

Calendarios de transición al primer empleo: un análisis para los jóvenes uruguayos evaluados por PISA 2003

Resumen: Este trabajoⁱ compara transiciones al primer empleo para la cohorte educativa de jóvenes evaluados por PISA en 2003. Utiliza información de la Segunda Encuesta de Seguimiento levantada en 2012 (PISA-L) y coordinada por el Dr. Tabaré Fernández (FCS-UdelaR). La primera asunción del rol de trabajador se analiza utilizando herramientas de la metodología de “historia de eventos”. Se realiza un conjunto de análisis de “supervivencia al primer empleo” con el propósito de describir y explicar los distintos “ritmos” que asume la transición. La información provee evidencia suficiente para concluir que variables estructurales clásicas como género y origen socioeconómico influyen a la vez que ordenan las transiciones. Asimismo, la educación de los jóvenes permite diferenciar las edades a las cuales ingresan al mercado laboral. Finalmente, las habilidades con las que cuentan muestra una débil incidencia en los calendarios.

Palabras clave: Desigualdad, Empleo, Calendario, Historia de eventos, Jóvenes, Transición.

Abstract: This paper compares the first job transitions for educational youth cohort evaluated by PISA in 2003. It uses information from the Second Survey Monitoring raised in 2012 (PISA-L) and coordinated by Dr. Tabaré Fernández (FCS-UdelaR). The first assumption of the role of worker is analyzed using the methodology of "event-history". A set of “survival analysis” to the first job is made for the purpose of describing and explaining the different "rhythms" which assumes the transition. The information provides sufficient evidence to conclude that classical structural variables such as gender and socioeconomic background influence while ordering transitions. Also, young people education differentiates their ages to the labour market entry. Finally, their skills have shown a weak impact on calendars.

Key words: Inequality, Employment, Calendar, Event-History, Youth, Transition.

1. Problema y marco conceptual

Este trabajo tiene por objetivo analizar una dimensión específica de la transición a la vida adulta. Específicamente, en cuanto adquisición de posición social, interesa comparar las transiciones al primer empleo entre los jóvenes uruguayos evaluados en el año 2003 por PISA (sigla en inglés que refiere al Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos de la OCDE).

Destaca la intensidad final del evento, ya que el 97% de los jóvenes habían tenido al menos un empleo a los 25 años. Por tal motivo no interesa profundizar en “cuántos” ni “quiénes” sino en “cuándo”. Así, como prácticamente todos los jóvenes han experimentado el cambio de estado de interés, el propósito aquí radica en dar cuenta de las diferencias entre calendarios de acceso al primer empleo. Es decir, describir las edades a las cuales los jóvenes comienzan a trabajar a la vez que comparar las características de quienes experimentan la transición en función del ritmo de la misma.

A tales efectos, se analizan las transiciones a partir de un conjunto de determinantes que inciden en el comienzo de la vida laboral y se espera condicionen sus temporalidades. A saber, nivel socioeconómico de origen, género, educación, habilidades y maternidad/paternidad. En particular, se observa si los ritmos de transición entre el estado de no haber trabajado nunca y el nuevo rol de trabajador varían entre los jóvenes de una misma cohorte, que han “vivido” el contexto macro a las mismas edades pero desde muy diversas posiciones sociales.

En tal sentido, este trabajo retoma el paradigma del curso de vida porque es el que permite relacionar más adecuadamente los aspectos macro sin descuidar la incidencia de los micro, analizando la influencia de determinantes sociales en las trayectorias individuales de los sujetos (Elder, 1998). En este marco, se suscribe la concepción de transiciones entrelazadas y se

define incorporar al análisis un evento perteneciente a la esfera privada del pasaje a la vida adulta, como es el nacimiento del primer hijo. Se espera que la maternidad/paternidad genere efectos distintos en los calendarios de transición al empleo para hombres y mujeres.

La relevancia del fenómeno está dada en que el ingreso al mercado laboral constituye uno de los factores fundamentales de la transición. Marca una de las transformaciones de status a partir de la cual los individuos cambian roles propios de la juventud por los esperados para la adultez, siendo la edad un marcador que pauta las transiciones. Por lo tanto, analizar esta dimensión implica comparar transiciones donde los jóvenes cuentan con oportunidades para “elegir” con aquellas más constreñidas por las desigualdades sociales heredadas (Solís, 2012).

Si bien este trabajo no pretende alcanzar una comprensión cabal del fenómeno, busca sí aportar una buena descripción de la edad a la cual ocurre este evento “ritual”ⁱⁱ. Entonces, el propósito de este estudio, de carácter exploratorio, radica en analizar los calendarios de transición al empleo en función de un conjunto de determinantes que debieran pautar y bifurcar las edades a las que ocurren las transiciones.

En relación al papel que juega la educación en las trayectorias de los jóvenes puede suscribirse el postulado de los enfoques del capital humano. Es decir, que el nivel alcanzado es la variable de mayor peso a la hora de definir la transición (Gangl, 2000). No obstante, la posición socioeconómica de origen determina las posibilidades que un joven tendrá a lo largo de su vida. No solamente a partir del capital económico, sino también porque las clases favorecidas adquieren el capital cultural que les asegura una posición ventajosa en su pasaje por la escuela, a la vez que el capital social que facilitará el ingreso a mejores empleos en el futuro (Bourdieu & Passeron, 1964).

Así, las credenciales educativas no necesariamente son reconocidas por el mercado laboral y la transición al empleo se ve condicionada principalmente por la desigualdad social. Aquellos jóvenes que pueden hacerlo, retrasan su ingreso al mercado de trabajo obteniendo mayor nivel educativo que les posibilite insertarse en mejores empleos. En el extremo opuesto, quienes cuentan con peores condiciones de partida suelen estar condenados a la precariedad y acceden a empleos de baja calidad. En tal sentido, si bien los jóvenes en términos generales ingresan al mundo del trabajo en el segmento de empleos menos calificados, quienes logran alcanzar altos niveles educativos están más “protegidos” respecto a los peores empleos y disminuyen significativamente las chances de caer en ellos (Blanco & Solís, 2014).

En Uruguay, la edad de ingreso es menor para hombres que para mujeres a la vez que para hijos de trabajadores manuales respecto a clases medias y altas (Bucheli, 2006). Concomitantemente, logros educativos precarios coinciden con un inicio temprano del trabajo, aunque niveles altos de formación muestran haber comenzado a trabajar mientras estudiaban, indicando que accederían a mejores empleos que los jóvenes más vulnerables (Boado, 2008). Quienes ingresan más temprano al mundo del trabajo lo hacen sin la preparación educativa adecuada y en peores empleos. Cada vez, es mayor la escolaridad requerida por el mercado de trabajo para reconocer las credenciales educativas otorgando mejores ingresos (Boado & Fernández, 2010).

Por todo lo expuesto, interesa analizar la edad a la que ocurren las transiciones al empleo con el propósito de comprender esperables disparidades, debidas presumiblemente a factores como origen socioeconómico, género, educación, habilidades y nacimiento del primer hijo.

2. Método y datos

La primera asunción del rol de trabajador se analiza utilizando herramientas de la metodología de “historia de eventos”. Se realiza un conjunto de análisis de “supervivencia al primer empleo” con el propósito de describir los distintos calendarios con que se produce la primera transición profesional. El análisis se concentra en la transición entre dos estados: uno de origen, definido por la condición de no haber trabajado nunca; y otro de destino, marcado por la primera transición a la actividad laboral.

La utilidad del análisis de supervivencia radica en que permite visualizar los distintos “ritmos” o calendarios con que se producen estas transiciones. Esta técnica permite analizar los factores que inciden en la transición a lo largo del tiempo para el evento único (no renovable), primer empleoⁱⁱⁱ. En particular, se estima el riesgo de experimentar la transición a partir de un set de variables independientes mediante modelos logísticos de tiempo discreto.

Se prevé trabajar con una encuesta retrospectiva. Este tipo de relevamiento permite reconstruir trayectorias educativas y laborales, vincularlas entre sí e identificar y secuenciar los eventos de relevancia para estudiar la transición. Se utilizan datos secundarios producidos en relevamiento a gran escala con base en muestreo de tipo probabilístico. La información proviene de la Segunda Encuesta de Seguimiento a los Jóvenes Evaluados por PISA en 2003, levantada en el año 2012, bajo la coordinación del Dr. Tabaré Fernández desde la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Dicho estudio levanta información adecuada que permite comparar las trayectorias educativas y laborales entre los jóvenes, a la vez que posibilita dar cuenta de las dimensiones de interés para analizar la primera transición al empleo. Estrictamente, el estudio permite reconstruir las trayectorias hasta los 25 años.

La unidad de análisis son individuos. A saber, una submuestra aleatoria representativa de la cohorte de jóvenes uruguayos evaluados por PISA en 2003. Su diseño está estratificado explícitamente por niveles de competencia matemática (Fernández, Alonso, Boado, Cardozo, & Menese, 2013). Entonces, el panel uruguayo es representativo del conjunto de la población del país que en 2003 tenía 15 años y estaba escolarizada. El universo al cual pretende hacerse inferencias es la cohorte educativa nacida entre abril de 1987 y marzo de 1988 inclusive; que en julio de 2003 estaba escolarizada al momento en que se aplicó la evaluación. Esto genera un truncamiento en la muestra: los jóvenes que al momento de la prueba no asistían a un centro educativo no fueron considerados como parte del marco. Se estima su magnitud en 21%, según datos del Instituto Nacional de Estadística.

3. Variables de interés

La transición al trabajo se analiza a partir de la edad habida por el joven al momento de su primer empleo cronológico con una duración mayor a dos meses. Corresponde acotar que a los veinticinco años termina la ventana de observación y se considera aquí como casos truncados, es decir, jóvenes que no habían experimentado la transición al momento de captura de la información, imputándoles su edad del momento. En esta oportunidad, se clasifican las transiciones según la edad al primer empleo en: prematura (12y13), adolescente (14y15) temprana (16y17), juvenil (18y19), plena (20y21) y tardía (22a24).

Respecto al género, es una *dummy* que adquiere valor “1” si es mujer y “0” para hombre.

El origen socioeconómico es reportado a partir del índice de status económico, social y cultural (ESCS), medida resumen elaborado por PISA que combina el más alto nivel educativo

entre padre y madre, el status ISEI de la ocupación más prestigiosa entre padre y madre, las posesiones en el hogar y los bienes de alta cultura (PISA, 2005). Para el análisis descriptivo se recodifica esta variable continua en cuartiles (muy bajo, bajo, medio y alto) que facilitan la presentación de datos así como su posterior discusión.

La educación es cambiante en el tiempo y considera para cada año si el joven asiste o no a estudiar en algún centro educativo. Corresponde acotar que el análisis se restringe únicamente al sistema educativo formal, excluyendo toda formación o curso que no pertenezca al mismo. Se considera además el sector institucional de la escuela en 2003 como un indicador *proxy* que permite dar cuenta del tipo de estudios cursados (técnica/pública general/privada).

Las habilidades se definen como la capacidad de comprensión a la vez que el talento en la aplicación de recursos para resolver las más diversas situaciones. Se operacionaliza mediante el indicador de “competencias para la vida” que provee el puntaje alcanzado por cada joven a sus quince años en las pruebas PISA para el área principal evaluada, matemáticas en el año 2003.^{iv}

Finalmente, se incorpora al análisis una variable cambiante en el tiempo que responde a una esfera de la transición a la adultez correspondiente al ámbito privado: el nacimiento del primer hijo.

4. Análisis

El análisis de supervivencia al primer empleo permite sugerir que existen diferencias en los calendarios de transición entre los jóvenes uruguayos que requieren ser explicadas. Los que ingresan al empleo de manera más prematura lo hacen desde edades tempranas consideradas como trabajo infantil. En el extremo opuesto, hay quienes dos décadas después le sobreviven a la

transición (véase tabla de supervivencia). A los 19 años la mitad de los jóvenes había tenido ya su primer empleo y hacia los 25 prácticamente la totalidad había experimentado la transición. Este último dato cobra particular relevancia ya que la intensidad final para la transición al empleo es casi total, lo cual implica que la probabilidad de haber ingresado al mercado de trabajo antes de los 25 años es cercana a 1. Entonces, debe indagarse aquí, para el caso uruguayo, cómo operan los diversos determinantes en la duración de la transición más que en si la experimentan o no: más tarde o más temprano, mayoritariamente a casi todos les ocurre el evento de interés.

El gráfico 1 presenta los calendarios al primer empleo para la totalidad de la cohorte de jóvenes evaluados por PISA en 2003. Muestra con claridad que la mayor parte de los jóvenes ingresan al empleo entre los 15 y los 20 años. Esto interesa por dos motivos. Primero, existe prohibición legal para ingresar al mercado laboral previamente a cumplir los 14 años. Por tal motivo, en todos los empleos anteriores a esta edad es posible considerar que la transición es de tipo prematuro ya que no cuentan con ninguna protección legal. Segundo, a partir de los 18 años la transición es plena ya que los jóvenes cuentan con la mayoría de edad para acceder a empleos protegidos y presumiblemente, menos precarios. Así, las transiciones más tempranas suelen traer aparejadas las peores condiciones de trabajo mientras que las más tardías, aunque no aseguran una transición protegida, aumentan las chances de que así sea.

En adelante, se distinguen calendarios según sexo, origen socioeconómico, tipo de educación y estrato de competencias en PISA. Estos contrastes se presentan a efectos de indagar si existen diferencias entre ritmos de transición, atribuibles a los mencionados factores.

Al comparar entre géneros, el calendario de transición al primer empleo para los hombres es considerablemente más temprano que el de las mujeres, tal como se desprende del gráfico 2. En todas las edades, el riesgo de transición al trabajo es mayor para ellos que para ellas. Así, se

observa que la mitad de ellos ya había comenzado a trabajar a los 19 años mientras que el 50% de ellas sobrevive hasta los 20^v. No obstante, en términos de concentración así como en la intensidad de la entrada al trabajo las diferencias son casi imperceptibles. Si bien, al finalizar la ventana de observación y truncarse los datos, la proporción de mujeres que aún no había experimentado la transición es algo mayor que la de los hombres. Entonces, los calendarios de transición son muy similares entre géneros, pero con una brecha de alrededor de un año que los separa en detrimento de los hombres, quienes experimentan transiciones a lo largo del tiempo siempre más tempranas que las mujeres.

Respecto al nivel socioeconómico de procedencia, la asociación con el calendario del primer empleo es fuerte, como se observa en el gráfico 3. A menor nivel socioeconómico, más temprano y más concentrado es el calendario de transición. Entonces, los jóvenes de estratos bajos tienen su primer empleo antes que los provenientes de estratos medios y altos. A modo de ejemplo, entre quienes provienen de nivel socioeconómico muy bajo, la mitad ya han experimentado el evento a los 18 años y medio mientras que en el otro extremo, entre los de origen más alto, el 50% se alcanza a los 20. Evidentemente, este retraso en la entrada al mundo del trabajo suele vincularse con una mayor permanencia en el ámbito educativo, ya que son los estratos altos quienes acceden en mayor medida a estudios superiores que operarían retrasando la entrada al trabajo. Ahora bien, el calendario no es igualmente homogéneo entre los niveles. La comparación del rango intercuartílico da cuenta de mayor dispersión entre los cuartiles extremos: el muy bajo y el alto son más heterogéneos que el bajo y el medio. Además, los calendarios ocurren a un ritmo más acelerado entre quienes provienen de origen bajo y más paulatino entre los de medio y alto. Entonces, se observa una relación inversa entre la probabilidad de entrar a trabajar y el nivel socioeconómico de origen. Así, provenir de una familia del nivel

socioeconómico alto aumenta la probabilidad de que la transición al empleo se retrase, operando como una especie de “seguro” para facilitar al joven la continuidad en los estudios sin necesidad de combinarlos con el trabajo.

Concomitantemente, el nivel socioeconómico de la familia de origen segmenta las opciones educativas captando en mayor medida a los menos privilegiados hacia estudios técnicos y a los más privilegiados en el sector privado (Blanco & Solís, 2014). Así, dicha desigualdad horizontal entre sectores institucionales, a la interna de cada nivel educativo, cobra particular relevancia en la transición. Entonces, del contraste de los calendarios al primer empleo entre jóvenes que cuentan con distinto tipo de educación se observa que, a los 20 años quienes provienen de escuelas técnicas han experimentado la transición en un 80% mientras que los de escuelas privadas no llegan a la mitad de esto (véase gráfico 4). En todos los casos, quienes cursaron la educación pública general se asemejan en sus calendarios de transición más a los técnicos que a los privados, si bien les va ocurriendo el evento aproximadamente un año después.

Último pero no menos importante, al contrastar los calendarios según nivel de competencias académicas se observa en el gráfico 5 una fuerte brecha entre quienes no alcanzan el mínimo nivel para participar de la sociedad del conocimiento y quienes si lo alcanzan. Entonces, la distancia entre puntajes medios (estrato 2) y altos (estrato 1) es casi imperceptible mientras que quienes alcanzan puntajes más bajos (estrato 3) en PISA transitan al empleo de manera más temprana que el resto de los jóvenes.

Este hallazgo debe tomarse con cautela dado el carácter exploratorio de los resultados. No obstante lo cual, cobra particular relevancia dado que constituye un aporte novedoso sobre un posible determinante poco explorado por la literatura especializada debido a dificultades asociadas a su medición. Corresponde advertir que aquí puede estarse escondiendo como

explicación el origen socioeconómico, ya que entre los estrato 3 están sobrerrepresentados los de nivel muy bajo y bajo. Entonces, dado que las técnicas de análisis descriptivas requieren gran cantidad de datos y no permiten controlar por posibles variables confusoras se debe complejizar ahora el análisis ajustando modelos logísticos de tiempo al evento primer empleo.

El primer modelo estimado reporta resultados por demás interesantes. En primer lugar, en relación a comenzar a trabajar de manera prematura, entre los 12 y 13 años (categoría de referencia) para cada segmento los momios^{vi} aumentan. En los distintos tramos de duraciones, los momios se van incrementando. Incluso podría sugerirse que casi se duplican respecto al segmento anterior, en cada fase del intervalo. El modelo reporta que las chances de sobrevivir al empleo son más altas cuando se sobrevive cada edad, ya que se muestran incrementos en la razón de cambio para el riesgo de transitar al empleo habiendo sobrevivido al segmento anterior. Es decir, una vez que se va “sobreviviendo” a la transición las chances de experimentarla a edades cada vez más tardías van incrementándose^{vii} ya que el conjunto en riesgo también se va achicando porque los que ingresan a trabajar “salen” del mismo y ya no se encuentran expuestos.

Además, a medida que aumenta el nivel socioeconómico disminuyen las chances de experimentar la transición con lo cual las observaciones que surgen de los estadísticos descriptivos muestran tener un fuerte sustento. Esto sugiere la necesidad de incorporar la interacción de la edad de la transición con el nivel socioeconómico y ajustar un segundo modelo.

En la misma línea, incluso descontando el efecto del origen, el sector institucional donde el joven cursaba la escuela ordena la edad al primer empleo. En particular, asistir a educación técnica incrementa la razón de cambio de entrar a trabajar en un 20% mientras las chances de ingresar a la actividad laboral a edades tempranas entre quienes asisten al sector privado disminuyen en poco más del 30%; la categoría de referencia es la secundaria general pública.

En relación al género, los momios de entrar a trabajar son mayores para hombres que para mujeres en casi un 30%, descontando los efectos de las demás variables.

Cuando se considera si el joven estudia para cada año, asistir a la escuela provoca un decremento en los momios de la transición al empleo, con un impacto del entorno del 18% protege estudiar respecto a no hacerlo en relación a comenzar la actividad laboral, para cada año.

Destaca también que, el puntaje alcanzado en PISA 2003 no es estadísticamente significativo. Así, podría explicarse la brecha observada en los descriptivos con base en la asociación existente entre resultados en PISA y nivel socioeconómico de origen. Evidentemente, esto debe contrastarse en próximos trabajos con análisis específicos que aborden esta posibilidad.

Por último, llama la atención que la transición habida cuando nace el primer hijo no sea estadísticamente significativa. Ante esto, cabe suponer que los efectos se podrían estar anulando entre los géneros por lo cual se define introducir también esta interacción a continuación.

El segundo modelo presenta todos efectos estadísticamente significativos a excepción del puntaje de competencias en PISA 2003. Todos los efectos ocurren en el sentido esperado. Los resultados del modelo con las mencionadas interacciones sugieren respecto al nivel socioeconómico de origen que, cuando este aumenta, los momios estimados de entrada al primer empleo disminuyen. Cuando se introduce la interacción del nivel socioeconómico con la edad de la transición se observa en cada segmento el contar con una posición de origen más alta disminuye las chances de ingresar a trabajar a las edades más tempranas y las aumenta para los tramos etéreos más tardíos. Así, quienes provienen de hogares con menos recursos tienden a ingresar al trabajo a edades más tempranas. En particular, respecto a la categoría de referencia que muestra la transición más prematura, el provenir de un mayor origen socioeconómico opera resguardando de esta transición que indica la mayor vulnerabilidad para los jóvenes. Entonces, es

posible afirmar que si bien los efectos del origen socioeconómico no retrasan considerablemente el calendario de entrada al trabajo, si operan como salvaguarda de no experimentar las transiciones clasificadas arriba como prematuras. Al introducir la interacción del nacimiento del primer hijo con el género se observa un efecto inverso para hombres y para mujeres. Así, mientras la paternidad aumenta las chances de que ingresen al mercado laboral la maternidad las disminuye. Entonces, el modelo reporta que las chances de sobrevivir al empleo son más altas cuando la mujer tiene hijos mientras que en los hombres el primer hijo aumenta su exposición al empleo, confirmando la vigencia de los roles tradicionalmente asociados al género.

Finalmente, para mostrar más claramente los efectos se presentan las probabilidades acumuladas estimadas a partir del modelo, a partir del calculo para mujeres y hombres con y sin hijos (gráfico 6) y para el percentil 10 y 90 del nivel socioeconómico de origen (gráfico 7)^{viii}.

5. A modo de cierre:

De la discusión de resultados se desprende una serie de hallazgos que, si bien preliminares, merecen ser destacados a manera de conclusión de este trabajo.

En primer término, el origen socioeconómico determina las edades a las que los jóvenes comienzan a trabajar. Como era de esperarse, quienes provienen de hogares con mayores recursos tienden a ingresar al mercado laboral de manera más tardía. Más aún, a medida que aumenta el nivel socioeconómico de origen aumenta la protección ante la transición al empleo concebida como prematura y por tanto, más vulnerable. Así, la desigualdad operaría más fuertemente en esta edad más crítica y luego sus efectos se irían suavizando, precisamente porque las principales derivaciones ya habrían operado antes.

En segundo lugar, ser hombre incrementa el riesgo de la transición al empleo. En la misma línea, cuando se incorpora al análisis la tenencia del primer hijo, el efecto es inverso para hombres que para mujeres. Este hallazgo confirma una vez más que las diferencias sociales y culturales asociadas al sexo persisten en la actualidad y estructuran fuertemente las transiciones.

Además, el tipo de educación con que cuentan los jóvenes, evidenciada a partir del sector institucional donde estudiaban a sus 15 años, permite diferenciar las edades a las cuales ingresan al empleo. A saber, quienes cursan escuelas técnicas incrementan sus chances de entrar a trabajar mientras quienes van a privadas las disminuyen, respecto a los de la secundaria pública general.

Concomitantemente, asistir a la escuela protege a los jóvenes del trabajo ya que estudiar disminuye los momios de ingresar a trabajar. Así, se sugiere la incompatibilidad entre trabajo y estudio en ciertos tramos de la trayectoria que operan bifurcando a los jóvenes en trabajadores y estudiantes, a pesar de las entradas y salidas de los diversos roles que conforman muchas veces el estado de “trabajador-estudiante” que debiera ser incorporando para futuros análisis.

Finalmente, se desprende del análisis sustento suficiente para concluir, una vez más, que al momento de la transición a la vida adulta en general y al empleo en particular se evidencian sobremanera las desigualdades sociales, en sus múltiples manifestaciones.

6. Trabajos citados

Blanco, E., & Solís, P. (2014). *Caminos desiguales. Trayectorias educativas y laborales de los jóvenes en la Ciudad de México*. México D.F.: Colmex e INEE.

Boado, M. (2008). *La movilidad social en el Uruguay contemporáneo*. Montevideo: IUPERJ, Universidade Candido Mendes, UdelaR, CSIC.

Boado, M., & Fernández, T. (2010). *Trayectorias académicas y experiencias laborales de los jóvenes uruguayos evaluados por PISA 2003*. Montevideo: FCS, UdelaR.

Bourdieu, P., & Passeron, J.-C. (1964). *Los Herederos. Los estudiantes y la cultura*. Buenos Aires: Siglo veintiuno, edición 2003 .

Bucheli, M. (2006). *Mercado de trabajo juvenil: situación y políticas*. Montevideo: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Cardozo, S. (2012). Trayectorias alternativas en la transición Educación-Trabajo. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación.* , 10 (1), 108-127.

Elder, G. H. (1998). The Life Course as Developmental Theory. *Child Development* , 69 (1), 1-12.

Fernández, T., Alonso, C., Boado, M., Cardozo, S., & Menese, P. (2013). *Reporte Técnico PISA-L (2003-2012)*. Montevideo: FCS, UdelaR.

Gangl, M. (2000). Education & Labour Market Entry across Europe: The impact of Institutional Arrangements in Training Systems and Labour Markets. TSER, CATEWE (25), 5.

PISA. (2005). *PISA 2003. Technical Report*. OECD.

Solís, P. (2012). *Desigualdad social y transición de la escuela al trabajo en la Ciudad de México*. Estudios Sociológicos XXX: 90, 641-680. México.

Solís, P. (2013). *Guía práctica de análisis de historia de eventos en Stata*. CES, Colmex (inédito).

ⁱ Trabajo elaborado para la asignatura “Teoría y método para el análisis del curso de vida” durante el segundo semestre de 2015, a cargo del Prof. Dr. Patricio Solís del Centro de Estudios Sociológicos, en El Colegio de México.

ⁱⁱ El debate en torno a la vigencia del primer empleo como objeto de estudio no será desarrollado aquí, dada la necesidad de brevedad. Respecto a la heterogeneidad de trayectorias para el caso uruguayo ver Cardozo (2012).

ⁱⁱⁱ Todo este trabajo se desarrolla con base en las notas de clase brindadas por Solís, P. (2013) (inédito).

^{iv} Se han definido tres estratos para clasificar y ordenar los niveles de habilidades a partir del puntaje en PISA 2003. 1: jóvenes que puntuaron en los niveles más altos de competencia matemática. 2: una primera suficiencia en materia de alfabetización matemática. 3: jóvenes que en los términos de PISA no alcanzaron a desarrollar durante la etapa de escolarización obligatoria, una competencia matemática básica para integrarse a la sociedad del conocimiento.

^v Corresponde señalar que estas y otras cifras se presentan con mayor precisión en el cuadro con medidas resumen, ya que no se detallan las medidas exactas en el cuerpo del texto con el propósito de facilitar la lectura.

^{vi} Momios = probabilidad de ocurrencia del evento/probabilidad de no ocurrencia.

^{vii} Podría operar aquí un efecto selección que debiera analizarse en el futuro, según Solís en (Blanco & Solís, 2014).

^{viii} El gráfico 6 muestra un calendario de transición al trabajo espejado entre hombres y mujeres (ambos con hijos). Así, mientras la paternidad precipita la entrada al mercado laboral masculina retrasa la femenina. Entre quienes no tienen hijos la brecha de género se acorta considerablemente, si bien para todas las edades el riesgo es mayor para ellos que para ellas incluso cuando controlamos por los demás factores, al fijarlos en su media. El gráfico 7 presenta un calendario de transición al trabajo más temprano para el decil más rico que para el más pobre. Para todas las edades, el riesgo de transición al trabajo es mayor para el percentil 10 que para el 90 cuando controlamos por los demás factores, al fijar las demás variables en su valor medio para todas las comparaciones aquí estimadas.

Tabla de supervivencia general

Beg. Interval	Total	Deaths	Lost	Std. Survival	Error
6	7	2394	2	0	0.9992
8	9	2392	1	0	0.9987
9	10	2391	2	0	0.9979
10	11	2389	8	0	0.9946
11	12	2381	8	0	0.9912
12	13	2373	46	0	0.972
13	14	2327	29	0	0.9599
14	15	2298	63	0	0.9336
15	16	2235	104	0	0.8901
16	17	2131	161	0	0.8229
17	18	1970	290	0	0.7018
18	19	1680	397	0	0.5359
19	20	1283	408	0	0.3655
20	21	875	328	0	0.2285
21	22	547	189	0	0.1495
22	23	358	137	0	0.0923
23	24	221	92	0	0.0539
24	25	129	40	89	0.0284

[95%	Conf.	Int.]
0.0006	0.9967	0.9998
0.0007	0.9961	0.9996
0.0009	0.995	0.9991
0.0015	0.9907	0.9968
0.0019	0.9866	0.9943
0.0034	0.9646	0.9779
0.004	0.9512	0.967
0.0051	0.9229	0.9429
0.0064	0.8769	0.902
0.0078	0.807	0.8376
0.0094	0.683	0.7196
0.0102	0.5157	0.5557
0.0098	0.3462	0.3848
0.0086	0.2119	0.2455
0.0073	0.1356	0.1641
0.0059	0.0811	0.1043
0.0046	0.0453	0.0634
0.0038	0.0216	0.0366

Cuantiles	Género		Nivel socioeconómico de origen				Sector
	Hombres	Mujeres	Muy bajo	Bajo	Medio	Alto	Técnico
Percentil 10	15.23	16.17	15.04	15.29	16.55	16.60	14.46
Primer cuartil (p25)	17.34	17.91	16.94	17.43	18.08	18.32	16.53
Segundo cuartil (p50)	18.80	19.56	18.60	18.87	19.38	19.97	18.36
Tercer cuartil (p75)	20.41	21.30	20.39	20.43	20.74	21.97	19.83
Percentil 90	22.19	23.49	22.85	22.08	22.40	23.81	21.77
Rango int. (p75-p25)	3.07	3.39	3.45	3.00	2.66	3.65	3.30
Razón (p10/p90)	0.69	0.69	0.66	0.69	0.74	0.70	0.66

educativo a los 15		Estrato competencias PISA		
Público	Privado	Bajo	Medio	Alto
15.71	18.01	15.27	16.24	16.98
17.51	19.06	17.22	18.06	18.07
19.11	20.46	18.88	19.48	19.62
20.7	22.33	20.54	21.07	21.42
22.67	23.94	22.64	22.94	23.02
3.19	3.27	3.32	3.01	3.35
0.69	0.75	0.67	0.71	0.74

	Pobres qp10	Ricos qp90	Stp10	Stp90	1-Stp10	
12	0.0260338	0.0056087		1	1	0
13	0.0260338	0.0056087	0.9739662	0.9943913	0.0260338	
14	0.0503952	0.0260903	0.94861016	0.98881406	0.05138984	
15	0.0503952	0.0260903	0.90080476	0.9630156	0.09919524	
16	0.1404631	0.0724538	0.85540852	0.93789024	0.14459148	
17	0.1404631	0.0724538	0.73525519	0.86993652	0.26474481	
18	0.2885688	0.2398114	0.63197897	0.80690632	0.36802103	
19	0.2885688	0.2398114	0.44960956	0.61340098	0.55039044	
20	0.3656828	0.380701	0.31986627	0.46630044	0.68013373	
21	0.3656828	0.380701	0.20289667	0.28877939	0.79710333	
22	0.3532907	0.451673	0.12870085	0.17884079	0.87129915	
23	0.3532907	0.451673	0.08323204	0.09806323	0.91676796	
24	0.3532907	0.451673	0.05382693	0.05377072	0.94617307	

1-Stp90

0

0.0056087

0.01118594

0.0369844

0.06210976

0.13006348

0.19309368

0.38659902

0.53369956

0.71122061

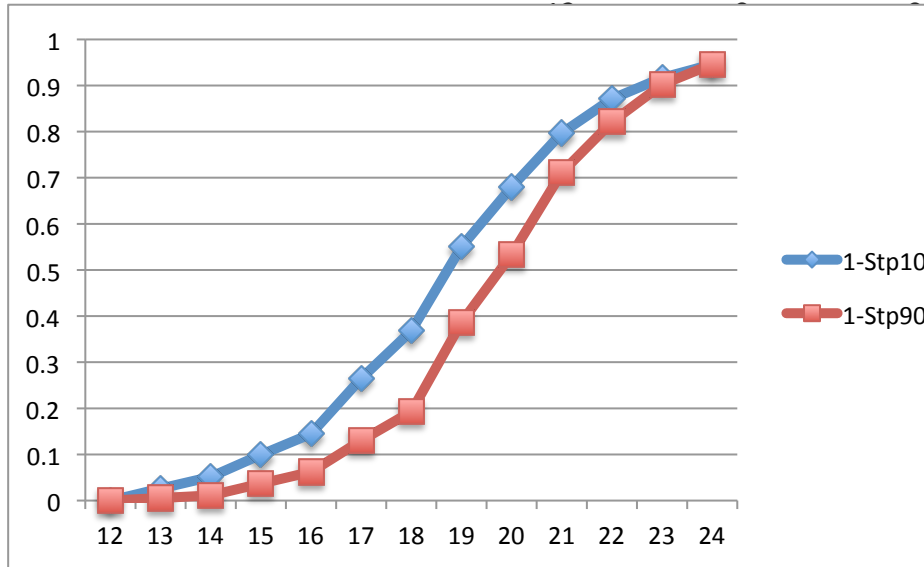
0.82115921

0.90193677

0.94622928

1-Stp10

1-Stp90



]

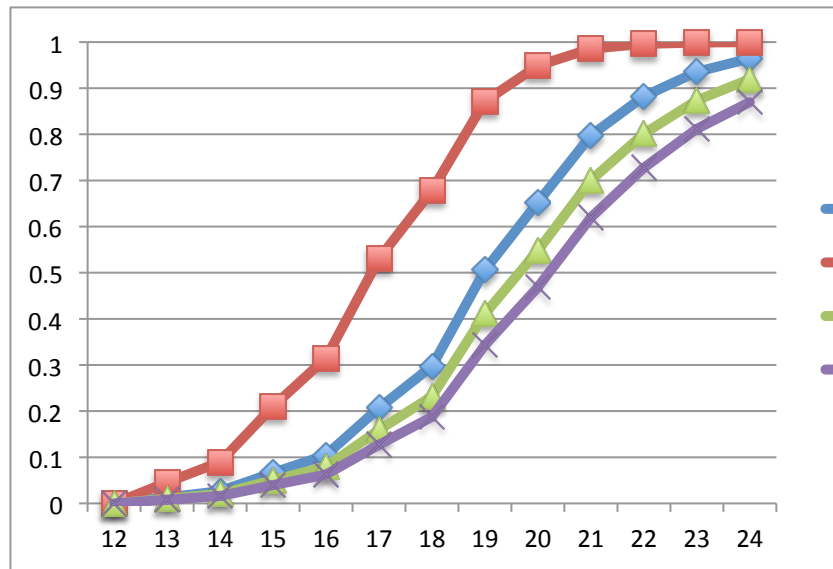
	Hombre s/hij	Hombres c/h	Mujeres s/hij	Mujeres c/hij	Hombre s/hij StHsh	Hombres c/h StHch
12	0.0132669	0.0457834	0.010236	0.0079999	1	1
13	0.0132669	0.0457834	0.010236	0.0079999	0.9867331	0.9542166
14	0.0410766	0.1325939	0.0305658	0.0239963	0.97364221	0.91052932
15	0.0410766	0.1325939	0.0305658	0.0239963	0.9336483	0.78979869
16	0.1141957	0.3150905	0.0868995	0.0690852	0.8952972	0.6850762
17	0.1141957	0.3150905	0.0868995	0.0690852	0.79305811	0.4692152
18	0.296741	0.6009177	0.2330677	0.1915759	0.70249428	0.32136995
19	0.296741	0.6009177	0.2330677	0.1915759	0.49403543	0.12825306
20	0.4178032	0.7191719	0.3371088	0.2839526	0.34743486	0.05118352
21	0.4178032	0.7191719	0.3371088	0.2839526	0.20227546	0.01437377
22	0.4511427	0.7457555	0.3639409	0.3085229	0.11776413	0.00403656
23	0.4511427	0.7457555	0.3639409	0.3085229	0.0646357	0.00102627
24	0.4511427	0.7457555	0.3639409	0.3085229	0.03547578	0.00026092

	Hsh	Hch
12	0	0
13	0.0132669	0.0457834
14	0.02635779	0.08947068
15	0.0663517	0.21020131
16	0.1047028	0.3149238
17	0.20694189	0.5307848
18	0.29750572	0.67863005
19	0.50596457	0.87174694
20	0.65256514	0.94881648
21	0.79772454	0.98562623
22	0.88223587	0.99596344
23	0.9353643	0.99897373
24	0.96452422	0.99973908

Mujeres s/hij Mujeres c/hijo

StMsh	StMch	1-st	1-st	1-st	1-st
1	1	0	0	0	0
0.989764	0.9920001	0.0132669	0.0457834	0.010236	0.0079999
0.97963278	0.9840642	0.02635779	0.08947068	0.02036722	0.0159358
0.94968952	0.9604503	0.0663517	0.21020131	0.05031048	0.0395497
0.9206615	0.93740305	0.1047028	0.3149238	0.0793385	0.06259695
0.84065647	0.87264237	0.20694189	0.5307848	0.15934353	0.12735763
0.76760385	0.8123557	0.29750572	0.67863005	0.23239615	0.1876443
0.58870018	0.65672792	0.50596457	0.87174694	0.41129982	0.34327208
0.45149319	0.53091468	0.65256514	0.94881648	0.54850681	0.46908532
0.29929086	0.38016008	0.79772454	0.98562623	0.70070914	0.61983992
0.19839728	0.27221263	0.88223587	0.99596344	0.80160272	0.72778737
0.12619239	0.1882288	0.9353643	0.99897373	0.87380761	0.8117712
0.08026582	0.13015591	0.96452422	0.99973908	0.91973418	0.86984409

Msh	Mch
0	0
0.010236	0.0079999
0.02036722	0.0159358
0.05031048	0.0395497
0.0793385	0.06259695
0.15934353	0.12735763
0.23239615	0.1876443
0.41129982	0.34327208
0.54850681	0.46908532
0.70070914	0.61983992
0.80160272	0.72778737
0.87380761	0.8117712
0.91973418	0.86984409



 Hsh Hch Msh Mch

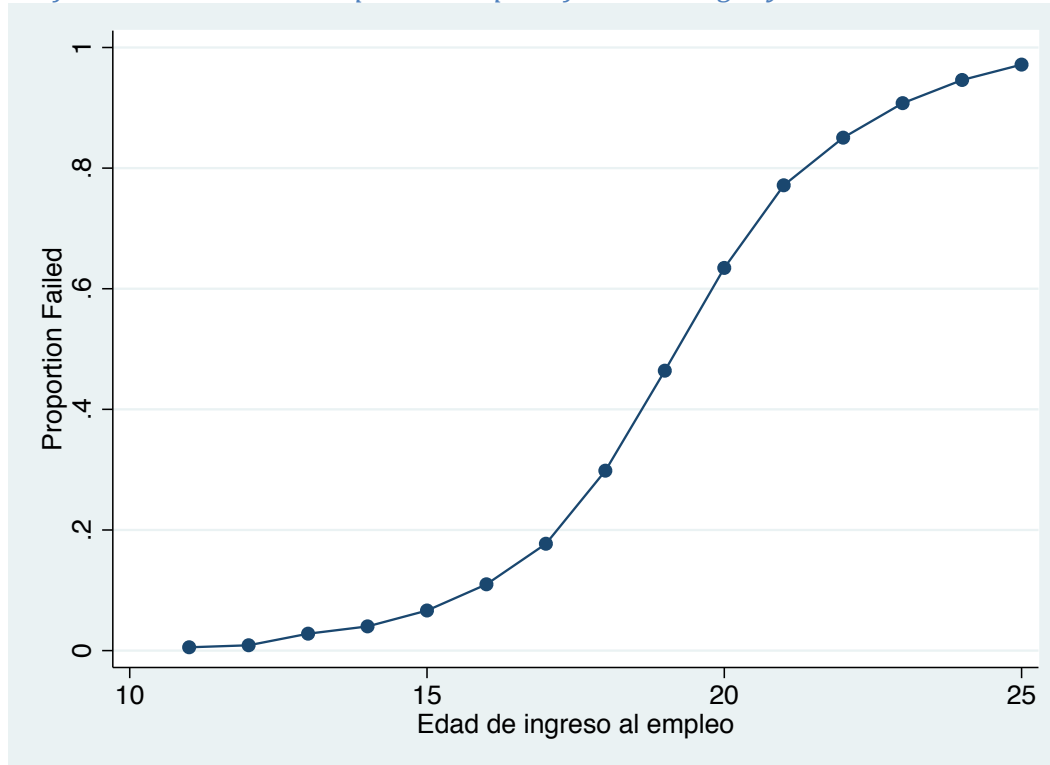
Gráficos.- Virginia Lorenzo Holm, Maestría en Ciencias Sociales, FLACSO México.

Tabla de supervivencia al primer empleo: jóvenes uruguayos cohorte PISA 2003.

Beg. Interval	Total	Deaths	Lost	Std. Survival	Error	[95%	Conf.	Int.]
6	7	2394	2	0	0.9992	0.0006	0.9967	0.9998
8	9	2392	1	0	0.9987	0.0007	0.9961	0.9996
9	10	2391	2	0	0.9979	0.0009	0.995	0.9991
10	11	2389	8	0	0.9946	0.0015	0.9907	0.9968
11	12	2381	8	0	0.9912	0.0019	0.9866	0.9943
12	13	2373	46	0	0.972	0.0034	0.9646	0.9779
13	14	2327	29	0	0.9599	0.004	0.9512	0.967
14	15	2298	63	0	0.9336	0.0051	0.9229	0.9429
15	16	2235	104	0	0.8901	0.0064	0.8769	0.902
16	17	2131	161	0	0.8229	0.0078	0.807	0.8376
17	18	1970	290	0	0.7018	0.0094	0.683	0.7196
18	19	1680	397	0	0.5359	0.0102	0.5157	0.5557
19	20	1283	408	0	0.3655	0.0098	0.3462	0.3848
20	21	875	328	0	0.2285	0.0086	0.2119	0.2455
21	22	547	189	0	0.1495	0.0073	0.1356	0.1641
22	23	358	137	0	0.0923	0.0059	0.0811	0.1043
23	24	221	92	0	0.0539	0.0046	0.0453	0.0634
24	25	129	40	89	0.0284	0.0038	0.0216	0.0366

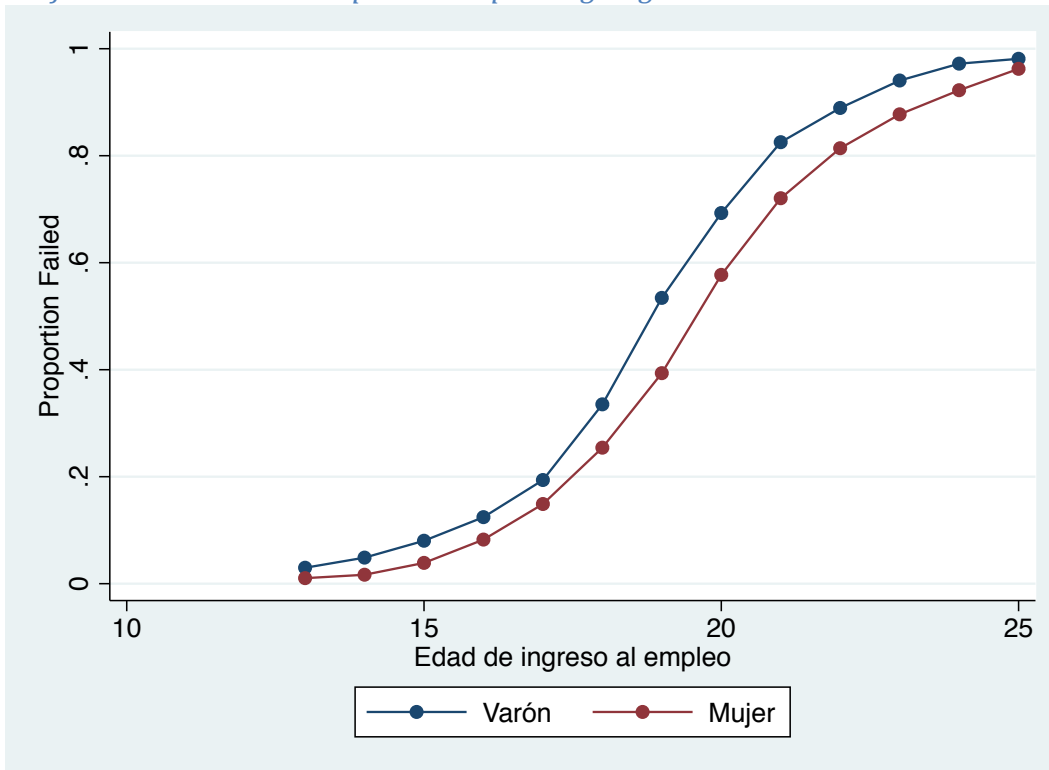
Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Gráfico 1: Calendarios del primer empleo: jóvenes uruguayos de la cohorte PISA 2003.



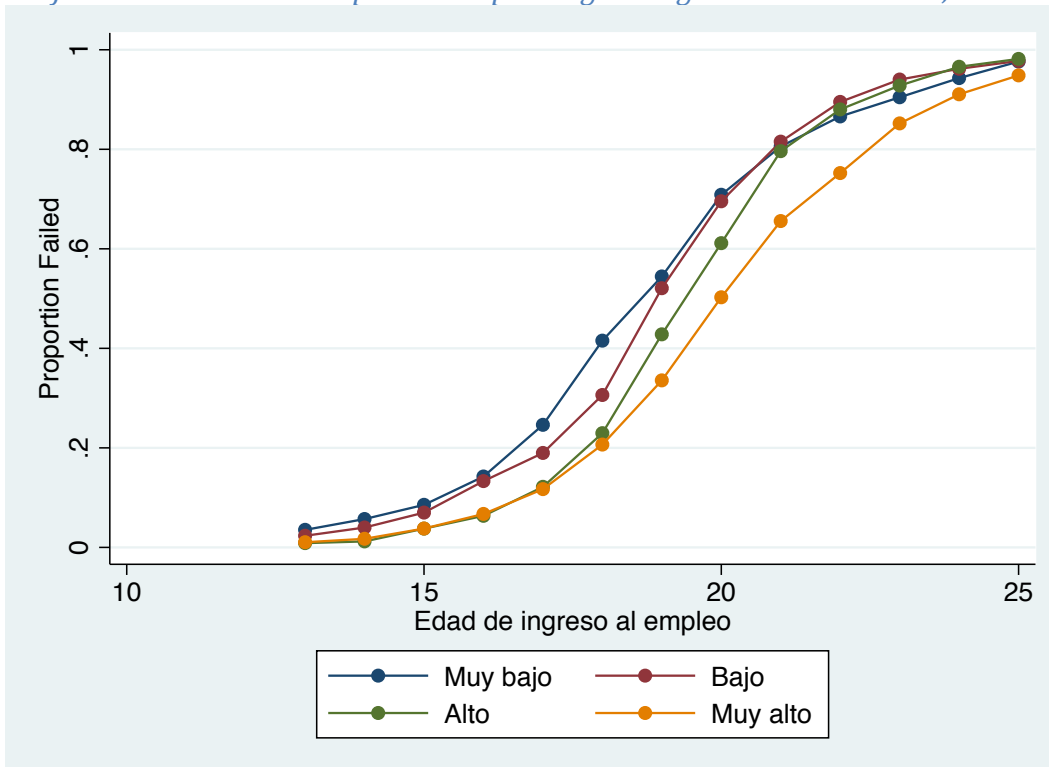
Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Gráfico 2: Calendarios del primer empleo según género.



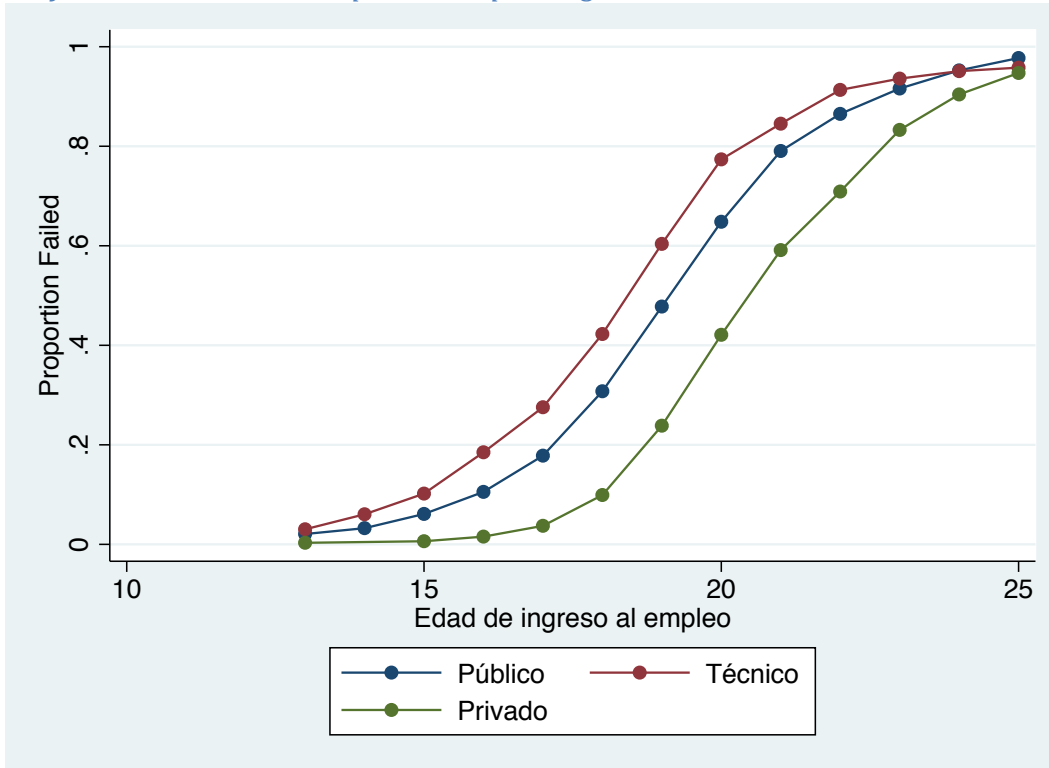
Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Gráfico 3: Calendarios del primer empleo según origen socioeconómico, en cuartiles.



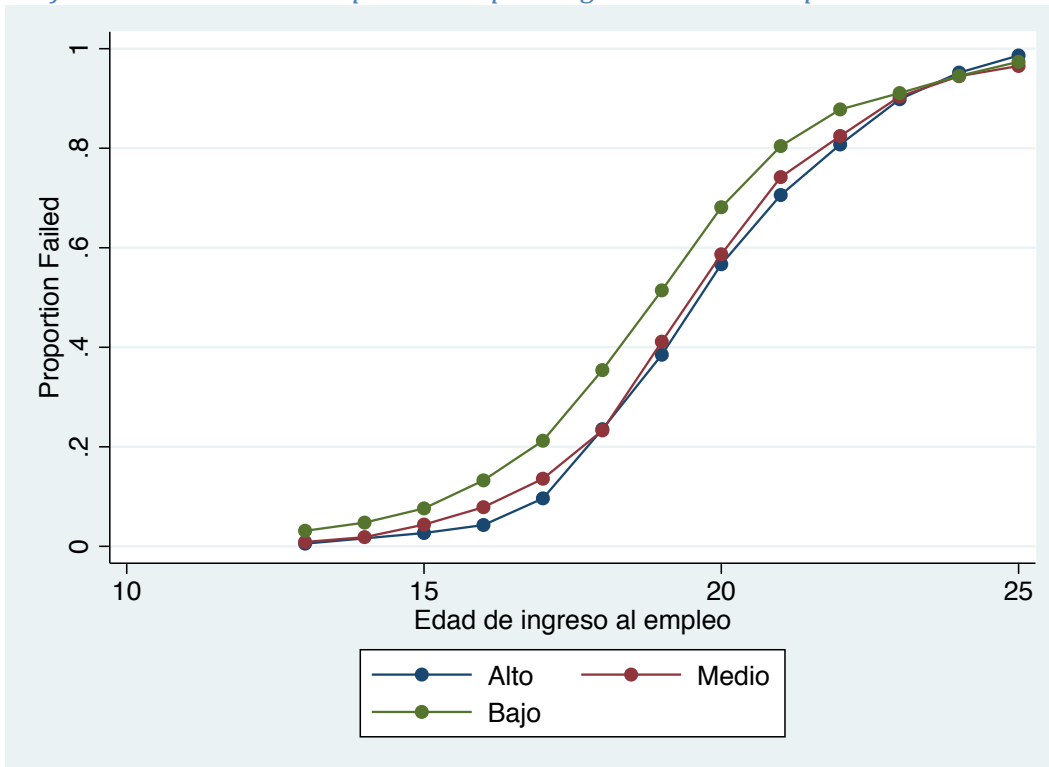
Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Gráfico 4: Calendarios del primer empleo según sector institucional de la educación.



Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Gráfico 5: Calendarios del primer empleo según nivel de competencias en PISA 2003.



Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Cuadro con medidas resumen del calendario de la transición al primer empleo.

Cuantiles	Género		Nivel socioeconómico de origen				Sector educativo a los 15			Estrato competencias PISA		
	Hombres	Mujeres	Muy bajo	Bajo	Medio	Alto	Técnico	Público	Privado	Bajo	Medio	Alto
Percentil 10	15.23	16.17	15.04	15.29	16.55	16.60	14.46	15.71	18.01	15.27	16.24	16.98
Primer cuartil (p25)	17.34	17.91	16.94	17.43	18.08	18.32	16.53	17.51	19.06	17.22	18.06	18.07
Segundo cuartil (p50)	18.80	19.56	18.60	18.87	19.38	19.97	18.36	19.11	20.46	18.88	19.48	19.62
Tercer cuartil (p75)	20.41	21.30	20.39	20.43	20.74	21.97	19.83	20.7	22.33	20.54	21.07	21.42
Percentil 90	22.19	23.49	22.85	22.08	22.40	23.81	21.77	22.67	23.94	22.64	22.94	23.02
Rango int. (p75-p25)	3.07	3.39	3.45	3.00	2.66	3.65	3.30	3.19	3.27	3.32	3.01	3.35
Razón (p10/p90)	0.69	0.69	0.66	0.69	0.74	0.70	0.66	0.69	0.75	0.67	0.71	0.74

Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Modelo logístico de tiempo discreto

Logistic regression	Number of obs	=	19103
	Wald chi2(12)	=	1287.89
	Prob > chi2	=	0.0000
Log pseudolikelihood = -75781.049	Pseudo R2	=	0.1988

_y	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_tr						
14-15	2.640642	.4742101	5.41	0.000	1.857161	3.75465
16-17	8.094824	1.324778	12.78	0.000	5.873568	11.15611
18-19	25.445	4.09652	20.10	0.000	18.55936	34.88524
20-21	43.43662	7.220291	22.69	0.000	31.35915	60.16553
22-24	50.98029	9.142717	21.92	0.000	35.87148	72.45282
escs	.8916081	.0305638	-3.35	0.001	.8336721	.9535702
sector03r						
Técnico	1.22793	.1197305	2.11	0.035	1.014323	1.48652
Sec.Priv	.6867896	.0508796	-5.07	0.000	.5939692	.7941152
pv1math	.9995074	.0003436	-1.43	0.152	.9988342	1.000181
mujer	.6925133	.0448833	-5.67	0.000	.6099019	.7863146
thijo	.7935351	.1195196	-1.54	0.125	.590692	1.066034
testudia	.824641	.0586927	-2.71	0.007	.7172686	.9480866
_cons	.0251507	.005699	-16.25	0.000	.0161314	.0392128

Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Modelo logístico de tiempo discreto introduciendo interacciones.

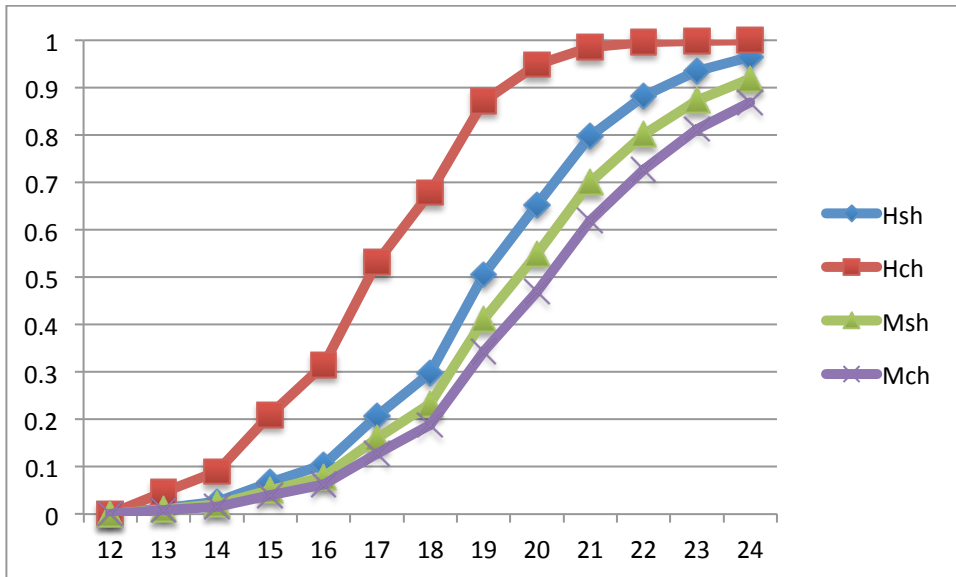
Logistic regression Number of obs = 19103
Wald chi2(18) = 1288.03
Prob > chi2 = 0.0000
Pseudo R2 = 0.2032

Log pseudolikelihood = -75367.191

_y	Odds Ratio	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
escs	.5897857	.0880264	-3.54	0.000	.4402011	.7902007
_tr						
14-15	3.343029	.7450104	5.42	0.000	2.15996	5.174098
16-17	10.02863	2.079105	11.12	0.000	6.679953	15.05602
18-19	33.7221	6.839693	17.35	0.000	22.6605	50.18337
20-21	58.37768	12.02842	19.74	0.000	38.98173	87.42438
22-24	68.18171	14.76068	19.50	0.000	44.60576	104.2185
_tr#c.escs						
14-15	1.343771	.2351394	1.69	0.091	.9536261	1.893532
16-17	1.317446	.2097201	1.73	0.083	.9643459	1.799836
18-19	1.554915	.2433291	2.82	0.005	1.1442	2.113059
20-21	1.733552	.2786819	3.42	0.001	1.265026	2.375604
22-24	1.95403	.3351245	3.91	0.000	1.396197	2.73474
sector03r						
TÈcnico	1.202378	.1172161	1.89	0.059	.9932529	1.455533
Sec.Priv	.6571474	.0499949	-5.52	0.000	.5661148	.7628183
pv1math	.9995577	.0003435	-1.29	0.198	.9988847	1.000231
1.mujer	.713081	.046102	-5.23	0.000	.6282133	.8094138
1.thijo	3.568538	1.883564	2.41	0.016	1.26825	10.04097
mujer#thijo						
1 1	.2185174	.1187838	-2.80	0.005	.0752977	.6341476
testudia	.7929043	.0565273	-3.25	0.001	.689505	.9118096
_cons	.0188292	.0049226	-15.19	0.000	.0112797	.0314316

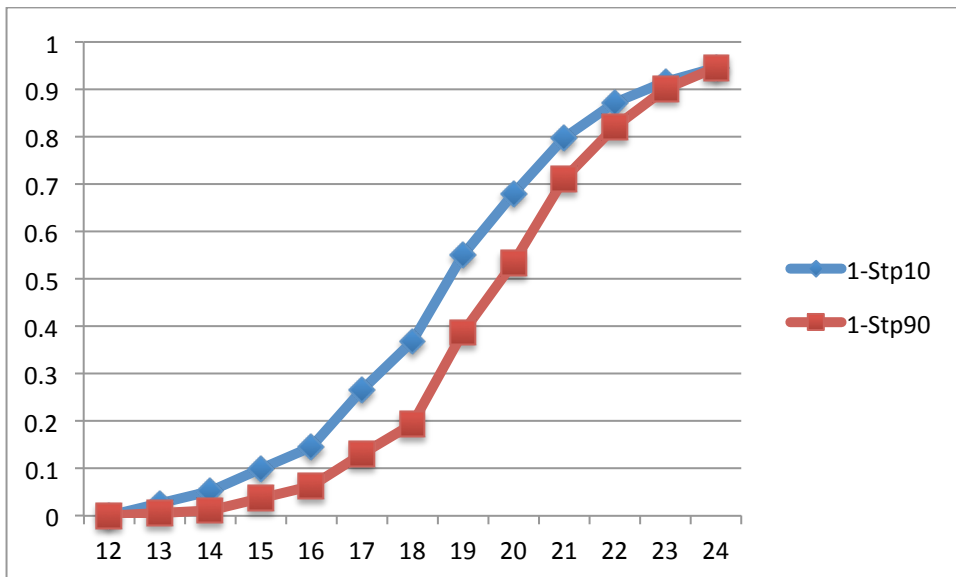
Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Gráfico 6: 1-St por sexo con y sin hijos, fijando lo demás en el valor medio.



Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.

Gráfico 7: 1-St por origen socioeconómico, fijando lo demás en el valor medio.



Fuente: Elaboración propia con base en datos provenientes del PISA-L 2012.