

ÁREA TEMÁTICA: ENSINO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE

Análisis de los Factores que Influyen en el Desempeño Académico de los Alumnos de Contabilidad Financiera a través de Modelos de Elección Binaria

Análise dos Fatores que Influenciam o Desempenho Acadêmico dos Alunos de Contabilidade por meio de Modelos Binários

Analysis of the Factors that Influence the Academic Performance of Financial Accounting Students using Binary Choice Models

Carmen Pilar Martí Ballester¹

Recebido em 11 de outubro de 2011 / Aprovado em 05 de novembro de 2012

Editor Responsável: Ivam Ricardo Peleias, Dr.

Processo de Avaliação: *Double Blind Review*

RESUMEN

Los países miembros de la Unión Europea, entre ellos España, presentan una alta tasa de abandono y/o fracaso escolar, lo que implica un aumento del coste unitario de un licenciado y, consecuentemente, del gasto público destinado a la educación universitaria. Ante esta situación, conocer los factores que determinan el desempeño académico de los alumnos en las asignaturas matriculadas permitiría a los administradores mejorar la calidad docente y disminuir el coste en educación. Por ello, el propósito de esta investigación es examinar el efecto que ejercen los factores demográficos, institucionales, económicos y académicos sobre el desempeño académico de los alumnos. El estudio de estos factores se realiza a través del modelo de productividad educativa de Walberg (1981) fundamentado en la teoría del aprendizaje

cognitivo. Para alcanzar este objetivo, se dispone de una base de datos que integra información relativa a 698 alumnos matriculados durante el curso 2009/2010 en la asignatura de contabilidad financiera en la UAB. Sobre dichos datos se aplican modelos de elección binaria. Los resultados muestran que la nota de acceso a la universidad, la titulación que está cursando el alumno, el género, los estudios previos cursados, la permanencia del profesor en la universidad y la franja horaria a la que acude el estudiante al aula, influyen en el desempeño académico del alumno. Dichos resultados son congruentes con la evidencia empírica previa. A partir de estos datos ha sido posible proponer diversas recomendaciones a administradores y profesores para mejorar la gestión en la asignatura de contabilidad financiera.

1. Doutora em Economia Financiera y Contabilidad pela Universitat Jaume I. Professora da Universitat Autònoma de Barcelona, Facultad de Economía y Empresa, Espanha. [carmenpilar.marti@gmail.com]
Endereço da autora: Universitat Autònoma de Barcelona, Departamento de Economía de la Empresa – Campus B-UAB, Bellaterra, Cataluña – España 08193.

Palabras clave: Desempeño académico. Contabilidad. Modelo logit. Modelo probit.

RESUMO

Os países-membros da União Europeia, entre eles a Espanha, apresentam uma elevada taxa de abandono e/ou fracasso escolar, o que implica um aumento do custo unitário de um graduado e, conseqüentemente, da despesa pública destinada à educação universitária. Diante dessa situação, conhecer os fatores que determinam o desempenho acadêmico dos alunos nas disciplinas matriculadas permitiria aos administradores melhorar a qualidade docente e diminuir o custo em educação. Por isso, o propósito desta pesquisa é examinar o efeito que exercem os fatores demográficos, institucionais, econômicos e acadêmicos sobre o desempenho acadêmico dos alunos. O estudo desses fatores é realizado por meio do modelo de produtividade educativa de Walberg (1981) fundamentado na teoria de aprendizagem cognitiva. Para alcançar esse objetivo, dispõe-se de um banco de dados que integra informações referentes a 698 alunos matriculados durante o ano letivo 2009/2010 na disciplina de contabilidade financeira na UAB. Nesses dados são aplicados modelos de escolha binária. Os resultados revelam que a nota de acesso à universidade, o curso que o aluno está cursando, o gênero, as disciplinas anteriormente frequentadas, a permanência do professor na universidade e a faixa horária em que o estudante vai para a aula influenciam seu desempenho acadêmico. Tais resultados são congruentes com a evidência empírica prévia. A partir desses dados, foi possível propor várias recomendações a administradores e professores para melhorar a gestão na disciplina de contabilidade financeira.

Palavras-chave: Desempeño académico. Contabilidade. Modelo logit. Modelo probit.

ABSTRACT

The member states of the European Union, including Spain, show a high level of school failure and/or drop-outs, meaning a higher unitary cost per university student and, therefore, a higher

public expenditure allocated to university education. Consequently, knowing the factors determining students' success rates in the academic disciplines they have applied for will allow administrators to improve teaching quality and to decrease education costs. Therefore, the object of this research is to examine the effect of demographic, institutional, economic and academic factors on students' academic performance. The study of these factors is conducted through the Walberg educational productivity model (1981), which is based on the cognitive learning theory. In order to reach this objective, there is a database containing integrated information on 698 students enrolled during the 2009/2010 academic year in the financial accounting faculty at UAB, on which binary selection models are applied. Results show that the university access grade, classes taken by students, gender, previous studies, time spent by professors at the university and the hours when students attend the university have an impact on students' academic performance. These results are in line with previously obtained empirical proof. Based on these results it was possible to suggest several recommendations to administrators and professors to improve management of the financial accounting academic discipline.

Key words: Academic performance. Accounting. Logit model. Probit model.

I INTRODUCCIÓN

El número de alumnos que ha finalizado en España una licenciatura de primer y segundo ciclo a lo largo de estos últimos seis años representan, en promedio, el 60,46 por ciento del total de alumnos de su promoción matriculados en primer curso de la correspondiente licenciatura. Por tanto, aproximadamente un 40 por ciento, en promedio, de los alumnos nuevos inscritos en el primer curso de una licenciatura, bien abandonaron sus estudios o bien repitieron curso durante el mencionado periodo. Esta situación podría repercutir en un incremento del coste unitario de un licenciado, lo que podría haber contribuido

al aumento del gasto público destinado a la educación universitaria experimentado en los últimos años, dado que el alumno únicamente paga entre el 10-20 por ciento del coste real de su educación, sufragando el Estado aproximadamente el 80-90 por ciento restante a través de la financiación pública de las universidades, según datos del Ministerio de Educación y del Instituto Nacional de Estadística.

Este incremento del coste unitario de un licenciado podría suponer un lastre para la financiación de la implantación de las mejoras educativas que exige el proceso de Bolonia, firmado por diferentes países de la Unión Europea, entre ellos España, ante una situación económica de restricciones presupuestarias. Por ello, con el propósito de mejorar la calidad de la enseñanza universitaria y reducir el gasto público que conlleva la financiación de este nivel educativo, autores como Smith y Naylor (2001) y Jones-White et al. (2010), Gratton-Lavoie y Stanley (2009), Kherfi (2008), Johnson, Patrick y Swapan (2002), Fox y Bartholomae (1999), Heales (2005) y Silva et al. (2012) han tratado de analizar los factores que determinan el desempeño académico de los alumnos en la universidad desde diferentes áreas de conocimiento. Para ello emplean el modelo de productividad educativa de Walberg (1981), fundamentado en la teoría del aprendizaje cognitivo que asimila el proceso de aprendizaje de los alumnos con el proceso de producción utilizando como inputs diversos factores institucionales, académicos, demográficos y/o económicos, y como output el desempeño académico del alumno.

Concretamente en el área de contabilidad, esta línea de investigación la han desarrollado, entre otros, Rohde y Kavanagh (1996), Eskew y Faley (1988), Doran, Bouillon y Smith (1991), Al-Twajry (2010) y Drennan y Rohde (2002) empleando como inputs factores académicos y/o demográficos y como output el desempeño académico del alumno. Las conclusiones alcanzadas por los mencionados autores sobre el efecto que los factores académicos y/o demográficos ejercen sobre el desempeño académico del alumno son en algunos casos contradictorias, lo que podría

deberse a: (1) diferencias en cuanto al tamaño, periodo y origen de la muestra, (2) la falta de rigor metodológico, al utilizar medidas paramétricas como el análisis ANOVA, la técnica de mínimos cuadrados ordinarios y la prueba T de comparación de medias, que requieren del cumplimiento de los supuestos de normalidad y homocedasticidad, obteniendo estimadores sesgados cuando dichos supuestos se incumplen, y (3) la existencia de sesgos generados por omitir en el modelo el efecto de otros factores como los institucionales y/o económicos, que podrían influir en el desempeño académico del estudiante.

Con el objetivo de superar las dificultades anteriormente comentadas, se propone como objetivo de investigación del presente trabajo analizar los factores que influyen en el desempeño académico del estudiante en la asignatura de contabilidad financiera, implantando un modelo de productividad educativa fundamentado en la teoría del aprendizaje cognitivo (WALBERG, 1981) que incorpora como inputs, además de factores académicos y demográficos, factores económicos e institucionales y como output, la superación o no de la asignatura por parte del alumno. Sobre dicho modelo se implantarán las técnicas de regresión probit y logit, corrigiendo los problemas de no normalidad, heterocedasticidad y heterogeneidad existentes, lo que permitirá obtener estimadores robustos y consistentes sobre los que basar las decisiones y recomendaciones para asignar los recursos de forma eficiente en la universidad, reducir el gasto público destinado a educación y mejorar la preparación de los futuros profesionales.

Así, el trabajo que se propone, se diferencia de la literatura previa en el área contable en diferentes aspectos: en primer lugar, el presente trabajo utiliza como variable dependiente una variable categórica que toma valor 1 si el alumno ha superado la asignatura y 0, en caso contrario, lo que permite incorporar en el modelo datos de alumnos que no se han presentado al examen de contabilidad financiera, mientras en la literatura previa anteriormente comentada, los autores descartan datos de alumnos que han abandonado

la asignatura, lo que podría producir un sesgo de supervivencia.

La incorporación en el modelo, propuesto en este trabajo, de una variable dependiente cualitativa requiere el uso de modelos de elección binaria (logit y/o probit), pues la utilización del análisis de varianza y el análisis de regresión a través de la técnica de mínimos cuadrados ordinarios produce resultados espurios y estimadores sesgados, como ponen de manifiesto Jaeger (2008) y Horrace y Oaxaca (2006), respectivamente. Por ello, este trabajo también difiere de los estudios previos en la metodología utilizada, pues en este caso se adoptan los modelos logit y probit, corrigiendo el problema de heterocedasticidad y no normalidad. A su vez, dado que Francisco, Trautmann y Nicoll (1998) muestran que las diferencias en el tamaño de las secciones/grupos en que se divide una asignatura puede generar heterogeneidad, en el presente trabajo se corrige dicho problema, a diferencia de los estudios previos comentados anteriormente.

Finalmente, esta investigación difiere de estudios previos en el mercado geográfico en el que se centra. Así, el presente estudio se realiza en la Universitat Autònoma de Barcelona, mientras los estudios previos tienen lugar en universidades estadounidenses, sauditas, y australianas. Esto puede originar diferencias en los factores que influyen en el desempeño académico de los alumnos de contabilidad, pues el sistema educativo de cada país tiene características únicas derivadas de factores culturales, políticos y sociales, tal y como señala Al-Twaijry (2010). De este modo, los resultados del presente estudio pueden aportar mayor evidencia empírica en un mercado geográfico poco explorado.

Así pues, el presente trabajo se estructura como sigue: a continuación se realizará una revisión detallada de los estudios previos existentes, lo que permitirá realizar el planteamiento de hipótesis de investigación. En la sección 3, se expondrá la metodología implantada donde se describirán los datos y definirán las variables utilizadas. Posteriormente, se explicarán los resultados obtenidos. Finalmente, se comentarán las conclusiones alcanzadas, las limitaciones del trabajo y futuras líneas de investigación.

2 REVISIÓN DE LA LITERATURA

En este apartado, se presenta la revisión de la literatura y se plantean las hipótesis de trabajo sobre el modelo de productividad educativa propuesto. Así, el impacto que ejerce el nivel de formación de la población de un país sobre su desarrollo y crecimiento económico ha favorecido la aparición de estudios que analizan los factores que determinan el desempeño académico del estudiante en diferentes áreas de conocimiento, con el propósito de promover medidas o cambios en la política educativa que reduzcan la elevada tasa de abandono universitaria revelada por la Comisión Europea (2011) y permitan disponer de una población activa bien formada. Siguiendo esta línea de investigación, y tomando como referencia los postulados de la teoría de productividad educativa de Walberg (1981), se propone una función de producción educativa que caracteriza el proceso de aprendizaje de los alumnos, relacionando el desempeño académico obtenido por éstos (output) con un conjunto de variables (inputs) que miden el efecto de los factores demográficos, económicos, académicos y/o institucionales, representados en la figura 1.

2.1 Factores demográficos

En este sentido, diversos autores, Cantwell, Archer y Bourke (2001) y Smith y Naylor (2001) demuestran, implantando modelos de análisis de varianza (ANOVA) y de elección discreta, respectivamente, sobre una muestra de estudiantes británicos procedentes de diferentes áreas de conocimiento, que la edad de los alumnos condiciona su desempeño académico beneficiando a aquellos estudiantes que presentan un mayor grado de madurez, lo que según McKenzie y Gow (2004) y Rankin et al. (2003) podría deberse a que los alumnos más adultos están más motivados hacia el logro de sus objetivos que sus compañeros más jóvenes, presentando más voluntad para realizar el trabajo solicitado en clase (HOSKINS, NEWSTEAD Y DENNIS, 1997) de forma constante (RICHARDSON, 1995) utilizando el

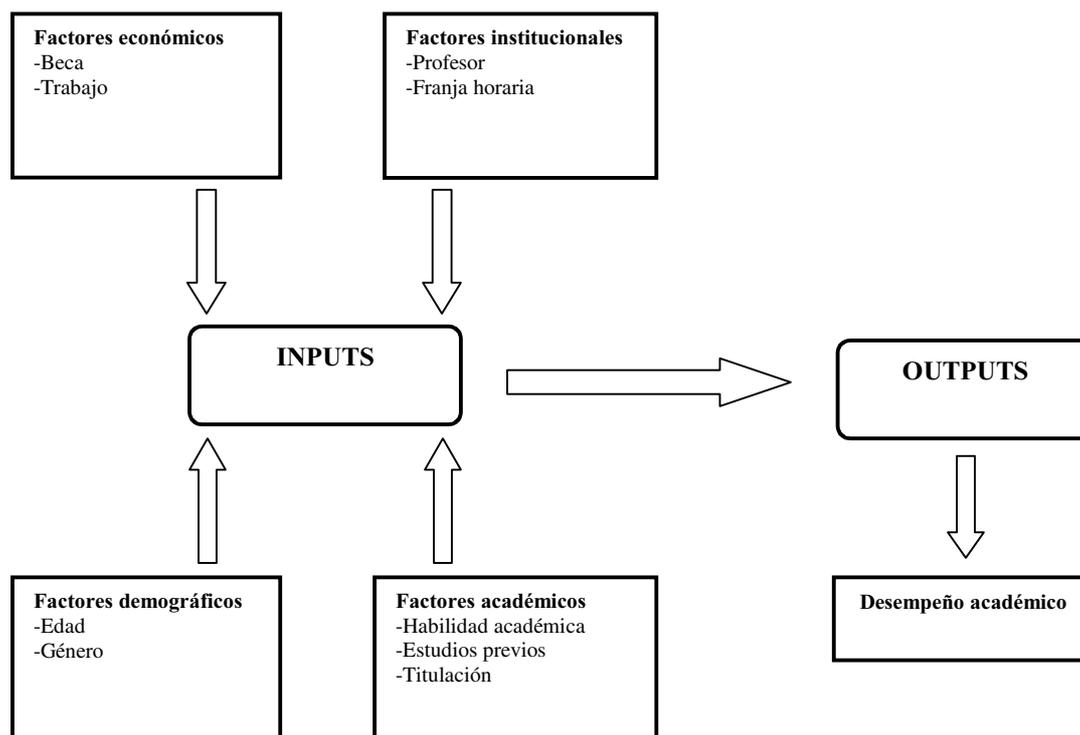


Figura 1 – Marco teórico.

Fonte: do autor.

razonamiento crítico, lo que les permite consolidar el significado de la información transmitida por el profesor (SADLER-SMITH, 1996), percibiendo que su puntuación en la asignatura depende de su esfuerzo, habilidad y responsabilidad personal. Por tanto, se propone:

H0_1A: Ceteris paribus, los estudiantes más adultos tienen más probabilidades de superar la asignatura que sus compañeros más jóvenes.

Otra característica demográfica que parece discriminar entre el desempeño académico de los alumnos es su género. Así, Castagnetti y Rosti (2009) y Cavalcanti, Guimaraes y Sampaio (2010) encuentran, al adoptar la técnica de mínimos cuadrados ordinarios sobre una muestra de alumnos universitarios italianos y brasileños, respectivamente, diferencias en el desempeño académico que favorecen a la mujer, lo que podría deberse al mayor esfuerzo realizado por esta. Esta evidencia es congruente con Mutchler, Turner y Williams (1987) en el área de contabilidad. Sin embargo, dicho resultado podría estar sesgado, pues los autores no controlan los efectos de las

diferentes estrategias docentes y de evaluación aplicadas en los distintos grupos analizados. Controlando dichos efectos, Lipe (1989) no encuentra evidencia empírica de la existencia de un efecto género sobre el desempeño académico del alumno, al igual que Tyson (1989) cuando controla la habilidad previa del alumno. Dicho resultado es congruente con Jackling y Anderson (1998) y Byrne y Flood (2008), quienes tampoco encuentran diferencias significativas en función del género del estudiante.

Por el contrario, autores como Kherfi (2008) y Lopus (1997) han encontrado diferencias en el desempeño académico universitario en función del género del alumno que favorecen al hombre, lo que según Lumsden y Scott (1983) podría ser consecuencia del tipo de examen utilizado. Así, Anderson, Benjamin y Fuss (1994) y Lumsden y Scott (1987) señalan que los exámenes tipo test favorecen a los alumnos mientras las pruebas que integran preguntas de ensayo benefician a las estudiantes. Para aislar este efecto, en el presente estudio se evalúan a los alumnos a través de exámenes

que utilizan preguntas tipo test y preguntas de desarrollo. Por ello, se propone la siguiente hipótesis:

H0_1B: *Ceteris paribus*, no existen diferencias entre el desempeño académico de las alumnas y alumnos en la asignatura de contabilidad financiera.

2.2 Factores económicos

La literatura previa internacional establece que la situación económica familiar del estudiante se configura como un factor relevante en su desempeño académico, pues como demuestra Ishitani (2006), la probabilidad de abandonar los estudios es mayor en aquellos estudiantes de procedencia más humilde. Para paliar los efectos de la situación económica familiar, algunos países, entre ellos España, conceden ayudas al estudio. A este respecto, Marcenaro-Gutierrez y Navarro (2007) afirman que la concesión de becas a los alumnos con menor desempeño académico favorece la superación de la asignatura, posiblemente porque la continuación de su formación universitaria depende de la renovación de la beca, para lo que necesitan superar las asignaturas matriculadas.

Dicho resultado contrasta con la política de concesión de becas implantada en algunos países, entre ellos España, donde las ayudas se otorgan a alumnos de procedencia humilde que han superado la mayor parte del número de créditos matriculados en el curso universitario previo, ya que esto constituye una garantía del futuro desempeño académico del estudiante, tal y como se deduce de Jones-White et al. (2010) y Park y Kerr (1990). Por ello, se propone:

H0_2A: *Ceteris paribus*, los estudiantes que han obtenido una beca obtienen mejores resultados en la asignatura de Contabilidad Financiera que aquellos que no la han obtenido.

Según Pantages y Creedon (1975) las responsabilidades laborales del alumno pueden condicionar su desempeño académico. Así, aquellos alumnos cuya jornada laboral es inferior a 15 horas semanales obtienen significativamente mejores resultados académicos que aquellos que trabajan más de 15 horas semanales. Dicho resultado es congruente con el obtenido por McKenzie y

Schweitzer (2001), al comparar la nota media de los alumnos que están integrados en el mercado de trabajo con aquellos que forman parte de la población inactiva por dedicarse únicamente al estudio. Por ello, se propone la siguiente hipótesis:

H0_2B: *Ceteris paribus*, los estudiantes que trabajan tendrán mayores dificultades para superar la asignatura de contabilidad financiera que aquellos alumnos que no lo hacen.

2.3 Factores académicos

Diversos autores, Dolado y Morales (2009), Jones-White et al. (2010), Marcenaro-Gutierrez y Navarro (2007), Eskew y Faley (1988), Arquero-Montaña et al. (2009) y Silva et al. (2010) han puesto de manifiesto, a través de investigaciones en diferentes áreas de conocimiento, que el conocimiento previo del estudiante es uno de los factores más relevantes que influyen en el resultado de aprendizaje. Dicho factor se define en Rankin et al. (2003) como el conocimiento que posee una persona antes de realizar la tarea de aprendizaje. De este modo, el conocimiento previo puede estructurarse en conocimiento conceptual y conocimiento metacognitivo.

El conocimiento conceptual incluye, según Winne (1995), hechos, principios, normas y capacidades básicas que el alumno podría haber adquirido en sus estudios de Bachiller. En este sentido, estudios previos han analizado la relación entre el conocimiento previo en materia contable adquirido por el alumno en secundaria y los resultados alcanzados en las asignaturas de contabilidad cursadas en la universidad. Gran parte de los autores, como Arquero-Montaña et al. (2009), Hartnett, Romcke y Yap (2004), Rohde y Kavanagh (1996) y Eskew y Faley (1988), encuentran que los alumnos con conocimientos previos en materia contable tienen más probabilidades de superar la asignatura de contabilidad financiera en la universidad que aquellos que no los tienen, lo que podría deberse según Rankin et al. (2003) a que existe una estrecha relación entre el currículum implementado en secundaria y en la universidad. Por ello, se propone:

H0_3A: *Ceteris paribus*, los alumnos que han estudiado contabilidad en secundaria superarán la asignatura de contabilidad financiera con mayor facilidad que aquellos que no la han estudiado.

Por otra parte, el conocimiento metacognitivo tiene en cuenta la capacidad cognitiva y el esfuerzo de los estudiantes para aprender en un contexto instruccional. Como proxy de la capacidad cognitiva, Arquero-Montaña et al. (2009), Rankin et al. (2003) y Heales (2005) utilizan la nota de acceso a la universidad del estudiante. Esta medida se calcula teniendo en cuenta el rendimiento alcanzado por el alumno en secundaria y la puntuación obtenida por el estudiante en el examen de entrada a la universidad (selectividad). Utilizando dichas medidas, estudios previos Dolado y Morales (2009) y Kherfi (2008) demuestran que los alumnos con mayor capacidad intelectual, es decir, con mejores notas de acceso a la universidad y nota promedio, respectivamente, obtienen significativamente un mejor resultado académico en la universidad. Por ello, se propone:

H0_3B: *Ceteris paribus*, los estudiantes con una nota de acceso a la Universidad más elevada superaran la asignatura de contabilidad financiera con más facilidad que los estudiantes con notas de acceso a la universidad más modestas.

Aquellos alumnos que no se han esforzado lo suficiente podrían no superar la asignatura de contabilidad financiera, por lo que tendrían que volver a matricularse. Los resultados que se espera que obtengan los alumnos repetidores son peores que los de sus compañeros de nueva entrada en la universidad, pues hay más probabilidades de que abandonen sus estudios según se desprende de Glick y Sahn (2010). Por tanto, se propone:

H0_3C: *Ceteris paribus*, los alumnos repetidores tendrán mayores dificultades para superar la asignatura de contabilidad financiera que sus compañeros matriculados por primera vez en la universidad.

Otra característica académica que puede influir en la superación de la asignatura por parte del alumno es la titulación cursada, como demuestra Griliches y Mason (1972). Sin embargo, dicha afirmación contrasta con la aportada por Marcenaro-Gutierrez y Navarro (2007), quienes al controlar

las diferencias en las notas de corte de cada titulación no encuentran diferencias significativas entre las calificaciones obtenidas por los alumnos de medicina, ciencias económicas y empresariales, psicología, filosofía y letras. Así, se propone:

H0_3D: *Ceteris paribus*, no existen diferencias entre las notas de contabilidad financiera obtenidas por los alumnos matriculados en las distintas titulaciones ofertadas.

2.4 Factores institucionales

Las restricciones presupuestarias han conducido a algunas universidades a reducir gastos, entre ellos los de personal. Esto ha supuesto la implantación de medidas de contratación de personal que fomentan (1) el aumento de la proporción de profesores a tiempo parcial con respecto a los profesores con dedicación a tiempo completo en la universidad, pues su coste es bastante más bajo, como se señala en Bettinger y Long (2010) y/o (2) el despido de profesores a tiempo parcial, lo que supondría el aumento de la ratio de alumnos por profesor y consecuentemente, la reducción de grupos y eliminación de docencia en determinadas franjas horarias. Estas medidas podrían influir en el desempeño académico del alumno, así como en la selección de asignaturas optativas relacionadas con el área de estudio en cursos posteriores, como han puesto de manifiesto diversos autores.

En este sentido, Ehrenberg y Zhang (2005) demuestran que un incremento en el porcentaje de profesores a tiempo parcial con respecto a los profesores a tiempo completo tiene un impacto significativamente negativo en los resultados obtenidos por los alumnos, así como sobre su persistencia en el campo de estudio, lo que podría entorpecer la integración del alumno según se desprende de Jacoby (2006) y Jaeger y Eagan (2011).

Esto podría deberse a: (1) el diferente grado de formación que poseen los profesores a tiempo completo y los profesores contratados a tiempo parcial, pues el porcentaje de profesores doctores entre los contratados a tiempo completo es mayor que el porcentaje de doctores entre los

docentes a tiempo parcial según Benjamin (2003); (2) la menor disponibilidad horaria para atender a los alumnos, interactuar con ellos e implementar cambios en sus métodos de enseñanza según Benjamin (2002) y Umbach (2007); (3) la falta de motivación de esta categoría de profesores que cobra salarios mucho más bajos que los profesores a tiempo completo según Jacoby (2005); (4) la ineficiencia de los coordinadores del área para asignarles docencia en asignaturas cuyo contenido está relacionado con el desarrollo de competencias en una ocupación particular según Bettinger y Long (2010). Así, se propone:

H0_4A: *Ceteris paribus*, los alumnos que asisten a clases de contabilidad financiera impartida por profesores a tiempo completo superarán la asignatura de contabilidad con más facilidad que aquellos que asisten a clases de profesores a tiempo parcial.

Otra característica institucional que puede condicionar el desempeño académico del alumno es la franja horaria a la que acude a clase, pues Kherfi (2008), a través de un modelo de elección discreta, encuentra que los alumnos de Sharjah que asisten a clase a primera hora de la mañana obtienen peores resultados que el resto de alumnos que acuden a clase en otras franjas horarias, lo que podría deberse a la falta de sueño por parte de los estudiantes, que dificultaría la retención de conocimiento, o bien a que estos grupos concentran un mayor número de alumnos con menor habilidad intelectual, pues la selección de horarios se realiza por orden de nota de acceso o nota promedio, escogiendo los mejores alumnos los horarios más atractivos. Por ello, se propone:

H0_4B: *Ceteris paribus*, los alumnos que asisten a clase de contabilidad financiera por la mañana presentarán mayores dificultades para superar la asignatura que aquellos que asisten a clase por la tarde.

3 METODOLOGÍA

Con el propósito de contrastar las hipótesis previamente planteadas, se realiza un análisis empírico. Así, en el apartado 3.1 se describe la

muestra, en el apartado 3.2 se definen las variables que se incorporarán en el modelo propuesto en el presente trabajo, en los apartados 3.3 y 3.4 se propone la implementación de dos modelos de elección binaria justificando la adecuación de los mismos al caso particular que se plantea en el presente trabajo.

3.1 Descripción de la base de datos

Para analizar los factores que inciden en el desempeño académico de los alumnos universitarios se dispone de una base de datos que integra información relativa a 698 alumnos matriculados durante el curso 2009/2010 en la asignatura de contabilidad financiera impartida en las licenciaturas de Económicas, Administración y Dirección de Empresas y doble titulación de Administración y Dirección de Empresas más Derecho de la Universitat Autònoma de Barcelona facilitada por el Servicio de Gestión de Estudiantes de la mencionada universidad, eliminando así posibles problemas asociados a datos suministrados por el estudiante, evidenciados en Maxwell y Lopus (1994) y Becker y Powers (2001).

De este modo, se dispone de una muestra completa en cuanto a que únicamente incluye a aquellos alumnos de los que se tiene toda la información. De esta forma, se dispone del desempeño académico de cada alumno en la asignatura de contabilidad financiera alcanzado al finalizar el curso académico, grupo en el que se ha matriculado, titulación que está estudiando (Licenciatura en Económicas, Licenciatura en Administración y Dirección de Empresas o doble Licenciatura en Administración y Dirección de Empresas más Derecho), profesor responsable del grupo, dedicación del profesor en la universidad (tiempo completo o tiempo parcial), concesión de beca durante el curso, género del estudiante (hombre o mujer), nota de acceso a la universidad, tipo de estudios preuniversitarios, número de veces que se ha matriculado en la asignatura y estrategia docente implantada en cada grupo. En este sentido, dado que 100 alumnos han utilizado cuestionarios en la estrategia docente, se ha

prescindido de estos datos al objeto de minimizar el efecto instructor, quedando la muestra final integrada por datos pertenecientes a 598 alumnos.

Teniendo en cuenta la información disponible, se consideran las variables que a continuación se detallan como potencialmente determinantes del desempeño académico alcanzado por los alumnos de contabilidad, siendo muy similares a las empleadas en la literatura previa anteriormente comentada.

3.2 Descripción de las variables

Dado que Mutchler, Turner y Williams (1987) encuentra diferencias en el desempeño académico universitario en función del género del alumno que favorecen a la mujer, se procederá a incluir en el modelo propuesto en el presente trabajo la variable *dummy Género* que tomará valor 1 si el estudiante es un varón y 0 si el estudiante es una mujer.

Otra característica demográfica que puede afectar al desempeño académico del estudiante es la edad del mismo, como se pone de manifiesto en Cantwell, Archer y Bourke (2001), McKenzie y Gow (2004) y Sheard (2009). De este modo, para comprobar si la edad afecta al desempeño académico de los alumnos de contabilidad financiera se introducirá en este estudio la variable *Edad* que indicará el número de años transcurridos desde el nacimiento del alumno hasta el 30 de junio de 2010.

La situación económica familiar del estudiante podría configurarse como un factor relevante en su desempeño académico, pues como señala Ishitani (2006), la probabilidad de abandonar los estudios es mayor en aquellos estudiantes de procedencia más humilde. Por ello, en el presente estudio se incluirá la variable *Beca*, que tomará valor 1 si el alumno ha disfrutado de una beca durante el curso académico 2009/2010 y 0 en caso contrario, al objeto de examinar la existencia de dicho comportamiento.

La renovación de una beca universitaria está condicionada por la superación de un porcentaje elevado del número de créditos

matriculados en el curso anterior, por tanto, los alumnos repetidores tendrán menos posibilidades de conseguir ayudas al estudio, lo que podría repercutir en su desempeño académico. De este modo, al igual que Arquero-Montaña et al. (2009) se incorporará en el modelo de análisis la variable *dummy Repetidor* que tomará valor 1 si el alumno se ha matriculado en la asignatura en más de una ocasión y 0 en caso contrario.

Dado que diversos autores como Byrne y Flood (2008) y Dolado y Morales (2009) encuentran una relación positiva y significativa entre las notas de acceso a la universidad y el desempeño académico en el primer curso de universidad, se introducirá en el presente estudio la nota de acceso a la universidad representada por la variable *Acceso*.

Dicha nota de acceso corresponde a los estudios preuniversitarios realizados por el alumno, es decir, estudios de bachiller o de formación profesional de tercer ciclo. Dado que estudios previos de Hartnett, Romcke y Yap (2004), Eskew y Faley (1988) y Rohde y Kavanagh (1996) muestran una relación positiva y significativa entre el resultado académico del alumno y los conocimientos previos en materia contable, se introducirán en el modelo propuesto en este trabajo las variables *dummy salud, técnico, social, administración, y otros* que tomarán valor 1 si el alumno ha estudiado en secundaria el estudio indicado y 0 en caso contrario.

Según Pantages y Creeton (1975), las responsabilidades laborales del alumno pueden condicionar su desempeño académico. Por ello, en el modelo propuesto en este trabajo se incorporará la variable *Trabajo* que tomará valor 1 si el alumno se ha incorporado al mercado laboral y 0 en caso contrario.

Dado que Kherfi (2008) introduce en su estudio una variable *dummy* para diferenciar la franja horaria a la que acude el estudiante a clase, en el presente trabajo se operará de forma similar, introduciendo en el modelo propuesto la variable *dummy Tarde*, que tomará valor 1 si el alumno acude a clase por la tarde y 0 si asiste a clase por la mañana. Así, es probable que los alumnos que asisten a clase por la tarde sean más responsables,

persistentes y predispuestos al estudio, lo que repercutiría en la obtención de mejores notas.

Adicionalmente, la dedicación del profesor universitario, tiempo parcial o jornada completa, también podría tener implicaciones en los resultados académicos obtenidos por los alumnos. Para contrastarlo, se introducirá en el modelo propuesto la variable dicotómica *Fulltime* que tomará valor 1 si el profesor tiene una jornada laboral completa y 0 si ha firmado un contrato de dedicación parcial con la universidad.

Según Griliches y Mason (1972) las características de la titulación cursada podrían influir en el desempeño académico del alumno. Por ello, al igual que Marcenaro-Gutierrez y Navarro (2007), en el presente estudio se incluirán las variables *dummy ECO* y *LADE*. La primera de ellas tomará valor 1 si se trata de un estudiante de la Licenciatura de Económicas y 0 en caso contrario, y la segunda variable *dummy* tomará valor 1 si el estudiante está matriculado en la Licenciatura de Administración y Dirección de Empresas o doble Licenciatura de Administración y Dirección de Empresas más derecho, y 0 en caso contrario.

El diseño del curso en cada uno de estos grupos es similar. Se recomienda a los alumnos el mismo libro como bibliografía básica además de manuales de bibliografía complementaria y, a través del aula moodle y campus virtual, se les suministra las mismas presentaciones powerpoint utilizadas en la clase magistral, así como un cuaderno de ejercicios para las clases prácticas. Además de utilizar el mismo material docente en los diferentes grupos (libro de texto, contenido del curso, diapositivas, conjunto de problemas), los alumnos realizan los mismos exámenes, lo que contribuye a minimizar el denominado sesgo instructor según Gratton-Lavoie y Stanley (2009) y Arias y Walker (2004).

Por otra parte, en el grupo 4, además del mencionado material, disponen de 12 cuestionarios interactivos, uno para cada tema cuyas preguntas se extraen de una base de datos que integra 600 cuestiones con diferentes formatos (preguntas tipo test de elección múltiple, preguntas cortas, preguntas calculadas y preguntas de emparejamiento). La introducción de esta innovación docente podría

contribuir a mejorar el resultado académico de los alumnos, al igual que ocurre en Huon et al. (2007), por ello, para minimizar el efecto instructor se prescindirá en el presente estudio de los datos correspondientes al mencionado grupo.

Durante el curso académico, los alumnos realizan cuatro exámenes teóricos tipo test cuya nota media supone el 45% de la nota final. Además de los exámenes teóricos, al finalizar cada semestre realizan un examen práctico en el que se indica la valoración máxima de cada pregunta o apartado, lo que contribuye a reducir el posible sesgo instructor que pudiera existir en la corrección de los mismos. El promedio de los dos exámenes prácticos suponen el 45% de la nota final. Adicionalmente, la entrega individual de ejercicios del cuadernillo de prácticas puede suponer hasta un máximo del 10% de la nota final del estudiante.

La suma de las secciones práctica, teórica y entregas de clase ponderada indicará el desempeño académico alcanzado por el alumno, cuyo valor oscilará de 0 a 10 puntos. Así, según el Real Decreto 1125/2003 del 5 de septiembre, el alumno superará la asignatura si obtiene una calificación igual o superior a 5 puntos. Por ello, para identificar que el alumno ha superado la asignatura de contabilidad financiera, en el presente trabajo se empleará como variable dependiente una medida discreta, al igual que en Park y Kerr (1990) y Smith y Naylor (2001), denominada *Superada*. Dicha variable tomará valor 1 si el alumno ha superado la asignatura y 0 en caso contrario. Esto permitirá, por una parte, eludir el efecto de agregación y considerar la influencia de las características individuales del alumnado sobre su desempeño académico, tal y como se deduce de Siegfried y Kennedy (1997), y por otra, reflejar el nivel de aprendizaje del material proporcionado a lo largo del curso según Watts y Lynch (1989) y Raimondo, Esposito y Gershenberg (1990).

Dado que la variable dependiente es una variable dicotómica que toma valor 1 si el alumno logra superar la mencionada asignatura y cero en caso contrario, la estimación mediante la técnica de mínimos cuadrados ordinarios proporcionaría estimadores inconsistentes e ineficientes, tal y como se menciona en Stone y Rasp (1991) y Horrace

y Oaxaca (2006), si no se cumplen los supuestos de normalidad y homocedasticidad de las perturbaciones aleatorias, a la vez que, según Berry, Demeritt y Esarey (2010), no se podría garantizar que el valor estimado esté acotado entre 0 y 1. Para solventar este último inconveniente, Hanushek y Jackson (1977) y Greene (2003) recomiendan la utilización de modelos probabilísticos cuya función de distribución acumulada sea la normal o la logística, dando lugar a los modelos probit y logit, respectivamente.

3.3 Modelo probit

Siguiendo a Greene (2003), Beck, King y Zeng (2000) y Wooldridge (2002), se propone el siguiente modelo:

$$Y^* = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad [1]$$

donde

$$\begin{cases} Y=1 & \text{si } Y^* > 0 \\ Y=0 & \text{en otro caso.} \end{cases}$$

Siendo Y^* la variable no observable, Y es la variable dependiente que indica si el alumno ha superado la asignatura de contabilidad financiera; X es un vector de variables explicativas que pueden ser tanto continuas como discretas; β es el vector de coeficientes y ε son los errores del modelo.

En dicho modelo la probabilidad de que el alumno supere la asignatura sigue una distribución de Bernoulli descrita por el parámetro $\Pr(Y)$. Dicho parámetro se define en función de la matriz de variables explicativas, X , y de un vector de coeficientes, β , siguiendo una distribución no lineal, G , que permite acotar la probabilidad entre 0 y 1, representándose como sigue:

$$\Pr(Y) = G(Y^*)$$

Siguiendo $G(\cdot)$ una distribución normal acumulada. De este modo, la probabilidad de que el alumno supere la asignatura puede expresarse como sigue:

$$G(Y^*) = \phi(Y^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Y^*} \exp\left(-\frac{X^2}{2}\right) dx \quad [2]$$

La evidencia de no normalidad en la distribución de los residuos indicaría que los estimadores obtenidos por el método de máxima verosimilitud Probit podrían ser inconsistentes y sesgados. Sin embargo, según Chen y Tsurumi (2011), cuando los datos de la variable dependiente están equilibrados, los resultados proporcionados por los modelos probit y logit son similares. Para contrastar si dicho supuesto se cumple en la muestra utilizada en el presente trabajo y aportar mayor robustez a los resultados obtenidos, se implanta también el modelo Logit.

3.4 Modelo logit

En el caso del modelo logit, la función de densidad sigue una distribución acumulativa logística definida como:

$$\begin{aligned} G(Y^*) &= \Lambda(Y^*) = \frac{1}{1 + \exp(-Y^*)} = \\ &= \frac{1}{1 + \exp(-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon))} \end{aligned} \quad [3]$$

Siendo Y^* la variable no observable, Y es la variable dependiente que indica si el alumno ha superado la asignatura de contabilidad financiera; X es un vector de variables explicativas que pueden ser tanto continuas como discretas; β es el vector de coeficientes y ε son los errores del modelo.

4 RESULTADOS

Los resultados obtenidos al estimar el modelo binario probit se encuentran resumidos en lo cuadro 1, indicando que el género, la nota de acceso a la universidad, la disponibilidad del profesor en la universidad, el tipo de licenciatura cursada, la especialidad en la formación de secundaria y el horario de clase, influyen en el desempeño académico del estudiante en la asignatura de contabilidad financiera. Sin

embargo, dichos resultados deben interpretarse con cautela, pues según Wilde (2008), Greene (2003) y Harvey (1976), la violación de los supuestos de normalidad y homocedasticidad producirían estimadores sesgados. Mientras, Francisco, Trautmann y Nicoll (1998) y Siegfried y Kennedy (1997) señalan que el agrupamiento de los alumnos en diferentes clases puede originar problemas de heterogeneidad que afectarían a la consistencia de los estimadores.

Para contrastar el cumplimiento de homocedasticidad en la distribución de los residuos se implanta el procedimiento de Harvey (1976). De este modo, se calcula el test *ratio likelihood* basado en un contraste de cociente de verosimilitudes para analizar la hipótesis nula de homocedasticidad ($\alpha=0$), considerando un modelo Probit con heterocedasticidad multiplicativa, donde se especifica que $\sigma_i = \sigma \exp(\gamma'x_i)$. Dicho estadístico se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con 14 grados de libertad. El valor de la muestra (15,88) supera el valor crítico al 1% de significatividad, por tanto, la hipótesis nula de homocedasticidad no puede aceptarse.

La evidencia de heterocedasticidad en la distribución de los residuos indica que los

estimadores obtenidos por el método de máxima verosimilitud Probit son inconsistentes y sesgados. Para solventar dicho inconveniente, se estima el modelo utilizando el estimador robusto de White (1982) al objeto de corregir el problema de heterocedasticidad. A su vez, dado que, según Francisco, Trautmann y Nicoll (1998) y Siegfried y Kennedy (1997) el agrupamiento de los alumnos en diferentes clases puede originar problemas de heterogeneidad derivados de diferencias en el tamaño de los grupos, se introducirá en la estimación del presente trabajo la corrección desarrollada por Moulton (1986), lo que nos permitirá ajustar los errores estándar en función del tamaño de los grupos a los que está adscrito el alumno, como señalan Fleisher, Hashimoto y Weinberg (2002).

Los resultados obtenidos del modelo corregido por heterocedasticidad y heterogeneidad se resumen en lo cuadro 1, mostrando una variación de la capacidad explicativa de la variable *dummy Social* con respecto a los resultados obtenidos al estimar el modelo probit estándar. No obstante, dado que los coeficientes estimados no son interpretables, se realiza el análisis marginal presentado también en lo cuadro 1. En este sentido,

Variable	Modelo standard		Modelo corregido				
	Coefficiente	Errores standard	Coefficiente	Errores standard	dF/dx	Errores standard	
c	-3,8456 ***	0,8939	-3,8456 ***	0,4447			
Edad	0,0063	0,0212	0,0063	0,0166	0,0026	0,0065	
Género	-0,3167 ***	0,1153	-0,3167 ***	0,0853	-0,1229	0,0326	
Beca	0,0743	0,1310	0,0743	0,0727	0,0289	0,0284	
Trabajo	-0,0865	0,1216	-0,0865	0,1033	-0,0339	0,0408	
Salud	0,2565	0,3227	0,2565	0,2194	0,0973	0,0801	
Social	0,6510 **	0,2675	0,6510 *	0,3498	0,2545	0,1327	
Técnico	0,4392	0,2911	0,4392	0,3496	0,1630	0,1192	
Admon	1,9877 ***	0,5231	1,9877 ***	0,6520	0,4380	0,0365	
Acceso	0,4493 ***	0,0967	0,4493 ***	0,0720	0,1757	0,0273	
Repetidor	-0,1482	0,1231	-0,1482	0,2251	-0,0581	0,0885	
Eco	0,5887 ***	0,2013	0,5887 ***	0,1224	0,2283	0,0467	
Fulltime	0,7325 ***	0,2027	0,7325 ***	0,1207	0,2748	0,0414	
Tarde	0,2256 ***	0,1709	0,2256 ***	0,0454	0,0866	0,0170	
Log-likelihood							-352,40
N observación							598

*significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Cuadro 1 – Modelo probit.

Fonte: do autor.

el efecto marginal correspondiente a la variable *Género* muestra que la probabilidad de superar la asignatura disminuye de forma significativa en un 12,29 por ciento cuando el estudiante es un varón, por tanto, la hipótesis nula planteada de que no existen diferencias significativas entre el desempeño académico de los estudiantes en función de su género no puede aceptarse ($\beta = -0,3167$, $p\text{-value} < 0,01$, $H0_{1B}$) tal y como muestra lo cuadro 3. Este resultado podría deberse, según Mutchler, Turner y Williams (1987) y Tyson (1989), a que la mujer (1) presenta más capacidad que el hombre para adquirir conocimientos en materia contable, (2) está más motivada y (3) se esfuerza más para incorporarse a una profesión tradicionalmente dominada por hombres.

La modalidad de bachiller y ciclo formativo de tercer ciclo estudiado tendría un efecto significativo en la probabilidad de que el estudiante supere la asignatura, corroborándose la hipótesis previamente formulada ($\beta = 1,9877$, $p\text{-value} < 0,01$, $\beta = 0,6510$, $p\text{-value} < 0,10$, $H0_{3A}$). En este sentido, la probabilidad de superar la asignatura de contabilidad financiera se incrementa en un 43,80 por ciento y en un 25,45 por ciento si el alumno procede el ciclo formativo de administración y finanzas y del bachiller de ciencias sociales, respectivamente. Dicho resultado podría deberse a que el mencionado estudio de formación profesional de tercer ciclo contiene en su programa educativo asignaturas de contabilidad, mientras el bachiller de ciencias sociales integra una asignatura optativa “Economía de la Empresa” que integra contenidos relacionados con el área contable. Así, dicho resultado sería congruente con la evidencia previa aportada por Eskew y Faley (1988) y Rohde y Kavanagh (1996).

La capacidad intelectual del alumno se configura como una variable relevante en su desempeño académico, ejerciendo un efecto positivo y significativo, corroborándose el efecto planteado sobre la probabilidad del alumnado de superar la asignatura ($\beta = 0,4493$, $p\text{-value} < 0,01$, $H0_{3B}$). Así, la mencionada probabilidad aumenta en un 17,57 por ciento cuando la nota de acceso a la universidad se incrementa en un punto porcentual, lo que confirma los encuentros

de la literatura previa desarrollada por Byrne y Flood (2008).

La titulación cursada también ejerce un efecto positivo y significativo sobre el desempeño académico del estudiante, no corroborándose la hipótesis anteriormente formulada ($\beta = 0,5887$, $p\text{-value} < 0,01$, $H0_{3D}$). En este sentido, la probabilidad de superar la asignatura de contabilidad financiera aumenta en un 22,83 por ciento si el estudiante está matriculado en la Licenciatura de Económicas. Esto podría deberse a que los alumnos matriculados en la Licenciatura de Administración y Dirección de Empresas presentan una mayor nota de acceso, en promedio, por lo que tendrían mayor dificultad para mejorar su habilidad académica inicial. Dicho resultado es consistente con las aportaciones realizadas por Marcenaro-Gutierrez y Navarro (2007).

Congruente con la literatura previa, Jacoby (2006), y corroborándose la hipótesis que previamente ha sido planteada ($H0_{4A}$), los resultados obtenidos muestran que la probabilidad de que un alumno supere la asignatura de contabilidad financiera se incrementa de forma significativa en un 27,48 por ciento cuando acude a clases impartidas por un profesor con dedicación a tiempo completo en la universidad ($\beta = 0,7325$, $p\text{-value} < 0,01$, $H0_{4A}$). Esto podría deberse al diferente grado de formación que poseen los profesores contratados a tiempo parcial y los profesores contratados a tiempo completo en el ámbito pedagógico y/o a las limitaciones temporales que tienen los profesores con dedicación parcial para atender las dudas de los alumnos en horario extraescolar.

La variable *Tarde* explica también el desempeño académico del alumno. Así, la probabilidad de que un alumno supere la asignatura se incrementa en un 8,66 por ciento si este acude a las clases magistrales y prácticas por la tarde, corroborándose la relación previamente planteada ($\beta = 0,2256$, $p\text{-value} < 0,01$, $H0_{4B}$). Esto podría deberse a que los alumnos que asisten a la universidad por las tardes son más responsables, persistentes y están más predispuestos al estudio.

Por otra parte, no se han encontrado diferencias significativas en el desempeño

académico de los alumnos en función de su edad, no corroborándose la hipótesis previamente planteada ($\beta=0,0063$, $p\text{-value}>0,10$, $H0_1A$). Dicho resultado podría deberse a que, si bien los alumnos más maduros podrían estar más motivados en la obtención de buenos resultados, como describen McKenzie y Gow (2004) y Rankin et al. (2003), los alumnos más jóvenes se adaptan con más facilidad a la vida universitaria, al mantener los hábitos y ritmo de estudio adquiridos en educación secundaria. De este modo, el efecto que ejerce la motivación de los alumnos más maduros sobre el desempeño académico podría ser similar al efecto que tiene la mejor adaptación de los alumnos más jóvenes a la vida universitaria, lo que justificaría que no se encuentren diferencias significativas en el desempeño académico del alumno en función de su edad.

La variable *Beca*, aunque tiene un efecto positivo en el desempeño académico del alumno, no es significativo ($\beta=0,0743$, $p\text{-value}>0,10$, $H0_2A$), por tanto, no se corrobora la hipótesis previamente planteada. Dicho resultado podría deberse a las políticas de ajuste económico implantadas para paliar la crisis económica en la que se encuentra España desde el año 2008. De este modo, si los alumnos con pocos recursos económicos tienen incentivos para obtener buenos resultados académicos, ya que de ellos depende la renovación de la beca y, por tanto, su continuidad en la universidad, los alumnos con más recursos económicos también tienen incentivos para obtener buenos resultados pues entre las políticas de ajuste económico implantadas en España se encuentra el aumento de las tasas universitarias, sobre todo para aquellos alumnos repetidores a quienes se les ha incrementado la penalización económica por no superar una asignatura.

El hecho de que un alumno trabaje tiene un impacto negativo en su desempeño académico, aunque este no es significativo, como muestran los resultados obtenidos ($\beta=-0,0865$, $p\text{-value}>0,10$, $H0_2B$). Así, no se corrobora la hipótesis previamente planteada. Esto podría deberse a que los alumnos que trabajan se esfuerzan por llevar la asignatura al día, obteniendo resultados similares a los de sus compañeros que no trabajan.

La variable *Repetidor* ejerce un efecto positivo y poco significativo en el desempeño académico del alumno. De este modo, los alumnos que se han matriculado en más de una ocasión en la asignatura de contabilidad financiera obtienen resultados similares a los alcanzados por alumnos de nueva entrada en la universidad, no corroborándose la hipótesis previamente planteada ($\beta=-0,1482$, $p\text{-value}>0,10$, $H0_3C$).

Los resultados anteriormente comentados deben ser interpretados con cautela, pues los estimadores obtenidos podrían ser inconsistentes ante el incumplimiento del supuesto de normalidad. Para contrastar dicha hipótesis, se adoptará la prueba desarrollada por Bera, Jarque y Lee (1984) basada en el desarrollo del multiplicador de Lagrange, cuyo estadístico alcanza el valor de 17,91, superando el valor crítico del estadístico Chi-cuadrado con dos grados de libertad, por lo que no puede aceptarse la hipótesis nula de normalidad de la distribución de los residuos.

La evidencia de no normalidad en la distribución de los residuos indica que los estimadores obtenidos por el método de máxima verosimilitud Probit podrían ser inconsistentes y sesgados. Sin embargo, según Chen y Tsurumi (2011), cuando los datos de la variable dependiente están equilibrados, como en el presente trabajo, los resultados proporcionados por los modelos probit y logit son similares. Para contrastar si dicho supuesto se cumple en este trabajo y aportar mayor robustez a los resultados obtenidos, a continuación se emplea el modelo Logit.

Dicho modelo requiere el cumplimiento del supuesto de homocedasticidad para obtener estimadores consistentes e insesgados. Por ello, además de estimar el modelo logit estándar, el modelo se analiza utilizando el estimador robusto de White (1982) al objeto de corregir el problema de heterocedasticidad, y aplicando el procedimiento desarrollado por Moulton (1986) para resolver el inconveniente de heterogeneidad, anteriormente comentado. Esto permitirá (1) comprobar el efecto que ejercen los problemas de heterocedasticidad y heterogeneidad sobre la capacidad explicativa y magnitud de las variables independientes, y (2) comparar los resultados

Variable	Modelo standard		Modelo corregido				
	Coefficiente	Errores standard	Coefficiente	Errores standard	dF/dx	Errores standard	
c	-6,4140 ***	1,5148	-6,4140 ***	0,8483			
Edad	0,0111	0,0339	0,0111	0,0264	0,0027	0,0064	
Género	-0,0534 ***	0,1901	-0,0534 ***	0,1357	-0,1282	0,0316	
Beca	0,1056	0,2168	0,1056	0,1211	0,0255	0,0293	
Trabajo	-0,1497	0,2016	-0,1497	0,1703	-0,0365	0,0419	
Salud	0,4438	0,5501	0,4438	0,3874	0,1031	0,0852	
Social	1,1014 **	0,4578	1,1014 *	0,6010	0,2676	0,1399	
Técnico	0,7672	0,4943	0,7672	0,5810	0,1729	0,1155	
Admon	3,6744 ***	1,1140	3,6744 ***	1,3424	0,4356	0,0356	
Acceso	0,7476 ***	0,1648	0,7476 ***	0,1286	0,1816	0,0297	
Repetidor	-0,0024	0,2017	-0,0024	0,3690	-0,0595	0,0903	
Eco	0,9666 ***	0,3379	0,9666 ***	0,2069	0,2324	0,0486	
Fulltime	1,1910 ***	0,3377	1,1910 ***	0,1966	0,2744	0,0406	
Tarde	0,3745	0,2805	0,3745 ***	0,0857	0,0887	0,0195	
Log-likelihood						-352,38	
N observación						598	

*significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%.

Cuadro 2 – Modelo logit.

Fonte: do autor.

obtenidos con los alcanzados al implantar el modelo probit.

De este modo, los resultados obtenidos al estimar el modelo logit estándar y el modelo logit corregido por heterocedasticidad y heterogeneidad se presentan en lo cuadro 2, mostrando que entre el modelo logit y probit estándar existen diferencias en cuanto a la capacidad explicativa de la variable independiente *Tarde*, lo que podría indicar que el modelo logit se muestra más sensible que

el modelo probit cuando se viola el supuesto de homocedasticidad y existen problemas de heterogeneidad anteriormente comentados. En cuanto al modelo logit corregido por heterocedasticidad y heterogeneidad, los resultados obtenidos son consistentes con los alcanzados al estimar el modelo probit corregido por heterocedasticidad y heterogeneidad, presentando similitudes en cuanto a (1) la capacidad explicativa de las variables independientes y (2) la magnitud

Hipótesis	Resultado	Se rechaza H0
H0_1A Edad - Desempeño académico	0,0063 ^{NS}	SI
H0_1B Género - Desempeño académico	-0,3167 ***	SI
H0_2A Beca - Desempeño académico	0,0743 ^{NS}	SI
H0_2B Trabajo-Desempeño académico	-0,0865 ^{NS}	SI
H0_3A Estudios contabilidad en secundaria - Desempeño académico	1,9877 ***	NO
	0,6510 *	
	0,2565 ^{NS}	
	0,4392 ^{NS}	
H0_3B Nota entrada a la universidad - Desempeño académico	0,4493 ***	NO
H0_3C Repetidor - Desempeño académico	-0,1482 ^{NS}	SI
H0_3D Titulación - Desempeño académico	0,5887 ***	SI
H0_4A Dedicación profesor a tiempo completo - Desempeño académico	0,7325 ***	NO
H0_4B Franja horaria de tarde - Desempeño académico	0,2256 ***	NO

*significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%. NS = No Significativo.

Cuadro 3 – Contraste de hipótesis.

Fonte: do autor.

de los efectos marginales de las variables explicativas consideradas en el modelo. Dicho resultado es congruente con la evidencia empírica aportada por Chen y Tsurumi (2011).

5 CONCLUSIONES

Las altas tasas de abandono y repetición de la asignatura de contabilidad financiera durante estos últimos años podrían conducir a la formación de clases masificadas si se tienen en cuenta las restricciones presupuestarias a las que está siendo sometida la universidad. Por ello, el objetivo del presente trabajo ha sido analizar los factores que inciden en el desempeño académico de los alumnos matriculados en la asignatura de contabilidad financiera impartida en la Universitat Autònoma de Barcelona. En este sentido, el presente trabajo se ha realizado con la finalidad principal de valorar la importancia que adquieren en el desempeño académico del alumno: su grado de madurez, su género, la obtención de ayudas al estudio (becas), su incorporación al mercado laboral, los estudios previos cursados, su capacidad cognitiva, número de veces que se ha matriculado en la asignatura, la licenciatura que está cursando, la dedicación del profesor responsable de la asignatura en la universidad y la franja horaria a la que acude a clase.

Para ello, se ha dispuesto de información relativa a 698 alumnos referente a: su edad, nota de acceso a la universidad, nota de contabilidad, género del mismo, número de veces que se ha matriculado en la asignatura, método docente, disfrute de becas de estudio, estudios universitarios que está cursando, si forma o no parte de la población ocupada, dedicación del profesor responsable, estudios previos cursados por el alumno y franja horaria a la que acude a clase.

Para analizar dichos datos se han implantado los modelos de elección discreta probit y logit. El primero de estos modelos requiere el cumplimiento de los supuestos de normalidad y homocedasticidad, proporcionando estimadores poco robustos cuando alguno de los dos supuestos comentados se viola. Dado que se ha encontrado evidencia de heterocedasticidad y no normalidad, se ha optado

por implantar también el modelo logit corregido por heterocedasticidad y heterogeneidad, que no requiere el cumplimiento del supuesto de normalidad. Los resultados obtenidos al implantar ambos modelos son similares, resultando el modelo logit más sensible a problemas de heterocedasticidad y heterogeneidad, lo que es congruente con la evidencia empírica aportada por Chen y Tsurumi (2011).

Así pues, se ha obtenido evidencia empírica de que estudiar contabilidad en los estudios preuniversitarios (bachiller o formación profesional de tercer ciclo), la mayor capacidad cognitiva del alumno, la dedicación del profesor a tiempo completo, así como acudir a clase en horario de tarde, influye positiva y significativamente en el desempeño académico del alumno, corroborándose las hipótesis planteadas en este trabajo. Aunque no esperado, también se ha encontrado un efecto directo entre el resultado académico obtenido por el alumno y ser mujer, así como estudiar la Licenciatura de Económicas. Por el contrario, no se corrobora relación alguna entre el desempeño académico obtenido por el alumno y: su edad, obtención de una beca de estudio, desempeño de un trabajo remunerado y número de veces que se ha matriculado en la asignatura de contabilidad financiera.

Estos resultados pueden ser de gran importancia para los coordinadores de titulación, coordinadores y profesores de asignaturas de carácter introductorio, para la facultad y para los organismos reguladores. Así, los coordinadores y profesores de asignaturas de carácter introductorio podrían modificar las guías docentes contemplando la posibilidad de incorporar y utilizar metodologías alternativas introduciendo herramientas de aprendizaje autoformativas como los cuestionarios online, o ampliando el material docente suministrado al alumno que tiene una nota de entrada baja y/o no ha cursado en sus estudios de secundaria asignatura/s con contenido en materia contable y/o acude a clase por la mañana, con el objetivo de que este alcance el nivel académico de los compañeros que previamente han estudiado contabilidad, tienen una nota de acceso a la universidad elevada o son más constantes en los

estudios. Una alternativa a esta opción podría fundamentarse en la oferta, por parte de la facultad, de una asignatura preuniversitaria que introduzca al alumno en los aspectos fundamentales de la asignatura de contabilidad financiera. De este modo, en el momento de empezar el curso universitario, todos los alumnos tendrían conocimientos previos similares en materia contable.

A su vez, la facultad debería (1) adoptar medidas que aporten mayor flexibilidad horaria a los profesores, contratados a tiempo parcial, para atender las consultas o dudas de los alumnos, por ejemplo introduciendo la posibilidad de realizar tutorías online a través de plataformas educativas web 2.0 y (2) promover, entre los mencionados profesores, la realización de cursos de aptitud pedagógica, que mayoritariamente realizan los profesores con dedicación a tiempo completo en la universidad.

Por otra parte, los organismos reguladores deberían plantear las reformas educativas iniciadas fijando como objetivos, no solo la mejora de los indicios de la calidad educativa en el nivel universitario, sino también la mejora de los estándares establecidos en niveles educativos previos, dado la importancia que tienen los estudios cursados por el alumno en Bachiller y en los ciclos formativos, así como el grado de conocimiento alcanzado sobre la productividad educativa en la universidad.

Respecto a las limitaciones del presente trabajo, la evidencia empírica aportada, aunque potencialmente importante, podría tener una validez externa limitada, pues al igual que en Rohde y Kawanagh (1996) y Al-Twajry (2010), la muestra se extrae de una única universidad. Sin embargo, de manera similar a Eskew y Faley (1988), la presente investigación se centra en una universidad estatal, pública y de gran tamaño si se considera el número de alumnos matriculados, por lo que puede asumirse que la muestra utilizada podría ser representativa de algunos estudiantes que se matriculan en la asignatura de contabilidad financiera en universidades con características similares.

En futuras investigaciones se pretende implantar un modelo de características similares

a asignaturas de nivel medio y avanzado en el área contable, al objeto de examinar la incidencia que tiene el nivel de conocimientos alcanzado en la asignatura de contabilidad financiera sobre el desempeño académico obtenido por los alumnos en la asignatura de contabilidad avanzada, así como sobre su desempeño en el mercado laboral.

REFERENCIAS

AL-TWAIJRY, A. A. Student academic performance in undergraduate managerial-accounting courses. *Journal of Education for Business, Philadelphia*, v. 85, n. 6, p. 311-322, 2010.

ANDERSON, G.; BENJAMIN, D.; FUSS, M. A. The determinants of success in university introductory economics courses. *Journal of Economic Education, Oxfordshire*, v. 25, n. 2, p. 99-119, 1994.

ARIAS, J. J.; WALKER, D. M. Additional evidence on the relationship between class size and student performance. *Journal of Economic Education, Oxfordshire*, v. 35, n. 4, p. 311-329, 2004.

ARQUERO-MONTAÑO; J. L. et al. Motives, expectations, preparedness and academic performance: a study of students of accounting at a Spanish University. *Spanish Accounting Review, Burgos*, v. 12, n. 2, p. 95-116, July/Dec. 2009.

BECK, N.; KING, G.; ZENG, L. Improving quantitative studies of international conflict: a conjecture. *American Political Science Review, Los Angeles*, v. 94, n. 1, p. 21-35, Mar. 2000.

BECKER, W. E.; POWERS, J. R. Student performance, attrition, and class size given missing student data. *Economics of Education Review, Oxford*, v. 20, n. 4, p. 377-388, Aug. 2001.

BENJAMIN, E. How over reliance upon contingent appointments diminishes faculty involvement in student learning. *Peer Review, Whashington*, v. 5, n. 1, p. 4-10, Fall 2002.

BENJAMIN, E. Reappraisal and implications for policy and research. **New Directions for Higher Education**, San Francisco, v. 2003, n. 123, p. 79-113, Oct. 2003.

BERA, A. K.; JARQUE, C. M.; LEE, L. F. Testing the normality assumption in limited dependent variable models. **International Economic Review**, Malden, v. 25, n. 3, p.563-578, Oct. 1984.

BERRY, W. D.; DEMERITT, J. H. R.; ESAREY, J. Testing for interaction in binary Logit and Probit models: is a product term essential? **American Journal of Political Science**, Malden, v. 54, n. 1, p. 248-266, Jan. 2010.

BETTINGER, E. P.; LONG, B.T. Does cheaper mean better? The impact of using adjunct instructors on student outcomes, **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 92, n. 3, p. 598-613, Aug. 2010.

BYRNE, M.; FLOOD, B. Examining the relationships among background variables and academic performance of first year accounting students at an Irish university. **Journal of Accounting Education**, Oxford, v. 26, n. 4, p. 202-212, Dec. 2008.

CANTWELL, R.; ARCHER, J.; BOURKE, S. A comparison of the academic experiences and achievement of university students entering by traditional and non-traditional means. **Assessment and Evaluation in Higher Education**, Oxfordshire, v. 26, n.3, p. 221-234, 2001.

CASTAGNETTI, C.; ROSTI, L. Effort allocation in tournaments: the effect of gender on academic performance in Italian universities, **Economics of Education Review**, v. 28, n. 3, p. 357-369, June 2009.

CAVALCANTI, T.; GUIMARAES, J.; SAMPAIO, B. Barriers to skill acquisition in Brazil: public and private school students performance in a public university entrance exam. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Illinois v. 50, n. 4, p. 395-407, 2010.

CHEN, G.; TSURUMI, H. Probit and Logit Model Selection. **Communications in Statistics-Theory and Methods**, Philadelphia, v. 40, n. 1, p. 159-175, 2011.

DOLADO, J.J.; MORALES, E. Which factors determine academic performance of economics freshers? Some Spanish evidence. **Investigaciones Económicas**, Madrid, v. 33, n. 2, p. 179-210, 2009.

DORAN, B. M.; BOUILLON, M. L.; SMITH, C. G. Determinants of student performance in accounting principles I and II. **Issues in Accounting Education**, Sarasota, v. 6, n. 1, p. 74-84, 1991.

DRENNAN, L. G.; ROHDE, F. H. Determinants of performance in advanced undergraduate management accounting: an empirical investigation. **Accounting and Finance**, Malden, v. 42, n. 1, p. 27-40, 2002.

EHRENBERG, R. G.; ZHANG, L. Do tenured and tenure track faculty matter? **The Journal of Human Resources**, Madison, v. 40, n. 3, p. 647-659, 2005.

ESKEW, R.K.; FALEY, R.H. Some determinants of student performance in the first college level financial accounting course. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 63, n. 1, p. 137-147, 1998.

FLEISHER, B.; HASHIMOTO, M.; WEINBERG, B. Foreign GTAs can be effective teachers of economics, **Journal of Economic Education**, Oxfordshire, v. 33, n.4, p.299-326, 2002.

FOX, J.; BARTHOLOMAE, S. Student learning style and educational outcomes: evidence from a family financial management course. **Financial Services Review**, Deland v. 8, n. 4, p. 235-251, 1999.

FRANCISCO, J.S.; TRAUTMANN, M.; NICOLL, G. Integrating a study skills workshop and pre-examination to improve student's chemistry performance. **Journal of College Science Teaching**, Arlington v. 27, n. 4, p. 273-278, 1998.

GLICK, P.; SAHN, D. Early academic performance, grade repetition, and school attainment in Senegal: a panel data analysis. **The World Bank Economic Review**, v. 24, n. 1, p. 93-120, 2010.

GRATTON-LAVOIE, C.; STANLEY, D. Teaching and learning principles of microeconomics online: an empirical assessment. **Journal of Economic Education**, Oxfordshire, v. 40, n. 1, p. 3-25, 2009.

GREENE, W.H. *Econometric analysis*. 4th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

GRILICHES, Z.; MASON, W. Education, income and ability. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 80, n. 3, p. 252-255, 1972.

HANUSHEK, E.A.; JACKSON, J.E. **Statistical methods for social scientists**. New York: Academic Press, 1977.

HARTNETT, N.; RÖMCKE, J.; YAP, C. Student performance in tertiary-level accounting: an international student focus. **Accounting and Finance**, Malden, v. 44, n. 2, p. 163-185, 2004.

HARVEY, A. Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity. **Econometrica**, Malden, v. 44, n. 3, p. 461-465, 1976.

HEALES, J. Undergraduate performance in accounting and business-based information technology. **Accounting and Finance**, Malden, v. 45, n. 3, p. 395-413, 2005.

HORRACE, W.C.; OAXACA, R.L. Results on the bias and inconsistency of ordinary least square for the linear probability model. **Economics letters**, Switzerland v. 90, n. 3, p. 321-327, 2006.

HOSKINS, S. L.; NEWSTEAD, S. E.; DENNIS, I. Degree performance as a function of age, sex, prior qualifications and discipline studied. **Assessment and Evaluation in Higher Education**, Oxfordshire, v.22, n. 3, p. 317-328, 1997.

HUON, G. et al. Resource use and academic performance among first year psychology students. **Higher Education**, Netherlands, v. 53, n. 1, p. 1-27, 2007.

ISHITANI, T. Studying attrition and degree completion behavior among first-generation college students in the United States. **The Journal of Higher Education**, Columbus, v. 77, n. 5, p. 861-885, 2006.

JACKLING, B.; ANDERSON, A. Study mode, general ability and performance in accounting: a research note. **Accounting Education**, Oxford, v. 7, n. 1, p. 65-73, 1998.

JACOBY, D. Part-time or contingent community college faculty and the desire for full-time tenure track positions. **Community College Journal of Research and Practice**, Philadelphia, v. 29, n. 12, p. 1-16, 2005.

JACOBY, D. Effects of part-time faculty employment on community college graduation rates. **The Journal of Higher Education**, Columbus, v. 77, n. 6, p. 1081-1103, 2006.

JAEGER, T.F. Categorical data analysis: away from ANOVAs and towards logit mixed models. **Journal of Memory and Language**, New York, v. 59, n. 4, p. 434-446, 2008.

JAEGER, A.J.; EAGAN, M.K. Examining Retention and Contingent Faculty Use in a State System of Public Higher Education. **Educational Policy**, Thousand Oaks, v. 25, n. 3, p. 507-537, 2011.

JOHNSON, D.L; PATRICK, J.; SWAPAN, S. An analysis of student effort and performance in the finance principles course. **Journal of Applied Finance**, Oxfordshire, v. 12, n. 2, p. 67-72, 2002.

JONES-WHITE, D.R. et al. redefining student success: applying different multinomial regression techniques for the study of student graduation across institutions of higher education. **Research**

in **Higher Education**, New York, v 51, n. 2, p. 154-174, 2010.

KENNEDY, P.E.; SIEGFRIED, J.J. Class size and achievement in introductory economics. Evidence from the TUCEIII data. **Economics of Education Review**, Oxford, v. 16, n. 4, p. 385-394, Oct. 1997.

KHERFI, S. Economic education in the middle east: are the determinants of success in introductory economics any different? **Journal of Economic Education**, Oxfordshire, v. 39, n. 1, p. 22-40, 2008.

LIPE, M.G. further evidence on the performance of female versus male accounting students, **Issues in Accounting Education**, Sarasota, v. 4, n.1, p. 144-152, 1989.

LOPUS, J.S. Effects of the high school economics curriculum on learning in the college principles class, **Journal of Economic Education**, Oxfordshire, v. 28, n. 2, p. 143-153, 1997.

LUMSDEN, K.G.; SCOTT, A. The efficacy of innovative teaching techniques in economics. The UK experience, **American Economic Review**, Nashville, v. 73, n. 2, p. 13-17, 1983.

LUMSDEN, K.G.; SCOTT, A. The economics student reexamined: male-female differences in comprehension, **Journal of Economic Education**, Oxfordshire, v. 18, n. 4, p. 368-375, 1987.

MARCENARO-GUTIERREZ-GUTIERREZ, O.D.; NAVARRO GÓMEZ, M.L. El éxito en la universidad: una aproximación cuantílica. **Revista de Economía Aplicada**, Zaragoza, v. 15, n. 44, p. 5-39, 2007.

MAXWELL, N.L.; LOPUS, J.S. The Lake Wobegon effect in student self-reported data. **American Economic Review**, Nashville, v. 84, n. 2, p. 201-205, 1994.

MCKENZIE, K.; GOW, K. Exploring the first year academic achievement of school leavers and

mature-age students through structural equation modeling. **Learning and Individual Differences**, Netherlands, v.14, n. 2, p. 107-123, 2004.

MCKENZIE, K; SCHWEITZER, R. Who succeeds at university? Factors predicting academic performance in first year Australian university students. **Higher Education Research & Development**, Oxfordshire, v. 20, n. 1, p. 21-33, 2001.

MOULTON, B.R. Random group effects and the precision of regression estimators, **Journal of Econometrics**, Switzerland, v. 32, n. 3, p. 385-397, 1986.

MUTCHLER, J.F.; TURNER, J.H.; WILLIAMS, D.D. The performance of female vs male accounting students, **Issues in Accounting Education**, Sarasota, v. 12, n. 1, p. 103-111, 1987.

PANTAGES, T.J.; CREEDON, C.F. Studies of college attrition: 1950-1975. **Review of Educational Research**, Thousand Oaks, v. 48, n. 1, p. 49-101, 1975.

PARK, K.H.; KERR, P.M. Determinants of academic performance: a multinomial logit approach. **Journal of Economic Education**, Oxfordshire, v. 21, n. 2, p. 101-111, 1990.

RANKIN, M. et al. An analysis of the implications of diversity for students' first level accounting performance, **Accounting and Finance**, Malden, v. 43, n. 3, p. 365-393, 2003,

RAIMONDO, H.J.; ESPOSITO, L.; GERSHENBERG, I. Introductory class size and student performance in intermediate theory courses. **Journal of Economic Education**, Oxfordshire, v. 21, n. 4, p. 369-381, 1990.

RICHARDSON, J. T. E. Mature students in higher education: II. An investigation of approaches to studying and academic performance. **Studies in Higher Education**, Oxfordshire, v. 20, n. 1, p. 5-17, 1995.

ROHDE, F.H.; KAVANAGH, M. Performance in first year university accounting: quantifying the advantage of secondary school accounting. **Accounting and Finance**, Malden, v. 36, n. 2, p. 275-285, 1996.

SHEARD, M. Hardiness commitment, gender, and age differentiate university academic performance. **British Journal of Educational Psychology**, Malden, v. 79, n. 1, p. 189-204, 2009.

SADLER-SMITH, E. Approaches to studying: Age, gender and academic performance, **Educational Studies**, Oxfordshire, v. 22, n. 3, p. 367-379, 1996.

SIEGFRIED, J.J.; KENNEDY, P.E. Does pedagogy vary with class size in introductory economics? **American Economic Review**, Nahsville, v. 82, n. 2, p. 347-351, 1995.

SILVA, E.T. et al. Factors influencing students' performance in a Brazilian dental school. **Brazilian Dental Journal**, Ribeirão Preto, v. 21, n. 1, p. 80-86, 2010.

SILVA, E.T. et al. Identifying student profiles and their impact on academic performance in a Brazilian undergraduate student sample. **European Journal of Dental Education**, Hoboken, v. 16, n. 1, p. 27-32, 2012.

SMITH, J.; NAYLOR, R. Determinants of degree performance in UK universities: a statistical analysis of the 1993 student cohort. **Oxford Bulletin of Economics & Statistics**, Oxford, v. 63, n. 1, p. 29-60, 2001.

STONE, M. Y RASP, J. Tradeoffs in the choice between Logit and OLS for accounting choice

studies. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 66, n. 1, p. 170-187, 1991.

TYSON, T. Grade performance in introductory accounting courses: why female students outperform males. **Issues in Accounting Education**, Sarasota, v. 4, n. 1, p. 153-160, 1989.

UMBACH, P. D. How effective are they? Exploring the impact of contingent faculty on undergraduate education, **The Review of Higher Education**, Baltimore, v. 30, n. 2, p. 91-124, 2007.

WALBERG, H.J. A psychological theory of educational productivity. In: F.H. Farley & N. Gordon(Eds.), **Psychology and education: the state of the union**. Berkeley, Calif.: McCutchan, 1981. cap. 4, p. 81-108

WATTS, M. Y LYNCH, G.J. The principles courses revisited. **American Economic Review**. Nahsville, v. 79, n. 2, p. 236-241, 1989.

WHITE, H. Maximum likelihood estimation of misspecified models. **Econometrica**, Malden, v. 50, n.1, p. 1-16, 1982.

WILDE, J. A simple representation of the Bera-Jarque-Lee test for probit models. **Economics Letters**, Switzerland, v. 101, n. 2, p. 119-121, 2008.

WINNE, P.H. Information processing theories of teaching. In: L.W. Anderson, ed. **International Encyclopedia of Teaching and Teacher Education**. 2nd ed. Oxford: Pergamon, 1995. cap. 5, p. 107-112.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2nd ed. Massachusetts, EUA: London, England: MIT Press, 2002.