiban

experiencias sumamente distintas con relación al mismo, coadyuvando a la emergencia de diferencias de percepción entre subgrupos sociales (Pujol Cols y Arraigada, 2015). En este artículo, se puntualizó que los Profesores parecieran registrar niveles superiores de satisfacción en relación a los Ayudantes. El ascender de Auxiliar a Profesor trae consigo diversos cambios, los cuales podrían contribuir a explicar las diferencias identificadas: (a) le implica al docente un incremento en su remuneración de casi el 100%; (b) le confiere un rol de dirección dentro del curso, lo que le permite, a su vez, incrementar su influencia y participación en la toma de decisiones; (c) le otorga un *status* superior dentro del sistema al poder dictar clases teóricas, conformar tribunales de evaluación, y participar en el arbitraje de artículos y tesis académicas (Pujol Cols & Arraigada, 2015). Interpretaciones similares son compartidas por García de Fanelli y Mognuillansky (2014:15) cuando señalan que la imposibilidad de ascender hacia cargos de mayor jerarquía suele traducirse en insatisfacción laboral, como resultado de una percepción de incongruencia entre el *status* que atañe el cargo actual y el nivel de formación poseído.

De manera contraria a lo esperado, no se encontró evidencia de diferencias estadísticamente significativas en la satisfacción laboral de acuerdo con la dedicación y condición de contratación del docente. El poseer una dedicación de tipo exclusiva le exige al docente el ejercicio de labores académicas diferentes a las contempladas para la dedicación simple. Entre ellas se destaca la participación en actividades de investigación (75% de la dedicación horaria) y en docencia de postgrado. A su vez, le presenta la incompatibilidad de ser empleado en relación de dependencia en otras organizaciones, sean éstas educativas o no. Esto significa que el ejercicio de su profesión se encuentra exclusivamente ligado al ejercicio de labores académicas dentro de la Universidad. Sin embargo, como se mencionó previamente, la satisfacción laboral representa una actitud general hacia al trabajo, resultando posible que, aun cuando los docentes exclusivos pudieran percibir como potenciados (en relación a los docentes simples) ciertos atributos negativos, los mismos no resulten tan relevantes en la conformación de su actitud.

En relación a la condición de contratación, habría resultado esperable que los docentes con estabilidad laboral (*tenure*) tuvieran una satisfacción superior a la de aquellos que no la poseen. El poseer *tenure* podría implicarle al docente una sensación de reconocimiento y, a la vez, de seguridad a no perder su empleo. Analizando el Convenio Colectivo de Trabajo de la organización bajo estudio, se visualiza la obligatoriedad de otorgar *tenure* a aquellos cargos que hubieran estado como interinos durante 5 años. A su vez, podría ocurrir que fuese práctica usual del sistema que los cargos docentes interinos sean regularizados de manera periódica. Lo anterior podría explicar que no existan diferencias significativas en la actitud de los docentes hacia su trabajo en función de la condición, *ceteris paribus* el resto de las variables controladas.

En este trabajo, adicionalmente, fueron identificados los atributos para los cuales los docentes registran menores niveles de satisfacción (siendo éstos: la satisfacción con la manera en la que se desarrollan los mecanismos de acceso al cargo, con el cargo que otros docentes poseen en la Facultad, y con las perspectivas de movilidad ascendente), resultando deseable indagar con mayor nivel de profundidad en los factores que podrían desencadenar tales actitudes.

Para concluir este apartado, desean resaltarse ciertas limitaciones a este estudio. En primera instancia, el tamaño de la muestra (aún cuando estimado de manera

estadística) podría haber sido ligeramente pequeño para la implementación de ciertas técnicas (e.g. análisis factorial, *ordered probit*). En segundo lugar, esta investigación es de corte transversal, cuestión que impide postular relaciones de causa-efecto. Así, del mismo modo en que se sugiere que el cargo del docente podría incidir en su nivel de satisfacción, la interpretación inversa podría ser igualmente válida (e.g. sujetos con niveles mayores de satisfacción, podrían ser vistos como más motivados o poseer un rendimiento superior, cuestión que podría traducirse en una facilidad mayor para acceder a cargos de mayor jerarquía).

Conclusiones

Esta investigación condujo a la construcción de un cuestionario que permite relevar de manera válida y confiable el nivel de satisfacción (tanto global como por atributos) de los docentes de una institución universitaria. Adicionalmente, se indagó en la satisfacción laboral de una muestra representativa de docentes, identificándose las facetas en las cuales se registran mayores y menores puntajes promedio. Finalmente, se utilizaron técnicas estadísticas sofisticadas de análisis multivariante en la construcción de modelos que permiten explicar de manera robusta la incidencia de un set de variables sociodemográficas y relativas a las condiciones de trabajo en la satisfacción laboral. De aquellas, surgió que la edad del docente y la jerarquía del cargo ocupado parecieran ser los predictores con mayor poder explicativo.

Se reitera la necesidad de instrumentar en las Universidades mediciones sistemáticas y anónimas de satisfacción laboral que provean a la Conducción de información útil para la toma de decisiones que involucran el desarrollo de sus participantes. Lo anterior resulta esencial en cualquier organización donde sus empleados constituyen su principal activo estratégico, como es el caso de la Universidad.

Referencias bibliográficas

- Abdel-Halim, A. A. (1983). Effects of task and personality characteristics on subordinate responses to participative decision making. *Academy of Management Journal*, 26(3), 477-484. <https://doi.org/10.2307/256258>
- Brayfield, A. H. y Rothe, H. F. (1951). An index of job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 35(5), 307-311. <https://doi.org/10.1037/h0055617>
- Brief, A. P. (1998). *Attitudes in and around organizations*. Utah: Sage Publications.
- Bono, J. E. y Judge, T. A. (2003). Core self-evaluations: A review of the trait and its role in job satisfaction and job performance. *European Journal of Personality*, 17(1), S5-S18. <https://doi.org/10.1002/per.481>
- Brief, A. P., Butcher, A. H. y Roberson, L. (1995). Cookies, disposition, and job attitudes: The effects of positive mood-inducing events and negative affectivity on job satisfaction in a field experiment. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 62(1), 55-62. <https://doi.org/10.1006/obhd.1995.1030>
- Clark, B. R. (1983). *The higher education system: Academic organization in cross-national perspective*. Berkeley: University of California Press.

- Clark, A. E. (1993). *Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work?* Discussion Paper No. 415. Colchester: Department of Economics, University of Essex.
- Clark, A., Oswald, A. y Warr, P. (1996). Is job satisfaction U-shaped in age? *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69(1), 57-81. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.1996.tb00600.x>
- Dawis, R. V. y Lofquist, L. H. (1984). *A psychological theory of work adjustment: An individual-differences model and its applications*. Minnesota: University of Minnesota Press.
- Fisher, C. D. (2000). Mood and emotions while working: Missing pieces of job satisfaction? *Journal of Organization Behavior*, 21(1), 185-202. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1379\(200003\)21:2%3C185::AID-JOB34%3E3.0.CO;2-M](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1379(200003)21:2%3C185::AID-JOB34%3E3.0.CO;2-M)
- García de Fanelli, A. y Moguillansky, M. (2014). La docencia universitaria en Argentina: Obstáculos en la carrera académica. *Education Policy Analysis Archives*, 22(1), 1-18.
- Hoppock, R. (1935). *Job satisfaction*. New York: Harper.
- Hackman, J. R. y Oldham, G. R. (1976). Motivation through the design of work: Test of a theory. *Organizational Behavior and Human Performance*, 16(2), 250-279. [https://doi.org/10.1016/0030-5073\(76\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0030-5073(76)90016-7)
- Hackman, J. R., Oldham, G., Janson, R. y Purdy, K. (1975). A new strategy for job enrichment. *California Management Review*, 17(4), 57-71. <https://doi.org/10.2307/41164610>
- Hackman, J. R. y Oldham, G. R. (1975). Development of the job diagnostic survey. *Journal of Applied Psychology*, 60(2), 159-170. <https://doi.org/10.1037/h0076546>
- Hernández Sampieri, R., Collado, C. F., Lucio, P. B. y Pérez, M. D. L. (1998). *Metodología de la investigación*. México: McGraw-Hill.
- Herzberg, F., Mausner, B. y Snyderman, B. (1959). *The motivation to work*. New York: Wiley.
- House, R. J. y Mitchell, T. R. (1974). Path-goal theory of leadership. *Journal of Contemporary Leadership*, 3(4), 81-98.
- Judge, T. A., Locke, E. A. y Durham, C. C. (1997). The dispositional causes of job satisfaction: A core evaluations approach. *Research in Organizational Behavior*, 19(1), 151-188.
- Judge, T. A., Locke, E. A., Durham, C. C. y Kluger, A. N. (1998). Dispositional effects on job and life satisfaction: the role of core evaluations. *Journal of Applied Psychology*, 83(1), 17-34. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.83.1.17>
- Judge, T. A., Erez, A. y Bono, J. E. (1998). The power of being positive: The relation between positive self-concept and job performance. *Human Performance*, 11(2-3), 167-187. <https://doi.org/10.1080/08959285.1998.9668030>
- Judge, T. A., Bono, J. E. y Locke, E. A. (2000). Personality and job satisfaction: the mediating role of job characteristics. *Journal of Applied Psychology*, 85(2), 237-249. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.85.2.237>

- Judge, T. A. y Bono, J. E. (2001). Relationship of core self-evaluations traits—self-esteem, generalized self-efficacy, locus of control, and emotional stability—with job satisfaction and job performance: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 86(1), 80-92. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.1.80>
- Judge, T. A. y Larsen, R. J. (2001). Dispositional affect and job satisfaction: A review and theoretical extension. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 86(1), 67-98. <https://doi.org/10.1006/obhd.2001.2973>
- Judge, T. A., Heller, D. y Mount, M. K. (2002). Five-factor model of personality and job satisfaction: a meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 87(3), 530-541. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.3.530>
- Lawler, E. E. (1973). *Motivation in work organizations*. California: Brooks/Cole Publishing Company.
- Locke, E. A. (1976). *The nature and causes of job satisfaction*. *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Chicago: Rand McNally College.
- Locke, E. A. y Schweiger, D. M. (1979). Participation in decision-making: One more look. *Research in Organizational Behavior*, 1(10), 265-339.
- Maslow, A. H. (1943). A theory of human motivation. *Psychological review*, 50(4), 370-396. <https://doi.org/10.1037/h0054346>
- Michalos, A. C. (Ed.). (2014). *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research*. New York: Springer Reference. <https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5>
- Miller, K. I. y Monge, P. R. (1986). Participation, satisfaction, and productivity: A meta-analytic review. *Academy of Management Journal*, 29(4), 727-753. <https://doi.org/10.2307/255942>
- Moorman, R. H. (1993). The influence of cognitive and affective based job satisfaction measures on the relationship between satisfaction and organizational citizenship behavior. *Human Relations*, 46(6), 759-776. <https://doi.org/10.1177/001872679304600604>
- Mowday, R. T., Porter, L. W. y Steers, R. (1982). *Organizational linkages: The psychology of commitment, absenteeism, and turnover*. San Diego: Academic Press
- Price, J. L. y Mueller, C. W. (1981). *Professional turnover: The case of nurses*. New York: Spectrum.
- Price, J. L. y Mueller, C. W. (1986). *Handbook of organizational measurement*. Marshfield: Pittman.
- Pujol Cols, L. J. y Arraigada, M. C. (2015). Exploración de la representación social de la profesión académica en una muestra de docentes de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales de la Universidad Nacional de Mar del Plata. *FACES*, 21(45), 87-109.
- Quinn, R. P. y Mangione, T. W. (1973). Evaluating weighted models of measuring job satisfaction: A Cinderella story. *Organizational Behavior and Human Performance*, 10(1), 1-23. [https://doi.org/10.1016/0030-5073\(73\)90002-0](https://doi.org/10.1016/0030-5073(73)90002-0)
- Quinn, R. P. y Shepard, L. J. (1974). *The 1972-73 Quality of Employment Survey*. Michigan: Survey Research Center.

- Robbins, S. y Judge, T. (2013). *Comportamiento Organizacional* (Decimoquinta edición). México: Pearson.
- Russell, S. S., Spitzmüller, C., Lin, L. F., Stanton, J. M., Smith, P. C. y Ironson, G. H. (2004). Shorter can also be better: The abridged job in general scale. *Educational and Psychological Measurement*, 64(5), 878-893. <https://doi.org/10.1177/0013164404264841>
- Science Research Associates. (1973). *SRA Attitude Survey*. Chicago: Science Research Associates.
- Schuler, R. S. (1976). Participation with supervisor and subordinate authoritarianism: A path-goal theory reconciliation. *Administrative Science Quarterly*, 21(2), 320-325. <https://doi.org/10.2307/2392048>
- Seashore, S. E. y Taber, T. D. (1975). Job satisfaction indicators and their correlates. *American Behavioral Scientist*, 18(3), 333-368. <https://doi.org/10.1177/000276427501800303>
- Schleicher, D. J., Watt, J. D. y Greguras, G. J. (2004). Reexamining the job satisfaction-performance relationship: the complexity of attitudes. *Journal of Applied Psychology*, 89(1), 165-177. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.89.1.165>
- Smith, P. C., Kendall, L. M. y Hulin, C. L. (1969). *The measurement of satisfaction in work and retirement*. Chicago: Rand McNally.
- Smith, P. C., Smith, O. W. y Rollo, J. (1974). Factor structure for blacks and whites of the Job Descriptive and its discrimination of job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 59(1), 99-100. <https://doi.org/10.1037/h0035828>
- Spector, P. E. (1986). Perceived control by employees: A meta-analysis of studies concerning autonomy and participation at work. *Human relations*, 39(11), 1005-1016. <https://doi.org/10.1177/001872678603901104>
- Spector, P. E. (1997). *Job satisfaction: Application, assessment, causes, and consequences*. Thousand Oaks: Sage publications.
- Stumpp, T., Muck, P. M., Hülshager, U. R., Judge, T. A. y Maier, G. W. (2010). Core self-evaluations in Germany: validation of a German measure and its relationships with career success. *Journal of Applied Psychology*, 59(4), 674-700. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2010.00422.x>
- Thomas, A., Buboltz, W. C. y Winkelspecht, C. S. (2004). Job characteristics and personality as predictors of job satisfaction. *International Journal of Organizational Analysis*, 12(2), 205-219. <https://doi.org/10.1108/eb028993>
- Thompson, E. R. y Phua, F. T. (2012). A brief index of affective job satisfaction. *Group & Organization Management*, 37(3), 275-307. <https://doi.org/10.1177/1059601111434201>
- Tosi, H. (1970). A reexamination of personality as a determinant of the effects of participation. *Personnel Psychology*, 23(1), 91-99. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1970.tb01638.x>

- Triadó Ivern, X. M., Aparicio Chueca, P., Freixa Niella, M. y Torrado Fonseca, M. (2015). Satisfacción y motivación del profesorado en el primer curso en grados de ciencias sociales. *REDU. Revista de Docencia Universitaria*, 13(1), 203-229. <http://dx.doi.org/10.4995/redu.2015.6454>
- Vega, R. I. (2010). *Análisis del Sistema de Información Universitario: diseño de herramientas de gestión para la toma de decisiones en las instituciones de Educación Superior* (Inédito).
- Vroom, V. H. (1959). Some personality determinants of the effects of participation. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 59(3), 322-327. <https://doi.org/10.1037/h0049057>
- Vroom, V. H. y Mann, F. C. (1960). Leader Authoritarianism and Employee Attitudes. *Personnel Psychology*, 13(2), 125-140. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1960.tb02460.x>
- Wanous, J. P. y Reichers, A. E. (1996). Estimating the reliability of a single-item measure. *Psychological Reports*, 78(2), 631-634. <https://doi.org/10.2466/pr0.1996.78.2.631>
- Wanous, J. P. y Hudy, M. J. (2001). Single-item reliability: A replication and extension. *Organizational Research Methods*, 4(4), 361-375. <https://doi.org/10.1177/109442810144003>
- Watson, D. y Clark, L. A. (1984). Negative affectivity: the disposition to experience aversive emotional states. *Psychological Bulletin*, 96(3), 465-490. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.96.3.465>
- Watson, D. y Slack, A. K. (1993). General factors of affective temperament and their relation to job satisfaction over time. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 54(2), 181-202. <https://doi.org/10.1006/obhd.1993.1009>
- Weaver, C. N. (1980). Job satisfaction in the United States in the 1970s. *Journal of Applied Psychology*, 65(3), 364-367. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.65.3.364>
- Werther, W. y Davis, K. (1984). *Administración de Personal y Recursos Humanos* (quinta edición). México: Mc Graw Hill.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory Econometrics*. South-Western: Cengage Learning.
- Wrzesniewski, A., McCauley, C., Rozin, P. y Schwartz, B. (1997). Jobs, careers, and callings: People's relations to their work. *Journal of Research in Personality*, 31(1), 21-33. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1997.2162>

Artículo concluido el 28 de septiembre de 2015

Pujol Cols, L. J. (2016). Satisfacción Laboral en docentes universitarios: medición y estudio de variables influyentes. *REDU. Revista de Docencia Universitaria*, 14(2), 261-292.

<http://dx.doi.org/10.4995/redu.2016.5974>

Lucas Joan Pujol Cols

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) – Argentina

Área de Management y Psicología Organizacional

lucaspujolcols@gmail.com

Candidato a Doctor en Administración (en UNICEN – Argentina). Actualmente se encuentra finalizando la Maestría en Administración de Negocios (en UNMDP – Argentina) y la Especialización en Docencia Universitaria (en UNMDP – Argentina). Es becario Doctoral del CONICET y docente del Departamento de Administración, en la asignatura Administración de Recursos Humanos (UNMDP – Argentina). Es integrante de un grupo de investigación dedicado al estudio la Universidad como fenotipo organizacional y del sistema universitario en el cual se encuentra inserta. Sus principales aportes académicos se ubican dentro del campo del Comportamiento Organizacional y de la Psicología Laboral.