

**UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES**

La oferta de trabajo de los estudiantes universitarios

Marisa Bucheli
Alessandra Spremolla

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

*José E. Rodó 1854, Tel 409 29 73, 401 77 07, FAX (5982) 408 19 17
CP 11200, Montevideo, Uruguay*

marisa@decon.edu.uy

aless@decon.edu.uy

RESUMEN

El artículo realiza una presentación de la participación en el mercado de trabajo de los estudiantes universitarios, en un contexto en que las dos terceras partes de los alumnos de 18 a 30 años son activo. Este fenómeno se da con una importante presencia de estudiantes con extraedad o, expresado de otra manera, concomitante a que la Universidad de la República (principal establecimiento que ofrece servicios educativos de tercer ciclo) se ve afectada por un desfase entre la duración prevista de las carreras y la efectiva. La presencia de ambos fenómenos ha incitado a estudiar los determinantes de la decisión de trabajar, utilizando la información de la Encuesta de Hogares relevada por el Instituto Nacional de Estadística en 1998. Los resultados obtenidos intentan presentar tres posibles argumentos para abordar el tema. En primer lugar, es posible argumentar que pasado un año calendario en que el estudiante “envejece” un año, la probabilidad de trabajar crece pero este efecto se ve compensado por un desincentivo a hacerlo para quienes en ese año, han además completado el año curricular. Así, rezagos en los primeros años podrían conducir a insertarse en el mercado de trabajo. Sin embargo, los resultados son también compatibles con argumentos cuya relación causal va del trabajo al rezago. En este caso ¿qué factores determinarían la decisión de trabajar? Una de las variables explicativas es el nivel socio-económico, pero su impacto parece tomar proporciones menores en la explicación de la decisión. La segunda variable explicativa, con mayor impacto, es el salario que puede obtenerse en el mercado de trabajo. Así, es posible que exista un rezago “óptimo” positivo para el estudiante, esto es, que exista un beneficio en términos de ingresos a percibir durante toda la vida por trabajar durante los estudios aún cuando ello implique una prolongación de los años dedicados a estudiar.

ABSTRACT

In this paper a discussion of the participation of college students in the labor market in Uruguay is presented. The participation rate of students between 18 and 30 years old is 66%. This situation arises in a context where an important percentage of students require to graduate more years than those established in the curriculum. In this context, the determinants of the labour market participation decision are studied, based on data from the Uruguayan Household Survey for 1998. Three arguments can explain the results. First, it is possible that after a year has passed, a student becomes a year older and the likelihood of participation increases, but this is counteracted by an incentive for not doing so in the case of those that succeeded in completing the school year. So, lags at the earlier years of the courses may lead to undertake labor market activity. However, the results are also consistent with arguments in which the causal relationship goes from labor participation to lagging in college completion. In this case, one determinant of the decision to supply work could be the relatively low income level of the household, but such impact seems to have a lesser magnitude. A second explanatory variable is the wage that the student can obtain. So it is possible that an “optimal lag” may arise for a student, so that there is a benefit in terms of lifetime income from working during college years even though it may cause to spend a longer period in college.

JEL Classification: J24

Introducción

El objetivo de este trabajo es analizar los determinantes de la participación en el mercado de trabajo y de las horas trabajadas por los estudiantes de la Universidad de la República (Udelar). Este trabajo se enmarca en una serie de análisis sobre la Udelar, institución pública y gratuita proveedora principal de los servicios educación terciaria.

El sistema de enseñanza prevé que el ingreso a estudios de ciclo terciario se realice a la edad de 18 años. Si bien las distintas especialidades de este nivel educativo tienen diferente duración, en promedio podría estimarse que los egresos deberían realizarse a los 23 años. De acuerdo a la información de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) relevada por el Instituto Nacional de Estadística, en el año 1998 aproximadamente un 14% de las personas de 18 a 23 años realizaban estudios terciarios de algún tipo, cifra que crecía a 18% al considerar solamente el Gran Montevideo (esto es, la capital y la zona circundante a 20 km).

Aproximadamente el 90% de estos estudiantes concurría a un establecimiento público, reflejando la importancia de la Udelar en la oferta de servicios educativos de nivel terciario. La composición de estos estudiantes -señalados como de la Udelar- por zona geográfica reflejó también la mayor proporción de residentes del Gran Montevideo. En efecto, el 80% de estudiantes de la Udelar residía en esta región. Ello puede explicarse tanto a la concentración de los establecimientos en la capital como por la mayor deserción de la enseñanza media en el resto del país.

Si bien la edad promedio prevista para la culminación de los estudios de la Udelar puede situarse en 23 años, la estructura de estudiantes de la Udelar arrojó una alta proporción de personas mayores. Algo menos de la mitad de estos alumnos del Gran Montevideo tenía entre 18 y 23 años mientras que el 36% tenía entre 24 y 30, quedando por tanto un remanente de 15% aún mayores. Si bien parte de esta estructura puede explicarse por estudiantes que están realizando posgrados, las altas duraciones efectivas de las carreras con respecto a las previstas en los planes de estudio recogidas en los registros universitarios sugieren otro tipo de explicaciones.

Por otra parte, una característica adicional de los estudiantes de la Udelar es su alta tasa de actividad, lo cual ha sido vinculado a la extraedad y al bajo nivel socio-económico. Existen antecedentes de que la edad y los bajos ingresos se vinculan a la decisión de trabajar por parte de los adolescentes, pero a diferencia de lo que ocurre en las edades en estudio, para dicho grupo la incorporación al mercado de trabajo se presenta como una alternativa a la de estudiar (Bucheli y Casacuberta, 1999). Vale la pena mencionar además que, en el contexto en que la deserción de los adolescentes se vincula al ingreso de su familia, el acceso al nivel terciario está determinado por el nivel socio-económico recogido tanto por el ingreso del hogar como por la educación de su jefe (Fernández y Pereira, 2000).

En la sección I se presenta las características de la fuente de información utilizada (ECH) y la identificación de los estudiantes de la Udelar. Asimismo, se detallan algunas características que justificaron restringir el análisis a un sub-conjunto de esta población. En la sección II se realiza un análisis descriptivo de la condición de actividad de los estudiantes. Posteriormente, en la sección III se presenta los resultados de las estimaciones de los determinantes de la oferta laboral.

I. Datos utilizados y características de la población en estudio

En el presente estudio se utilizó la información proveniente de la ECH relevada por el INE a lo largo del año 1998, la cual es una muestra ponderada. La ECH brinda información sobre características individuales, laborales y de ingresos de los integrantes de cada hogar encuestado. Entre las primeras, proporciona el sexo, la edad, la relación de parentesco con el jefe del hogar (este último es identificado por el propio hogar) y algunos aspectos sobre la educación que se detallan más adelante en esta misma sección. A su vez, la información sobre trabajo comprende, entre otras variables, la condición de actividad actual (ocupado, desocupado o inactivo) y el número de horas semanales habitualmente trabajadas, el número de años que hace que la persona se desempeña en su actual ocupación. Por último, con respecto a los ingresos, la ECH releva los mensuales del mes anterior a la entrevista y distingue diferentes conceptos, en particular los provenientes del trabajo. En base a esta información y utilizando el índice de precios al consumo, es posible calcular el ingreso del hogar y el salario por persona en términos reales de forma de hacer comparables los datos relevados a lo largo del año.

Para identificar al estudiante de la Udelar, se utilizó la combinación de respuestas a cuatro preguntas formuladas en la ECH referidas a la educación de cada integrante del hogar: 1) ¿Asiste actualmente a algún establecimiento escolar?; 2) ¿Cuál es el nivel más alto que cursa o cursó y cuántos años aprobó en dicho nivel?; 3) ¿Finalizó dicho nivel?; 4) (para los asistentes) ¿El establecimiento al que concurre es público o privado?.

La combinación de las respuestas a la primer y segunda pregunta permitió estimar que 64.691 personas realizaban estudios en establecimientos universitarios en el año 1998, cifra inferior a la estimada por el Banco Mundial para 1997 (ver cuadro No. 1). A su vez, de acuerdo a la respuesta a la cuarta pregunta, la ECH indicó que un 9.7% de los estudiantes universitarios concurría a un establecimiento privado. Así, la población asistente a la Udelar estimada en base a los datos de la ECH de 1998 fue de 58.427 personas, número inferior al estimado por el Banco Mundial para 1997 y al recogido por el Censo Universitario de 1999.

Año	Banco Mundial			Encuesta Continua de Hogares					Censo Udelar	
	Total	Univ. privadas	Udelar	Total	Univ. privadas	Udelar				
						Total	Estudiantes de grado			
							Total	G. Mvdeo		Resto
1988										
1997	70338	6036	64302						18650	
1998				64691	6264	58427	57702	48530	9172	
1999										66502

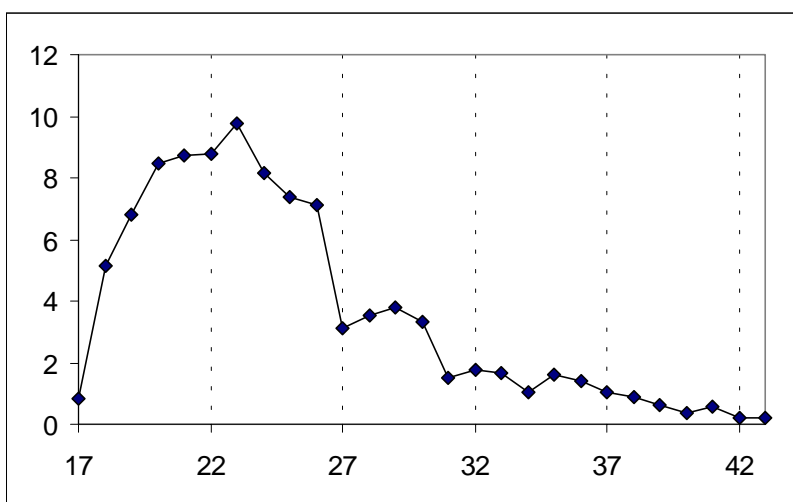
Fuente: Banco Mundial; ECH, INE; Censo de la Udelar

La información de la ECH indicó que el 1.2% de los estudiantes de la Udelar había finalizado el nivel universitario. Estas personas, entre las cuales más de la mitad tenía 27 años o más, podrían ser estudiantes de cursos de posgrado por lo que fueron excluidos para estimar el número de estudiantes de grado. Así, la estimación de los alumnos de grado se situaría en 57.702

personas, de las cuales el 84% residía en el Gran Montevideo en 1998.¹ Tanto la concentración de la oferta de la Udelar en Montevideo como la mayor proporción de desertores de la enseñanza media² fuera de la capital pueden explicar esta alta proporción. A los efectos de no introducir una heterogeneidad proveniente de las diferencias en las ofertas de servicios entre regiones, el presente trabajo aborda exclusivamente a los estudiantes de grado de la Udelar declarados como residentes del Gran Montevideo.

La distribución de alumnos por edad indicó una concentración de estudiantes de 18 (edad prevista para el ingreso a la Udelar) a 30 años. En la gráfica No. 1 se presenta la frecuencia de la edad, truncada a los 42 años. El 48% de los alumnos tenía entre 18 y 23 años, edades que corresponden a las previstas en los planes de estudio para la mayoría de las carreras universitarias. A su vez, el 23% tenía entre 24 a 26 años de edad y un 14% adicional, entre 27 y 30 años. La extraedad recogida en esta distribución no es sorprendente debido a la elevada duración efectiva de las carreras. En efecto, los registros universitarios arrojan un elevado porcentaje de estudiantes que requiere cuatro años o más de los previstos en los planes de estudio para culminar su carrera (ver gráficas del Anexo 1).

Gráfica No. 1. Frecuencia de edad de los estudiantes de grado la Udelar del Gran Montevideo.



Año 1998. En porcentaje.
Fuente: en base a ECH, INE

Por otra parte, el peso de los estudiantes de la Udelar en cada generación disminuyó considerablemente a partir de los 30 años. Cabe mencionar que a los 18 y 19 años, solamente el 1.2% y 9.5% de los residentes del Gran Montevideo estudiaba en la Udelar, a pesar de que el porcentaje total de asistentes al sistema educativo fue mayor en estas edades que para los mayores de 19. Ello se debe probablemente al rezago en el egreso de la enseñanza media, lo que sugiere que

¹ Parte de los estudiantes residentes en el Interior pueden estar utilizando instalaciones de la Udelar fuera de la capital. Pero también es posible que el estudiante viaje a Montevideo. Además, cuando un joven originario del Interior se desplaza a la capital para estudiar y su manutención continúa a cargo de su hogar de origen, para la ECH continúa siendo un miembro de este hogar y por lo tanto es registrado como residente del lugar de dónde provino. En cambio, si la manutención corre por cuenta del estudiante, es considerado un miembro de un hogar residente en Montevideo.

² Por aspectos vinculados a la deserción en la enseñanza media, ver Bucheli y Casacuberta (2000).

existe un conjunto de alumnos que ingresa con una edad superior a 18, contribuyendo a la mencionada elevada proporción de extraedad. Mientras, alrededor del 16% de las personas de 20 a 26 años del Gran Montevideo asistía a la Udelar, participación que descendía a valores en torno al 8% para los de 27 a 30 años y a menos de 5% a partir de los 31.

Por ello, los 30 años constituirían una edad tope para analizar a los estudiantes “típicos”. A ellos se suma que el porcentaje de egresados del ciclo terciario creció en forma importante entre los mayores de 30 años, sugiriendo que la asistencia con rezago en estas edades responde a comportamientos menos comunes que en edades más jóvenes. En efecto, hasta los 23 años, el peso de los egresados de estudios terciarios fue inferior al 1% de la población para cada edad; esta participación creció a valores en torno al 2-3% entre los 24 y 26 años, y a valores de 5 a 10% entre los 27 y 30 años. Ya para el grupo de 31 años, comenzó a superar el 10% (ver cuadro No. 2).

Cuadro No. 2. Participación en el grupo de edad. Gran Montevideo. Año 1998. En porcentaje.

Grupo de edad	Asistentes al sistema educativo		Egresados de estudios terciarios	Desertores de estudios terciarios
	Grado de la Udelar	Otros niveles		
18-20	13	31	0	0
21-23	17	13	1	1
24-26	17	6	3	4
27-30	8	3	7	5

Fuente: en base a ECH, INE

Por último, cabe señalar que la ECH arrojó un bajo porcentaje de desertores de estudios terciarios como proporción de las cohortes (cuadro No.2). Entre los 21 y 23 años por ejemplo, se observa un desertor cada 19 personas que incursionaron en la educación terciaria mientras que no se detecta ninguno antes de esa edad. Es posible que este tipo de resultados se deba a que la ECH recoja como alumnos de la Udelar a personas que se han matriculado pues tienen la intención de estudiar pero que no están concurrendo intensivamente a clases. Ello no sería sorprendente puesto que una vez que se ingresa a la Udelar, no existen penalizaciones institucionales a las entradas y salidas del sistema ni a la decisión de realizar solamente algunas materias. Por lo tanto, es probable que en el presente análisis se incorpore un grupo de estudiantes que no se encuentra asignando tiempo y esfuerzo intensivos a sus estudios, sobre-estimando la dedicación al trabajo de los estudiantes “efectivos”.

II. Algunas características sobre la condición de actividad y la inserción horaria

La tasa de actividad de los estudiantes de la Udelar creció con la edad, pasando de un valor promedio de 35% para los de 18-20 años a 88% para los de 27-30 (cuadro No. 3). En cambio, el comportamiento de los no asistentes al sistema educativo no apareció asociado con la edad por lo menos a partir de los 20 años, presentando una tasa de actividad en torno al 87%. Debido a las altas tasas de desempleo, mayores para los estudiantes de la Udelar, se ha calculado también la tasa de empleo. En ella se observa también una convergencia de los comportamientos entre los grupos a medida que se considera edades mayores.

Cuadro No. 3. Tasa de actividad, tasa de desempleo y distribución de los ocupados por tramos horarios para diferentes grupos de edad. Gran Montevideo. Año 1998. En porcentaje.							
	Tasa de actividad	Tasa de desempleo	Tasa de empleo	Distribución de los ocupados en tramos horarios			
				1 a 20	21 a 39	40 o más	Total
Udelar							
18-20	35	49	18	46	26	28	100
21-23	64	25	48	31	28	42	100
24-26	83	16	70	19	33	48	100
27-30	88	10	79	13	25	62	100
Total	66	22	52	23	29	48	100
No asistentes							
18-20	81	25	71	14	15	71	100
21-23	88	19	76	9	15	76	100
24-26	87	12	79	9	15	76	100
27-30	86	8	73	11	15	74	100
Total	86	15	73	10	15	75	100

Fuente: elaboración propia en base a ECH, INE

La apertura por sexo de las tasas de actividad y empleo de estudiantes y no asistentes al sistema educativo permite un mejor análisis de su convergencia.

Para los hombres no asistentes al sistema educativo, la tasa de actividad fue relativamente estable en torno al 90%. Para los estudiantes de la Udelar, se aproxima a este nivel a partir de los 26 años. Ello se ilustra en el Anexo 2, en que se ha graficado la relación entre tasas de actividad de hombres estudiantes y no asistentes por edad, la cual converge a 1 a partir de los 26 años. En el Anexo 3, se observa que la relación de sus tasas de empleo presenta una evolución similar.

A su vez, las mujeres no asistentes al sistema educativo presentan una inserción laboral menor que los hombres de su grupo: para las distintas edades, su tasa de actividad oscila en torno al 70%. Mientras, las mujeres estudiantes se comportan de manera similar a los hombres estudiantes. En este contexto, la relación entre la tasa de actividad de alumnas de la Udelar y de las mujeres no asistentes al sistema educativo supera el valor 1 a partir de los 24 años (ver Anexos 2 y 3). Esto condice con los resultados de trabajos que han analizado el comportamiento de la mujer, en el sentido que su incorporación al mercado de trabajo es más probable cuanto mayor su nivel educativo (Diez de Medina y Rossi, 1991 y García de Soria et al, 1999, entre otros).

Todo ello indica que en las edades más jóvenes, los estudiantes de la Udelar (hombres y mujeres) tienen una menor propensión a insertarse en el mercado de trabajo que los hombres no asistentes al mercado educativo, los cuales darían la pauta del comportamiento de los estudiantes de ambos sexos una vez que hayan culminado su graduación.

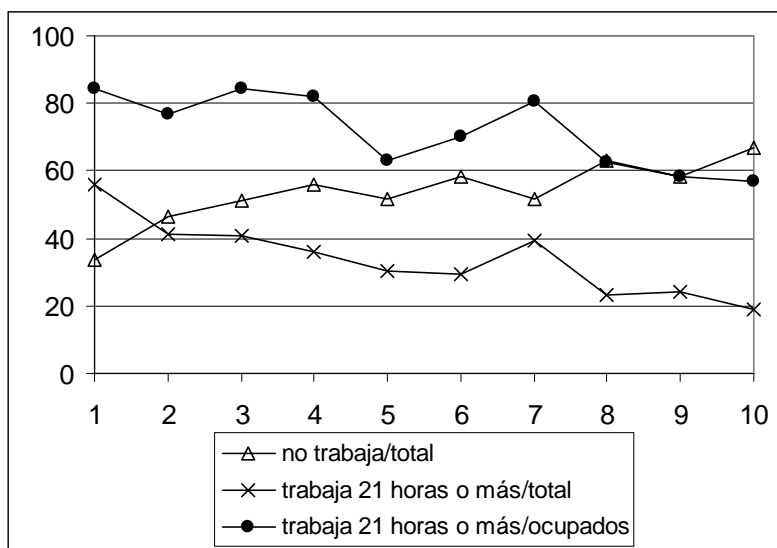
A su vez, la inserción laboral a tiempo parcial tomó proporciones mayores entre los estudiantes de la Udelar que entre los no asistentes al sistema educativo. Para los estudiantes ocupados la mediana correspondió a 36 horas mientras que para los trabajadores no asistentes al

sistema educativo fue 45. A su vez, los distintos indicadores de la distribución de las horas trabajadas de los estudiantes mostraron que la inserción horaria creció con el grupo etario, lo que se reflejó en las gráficas de las frecuencias para los distintos grupos de edades (ver gráficas de lado izquierdo del Anexo 4). El valor de la mediana para los menores de 20 años correspondió a 25 horas mientras que fue 30 y 40 para los grupos de 20-23 y 24-30 años, respectivamente. Este tipo de diferencia en el grado de inserción horaria por edad no se manifestó para los no asistentes, tal como lo muestra las gráficas del lado derecho del Anexo 4.

En síntesis, puede decirse que la asistencia a la Udelar posterga la inserción en el mercado de trabajo e incentiva una jornada laboral de menor carga horaria. Sin embargo, la edad parece influir tanto en la decisión de ser activo como en intensificar la dedicación horaria.

Por otra parte, el tiempo asignado al trabajo apareció relacionado no solamente con la edad sino además con el ingreso per cápita del hogar del estudiante (excluido el ingreso por concepto de trabajo del estudiante). Para aproximarse a esta última relación se trabajó con el sub-grupo de 18 a 26 años debido a la mayor propensión de los mayores de esa edad a estar ocupados y con elevada carga horaria. Así, ese sub-conjunto de estudiantes fue clasificado según si trabajaban habitualmente 21 horas semanales o más, entre 1 hora o 20 o si no trabajaban. El peso en porcentaje de cada una de estas situaciones en cada decil de la distribución del ingreso del hogar se ilustra en la gráfica No. 2.

Gráfica No. 2. Estudiantes de 18 a 26 años que no trabajan y que lo hacen 21 horas semanales o más por estrato de ingreso per cápita del hogar (excepto el del estudiante). Año 1998. En porcentaje.



Fuente: en base a ECH, INE

El peso de estudiantes no trabajadores en el total de alumnos creció con el decil de la distribución del ingreso del hogar. Mientras, la participación de los estudiantes que dedicaban al trabajo 21 horas semanales o más presentó una tendencia creciente con el decil de la distribución del ingreso del hogar, tanto al considerar el total de estudiantes como solamente los ocupados. Así, la evolución de las participaciones de estas tres situaciones por decil sugeriría que la asignación de tiempo al trabajo estaría relacionada con el estrato socio-económico del estudiante. Cabe señalar que la participación de los ingresos de los ocupados en el total de su hogar es en promedio un 27%.

Esta participación es más elevada para aquellos cuya posición en el hogar los señala como responsables de la manutención. Si se elimina a los jefes de hogar y a quienes declaran ser cónyuges del jefe (quienes representan un 17% del total de estudiantes de 18 a 26 años) esta proporción disminuye a 22%. Así, para este último grupo, el salario mensual tiene un peso importante en el hogar. El promedio mensual de salario se situó en torno a los \$4.800 (pesos de noviembre de 1997) mientras que el promedio del ingreso per cápita del resto del hogar fue \$5.450.

Por último, la actividad puede estar relacionada con la extraedad, esto es, con estar realizando un año curricular a una edad mayor a la prevista en los planes de estudio. Este rezago curricular podría haberse ocasionado o no antes del ingreso a la Udelar. Su relación causal con el trabajo no es fácilmente identificable.

Por un lado, el rezago puede provenir de aspectos relacionados con las instituciones educativas si estas no adecuan la calidad de enseñanza brindada con las exigencias requeridas para aprobar los cursos lectivos. En particular, cuando el rezago se produce en la Udelar, la extraedad podría provenir de un rezago ocasionado por ejemplo por una mala planificación de las carreras, inadecuación de los programas de estudio al estudiante promedio egresado de la enseñanza media, falta de infraestructura, etc. En este caso, de producirse rezago curricular en los primeros años universitarios, el estudiante podría alcanzar una determinada edad que lo induciría a trabajar. Así, el rezago podría ser previo a la decisión de incorporarse al mercado de trabajo.

Por otro lado, el rezago podría ser consecuencia de la inserción laboral por quitar tiempo para estudiar y por lo tanto, perjudicar el avance en la carrera en los tiempos previstos. Esto puede ocurrir ya sea por reprobaciones de cursos y exámenes o porque el estudiante, a efectos de no perjudicar su desempeño académico en términos de notas, haya decidido tomar solamente algunos cursos.³ Así, el trabajo sería una causa de la extraedad.

Para identificar la presencia de rezago, se comparó la edad con el número de años de educación aprobados en la Udelar. Una de las limitaciones para observar correctamente el rezago proviene de no contar con el día de nacimiento del estudiante. Por ejemplo, una persona de 19 años entrevistada en noviembre que no aprobó el primer año curricular estaría rezagada si los cumplió en enero; pero no lo estaría si cumplió en octubre.

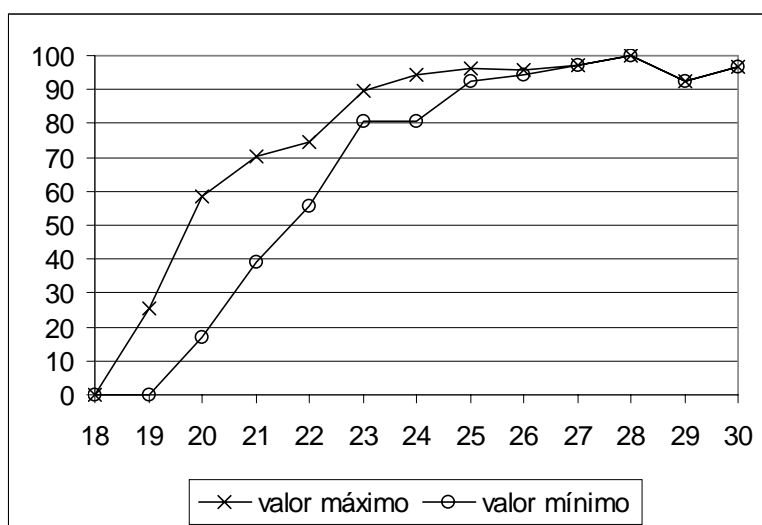
Por ello, para identificar la presencia de rezago se construyó dos indicadores. En uno se supone que existe rezago cuando un estudiante de 19 años o más está cursando el primer año, o sea, no aprobó ningún año curricular. Así, no existe rezago para los alumnos de 18 años; para el resto, se detecta extraedad cuando el número de años aprobados en la Udelar es inferior a la diferencia entre la edad y 18. El peso de alumnos en este tipo de situaciones constituiría una sobre-estimación del porcentaje de estudiantes con extraedad ya que, como se mencionó, no siempre es rezagado quien cursa el primer año lectivo con 19 años.

³ Existe cierta polémica sobre el efecto del trabajo durante los estudios y el desempeño escolar. Por un lado, el impacto puede ser negativo debido a que reduce el tiempo de estudio. Por otro, puede ser positivo porque permite combinar los conocimientos adquiridos en la vida laboral y escolar. En trabajos empíricos se ha encontrado que el signo que prima depende de la carga horaria de trabajo. Por ejemplo, en un estudio sobre la enseñanza media en Canadá, Dagenais et al (1999) encuentran que los adolescentes que asignan menos de 15 horas al trabajo tienen mejores notas en los exámenes que quienes no trabajan; inserciones más intensas perjudican los resultados académicos. A su vez, en un estudio para Inglaterra y Gales, Dustmann et al (1996) encuentran sugerencias de que el trabajo parcial de los adolescentes en el nivel medio de enseñanza no tiene un impacto estadísticamente significativo sobre los resultados de los exámenes.

El otro indicador supone que existe rezago cuando el primer año curricular se cursa con 20 años o más. O sea, no existe rezago para los alumnos de 18 y 19 años; para los mayores, se le detecta cuando la diferencia entre su edad y 19 es mayor al número de años aprobados. Este indicador sub-estimaría el porcentaje de estudiantes con extraedad.

En la gráfica No. 3 se presenta el porcentaje de alumnos rezagados por edad de acuerdo a las dos estimaciones mencionadas. El porcentaje de rezagados creció con la edad para los dos indicadores. En su estimación de mínima, ya a los 22 años, la mitad de los estudiantes tendría extraedad. A su vez, a partir de los 25 años, más del 90% de los estudiantes estaría rezagado de acuerdo a cualquiera de los dos indicadores, recogiendo la ya mencionada presencia de este tipo de situaciones en la Udelar.

Gráfica No. 3. Porcentaje de alumnos rezagados por edad. Año 1998.



Fuente: elaboración propia en base a ECH, INE.

Dada la elevada incidencia del rezago para los mayores de 23 años, las tasas de actividad y empleo para rezagados y no rezagados fueron calculadas para los menores de esa edad. A su vez, se utilizó el indicador de extraedad que proporciona la cota inferior, encontrándose una mayor incorporación al mercado de trabajo para los rezagados. Para los alumnos con extraedad de 20 a 23 años, las tasa de actividad y empleo fueron 67% y 47%, respectivamente. Mientras, para los no rezagados, el peso de los activos fue 46% y el de los ocupados, 26%.

III. Estimación de la oferta de trabajo de los estudiantes universitarios

1. Aspectos teóricos

La estimación de la oferta de trabajo se basó en los modelos básicos tradicionales en que la opción del número de horas ofrecidas en el mercado laboral es resultado de una decisión individual óptima, en el sentido en que esta elección es la que maximiza el beneficio neto de la persona. En un modelo simple, la decisión puede estudiarse en el contexto en que el individuo debe escoger entre el trabajo (que permite comprar bienes de consumo) y el ocio, estando sujeto a su restricción

presupuestaria (su consumo dependerá del ingreso obtenido por el trabajo más otras rentas disponibles). La combinación escogida de tiempo de trabajo y ocio dependerá de la valoración individual del trabajo y del ocio así como de la restricción presupuestaria. El ocio es entendido en un sentido amplio, esto es, comprende por ejemplo el tiempo dedicado al descanso, consumo, realización de tareas domésticas y educación. En este caso en que se está analizando a los estudiantes universitarios, tiene sentido distinguir entre el tiempo a asignar a los estudios y al ocio propiamente dicho. Así, la combinación horaria a escoger se realizaría en base a tres opciones: una mayor carga horaria de trabajo podría conllevar una disminución del tiempo dedicado al ocio propiamente dicho y no a las horas de estudio.⁴ De todas maneras, a continuación se presenta una síntesis de los impactos esperados de diferentes variables sobre la combinación de trabajo/ocio adjudicando a esta última variable la incidencia del tiempo requerido para estudiar.

En estos modelos, la combinación óptima de trabajo y ocio es aquella en que el salario por hora que puede percibirse se iguala a la tasa marginal de sustitución de trabajo por ocio, esto es, al salario al que se debe renunciar para obtener una hora más de ocio. Para un estudiante, se espera que esta tasa refleje que el “ocio” es muy valioso, ya que en este concepto se ha incluido el tiempo a dedicar al estudio. En estas situaciones en que existe alta disposición a prescindir de ingresos a cambio de obtener tiempo fuera del mercado de trabajo, el salario de reserva (el más bajo que induce la decisión de trabajar) será relativamente alto. Por lo tanto, será frecuente observar que el salario de reserva es superior al de mercado justificando la decisión de no ingresar al mercado de trabajo, esto es, la inactividad.

Por otra parte, algunas características individuales pueden explicar distintas valoraciones del trabajo y el ocio. Una de ellas es el sexo. En particular, las mujeres casadas – y especialmente con niños pequeños- suelen presentar menor tasa de actividad que los hombres (y que las mujeres en otro estado conyugal) lo que suele explicarse por la combinación de la existencia de discriminación en el mercado de trabajo por género y la especialización de la mujer en la producción de bienes del hogar por razones culturales. En el caso de los universitarios, en la sección II se mencionó que no existen diferencias en las tasas de actividad por sexo, lo cual no es sorprendente debido al nivel educativo (que eleva el salario al que puede accederse) y a la baja incidencia del casamiento en esta población.

Otra de estas características individuales es la edad. Esta puede en principio explicar la decisión de trabajar por aspectos culturales: es posible que exista una edad en que la sociedad en general considera que un individuo debe trabajar. Cumplida esa edad, ésta se convertirá en una variable de importante peso en la decisión de trabajar. Por otra parte, con la edad también puede aumentar la preferencia por tener mayor independencia económica. Esta variable adquiere importancia desde el punto de vista de la política universitaria: tal como se mencionó en la sección anterior, si los contenidos curriculares de los planes de estudio no son los adecuados para culminar la graduación antes de la edad socialmente aceptable para no trabajar, la incorporación al mercado de trabajo se realizará durante los estudios.

Más allá de estos aspectos culturales y de preferencias, el costo de oportunidad de no trabajar puede crecer con la edad si los salarios de mercado son mayores para edades mayores (dentro de la etapa de la juventud), lo que podría justificarse por razones de señales de responsabilidad, disciplina, etc. El nexo entre edad y salario se refuerza si se tiene en cuenta que un

⁴ Existe evidencia para los adolescentes en la enseñanza media en Estados Unidos que el tiempo de trabajo reduce actividades vinculadas más bien al entretenimiento que a las tareas escolares (ver Rhum, 1997).

año más de edad está asociado con una mayor probabilidad de obtener mayor educación y que el salario de mercado está positivamente relacionado con el número de años curriculares aprobados.

Por lo tanto, la edad y los años de educación aprobados en la Udelar se presentan como posibles variables explicativas con impacto del mismo signo (positivo) sobre la probabilidad de incorporarse al mercado de trabajo. Obsérvese que el efecto de la edad puede depender del número de años aprobados. Por ejemplo, cumplir los 21 años puede incentivar la decisión de trabajar o aumentar la inserción horaria, pero esta decisión podría variar según si el estudiante todavía está cursando primer año o si ya aprobó tercero. En particular, es posible que el rezago induzca a disminuir el tiempo asignado a estudiar y a aumentar el dedicado a trabajar. Por lo tanto, el efecto de pasar de 20 a 21 años sería mayor si el estudiante aún está cursando primer año. Así, si bien la edad puede tener un efecto positivo, este puede ser mayor para los rezagados.

Otro conjunto de variables de influencia refiere a las características del hogar sobre la decisión de trabajar. El factor más importante refiere al ingreso de la familia: mayores ingresos permiten “comprar” tiempo de ocio/estudio. Expresado en otras palabras, el salario de reserva será mayor para quienes pertenezcan a estratos socio-económicos altos. En un esquema de familia, un ingreso per cápita mayor (sea por el acceso a un salario más elevado para los padres o por mayores rentas no salariales) permite reducir las horas de trabajo totales de la unidad familiar. Puesto que quién está estudiando se encuentra realizando una inversión que le reportará mayores ingresos en el futuro, es razonable que sea este integrante del hogar el que se retire del mercado de trabajo.

Las variables mencionadas contribuyen también a explicar las horas que se desea trabajar. Así, se espera que los ingresos de la familia y las características individuales contribuyan también a explicar la inserción horaria. Cabe sin embargo una acotación con respecto al salario. Puesto que el salario de reserva es el mínimo al cual se está dispuesto a trabajar, una disminución del salario de mercado no afecta la decisión; en cambio, un mayor salario de mercado aumenta la probabilidad de participar en el mercado de trabajo. Sin embargo, dentro del conjunto de estudiantes ocupados, un salario mayor puede inducir una reducción de las horas de trabajo. Este tipo de evidencia se ha encontrado por ejemplo para los estudiantes de la Universidad de Cornell, arrojando que un aumento de un dólar reduce el tiempo de trabajo en 0.19 horas por semana (citado en Bryant, 1990).

Para analizar el efecto neto de un aumento del salario sobre las horas trabajadas es útil descomponerlo en la suma de dos efectos. Por un lado, existe un impacto proveniente del incentivo a sustituir tiempo de trabajo por estudio/ocio, esto es, un efecto positivo sobre las horas trabajadas. Esto se debe a que cuando sube el salario, se eleva el costo de oportunidad del ocio (“comprar” más tiempo de ocio significa renunciar a más ingreso) induciendo a asignar más tiempo al trabajo. Por otra parte, el aumento de salario permite obtener una mayor remuneración total con un determinado número de horas de trabajo. Este mayor ingreso permite “comprar” más ocio o más bien, en el caso de los estudiantes, dedicar más tiempo al estudio. Por ello, este denominado efecto-ingreso produce un incentivo a disminuir las horas trabajadas. Por lo tanto, el signo del efecto neto de un aumento del salario dependerá de si los valores absolutos de los efectos ingreso y sustitución: cuando el primero domina al segundo, las horas trabajadas se reducirán ante aumentos de salario.

El signo del efecto neto estará relacionado con las preferencias entre tiempo de trabajo y ocio/estudio. Un estudiante universitario ha optado por dedicar tiempo al estudio, por lo que es probable que sus preferencias reflejen una baja disposición a aumentar el tiempo de trabajo para disminuir horas de estudio, justificando una reducción de su inserción laboral ante salarios mayores. Por otra parte, también puede incidir que su nivel de consumo deseado esté menos asociado a la manutención de un hogar que al deseo de un dinero propio para consumo personal y a razones de

mayor independencia económica en general. Así, es posible que la elasticidad de la oferta sea negativa, indicando que el efecto-ingreso más que compensa el efecto-sustitución.

Por último, cabe señalar que si el trabajo reduce del tiempo de estudio postergando así la culminación de la carrera, puede preverse un impacto negativo sobre la trayectoria laboral futura.⁵ Así, al considerar el ciclo de vida, los beneficios netos de trabajar durante los estudios pueden ser negativos. El signo y magnitud sobre toda la trayectoria laboral dependerán de diversos factores, como por ejemplo: el número de años de postergación de la obtención del título que implica el trabajo durante los estudios; la magnitud de la prima salarial por la obtención del título con respecto a los estudios incompletos; la probabilidad de desempleo y su duración en el período de transición entre el momento de graduarse y emplearse. A ello puede agregarse que si existe un impacto negativo sobre los resultados académicos, el trabajo durante los estudios puede conllevar a menores salarios futuros en caso en que las primas salariales por educación en el mercado de trabajo tomen en cuenta el desempeño escolar.

Todos estos factores pueden diferir para las distintas especialidades. Por ejemplo, según el grado de adecuación del servicio universitario a la presencia de estudiantes que trabajan (en términos horarios, de requerimiento de tareas domiciliarias, etc.), la actividad laboral tendrá un impacto diferente sobre la prolongación del tiempo para culminar la carrera. Cuanto mayor la adecuación, menor será la rentabilidad de no trabajar durante los estudios, incentivando la incorporación al mercado de trabajo.

Por otra parte, la diferencia entre las primas salariales de los estudios universitarios completos e incompletos también difiere entre especialidades a lo que se suma para algunas de ellas, una baja probabilidad de demanda de trabajo para las calificaciones adquiridas en los primeros años de estudios terciarios. Por ejemplo, el mercado de trabajo de estudiantes de tercer año de estudiantes de administración parece tener una mayor demanda que el del mismo nivel para medicina, contribuyendo por lo tanto a explicar algunas diferencias de la frecuencia de la duración efectiva de las carreras observada en el Anexo 1. Así, cuando las diferencias entre primas son pequeñas, menor será la pérdida neta en el ciclo de vida por postergar la culminación de la carrera.

Estas consideraciones implican que la decisión de trabajar dependa de la carrera escogida. Una de las limitaciones de la ECH es que no releva información sobre las especialidades cursadas por los estudiantes, por lo que las variables explicativas utilizadas tuvieron en cuenta solamente los aspectos individuales, las características del entorno del hogar y el costo de oportunidad. De todas maneras, también es posible que la opción por la carrera dependa de las posibilidades que brinda la especialización escogida para trabajar durante los estudios. Dicho de otra manera, las personas puede elegir la carrera según las posibilidades que ésta le brinde para combinar trabajo y estudio.

2. Aspectos metodológicos de la estimación

La estimación de oferta de trabajo fue realizada para los estudiantes universitarios de 18 a 26 años ya que, tal como se mencionó en la sección II, para edades mayores la heterogeneidad de decisiones no fue tan importante. El número de casos fue 637.

⁵ En un estudio para Estados Unidos, Hotz et al (1999) analizan que el trabajo durante los estudios medios y terciarios facilitan la etapa de transición entre la graduación y el momento de emplearse, o sea, tienen un efecto positivo de corto plazo. Sin embargo, estos beneficios no permanecen en el tiempo.

De acuerdo a los factores que inciden en la decisión de horas trabajadas, presentados en el apartado anterior, se requiere alguna variable explicativa que permita medir el costo de oportunidad. Para estimarlo, se utilizó el procedimiento en dos etapas propuesto por Heckman en 1979; luego, se realizó la estimación de oferta utilizando un modelo tobit (por una revisión de las formas de estimación de la oferta de trabajo, ver Killingsworth, 1983). En términos generales, el procedimiento consistió en estimar en primer lugar la probabilidad de ser activo; luego, una ecuación salarial que incorporó información de la estimación anterior; finalmente, la ecuación de horas trabajadas que incorporó como variable independiente al valor predicho del salario obtenido con la estimación de la ecuación salarial. A continuación, se presenta una breve reseña de los métodos de estimación utilizados (por mayor detalle, ver Greene, 1993).

Así, la primer estimación refiere a la probabilidad de ser activo. La variable a explicar es vale I si el estudiante participa en el mercado de trabajo y 0 si no lo hace. Se supone que la decisión de participación es tomada en base a un indicador latente I constituido por variables que representan características individuales y del hogar ($I_i = \beta'X_i$). Cada estudiante decidirá su participación de acuerdo a un umbral I^* tal que:

$$P(A_i = 1) = P(I^* < I_i) = \Phi(I_i) = \Phi(\beta'X_i/\sigma)$$

La estimación se realizó utilizando un modelo probit, el cual supone que la función $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución de una normal estandarizada. El impacto marginal de cambio en la variable explicativa x_k puede calcularse como la derivada de dicha expresión con respecto a x_k , que está dada por $\beta_k\phi(X_i/\sigma)$, donde $\phi(\cdot)$ representa la función de densidad de una normal estandarizada. A efectos de estimar el impacto marginal de cada variable explicativa, dicha expresión fue evaluada en los valores medios del resto de las variables

La segunda estimación, correspondiente a la ecuación salarial, fue:

$$w_i = \gamma'Z_i + \gamma_\lambda\lambda_i + v_j$$

donde w es el logaritmo del salario por hora, Z representa al conjunto de factores que explican el salario y v_i , los factores no observables. A su vez, la variable λ se introduce para corregir el proceso de autoselección. Esto es, quienes informan su salario se han autoseleccionado en la muestra debido a que son quienes han tomado la decisión de trabajar, o sea, aquéllos para los que el salario de mercado ha superado el de reserva. De no tenerse en cuenta este proceso de autoselección, la estimación se realizaría para una muestra sesgada introduciendo desvíos en la estimación de los parámetros. Para corregir este problema, conocido en la literatura como sesgo de selección, a partir de los resultados obtenidos en la estimación de la probabilidad de ser activo (obsérvese que son activos aquéllos para los cuales el salario de mercado supera al de reserva) se estimó la inversa del ratio de Mills que se representa en la ecuación mencionada como λ .

La ecuación salarial permite estimar el salario predicho para todos los estudiantes, obteniendo una medida del costo de oportunidad de no trabajar para toda la muestra, esto es, también para los ocupados. Así, el salario predicho se incluyó como variable independiente en la tercer ecuación, que puede escribirse (utilizando una variable latente H^*_i) como:

$$H^*_i = \alpha' T_i + u_i$$

$$H_i = H^*_i \quad \text{si } H^*_i > 0$$

$$H_i = 0 \quad \text{si } H^*_i = 0$$

siendo H_i las horas trabajadas, T_i el conjunto de variables explicativas y u_i el término de perturbación.

Este modelo está basado en una distribución de probabilidad censurada (las horas no pueden tomar valores menores a 0) por lo que se estimó un modelo tobit que plantea estimar el vector de parámetros α y la varianza de los residuos σ^2 a través de la maximización de la función de verosimilitud:

$$\ln L = \sum_{H_i > 0} -1/2 [\ln(2\pi) + \ln \sigma^2 + (H_i - \alpha' T_i) / \sigma^2] + \sum_{H_i = 0} [\ln 1 - \Phi(\alpha' T_i / \sigma^2)]$$

La estimación permite calcular el impacto sobre las horas trabajadas del cambio marginal de una variable t_k . En particular, se ha calculado el efecto marginal de un cambio en t_k sobre la media de las horas trabajadas dada la censura (o sea, que se esté ocupado). Si $\mu_i = \phi(\cdot) / \Phi(\cdot)$, la media y el efecto marginal serán:

$$E(H_i / T_i) = \Phi(\cdot) (\alpha' T_i + \sigma \mu_i)$$

$$\partial E(H_i / T_i) / \partial t_k = \alpha_k \Phi(\cdot)$$

El impacto marginal de una variable sobre las horas dada la censura puede descomponerse en dos, descomposición conocida como de Mc Donald y Moffit:

$$\partial E(H_i / T_i) / \partial t_k = \text{Prob}(H^*_i > 0) [\partial E(H^*_i / T_i, H^*_i > 0) / \partial t_k] +$$

$$E(H^*_i / T_i, H^*_i > 0) [\partial \text{Prob}(H^*_i > 0) / \partial t_k]$$

El primer sumando mide el efecto sobre la media condicional de H^*_i en la parte positiva de la distribución, o sea, sobre las horas promedio de los ocupados. Así, es una medida del impacto sobre las horas trabajadas dado que el estudiante está ocupado, de un cambio en la variable t_k . El segundo sumando en cambio, se refiere al impacto que produce una variación marginal en la variable explicativa sobre la probabilidad de que las horas sean positivas.

De forma de analizar la bondad de dichos modelos se utilizó el test de la razón de verosimilitud (LR), el cual prueba la hipótesis nula:

$$H_0) \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_k = 0$$

La forma del test es:

$$LR = -2 [\ln L(\omega) - \ln L(\Omega)] \text{ donde } LR \sim \chi^2_{k-1}$$

siendo $L(\omega)$ la función de verosimilitud con la restricción de que todos los parámetros sean nulos y $L(\Omega)$ la misma función para un modelo sin restringir. Dicho test también se utilizó para analizar el impacto de determinadas variables en la explicación global del modelo de horas presentado anteriormente.

Por último se presenta el cálculo del *pseudo-r2* definido en McFadden (1974) de la siguiente forma:

$$R^2 = 1 - (\ln L(\Omega) / \ln L(\omega))$$

3. Resultados obtenidos

Los resultados de la estimación de la ecuación de participación y de la ecuación salarial se presentan en el cuadro No. 4.

Las variables explicativas incluidas en **la ecuación de participación** fueron: la edad, el logaritmo del ingreso per cápita del hogar exceptuando el del estudiante⁶, el porcentaje de perceptores de ingresos en el hogar, el último año curricular aprobado en la Udelar (*años de educación*) y dos variables binarias que identificaron estudiantes rezagados: una tomó valor 1 para un rezago de uno o dos años (*atras12*) y otra, para tres años o más (*atras3*). Para la creación de esta variable, se supuso que existe rezago cuando una persona de 20 años no tiene por lo menos un año de educación aprobado en la universidad. Con respecto al sexo, que contribuye a explicar la decisión de ser activo para los adultos, no contribuyó a la explicación en el presente estudio, tal como lo sugerían los resultados encontrados en la sección III.

La asociación entre la participación en el mercado de trabajo y las variables independientes incorporadas presentó los signos esperados. Por un lado, la estimación indicó que el nivel socio-económico del hogar es relevante en la decisión de incorporarse al mercado de trabajo. En efecto, la probabilidad de ser activo fue menor cuanto mayor el ingreso per cápita del resto del hogar del estudiante, tal como lo indica el signo negativo de su parámetro (de significación estadística al 99%). A título ilustrativo del efecto de esta variable, se estimó la probabilidad de ser activo para distintos valores del ingreso per cápita del resto del hogar, asignando al resto de las variables su valor promedio. Así, dicha probabilidad estimada cayó de 73% para el valor del primer decil de la distribución del ingreso per cápita del resto hogar del estudiante a 65% al considerar la mediana; mientras, para el noveno decil, disminuyó a 56%.

El porcentaje de perceptores de ingresos en el hogar se incluyó como control adicional de las características del entorno del estudiante y permite en cierta medida aislar con mayor exactitud el efecto del ingreso. El signo de su parámetro fue negativo pero como menor significación estadística, indicando una menor probabilidad de ser activo cuanto mayor el porcentaje de perceptores. Cabe mencionar que la incorporación de una variable que identificara al estudiante como el responsable de la manutención del hogar (por ejemplo, jefe de hogar y/o cónyuge del jefe) no arrojó un parámetro estadísticamente significativo. Esto puede deberse a que, como el ingreso per cápita del resto de los integrantes del hogar es menor cuando el estudiante es quién está a cargo del hogar, el ingreso y el porcentaje de perceptores alcanzarían para explicar la probabilidad de estar incorporado al mercado de trabajo.

A su vez, la probabilidad creció con la edad. De acuerdo a los valores de los efectos marginales, cumplir un año aumentaría la probabilidad en 0.06. Por ejemplo, puede estimarse en 38% para los estudiantes de 18 años, en 57% a los 21 años y en 75% a los 24. Así, la edad parece tener suma importancia para explicar la decisión de participación.

⁶ Debido a que los ingresos fueron relevados en diferentes meses, se calculó a valores reales deflactando por el índice de precios al consumo en base noviembre de 1997.

Por último la decisión de ser activo estaría relacionada positivamente con el rezago pero los coeficientes presentaron menor significación estadística. La observación de un rezago de uno o dos años aumentaría la probabilidad de ser activo en 10 puntos porcentuales; un rezago de tres o más años, lo haría en 15 puntos porcentuales.

Cuadro No. 4. Resultados de las estimaciones de la ecuación de participación y de la ecuación salarial				
Ecuación de participación			Ecuación salarial	
Variables	Coeficientes (estadísticos)	Efectos marginales	Variables	Coeficientes (estadísticos)
Constante	-0.790		Constante	0.581 *
	-0.827			7.163
edad	0.164 *	0.006	Años de educación	0.143 *
	4.446			4.770
Atras12	0.279 ***	0.103	Tiempo	1.107 *
	1.797			15.970
Atras3	0.415 ***	0.153	Tiempo 2	-0.111 *
	1.865			-9.755
Log. ingreso per cápita	-0.292 *	-0.107	Casado/unión libre	0.690 *
	-3.562			4.031
Porc. de perceptores	-1.746 **	-0.158	Lambda	0.844 *
	0.081			12.869
Pseudo R2	0.146		R2	59.3
* Estadísticamente distinto de 0 al 99%				
** Estadísticamente distinto de 0 al 95%				
*** Estadísticamente distinto de 0 al 90%				

Con respecto a la **ecuación salarial**, los parámetros estimados arrojaron también los signos esperados. La variable independiente utilizada fue el logaritmo del salario por hora calculado a partir de la suma de los ingresos percibidos en todas las ocupaciones⁷. Las variables independientes incorporadas fueron: los años de educación aprobados en la universidad; la variable *tiempo* calculada como el número de años transcurridos desde el comienzo del desempeño de la ocupación actual -toma valor 0 para quienes trabajan en su empleo actual hace menos de un año, los desocupados y los inactivos- y su cuadrado; una variable binaria que toma valor 1 para las personas casadas o en unión libre y la que recoge el sesgo de selección (*lambda*).

Los años de educación aprobados y la experiencia en el puesto de trabajo, indicativas del capital humano, son las que habitualmente contribuyen a explicar la dispersión de salarios. En la presente estimación, los signos obtenidos fueron los esperados: por un lado, el salario creció con los años de educación; por otro, creció a tasas decrecientes con la experiencia en el puesto de trabajo. Habitualmente, los indicadores de la experiencia general también aportan a la explicación de las diferencias salariales pero no ocurrió en esta estimación. La incorporación de la edad como *proxy* de la experiencia general arrojó parámetros para los cuales no se pudo rechazar la hipótesis de que fueran diferentes de 0, esto es, la edad no presentó un impacto sobre el salario. Este resultado puede

⁷ Al igual que el ingreso del hogar, el salario relevado fue deflactado por el índice de precios al consumo (base noviembre de 1997).

ser explicado por el tipo de población en análisis: por un lado, para muchos de los estudiantes, el empleo actual puede ser el primero, por lo que el efecto estaría correctamente recogido por la variable *tiempo*; por otro lado, el resultado encontrado indicaría que el primer salario no depende de la edad en que el estudiante se incorpora al mercado de trabajo sino de la experiencia adquirida y de su educación. Es probable que aspectos vinculados a su desempeño académico también influyan pero no se contó con información al respecto para incluir alguna medida del mismo.

En lo que respecta a la variable binaria que identificó a los estudiantes casados o en unión libre, el parámetro fue positivo indicando un mayor salario para estos estados conyugales. La inclusión de esta variable se realizó en el entendido que el salario incide en la decisión de cohabitar con su pareja. En efecto, es de esperar que quienes hayan contraído matrimonio legal o vivan en unión libre de hecho tengan ingresos suficientes para solventarse, lo cual podría recogerse en la percepción de remuneraciones relativamente altas. Así, la variable de identificación del estado conyugal se utilizó como control y arrojó el signo esperado.

A su vez, el coeficiente asociado a la variable de sesgo de selección no fue estadísticamente diferente de 0 para un intervalo de confianza del 99%, justificando por lo tanto el método de estimación.

Por último, cabe mencionar que en una primera estimación se incorporó una variable que identificara al sexo de forma de recoger la existencia de discriminación de género en el mercado de trabajo. Esta no pudo ser comprobada ya que no fue posible rechazar la hipótesis de que el parámetro asociado al sexo fuera estadísticamente diferente de 0, sugiriendo que el mercado no discrimina por género a los estudiantes universitarios.

Los resultados de la estimación de **la ecuación de horas** se presentan en el cuadro No.5. La variable dependiente utilizada fue el número de horas trabajadas habitualmente por semana. A su vez, las variables independientes consideraron características individuales, el costo de oportunidad - estimado de la forma en que se explicó en el apartado anterior- y el nivel socio-económico del hogar.

La realización de la descomposición propuesta por McDonald y Moffit arrojó, para ambas estimaciones, que el 36% del impacto total de las variables independientes consideradas se debe al impacto sobre la intensidad horaria de los ocupados. Por lo tanto, el 64% del impacto de los coeficientes estimados proviene de la observación dicotómica de estar o no trabajando.

Las características individuales fueron recogidas por la edad, los años de educación aprobados en la Udelar, la experiencia en el puesto de trabajo y dos variables binarias que identificaron a los jefes de hogar y a las mujeres casadas o en unión libre. Los signos de sus impactos fueron similares en las dos estimaciones realizadas.

Los resultados indicaron que las horas trabajadas crecen con la edad mientras que disminuyen con los años de educación. Los efectos marginales de la edad y los años de educación fueron relativamente similares pero de signo opuesto. Ello sugiere que, de un año a otro, el efecto de la edad se amortigua para quienes han aprobado el año curricular. Expresado de otra manera, el rezago parece estar vinculado con las horas trabajadas sugiriendo que para los ocupados, un año más de edad intensifica la carga horaria laboral en mayor medida cuando al cabo de ese año, no se culminó un año curricular.

El coeficiente asociado a la experiencia en el puesto de trabajo arrojó un signo negativo. Podría esperarse el signo opuesto en el entendido que la inserción en el mercado laboral incentivara una mayor dedicación al trabajo. De todas maneras, es posible que esta hipótesis sea verdadera. De ocurrir este fenómeno de forma que indujera a la deserción, la muestra de los estudiantes de la Udelar habría “perdido” estos casos. Así, quienes hace más tiempo que trabajan serían aquéllos que menos tiempo dedican al trabajo.

A su vez, las horas son mayores para los jefes de hogar y menores para las mujeres casadas o en unión libre. Estos efectos relacionados con la posición en la estructura del hogar son esperables. Por un lado, es probable que el hogar identifique como jefe al integrante responsable de su manutención, del cual es esperable encontrar una inserción horaria alta. A su vez, estudios previos encontraron que en Uruguay (Diez de Medina, 1991; García de Soria et al, 2000) las mujeres casadas (legalmente o de hecho) dedican menor tiempo al trabajo que las divorciadas o solteras, lo cual puede explicarse por aspectos culturales relacionados con la asignación de tiempo a la producción de bienes del hogar. Obsérvese que en el caso de las mujeres en general, este tipo de resultado también puede explicarse por la presencia de discriminación en el mercado de trabajo que conlleva a una especialización de los integrantes de la pareja: el hombre en el trabajo y la mujer en la producción de bienes del hogar. Sin embargo, en el caso de los estudiantes de la Udelar, este tipo de explicación no parece estar presente tal como se mencionó al presentar los resultados de la estimación de la ecuación salarial. Controles con respecto a la presencia de hijos de esas mujeres, con un impacto negativo sobre la inserción horaria de acuerdo a los estudios previos mencionados, no fueron realizados debido a la baja proporción de casos en esta situación.

En cuanto al salario predicho estimado a partir de la ecuación salarial, incorporado como medida del costo de oportunidad, su parámetro fue positivo indicando que el efecto sustitución más que compensa el efecto ingreso. Por otra parte, el efecto marginal sugiere un papel importante del salario en la decisión de trabajar.

Debido a que no se ha controlado la carrera escogida por el estudiante, el salario puede interpretarse como una señal de la especialización. Así, es posible interpretar este resultado como una señal de que cuando el mercado de trabajo brinda mayor rentabilidad a los estudios universitarios incompletos de cierta especialidad, el estudiante tendrá una mayor probabilidad de estar ocupado y si trabaja, de hacerlo con una mayor inserción horaria. Este tipo de argumentos podrían por ejemplo, contribuir a explicar el menor porcentaje de estudiantes que se rezagan en medicina con respecto al resto de las carreras, tal como se observa en el Anexo 1.

El nivel socioeconómico el nivel socio económico del hogar del estudiante fue tomado en cuenta a través de la incorporación del logaritmo del ingreso per cápita de hogar (excepto el salario del estudiante). Su signo fue negativo pero el efecto marginal fue bajo, al igual que su grado de significación. Dado este resultado, se calculó el test LR mencionado en el apartado anterior, no pudiendo rechazar la hipótesis de que la inclusión de esta variable mejora la bondad del ajuste.

Cuadro No. 5. Resultado de la estimación de las horas trabajadas. Variable dependiente: horas habitualmente trabajadas.					
Variables	Coeficientes (estadísticos)		Efectos marginales y sus fracciones		
			Total	Probabilidad de tener horas positivas	Monto de horas, dado horas positivas
Constante	-111.045	*			
	-6.988				
Años de educación	-4.149	*	-2.037	-1.31	-0.73
	-4.906				
Tiempo	-5.441	*	-2.672	-1.71	-0.96
	-5.545				
Edad	4.611	*	2.264	1.45	0.81
	7.655				
Jefe	6.328	*	3.107	1.99	1.11
	1.886				
Mujer casada	-12.158	*	-5.970	-3.83	-2.14
	-2.864				
Salario imputado	23.146	*	11.366	7.29	4.07
	15.411				
Log. ingreso per cápita cápita 3	-1.736	***	-0.852	-0.55	-0.31
	-1.918				
Pseudo R2	15.8				

* Estadísticamente distinto de 0 al 99%
** Estadísticamente distinto de 0 al 95%
*** Estadísticamente distinto de 0 al 90%

Conclusiones

El análisis de la información de la ECH indicó que la incorporación al mercado de trabajo de los estudiantes de la Udelar está altamente relacionada con su edad. A medida que se “envejece” en el sistema educativo, la probabilidad de ser activo aumenta. A su vez, la extraedad también tiene un efecto importante: se observa mayor incorporación al mercado de trabajo para quienes a una edad determinada están cursando un año lectivo al cual se prevé la asistencia de alumnos más jóvenes.

Los resultados encontrados se ajustan a argumentaciones que sostienen que un rezago curricular en los primeros años (por razones vinculadas a las instituciones educativas) tiene un impacto positivo sobre la probabilidad de estar ocupado y, dado que se trabaja, hacerlo con una mayor intensidad horaria. En efecto, si bien la información proviene de un corte transversal, la estimación de la oferta sugiere que transcurrido un año calendario en que se “envejece” un año, existe un impacto positivo sobre las horas trabajadas. Sin embargo, ello se amortiguaría prácticamente en forma total si el paso del tiempo se acompañó de la aprobación del año curricular.

Sin embargo, los signos de los años aprobados y la edad no significan relaciones causales. De hecho, la relación entre la extraedad y la actividad es ambigua. Los mismos signos se obtendrían si lo que sucede en los hechos es que las cargas horarias laborales intensas conducen a una pérdida del ritmo de aprobación de años lectivos. En esta lectura de los resultados, dada la edad, mayores cargas horarias se asociarían a menores años curriculares aprobados o sea, existiría una relación causal desde el trabajo hacia el rezago. En esta línea de argumentos, cabe entonces preguntarse las variables que explican la decisión de trabajar.

Una de las variables que suele ser citada como explicativa es el nivel socio-económico del estudiante. En esta línea, vale la pena mencionar que existen argumentos que sostienen que la Udelar debería aceptar cierto grado de rezago en virtud de razones de equidad.

Los resultados encontrados indican que el ingreso per cápita del resto de los integrantes del hogar del estudiante incide positivamente en la decisión de trabajar y en una mayor carga horaria, si bien su efecto no parece tener un rol tan importante como la edad y el salario. Así, el nivel socio-económico no parece tener la alta relevancia sugerida cuando se analiza la decisión de trabajar por parte de los adolescentes. La comparación de estos resultados debe tenerse en cuenta que el ingreso per cápita del hogar explica la decisión de realizar educación terciaria (Fernández y Pereira, 2000) por lo que los estudiantes de la Udelar provienen de hogares de mayor nivel socio-económico que los adolescentes en general.

Cabe señalar que identificarse como jefe del hogar parece ser relevante, en particular para explicar la carga horaria de los ocupados. Debido a que el jefe es quien proporciona la mayor fuente de recursos al hogar, su impacto positivo sugeriría que el nivel socio-económico del hogar es importante. Sin embargo, ser jefe de hogar está vinculado en gran medida a una decisión individual ya que prácticamente todos son identificados como tales en familias que ha conformado a través de la constitución de una pareja. Esto es, la proporción de jefes a cargo de padres o hermanos es prácticamente insignificante. Por lo tanto, es posible que la decisión de trabajar haya sido tomada previa o conjuntamente a la decisión de ser el jefe de un hogar. Así, el impacto de ser jefe no estaría tan relacionado con la pertenencia a una familia de ingresos menores.

Otra de las variables que contribuye a explicar la decisión de trabajar y la intensidad horaria es el salario que puede obtenerse en el mercado de trabajo. Cuanto mayor el salario, mayor es el incentivo a trabajar y mayor la carga horaria. En este caso, el tipo de argumentos que puede sustentar este resultado es que los estudiantes podrían estar incurriendo en un rezago “óptimo” positivo en el sentido que existe un beneficio en postergar la culminación de la carrera. Expresado de otro modo, la pérdida de ingresos proveniente de la diferencia de salarios entre estudios completos e incompletos durante el período de rezago más que compensaría culminar en tiempo y prescindir de los salarios ofrecidos a los estudiantes. Así, los estudiantes obtendrían beneficios en utilizar el marco de disposiciones que facilitan el trabajo y estudio simultáneo, aún cuando ello conduzca a un rezago.

El presente análisis no incorporó las distintas especialidades ya que se carecía de información. Por lo tanto, el salario imputado en la ecuación de oferta podría ser interpretado como una señal de la carrera escogida, indicando que en las especialidades en que trabajar durante los estudios es rentable, la probabilidad de encontrar estudiantes que trabajen –y mayores cargas horarias- es mayor. Así, podría preverse que las tasas de actividad y horas trabajadas varíen según las especialidades escogidas, para las cuales los mercados de trabajo para estudios incompletos podrían tener dinámicas similares.

Referencias bibliográficas

Bryant, W. Keith (1990). "The economic organization of the household". Cambridge University Press, USA.

Bucheli, M. y Casacuberta C. (1999). Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay. Documento de trabajo No. 15/99, Departamento de Economía, FCS, Udelar.

Dagenais M., Montmarquette C., Parent D. Y Vienne-Brior N. (1999). Travail pendant les études, performance scolaire et abandon. Série Scientifique, Cirano, Montréal.

Diez de Medina R. y Rossi, M. (1991). La actividad femenina en el mercado laboral de Montevideo. Documento de trabajo No. 10/91, Departamento de Economía, FCS, Udelar.

Dustmann, C., Rajah N. y van Soest A. (1996). Part-time work, school success and school leaving. Discussion paper N 43, Tilburg University, Center for Economic Research.

Fernández A. y Pereira M. (2000) Acceso a la educación terciaria e indicador de capital social de los hogares. Una aplicación a datos de Uruguay. Trabajo no publicado.

García de Soria, X. Riva, M.F. y Taboada, M. (1990). Oferta laboral de las mujeres. Un estudio empírico para Uruguay. Año 1997. Trabajo de investigación monográfico, Uruguay.

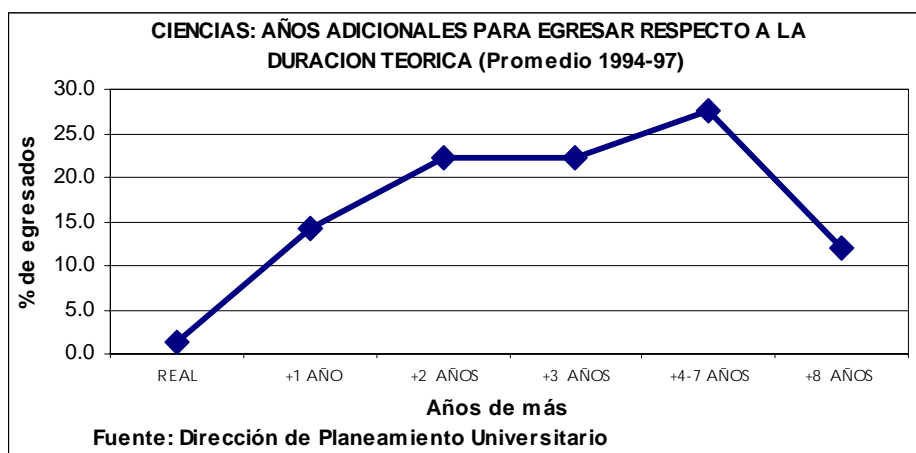
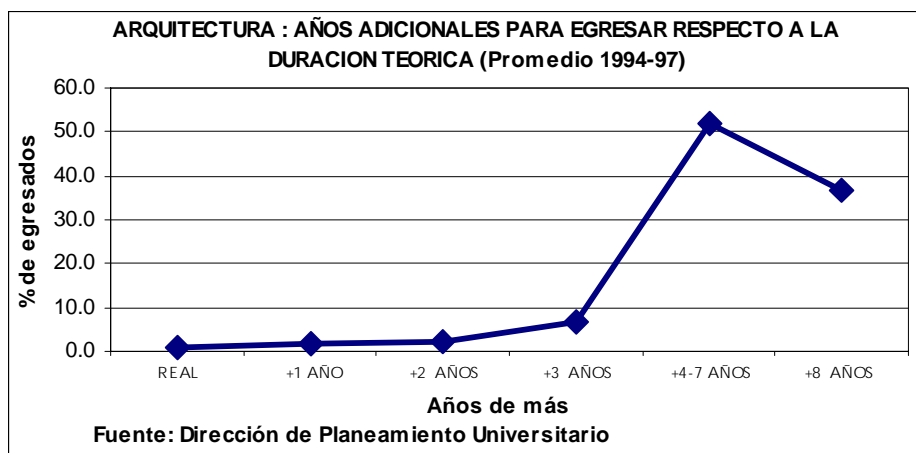
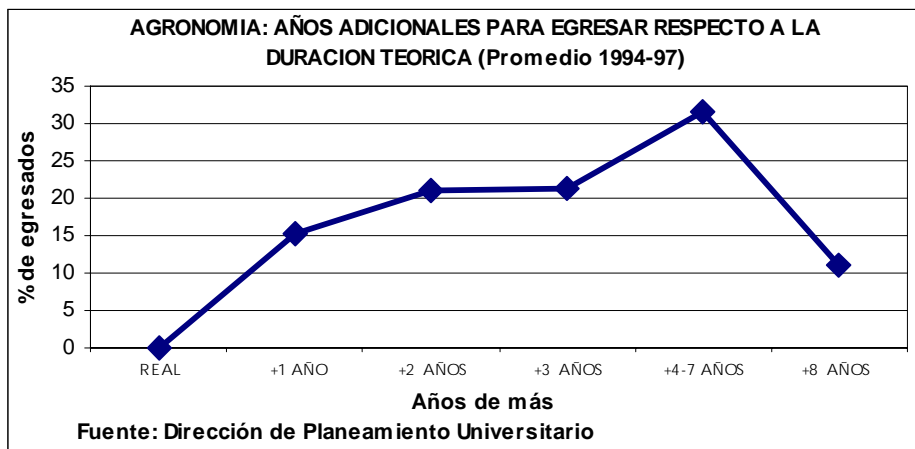
Greene, W. (1993). "Econometric Analysis". Prentice Hall.

Hotz, J.; Xu L.; Tienda, M.; y Ahituv, A. (1999). Are There Returns to the Wages of Young Men from Working While in School? NBER Working Paper 7289, National Bureau of Economic Research, Inc.

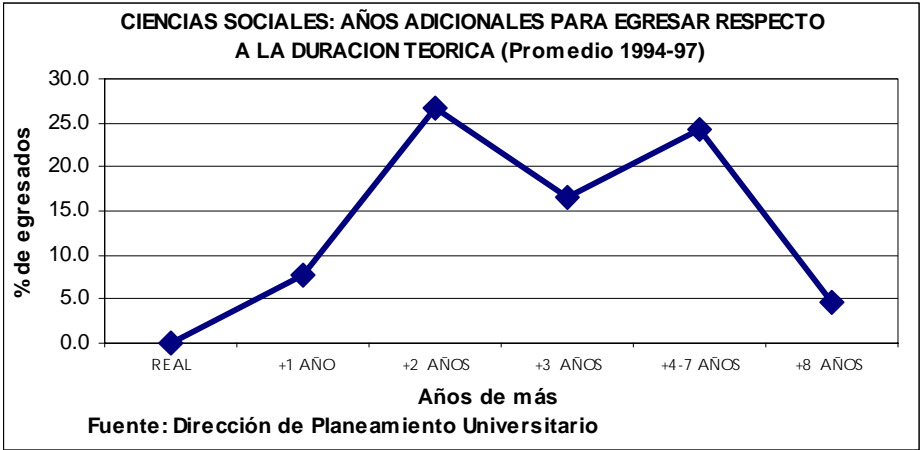
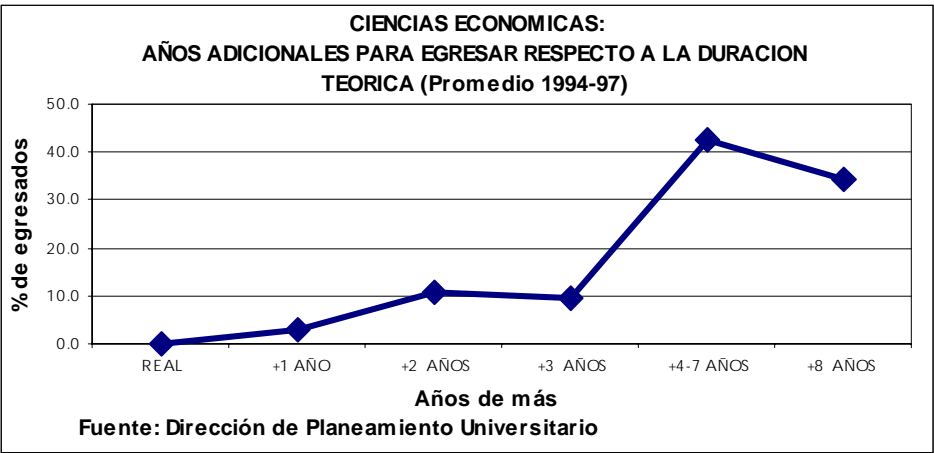
Killingsworth (1983). "Labor supply". Cambridge University Press.

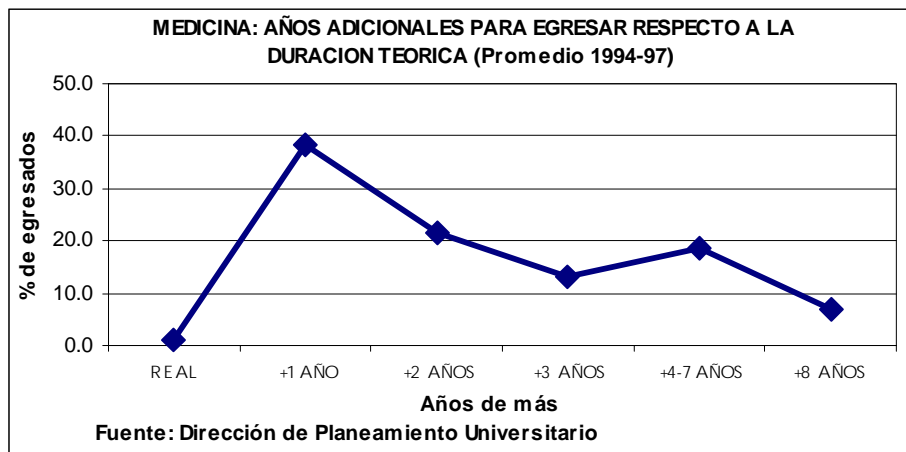
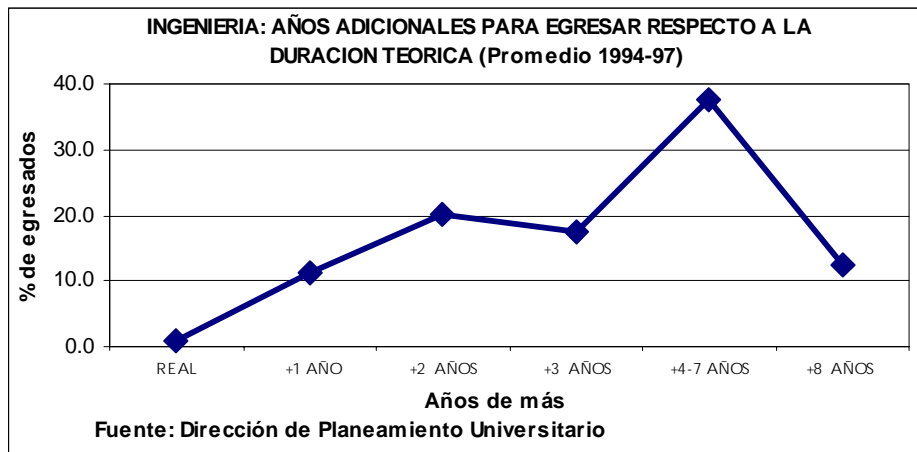
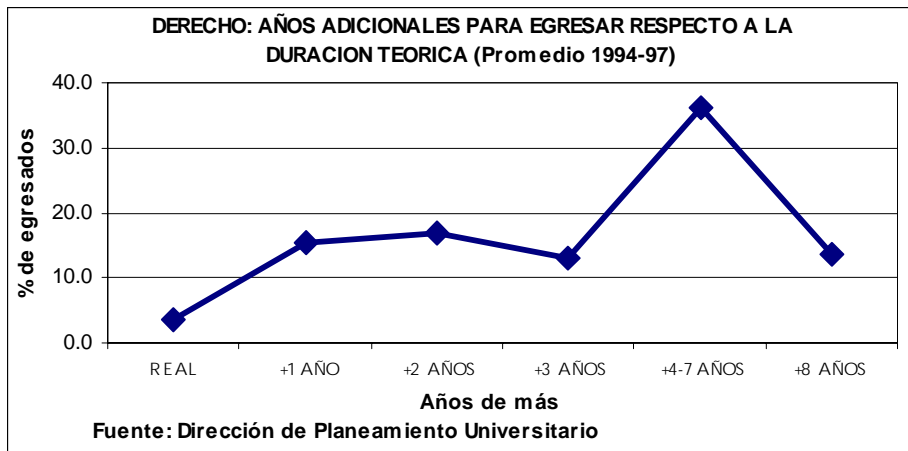
Rhum, Christopher J. (1997). Is High School Employment Consumption or Investment? Journal of Labor Economics, vol. 15, No. 4, pgs: 735-776.

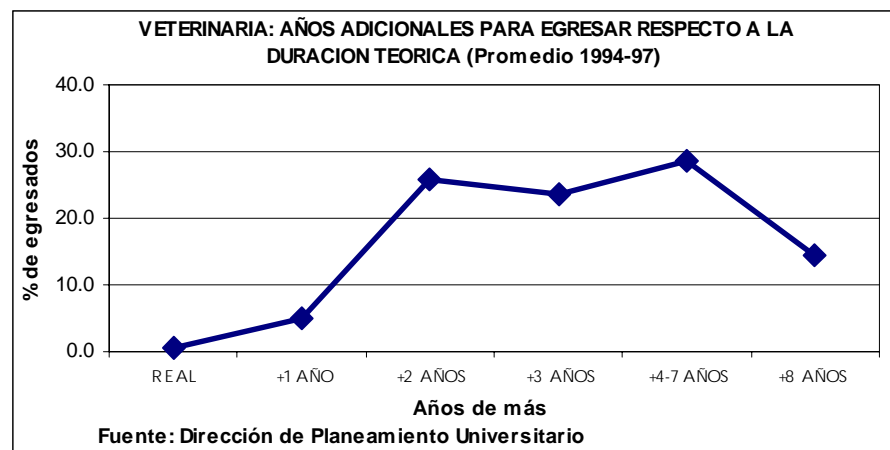
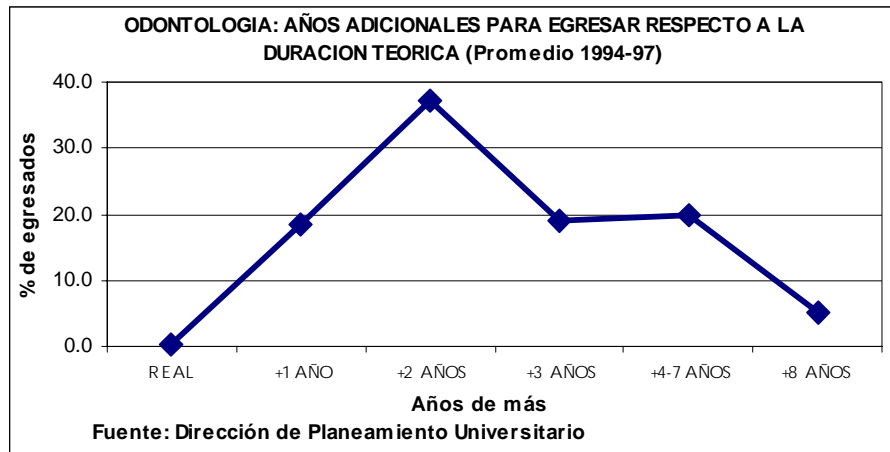
Anexo I: Años de duración adicional para egresar por servicio como desvío de la duración teórica para algunas carreras seleccionadas⁸



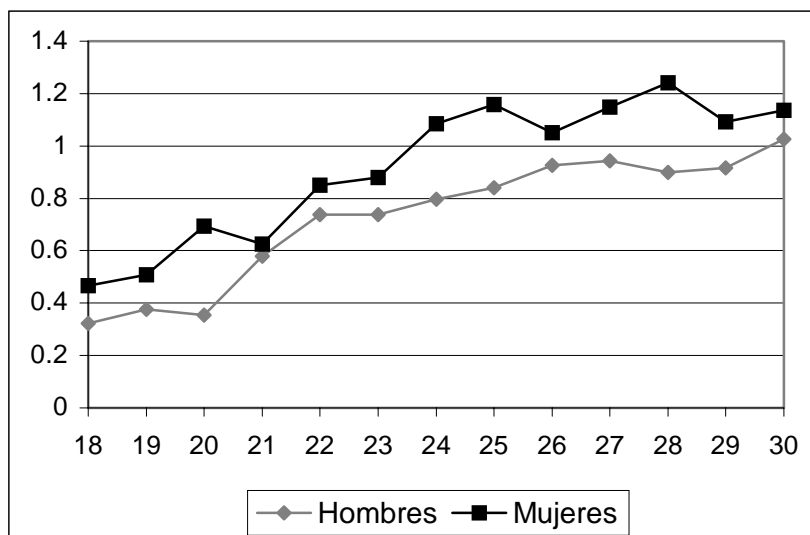
⁸ En las Facultades que ofrecen carreras de distinta duración, son años adicionales promedio.





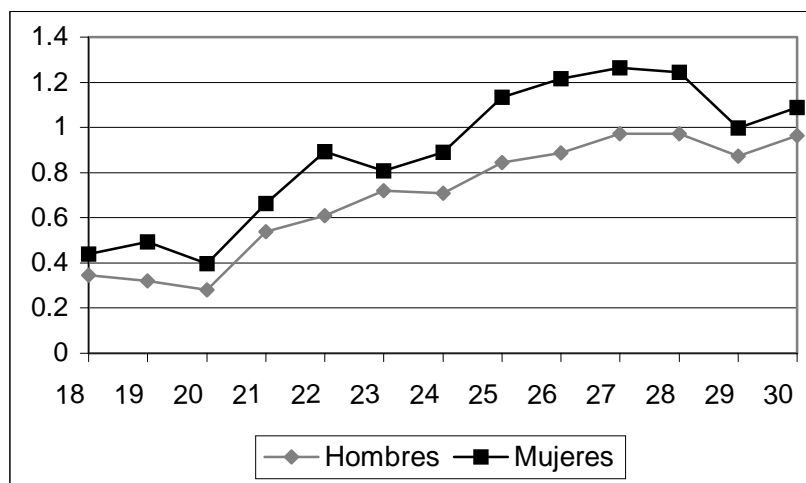


Anexo 2: Relación entre las tasas de actividad de los estudiantes de la Udelar y la de los no asistentes al sistema educativo.



Fuente: en base a ECH, INE

Anexo 3: Relación entre la tasa de empleo de los estudiantes de la Udelar y la de los no asistentes al sistema educativo.



Fuente: en base a ECH, INE

Anexo 4: Frecuencia de horas trabajadas.

