



Modelación de la deserción universitaria mediante cadenas de Markov

Modeling of university dropout using Markov chains

Modelagem do abandono universitário através das cadeias de Markov

José Alejandro González-Campos

jgonzalez@upla.cl

Departamento de Matemática y Estadística,
Universidad de Playa Ancha,
Valparaíso, Chile.

Orcid: <http://orcid.org/0000-0003-4610-6874>

Cristian Manuel Carvajal-Muquillaza

cristian.carvajal@upla.cl

Departamento de Matemática y Estadística,
Universidad de Playa Ancha,
Valparaíso, Chile.

Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-5561-2416>

Juan Elías Aspeé-Chacón

juan.elias.aspee@gmail.com

Escuela de Trabajo Social,
Pontificia Universidad Católica de
Valparaíso,
Valparaíso, Chile.

Orcid: <http://orcid.org/0000-0003-3456-8414>

Received: 27/Mar/2019 • Accepted: 27/Jul/2019 • Published: 31/Jan/2020

Resumen

El acceso a la educación superior es solo un primer paso a la equidad educativa, el siguiente es lograr la retención del estudiante o, lo que es lo mismo, evitar su deserción. Esta propuesta se centra en la definición de un índice como estimador del riesgo a la deserción individual, utilizando en tal modelación las cadenas de Markov, con base en la aleatoriedad de la ocurrencia del fenómeno de la deserción. El índice sugerido se aplica a una muestra de 5700 estudiantes universitarios de las cohortes anuales 2012-2015 de 8 facultades, todas ellas pertenecientes a una universidad pública y regional de Chile. Los resultados indican que las mayores probabilidades de deserción se presentan en los 2 primeros semestres de estudios, con una probabilidad promedio superior al 39 %, que luego disminuye a lo largo de los años. Esto obliga a las políticas institucionales a una fuerte inversión focalizada en el primer año. Asimismo, disponer de este índice permite una estimación formal para cambios o variaciones temporales del riesgo y cuantificar el impacto de las intervenciones, no solo para el caso en estudio, sino para todo el sistema de educación superior.

Palabras clave: abandono de estudios; deserción; educación superior; cadenas de Markov; Chile.

Abstract

Access to higher education is only a first step in achieving equity in education; the following step is improving student retention, or lowering dropout rates, which is the same thing. The present study focused on the definition of an index as an estimator of the risk of individuals dropping out of a university using a Markov chain model, based on the randomness of the occurrence of dropping out. The suggested index was applied to a sample of 5,700 university students from the 2012-2015 annual cohorts of 8 university departments of a public regional university in Chile. The results indicate that the highest average probability of dropping out (slightly more than 39%) occurs in the first 2 semesters of university studies, and then



decreases through time. This indicates the need for institutional retention policies that pay particular attention to the first year of university studies. Having this index also allows a formal estimation of changes or temporary variations in the risk, as well as quantifying the impact of interventions, not only for the case under study but for the entire higher education system.

Keywords: dropout; higher education; Markov chains; Chile.

Resumo

O acesso ao ensino superior é apenas um primeiro passo para a equidade educacional, o próximo é alcançar a retenção de estudantes ou, o que é o mesmo, evitar a sua deserção. Esta proposta se enfoca na definição de um índice como um estimador do risco de deserção individual, usando cadeias de Markov em tal modelagem, baseado na aleatoriedade da ocorrência do fenômeno da deserção. O índice sugerido é aplicado a uma amostra de 5700 estudantes universitários das coortes anuais de oito faculdades de 2012-2015, todas pertencentes a uma universidade pública e regional do Chile. Os resultados indicam que as maiores probabilidades de abandono ocorrem nos dois primeiros semestres de estudo, com uma probabilidade média superior a 39%, diminuindo ao longo dos anos. Isso força as políticas institucionais a um forte investimento focado no primeiro ano. Da mesma forma, possuir esse índice permite uma estimativa formal para mudanças ou variações temporárias do risco e quantificar o impacto das intervenções, não apenas para o caso em estudo, mas para todo o sistema de ensino superior.

Palavras-chaves: abandono de estudos; deserção; educação superior; cadeias de Markov; Chile.

Introducción

La masificación de la educación superior chilena de los últimos 20 años, dentro de un contexto de alta privatización, no ha redundado en mayores niveles de equidad educativa, especialmente si se toma en cuenta que solo el 3,4 % de las personas del primer quintil de ingreso per cápita (el 20 % de menores recursos) culmina la educación superior ([Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional \[CASEN\], 2013](#)). Igualmente, el 64,4 % de quienes ingresan a la educación superior en Chile es primera generación en este nivel formativo; sin embargo, su egreso no está garantizado al presentar un mayor riesgo de deserción que estudiantado *heredero* de este nivel, con casi tres veces más posibilidad de desertar ([Castillo & Cabezas, 2018](#)). En efecto, uno de los

principales problemas que ha venido enfrentando el sistema de educación superior chileno es el concerniente a la deserción. Este fenómeno alcanzó un 27,6 % para la cohorte 2016 ([Servicio de Información de Educación Superior \[SIES\], 2017](#)), cuyas consecuencias se hacen sentir en la reproducción de la pobreza o en la frustración profesional ([González, 2006](#)), entre otros factores.

A la luz de lo anterior y desde una perspectiva de responsabilidad social universitaria, [Schmelkes \(2001\)](#) establece que una educación de calidad tiene que ser eficaz, es decir, que se logren los objetivos propuestos para todo el alumnado, además de eficiente, es decir, que se atienda con responsabilidad la relación existente entre los resultados alcanzados y los costos consignados para obtenerlos. Ello pone de manifiesto la importancia que tiene el establecer



políticas educativas destinadas a maximizar las tasas de retención, contrapunto de la deserción (Himmel, 2002), pues no basta con incrementar el acceso de estudiantes al sistema, es también necesario disminuir el número de estudiantes que lo abandonan.

Los estudios que abordan el problema de la deserción universitaria se sustentan, mayoritariamente, en los modelos teóricos desarrollados inicialmente por Bean (1980), Spady (1970) y Tinto (1975), modelos diferenciados en función de los factores que condicionan y precipitan la deserción estudiantil. Mientras que en los modelos de Bean y Spady los factores son externos a la universidad, en los modelos de Tinto depende de la integración que logre el estudiantado con el ambiente académico y social de la universidad (Castaño, Gallón, Gómez y Vásquez, 2004), aunque la evidencia indica que el modelo más realista necesariamente incorpora una combinación de elementos internos y externos a la institución (Larroucau, 2015). Incluso existen diferenciales que atienden el tipo de deserción detectada, ya sea deserción temporal, explicada principalmente por razones vocacionales, socioculturales y motivacionales, o deserción permanente, explicada por razones socioeconómicas (Canales & De los Ríos, 2018).

Considerando lo antepuesto, se ha acreditado que el rendimiento académico en la universidad es la variable más influyente en la permanencia del estudiantado en su institución (Esteban et al, 2017). En efecto, el 45 % de los abandonos en los primeros dos años de universidad se atribuyen al rendimiento académico, aunque dicho efecto se reduce al avanzar de los años (Stinebrickner, 2014). En el mismo sentido, estudiantes con mayores promedios de calificaciones en la escuela secundaria tienen más probabilidades de finalizar con éxito los estudios

superiores, en comparación con quienes presentan promedios más bajos (Farmer & Hope, 2015), aunque dicho efecto es cuestionado por Santelices, Catalán, Horn y Venegas (2018), quienes sugieren que el efecto del ranking de egreso de la escuela secundaria, asociado al rendimiento comparado entre pares, es marginal para predecir la persistencia universitaria. Al rendimiento también se le adicionan factores como el sexo del estudiantado y el currículo académico de las carreras (Paura & Arhipova, 2014).

Por su parte, Roso, Jiménez y García (2016) sugieren que estudiantes con bajos niveles emocionales tienen mayor probabilidad de abandonar sus estudios. En efecto, el factor de proximidad o lejanía con la universidad, el desagrado con la carrera y los problemas de relaciones personales pesan al momento de desertar de la universidad (Pascual, 2017). Aquí destaca la vocación y la adaptación social y académica lograda por el estudiantado (Bernardo, Esteban, Fernández, Cervero, Tuero & Solano, 2016). Es más, fenómenos con incipientes estudios en América Latina, como el compromiso estudiantil (Aspeé, González & Cavieres, 2018), tienen una asociación con la disminución de la deserción evidenciada (Pineda-Báez et al. 2014). En Chile, el trabajo de Carvajal, González y Sarzoza (2018) mostró que el orden de lista, los ramos aprobados, el estado civil y la educación del padre, son variables que intervienen de forma directa en la deserción de estudiantes de primer año de una facultad de ciencias.

Adicional a los factores personales antes enunciados sucintamente, existen factores institucionales que condicionan y, en algunos casos, explican la deserción. Por ejemplo, se ha demostrado que el acceso a ayuda financiera, especialmente mediante préstamos para sustentar el costo de la



educación, es sustantivo para mantenerse en el sistema y persistir en los estudios, esto con independencia del grupo socioeconómico al que se pertenezca, y que a su vez ciertos subsidios dirigidos a estudiantes de bajos ingresos tienen un alto efecto de retención en instituciones técnicas (Santelices, Catalán, Kruger & Horn, 2016). De esta manera, y teniendo presente el conjunto de factores que interviene en el fenómeno de la deserción, puede ser explicada por un conjunto de cuatro dimensiones: la dimensión individual del estudiantado, la dimensión socioeconómica, la dimensión característica del colegio de origen y finalmente la dimensión institucional (Larroucau, 2015).

En Chile, y luego de que Himmel (2002) estableciera que los estudios destinados a reconocer y cuantificar los motivos que llevan a estudiantes a desertar del sistema de educación superior fueran insuficientes y fundamentalmente centrados en cuantificar la magnitud del fenómeno, se dio un fuerte impulso a su análisis con trabajos de intenciones más explicativas (Díaz, 2008; Donoso y Schiefelbein, 2007; Canales y De los Ríos, 2007; Díaz, 2009), lo que ha permitido ir caracterizando este fenómeno. Tal es así, que el acervo desarrollado respecto de la deserción ha transitado desde el uso de modelos teóricos que explican la deserción, a modelos basados en evidencias (Carvajal et al. 2018; Pérez, Escobar, Toledo, Gutiérrez & Reyes, 2018). Un siguiente paso en este derrotero, y de lo cual intenta hacerse cargo este trabajo, es la construcción de un conjunto de herramientas estadísticas (indicadores) que ofrezcan información de utilidad social (Tejedor, 2018) a las instituciones, de manera que puedan implementar acciones destinadas a fortalecer la permanencia de sus estudiantes en el sistema de educación superior.

En consideración a los párrafos precedentes y teniendo en cuenta lo importante que es para las instituciones de educación superior contar con indicadores estandarizados que aborden el fenómeno de la deserción, se ha planteado como objetivo la construcción de un índice que permita estimar la probabilidad de deserción de estudiantes en un enésimo momento, esto es, detectar las probabilidades de deserción por períodos de avance curricular o semestres, lo que permite focalizar las acciones correctivas en aquellos periodos más críticos. Dicha estimación del riesgo a la deserción individual se basa en el uso de las cadenas de Markov. Las cadenas de Markov son una familia de procesos estocásticos, definidas como una secuencia de variables aleatorias en la que la dependencia de los eventos sucesivos está dada solo por una unidad de tiempo, es decir, que la probabilidad futura del proceso depende únicamente del estado actual del proceso y no está influenciada por su historia pasada, lo cual es denominado propiedad Markoviana (Tijms, 2003). En tal sentido, un importante número de investigaciones han mostrado que tanto la deserción estudiantil como el progreso académico son variables aleatorias que poseen importantes características estocásticas, necesarias para ser modeladas a través de las cadenas de Markov (Brezavšček, Bach & Baggia, 2017; Caicedo, Atuesta & Caicedo, 2016; Elsayed, Dawood & Karthikeyan, 2017).

En la bibliografía, existen trabajos que aplican las cadenas de Markov en el análisis de diversas problemáticas enmarcadas en el sistema de educación superior. Respecto de la deserción destacan los trabajos de Elsayed, Shaik y Karthikeyan (2017), quienes utilizaron una cadena absorbente de Markov para desarrollar un modelo de predicción de la retención de estudiantes en una facultad de



ingeniería. También se destaca la propuesta realizada por [Caicedo et al. \(2016\)](#), quienes analizaron la intención de estudiantes de desertar de su programa académico en ingeniería, basándose en el número de veces que reprobaban una misma asignatura de su plan de estudio, modelaron el comportamiento de estudiantes por medio de cadenas de Markov discretas. Precedentemente, [Symeonaki y Kalamatianou \(2011\)](#) habían modelado el progreso educativo de estudiantes con la utilización de los sistemas markovianos no homogéneos (NHMS) con estados difusos (fuzzy). Es así como la utilización de las cadenas de Markov en este proceso de definición del índice se justifica ante la variedad de aplicaciones y la coherencia entre lo que modela y lo que se quiere modelar.

En consecuencia, se pretende avanzar desde la teorización y explicación de la deserción universitaria (y de la educación superior en general) hacia su prevención mediante indicadores que orienten el accionar de las instituciones. De tal manera que las siguientes líneas presentan una modelación de la deserción universitaria utilizando cadenas de Markov. Se detalla claramente el procedimiento de modelación, y se culmina en una aplicación a un conjunto de datos reales de una universidad regional de Chile.

Materiales y método

Modelación

Se identifica con la letra p a la probabilidad de que en el n ésimo semestre (esta expresión representa un semestre cualquiera) se produzca la deserción; sin embargo, en el semestre siguiente o $(n+1)$ se recupera la normalidad y el alumno prosigue sus estudios. Por otro lado, se dirá que q representa la probabilidad de que siendo un alumno

regular en el n ésimo semestre, este deserte al siguiente $(n+1)$, observe que q y p no son complementarios, por tanto $p \neq 1 - q$. La representación simbólica descrita permitirá modelar situaciones de estabilidad en la permanencia, es decir, dada la permanencia en el semestre n , al siguiente continúe en ello, esto es $1 - q$. También, se dirá que $\pi_0(0)$ denota la probabilidad de que el alumno deserte de manera inicial o precoz, en el sentido de [Castaño et al. \(2004\)](#), es decir, al comienzo del día 0. Finalmente se caracteriza con el valor 0 al estado correspondiente a la deserción y 1 al estado de permanencia y éxito en la retención del estudiante. Así, la variable aleatoria X_n representa el estado del alumno en el semestre o tiempo n .

Formalizando las características descritas en el párrafo anterior, $P(X_{n+1} = 1 | X_n = 0) = p$ representará la probabilidad condicional de que, dado que un alumno deserta en un semestre particular, en el siguiente se integre y permanezca en la institución. La línea vertical representa la separación entre lo observado, $X_n = 0$ y lo que se espera ocurra en el semestre siguiente, $X_{n+1} = 1$, es decir se observa deserción $X_n = 0$ y se quiere cuantificar la probabilidad que se reintegre en el semestre siguiente $X_{n+1} = 1$.

Por otro lado, $P(X_{n+1} = 0 | X_n = 1) = q$ representa la probabilidad de que, dado que un alumno es regular (retención) en un semestre particular, este deserte al siguiente. Un estado de suma importancia que es necesario simbolizar para el proceso de modelación es la deserción precoz o deserción al día 0, la cual será simbolizada por $P(X_0 = 0) = \pi_0(0)$.

Con base en la complementariedad de las probabilidades, es posible obtener representaciones para los siguientes estados: $P(X_{n+1} = 0 | X_n = 0) = 1 - p$, en el cual se observa que la condicionalidad $X_n = 0$ hace referencia a la deserción del alumno en un



determinado semestre y lo esperado $X_{n+1} = 0$, dice relación con mantener esta condición al siguiente, por tanto, es complementario a $P(X_{n+1} = 1|X_n = 0)$. De esa manera su probabilidad de ocurrencia es representada por $1-p$. Equivalentemente para $P(X_{n+1} = 1|X_n = 1) = 1-q$, se observa que en un semestre cualquiera el alumno permanece o se retiene y al siguiente se mantiene igual.

A su vez, se dice que $\pi_0(1)$ representa la probabilidad de éxito o retención inicial, simbólicamente podemos indicar que $\pi_0(1) = P(X_0 = 1) = 1 - \pi_0(0)$, esta relación se basa en la complementariedad de los eventos, recordando que $\pi_0(0)$ representa la probabilidad de deserción precoz.

Por todo lo anterior, es posible proponer un índice de cálculo de probabilidades de retención o deserción en el n -ésimo semestre. Simbólicamente se presenta un índice que cuantifica $P(X_n = 0)$ y $P(X_n = 1)$.

Para la formalización de la propuesta, se tiene que la probabilidad de deserción en el semestre n y en el semestre $n+1$ es modelada por $P(X_n = 0 \text{ y } X_{n+1} = 0)$, equivalentemente $P(X_n = 1 \text{ y } X_{n+1} = 0)$ representa la probabilidad de retención en el semestre n , sin embargo, al semestre siguiente ($n + 1$) este deserta. De esta manera, la probabilidad de deserción puede ser expresada en términos de las dos situaciones antes descritas, esto es:

$$P(X_{n+1} = 0) = P(X_n = 0 \text{ y } X_{n+1} = 0) + P(X_n = 1 \text{ y } X_{n+1} = 0).$$

Esta relación se puede ver en la Figura 1.

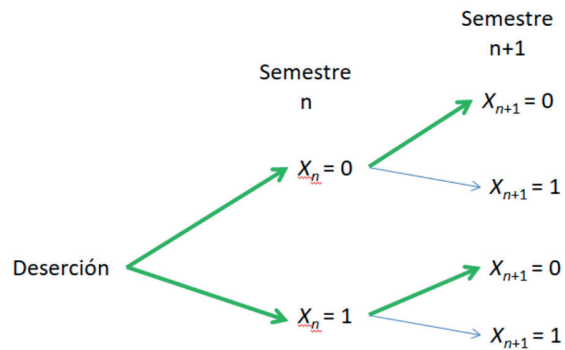


Figura 1. Relación de la deserción en el n -ésimo semestre, González, Carvajal, Aspeé (2019). Fuente propia de la investigación.

En el ámbito de las probabilidades, existe una serie de propiedades que permiten la descomposición y plantear expresiones más simples, en particular referidas a probabilidad condicional, que son las que se aplicarán en la siguiente expresión:

$$P(X_{n+1} = 0) = P(X_n = 0)P(X_{n+1} = 0|X_n = 0) + P(X_n = 1)P(X_{n+1} = 0|X_n = 1).$$

Según las definiciones y expresiones anteriores:

$$P(X_{n+1} = 0) = (1 - p)P(X_n = 0) + qP(X_n = 1), P(X_{n+1} = 0) = (1 - p)P(X_n = 0) + q(1 - P(X_n = 0)), P(X_{n+1} = 0) = (1 - p - q)P(X_n = 0) + q.$$

Recordemos que la probabilidad de deserción precoz era representada por $P(X_0 = 0) = \pi_0(0)$, así se puede decir que la probabilidad de deserción el primer semestre es:

$$P(X_1 = 0) = (1 - p - q)\pi_0(0) + q.$$

De manera equivalente para el segundo semestre:



$$P(X_2 = 0) = (1 - p - q)P(X_1 = 0) + q = (1 - p - q)^2 \pi_0(0) + q(1 + (1 - p - q)).$$

Buscando la generalización y repitiendo el proceso n veces es posible obtener la siguiente expresión:

$$P(X_n = 0) = (1 - p - q)^n \pi_0(0) + q \sum_{j=0}^{n-1} (1 - p - q)^j.$$

Observemos que para la situación particular y trivial en la cual $p = q = 0$, se tiene para todo n , $P(X_n = 0) = \pi_0(0)$ y $P(X_n = 1) = \pi_0(1)$. Supongamos ahora que $p+q > 0$, luego es posible encontrar una expresión equivalente para la suma de la progresión geométrica finita, de la siguiente forma:

$$\sum_{j=0}^{n-1} (1 - p - q)^j = \frac{1 - (1 - p - q)^n}{p + q}.$$

Esta importante relación permite dar respuesta al problema planteado, esto es, la probabilidad de deserción en el n -ésimo semestre es dado por $P(X_n = 0)$ que puede ser escrito como:

$$P(X_n = 0) = \frac{q}{p + q} + (1 - p - q)^n \left(\pi_0(0) - \frac{q}{p + q} \right).$$

Finalmente, la probabilidad de retención:

$$P(X_n = 1) = \frac{p}{p + q} + (1 - p - q)^n \left(\pi_0(1) - \frac{p}{p + q} \right).$$

Resumen matricial

Se observa que todos los elementos antes definidos permiten caracterizar a cada estudiante por medio de una matriz de estimaciones de probabilidad para cada n -ésimo tiempo. Cada componente de esta matriz se representa por $P(i, j)$, que indica la

probabilidad de pasar del estado i al estado j . En este contexto particular se ha indicado que 0 representa el estado de deserción y 1 el estado de retención. Esto es:

$$\begin{bmatrix} P(0,0) & P(0,1) \\ P(1,0) & P(1,1) \end{bmatrix}$$

Esta notación es informativa y global, pues permite tener una visión de todos los posibles estados y sus respectivas probabilidades de transición. Se incorpora en esta matriz de transición el súper índice n para indicar el semestre que se está estudiando, esto es:

$$P^n = \begin{bmatrix} P^n(0,0) & P^n(0,1) \\ P^n(1,0) & P^n(1,1) \end{bmatrix}$$

$P^n(0,0)$ simboliza la probabilidad de que, estando en el estado de deserción universitaria en el n -ésimo semestre, el alumnao se mantenga en ello al semestre siguiente. Se supone, entonces, que la matriz de transición inicial o momento 1 es dada por:

$$P = \begin{bmatrix} 1 - p & p \\ q & 1 - q \end{bmatrix}$$

Luego, asumiendo que $p + q > 0$, es decir, descartando el caso obvio de que $p = q = 0$, el desafío es lograr establecer una forma general para la matriz de transición en el n -ésimo momento, lo que significa encontrar P^n .

La probabilidad de pasar del estado 0 al estado 0 en el n -ésimo momento se representa por $P^n(0,0)$ equivalentemente se anotará $P^n(0,0) = P_0(X_n = 0)$. Se ha considerado que $\pi_0(0) = 1$ y reemplazando en $P(X_n = 0) = \frac{q}{p+q} + (1 - p - q)^n \left(\pi_0(0) - \frac{q}{p+q} \right)$, se tiene:



$$P^n(0, 0) = \frac{q}{p+q} + (1-p-q)^n \left(\frac{p}{p+q} \right)$$

Equivalentemente para encontrar $P^n(0, 1) = P_0(X_n = 1)$, se ha considerado que $\pi_0(1) = 0$, así reemplazando en:

$$P(X_n = 1) = \frac{p}{p+q} + (1-p-q)^n \left(\pi_0(1) - \frac{p}{p+q} \right)$$

Se obtiene:

$$P^n(0, 1) = \frac{p}{p+q} + (1-p-q)^n \left(\frac{p}{p+q} \right) \text{ y por tanto } P^n(1, 1) = \frac{p}{p+q} + (1-p-q)^n \left(\frac{q}{p+q} \right),$$

similarmente

$$P^n(1, 0) = \frac{q}{p+q} + (1-p-q)^n \left(\frac{q}{p+q} \right)$$

De esta manera, se concluye que la matriz de transiciones para cada estudiante en el n -ésimo semestre o momento se da por:

$$P^n = \frac{1}{p+q} \begin{bmatrix} q & p \\ q & p \end{bmatrix} + \frac{(1-p-q)^n}{p+q} \begin{bmatrix} p & -p \\ -q & q \end{bmatrix}$$

Consistencia asintótica

Procurando la consistencia de los resultados anteriores, es natural preguntarse ¿qué sucede en situaciones límites?, por tal razón las siguientes observaciones se enmarcan en formalizar esas situaciones.

Supongamos que p y q son diferentes de 0 y de 1, luego $0 < p+q < 2$, implicando que $|1-p-q| < 1$. En este contexto es posible mostrar que:

$$P(X_n = 0) = \frac{q}{p+q} + (1-p-q)^n \left(\pi_0(0) - \frac{q}{p+q} \right)$$

y

$$P(X_n = 1) = \frac{p}{p+q} + (1-p-q)^n \left(\pi_0(1) - \frac{p}{p+q} \right).$$

Cuando n tiende a infinito se tiene $\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = 0) = \frac{q}{p+q}$ y $\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n = 1) = \frac{p}{p+q}$, respectivamente.

Universo y muestra: Caso de aplicación

La población de estudio, en la presente aplicación, estuvo constituida por 5.700 estudiantes con matrícula entre los años 2012-2015, correspondientes a la Facultad de Ciencias de la Educación, Facultad de Humanidades, Facultad de Arte, Facultad de Ciencias de la Actividad Física y del Deporte, Facultad de Ciencias de la Salud, Facultad de Ingeniería, Facultad de Ciencias Sociales y Facultad de Ciencias Naturales y Exactas, todas ellas pertenecientes a una universidad pública y regional de Chile, cuyos tamaños de muestras por facultad se describen en la Tabla 1.

Tabla 1
Distribución por Facultad

Facultad	Tamaño de muestra
Facultad de Ciencias de la Educación	636
Facultad de Humanidades	1.342
Facultad de Arte	745
Facultad de Ciencias de la Actividad Física y del Deporte	452
Facultad de Ciencias de la Salud	910
Facultad de Ingeniería	643
Facultad de Ciencias Sociales	512
Facultad de Ciencias Naturales y Exactas	460
Total	5.700

Nota: Fuente propia de la investigación.



Para la aplicación del índice de deserción Markoviano, aquí definido con el propósito de estimar la probabilidad de transición, se utiliza la raíz jerárquica de tercer orden, propuesta por Carvajal et al. (2018), en la

cual se estima la probabilidad de desertar, utilizando un modelo de regresión logística, dada la naturaleza dicotómica de la variable respuesta. Como resultado de este proceso, el modelo estimado queda definido como:

$$E[Y|X] = \frac{1}{1 + \exp\{-0,051 \cdot OL + 0,733 \cdot RA + 0,748 \cdot EC - 0,594 \cdot EP\}}$$

Donde

OL: Orden de lista (Posición de ingreso a la carrera)

RA: Ramos aprobados

EC: Estado civil

EP: Educación del padre

Para la ilustración del funcionamiento del índice, se desarrollará de manera inicial la estimación de la probabilidad de transición, todo esto a partir de la media de las probabilidades de transición (ver Tabla 2). De esta forma se logrará la construcción de la matriz de transición inicial global, además de las matrices de transición de cada una de las facultades analizadas.

Tabla 2
Estadísticos iniciales

Estadísticos	Interpretación u observaciones
$P(X_{n+1} = 1 X_n = 0) = p$	La notación simbólica precedente significa que dada la condicionalidad $X_n = 0$, esto es, que situado en el grupo de estudiantes que desertaron en un semestre particular n , se observe el retorno, simbolizado por $X_{n+1} = 1$. Esta probabilidad condicional, es simbolizada con el valor p . De manera informal se podría entender como la cuantificación de la probabilidad de retorno.
$P(X_{n+1} = 0 X_n = 1) = q$	De manera similar a la interpretación anterior, la simbología $X_n = 1$ hace referencia a todo el alumnado que en el semestre n es regular o está matriculado. En este contexto determinar cuál es la probabilidad de que en el siguiente semestre deserten ($X_{n+1} = 0$). Esta estimación de probabilidad es representada con la letra q .
$P(X_n = 0) = \frac{q}{p+q} + (1-p-q)^n \left(\pi_0(0) - \frac{q}{p+q} \right)$	En función de las estimaciones anteriores, es posible establecer de manera recursiva una estimación de la probabilidad de deserción transcurrido el n -ésimo semestre.
$\begin{bmatrix} P(0,0) & P(0,1) \\ P(1,0) & P(1,1) \end{bmatrix}$	Concatenando los tres resultados anteriores, es posible definir la matriz de transición inicial, cuyas componentes son estimaciones de probabilidades de transición en diferentes estados.

Nota: Fuente propia de la investigación.



Resultados

La Tabla 3 expresa los resultados del modelo descrito en las líneas anteriores, aplicado a la muestra señalada. La misma Tabla

3 detalla las diferentes matrices de transición para las diferentes facultades, permitiendo resumir las estimaciones de cada uno de los cambios de estados, condicionados a los contextos de deserción o permanencia.

Tabla 3
Matriz de transición inicial por Facultad y lobal

Matriz	Observación
	Facultad de Arte
$\begin{bmatrix} 0,939 & 0,061 \\ 0,242 & 0,758 \end{bmatrix}$	<p>Para esta Facultad es importante destacar dos estimaciones de transición. En primer lugar “la situación de que dada la deserción o abandono al semestre siguiente retornar”, con una cuantificación porcentual de 6,1 %, es decir, de las personas que desertan se espera que un número inferior al 10 % retorne. En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, dado que en el semestre actual es estudiante regular” alcanza un 24,2 %, es decir, en términos esperados, de las personas que son regulares un número inferior al 25 % deserta.</p>
	Facultad de Ciencias de la Salud
$\begin{bmatrix} 0,957 & 0,043 \\ 0,210 & 0,790 \end{bmatrix}$	<p>Para la Facultad de Ciencias de la Salud es importante destacar dos estimaciones de transición, la primera dice “relación con dado el abandono o deserción, al semestre siguiente retornar”, que alcanza un 4,3 %, es decir, de las personas que desertan se espera que un número inferior al 5% retorne. En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, en el contexto de ser estudiante regular el semestre anterior” alcanza un 21%, es decir, en términos esperados, de las personas que son regulares un número inferior al 25 % deserta.</p>
	Facultad de Humanidades
$\begin{bmatrix} 0,950 & 0,050 \\ 0,247 & 0,753 \end{bmatrix}$	<p>Para la Facultad de Humanidades es importante destacar dos estimaciones de transición, la primera dice “relación con dado que se observó el abandono o deserción, al semestre siguiente retornar”, que alcanza un 5 %, es decir, en términos esperados, de las personas que desertan un número inferior al 10 % retorna. En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, dado que es estudiante regular el semestre anterior”, alcanza un 24,7 %, es decir, en términos esperados, de las personas que son regulares un número inferior al 25 % deserta.</p>
	Facultad de Ciencias de la Actividad Física y del Deporte
$\begin{bmatrix} 0,951 & 0,049 \\ 0,267 & 0,733 \end{bmatrix}$	<p>Para la Facultad de Ciencias de la Actividad Física y del Deporte es importante destacar dos estimaciones de transición. La primera dice “relación con dado que se produjo el abandono o deserción, al semestre siguiente retornar”, que alcanza un 4,9 %, es decir, en términos esperados, de las personas que desertan un número inferior al 5 % retorna. En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, dado que es estudiante regular el semestre anterior” alcanza un 26,7 %, es decir, de las personas que son regulares se espera que un número inferior al 30 % deserte.</p>



Matriz	Observación
	Facultad de Ciencias Naturales y Exactas
$\begin{bmatrix} 0,935 & 0,065 \\ 0,188 & 0,812 \end{bmatrix}$	<p>Para la Facultad de Ciencias Naturales y Exactas es importante destacar dos estimaciones de transición. La primera dice “relación con dada la situación de abandono o deserción, al semestre siguiente retornar”, que alcanza un 6,6 %, es decir, de las personas que desertan se espera que un número inferior al 10% retorne.</p> <p>En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, dada la situación de ser estudiante regular el semestre anterior” alcanza un 18,8 %, es decir, en términos esperados, de las personas que son regulares un número inferior al 20% deserta.</p>
	Facultad de Ingeniería
$\begin{bmatrix} 0,780 & 0,220 \\ 0,141 & 0,859 \end{bmatrix}$	<p>Para la Facultad de Ingeniería es importante destacar dos estimaciones de transición, la primera dice “relación con dado que se observó abandono o deserción, al semestre siguiente retornar”, que alcanza un 22%, es decir, en términos esperados, de las personas que desertan un número inferior al 25% retorna.</p> <p>En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, dada la situación de ser estudiante regular el semestre anterior”, alcanza un 14 %, es decir, en términos esperados, de las personas que son regulares un número inferior al 15% deserta.</p>
	Facultad de Ciencias de la Educación
$\begin{bmatrix} 0,984 & 0,016 \\ 0,271 & 0,729 \end{bmatrix}$	<p>Para la Facultad de Ciencias de la Educación es importante destacar dos estimaciones de transición, la primera dice “relación con dada la situación de abandono o deserción, al semestre siguiente retornar”, que alcanza un 1,6 %, es decir, en términos esperados, de las personas que desertan un número inferior al 5 % retorna.</p> <p>En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, dada la situación de ser estudiante regular el semestre anterior” alcanza un 27,1 %, es decir, en términos esperados, de las personas que son regulares un número inferior al 30 % deserta.</p>
	Facultad de Ciencias Sociales
$\begin{bmatrix} 0,946 & 0,054 \\ 0,172 & 0,828 \end{bmatrix}$	<p>Para la Facultad de Ciencias Sociales es importante destacar dos estimaciones de transición, la primera dice “relación con dado que se produce el abandono o deserción, al semestre siguiente retornar”, que alcanza un 5,4 %, es decir, de las personas que desertan se espera que un número inferior al 10 % retorne.</p> <p>En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, dada la situación de ser estudiante regular el semestre anterior”, alcanza un 17,2 %, es decir, en términos esperados, de las personas que son regulares un número inferior al 20% deserta.</p>
	Universidad (Global)
$\begin{bmatrix} 0,939 & 0,061 \\ 0,218 & 0,782 \end{bmatrix}$	<p>Para la Universidad es importante destacar dos estimaciones de transición, la primera dice “relación con dado que se observó el abandono o deserción, al semestre siguiente retornar”, que alcanza un 6,1 %, es decir, en términos esperados, de las personas que desertan un número inferior al 10 % retorna.</p> <p>En contraposición, la estimación de la “probabilidad de deserción en el semestre siguiente, dada la situación de ser estudiante regular el semestre anterior”, alcanza un 21,8 %, es decir, en términos esperados, de las personas que son regulares un número inferior al 25 % deserta.</p>

Nota: Fuente propia de la investigación.



A partir de las estimaciones anteriores, es posible establecer, de manera recursiva, una estimación de la probabilidad de

desertar transcurrido el n -ésimo semestre en cada facultad del estudio (ver Tabla 4).

Tabla 4
Estimación de la probabilidad de desertar transcurrido el n -ésimo semestre
Probabilidad de desertar por Facultad

N.º Semestre	Arte	Salud	Humanidades	Ed. Física	Ciencias	Ingeniería	Educación	Sociales	Global
1	0,410	0,417	0,402	0,391	0,439	0,731	0,373	0,441	0,422
2	0,346	0,354	0,332	0,316	0,393	0,687	0,282	0,395	0,366
3	0,302	0,308	0,284	0,265	0,358	0,659	0,217	0,360	0,325
4	0,272	0,273	0,249	0,231	0,333	0,641	0,171	0,333	0,296
5	0,250	0,247	0,225	0,207	0,313	0,630	0,138	0,311	0,275
6	0,236	0,227	0,208	0,190	0,299	0,622	0,114	0,295	0,260
7	0,225	0,213	0,196	0,179	0,288	0,618	0,097	0,282	0,249
8	0,218	0,202	0,188	0,172	0,280	0,615	0,085	0,273	0,242
9	0,213	0,194	0,182	0,166	0,275	0,613	0,077	0,265	0,236
10	0,209	0,188	0,178	0,163	0,270	0,612	0,071	0,259	0,232

Nota: Fuente propia de la investigación.

Tomando los valores de la Tabla 3, y viendo como ejemplo la Facultad de Arte, los valores de p y q son 0,242 y 0,061, respectivamente. Entonces, el cálculo de

probabilidad de desertar al n -ésimo semestre para esta facultad es obtenida como se muestra en la Tabla 5.

Tabla 5
Ejemplo de cálculo de la probabilidad de desertar al n -ésimo semestre

Semestre	Probabilidad de desertar al n -ésimo semestre $P(X_n = 0)$
Primer	$P(X_1 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^1 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,410$
Segundo	$P(X_2 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^2 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,346$
Tercero	$P(X_3 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^3 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,302$
Cuarto	$P(X_4 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^4 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,272$



Semestre	Probabilidad de desertar al n ésimo semestre $P(X_n = 0)$
Quinto	$P(X_5 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^5 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,250$
Sexto	$P(X_6 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^6 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,236$
Séptimo	$P(X_7 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^7 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,225$
Octavo	$P(X_8 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^8 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,218$
Noveno	$P(X_9 = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^9 \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,213$
Décimo	$P(X_{10} = 0) = \frac{0,061}{0,242 + 0,061} + (1 - 0,242 - 0,061)^{10} \left(\frac{1}{2} - \frac{0,061}{0,242 + 0,061} \right) = 0,209$

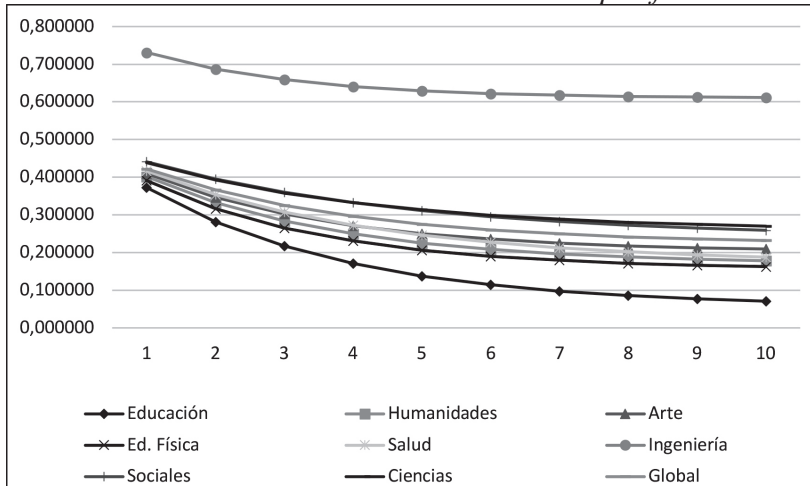
Nota: Fuente propia de la investigación.

Por su parte, la información entregada por la Gráfica 1 permite establecer que, con independencia de la facultad estudiada, las mayores probabilidades de deserción se concentran en los primeros semestres de la carrera, para luego mostrar un decrecimiento constante a lo largo de los diez semestres estimados. Ello es un comportamiento compartido por las ocho facultades de la

Universidad. Sin embargo, las facultades de Ciencias Sociales, Ciencias Naturales y Exactas y de Ingeniería, son las que presentan una mayor tasa de deserción, superando la media institucional; destaca notoriamente la Facultad de Ingeniería, la cual duplica la tasa de la Universidad a todo lo largo del periodo estudiado.

Gráfica 1

Probabilidad de desertar al n ésimo semestre por facultad de estudio.



Nota: Fuente propia del estudio.



Discusión

Durante las últimas décadas el número de jóvenes que han tenido acceso a la educación superior chilena ha crecido de manera significativa, sin embargo, este importante crecimiento no permite asegurar que estas nuevas generaciones de estudiantes, en su mayoría jóvenes provenientes de familias vulnerables, finalicen con éxito su proceso formativo, lo que se hace evidente en la importante tasa promedio de deserción universitaria (29,8 % entre los años 2011-2016).

En este trabajo, se ha desarrollado un indicador de la deserción utilizando un modelo de cadena de Markov, el cual estima la probabilidad de desertar al enésimo semestre. De esta manera, el modelo propuesto permite realizar un seguimiento continuo del comportamiento de deserción, insumo crucial a la hora de generar políticas destinadas a retener al estudiantado en el sistema de educación superior. Es decir, salta de la simple descripción de la magnitud del fenómeno a su intervención, tal como lo desafiara Himmel en el 2002.

Para ilustrar la utilidad del modelo, este fue aplicado a 5.700 estudiantes con matrícula entre los años 2012-2015, correspondientes a ocho facultades de una universidad regional de Chile. Los resultados obtenidos muestran que la investigación tiene importantes implicancias prácticas, no solo para las autoridades de la institución, sino también para aquellos organismos gubernamentales responsables de la generación y aplicación de políticas públicas destinadas a mejorar los indicadores de calidad del sistema de educación terciario. Entre estas implicancias, la investigación deja vislumbrar que las mayores probabilidades de deserción se presentan en los dos primeros semestres de estudios, con una probabilidad promedio superior al 39 %, resultado concordante con

otras investigaciones como la de [Stinebricker \(2014\)](#), lo cual hace suponer que una fuerte inversión, focalizada en este primer año, permitirá reducir estos indicadores.

Por otro lado, se pudo establecer que la Facultad de Ingeniería es aquella que presenta las mayores probabilidades de deserción promedio en los tres primeros semestres, alcanza una media del 69,1 % que supera en más de 84 % la tasa global. En esta misma línea, pero a menor escala, se encuentran la Facultad de Ciencias Sociales y la Facultad de Ciencias Naturales. Por su parte, la Facultad de Educación, Humanidades y la Facultad de Educación Física son las que presentan una menor tasa de deserción, con un 31 % bajo la media global. Esto rememora los factores institucionales que pueden estar jugando en la deserción tal como lo evidenciara [Tinto \(1975\)](#) y [Castaño, Gallón, Gómez y Vásquez \(2004\)](#) respecto de la integración académica y social a la universidad o, en su defecto, a la interacción de dichos factores con los que el mismo estudiantado lleva consigo, tal como lo sugiriera [Larroucau \(2015\)](#). Así, es posible aventurar que existen condicionantes de contexto educativo que precipitan, en mayor medida, la deserción universitaria; empero, ello debe ser objeto de otros estudios en profundidad en las facultades señaladas.

Todo lo anterior deja de manifiesto la necesidad de implementar acciones re- mediales que permitan reducir estos indicadores, pues el aletargamiento o la inmovilidad solo redundará en la generación de una capa social de jóvenes y familias que verán frustradas sus aspiraciones vitales. En este sentido, las acciones deben ser creadas, ejecutoriadas y monitoreadas, al menos en tres dimensiones, a saber: a) dimensión económica, que implica generar y potenciar un conjunto de acciones que alivianen la carga financiera que significa estudiar, tales como



becas, gratuidad, subsidios de alimentación y movilización, entre otros; b) dimensión política institucional, que refiere a promover una potente articulación entre la enseñanza secundaria y la enseñanza terciaria, fomentando los procesos de orientación vocacional y diversificando los mecanismos de ingreso a las instituciones de educación superior, entre otros; y finalmente c) dimensión pedagógica, que incorpora la actualización de los currículos y promueva la creación de escuelas de ayudantes y personas tutoras pares, o la generación de estudios de nivelación, entre otros.

Finalmente, el modelo propuesto tiene la ventaja de poder estimar las probabilidades de desertar, tanto de estudiantes en particular como la de un conjunto de estudiantes pertenecientes a una carrera, departamento o facultad en general, todo esto al momento enésimo, lo que se diferencia de los trabajos de [Giraldo, Zapato y Toro \(2008\)](#); [Caicedo R, Atuesta y Caicedo J \(2016\)](#) y permite el monitoreo de la deserción, al detectar el mejor momento para su intervención, lo que se transforma en una potente herramienta de conocimiento y de gestión académica para las instituciones de educación superior en general.

Conclusión

Aplicado el modelo al conjunto de estudiantes analizados y considerando los resultados de la investigación, expuestos en las líneas precedentes, se puede concluir que:

- 1) Las mayores probabilidades de deserción se suceden dentro de los dos primeros semestres de estudios. Hecho que pudiera ser explicado atendido las razones vocacionales que afectan la deserción temprana o, en su defecto, las

condicionantes de tipo formativa que traen consigo el estudiantado novel. Sin embargo, estos elementos y otros, que pueden ser los causales de que estudiantes de primer año tengan una mayor probabilidad de desertar, deben ser analizados en estudios posteriores.

- 2) A partir del tercer semestre dichas probabilidades van disminuyendo paulatinamente. Esto puede deberse a que el estudiantado ha tenido la posibilidad de generar lazos afectivos con sus pares, profesorado y la comunidad, lo que permite constituir un sentimiento de pertenencia. Por otro lado, los compromisos personales con sus propias metas académicas se van reafirmando a través del tiempo, todo esto supone una disminución en la probabilidad de desertar. No obstante, ello también debe ser objeto de un estudio en particular, que tome como base los hallazgos de la presente investigación.
- 3) Este comportamiento no se diferencia en función del contexto educativo o programa de estudio, pues las diferencias porcentuales entre facultades o carreras no son relevantes o significativas.
- 4) No obstante, existe un contexto educativo con mayores probabilidades de deserción que la media, lo que obliga a analizar, en profundidad, dicha realidad y estudios comparativos entre instituciones de manera de visualizar la ocurrencia o no de un patrón.

Agradecimientos

Trabajo elaborado en el marco del proyecto de investigación: CNE 06-1718: Aproximación cuantitativa del fenómeno de la deserción universitaria. Modelo explicativo y predictivo. Universidad de Playa Ancha (UPLA) en Chile.



Referencias

- Aspeé, J., González, J. y Cavieres, E. A. (2018). El compromiso estudiantil en educación superior como agencia compleja. *Formación universitaria*, 11(4), 95-108. doi: <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062018000400095>
- Bean, J. P. (1980). Dropouts and turnover: The synthesis and test of a causal model of student attrition. *Research in higher education*, 12(2), 155-187. doi: <https://doi.org/10.1007/BF00976194>
- Bernardo, A., Esteban, M., Fernández, E., Cervero, A., Tuero, E. y Solano, P. (2016). Comparison of personal, social and academic variables related to university drop-out and persistence. *Frontiers in psychology*, 7, 1610. doi: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01610>
- Brezavšček, A., Bach, M. y Baggia, A. (2017). Markov Analysis of Students' Performance and Academic Progress in Higher Education. *Organizacija*, 50(2), 83-95. doi: <https://doi.org/10.1515/orga-2017-0006>
- Caicedo, R., Atuesta, S. y Caicedo, J. P. (2016). Análisis de la retención de estudiantes de ingeniería basado en la pérdida consecutiva de una misma asignatura. Un enfoque de Cadenas de Markov. *Ingeniería Industrial. Actualidad y Nuevas Tendencias*, (16), 7-18. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=215048805002>
- Canales, A. y De Los Ríos, D. (2007). Factores explicativos de la deserción universitaria. *Calidad en la Educación*, 0(26), 173-201. doi: <http://dx.doi.org/10.31619/caledu.n26.239>
- Carvajal, C., González, J. y Sarzoza, S. J. (2018). Variables sociodemográficas y académicas explicativas de la deserción de estudiantes en la Facultad de Ciencias Naturales de la Universidad de Playa Ancha (Chile). *Formación Universitaria*, 11(2), 3-12. doi: <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062018000200003>
- Castaño, E., Gallón, S., Gómez, K. y Vásquez, J. (2004). Deserción estudiantil universitaria: Una aplicación de modelos de duración. *Lecturas de economía*, 0(60), 39-65. Recuperado de <http://hdl.handle.net/10495/3868>
- Castillo, J. y Cabezas, G. (2018). Caracterización de jóvenes primera generación en educación superior. Nuevas trayectorias hacia la equidad educativa. *Calidad en la Educación*, 0(32), 44-76. doi: <http://doi.org/10.31619/caledu.n32.151>
- Díaz, C. J. (2009). Factores de deserción estudiantil en ingeniería: Una aplicación de modelos de duración. *Información tecnológica*, 20(5), 129-145. doi: <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-07642009000500016>
- Díaz, P. C. (2008). Modelo conceptual para la deserción estudiantil universitaria chilena. *Estudios pedagógicos (Valdivia)*, 34(2), 65-86. doi: <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-07052008000200004>
- Donoso, S. y Schiefelbein, E. (2007). Análisis de los modelos explicativos de retención de estudiantes en la universidad: Una visión desde la desigualdad social. *Estudios pedagógicos (Valdivia)*, 33(1), 7-27. doi: <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-07052007000100001>
- Elsayed, E., Dawood, A. y Karthikeyan, R. (2017). Estimate Survival Time of Students at College of Engineering by Using Makovian Matrix. *International Journal of Research in Management Sciences*, 5(1), 1-10. Recuperado de https://www.researchgate.net/profile/Shaik_Dawood_Abdul_Khadar/publication/317339503_Estimate_Survival_Time_of_Students_at_College_of_Engineering_by_Using_Makovian_Matrix/links/5933dce6aca272fc5535db91/Estimate-Survival-Time-of-Students-at-College-of-Engineering-by-Using-Makovian-Matrix.pdf
- Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional, CASEN. (2013). *Educación. Síntesis de resultados*. Chile: Ministerio de Desarrollo Social, Gobierno de Chile. Recuperado de http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/documentos/Casen2013_Educacion.pdf
- Esteban, M., Bernardo, A., Tuero, E., Cervero, A. y Casanova, J. (2017). Variables influyentes en progreso académico y permanencia en la universidad. *European Journal of Education and Psychology*, 10(2), 75-81. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ejeps.2017.07.003>
- Farmer, E. y Hope, W. C. (2015). Factors that influence African American male retention and graduation: The case of Gateway University, a historically black college and university. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 17(1), 2-17. doi: <https://doi.org/10.1177/1521025115571074>
- Giraldo, A., Zapata, C. y Toro, E. M. (2008). Modelo probabilístico para los fenómenos de transferencia entre programas de pregrado y



- de deserción estudiantil. *Scientia et Technica*, 14(39), 212-217. Recuperado de <http://revistas.utp.edu.co/index.php/revistaciencia/article/view/3207>
- González, L. E. (2006). *Repitencia y deserción en América Latina*. Documento en línea. Recuperado de https://www.researchgate.net/profile/Luis_Gonzalez_Fiegehen/publication/275275302_Repitencia_y_desercion_en_America_Latina_2006-19/links/5536d7f00cf268fd001876ff.pdf
- Himmel, E. (2002). Modelo de análisis de la deserción estudiantil en la educación superior. *Calidad en la Educación*, 0(17), 91-108. doi: <http://doi.org/10.31619/caledu.n17.409>
- Larroucau, T. (2015). Estudio de los factores determinantes de la deserción en el sistema universitario chileno. *Revista Estudios de Políticas Públicas*, 1(1), 1-23. doi: <http://dx.doi.org/10.5354/0719-6296.2015.38351>
- Pascual, P. A. (2017). Factors Linked to Dropout Rate in a College Entrepreneurship Program. *International Journal of Innovative Knowledge Concepts*, 5(2). Recuperado de <http://www.ijikc.co.in/index.php/ijikc/article/view/406>
- Paura, L. y Arhipova, I. (2014). Cause analysis of students' dropout rate in higher education study program. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 109, 1282-1286. doi: <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.625>
- Pérez, A. M., Escobar, C. R., Toledo, M. R., Gutiérrez, L. B. y Reyes, G. M. (2018). Modelo de predicción de la deserción estudiantil de primer año en la Universidad Bernardo O'Higgins. *Educação e Pesquisa*, 44, e172094. doi: <https://dx.doi.org/10.1590/s1678-4634201844172094>
- Pineda, B., Bermúdez, A., Rubiano, B., Pava, G., Suárez, G. y Cruz, B. F. (2014). Compromiso estudiantil y desempeño académico en el contexto universitario colombiano. *RELIEVE*, 20(2), 1-20. doi: <https://dx.doi.org/10.7203/relieve.20.2.4238>
- Roso, B., Jiménez, A. y García, B. E. (2016). Emotional variables, dropout and academic performance in Spanish nursing students. *Nurse education today*, 37, 53-58. doi: <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2015.11.021>
- Santelices, M., Catalán, X., Horn, C. y Venegas, A. (2018). High School Ranking in University Admissions at a National Level: Theory of Action and Early Results from Chile. *Higher Education Policy*, 31(2), 159-179. doi: <https://doi.org/10.1057/s41307-017-0048-6>
- Santelices, M., Catalán, X., Kruger, D. y Horn, C. (2016). Determinants of persistence and the role of financial aid: lessons from Chile. *Higher Education*, 71(3), 323-342. doi: <https://doi.org/10.1007/s10734-015-9906-6>
- Schmelkes, S. (2001). La combinación de estrategias cuantitativas y cualitativas en la investigación educativa: Reflexiones a partir de tres estudios. *REDIE. Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 3(2), 82-94. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=15503205>
- Servicio de Información de Educación Superior SIES. (2017). *Informe. Retención de 1er año de pregrado: Cohortes 2012-2016*. Recuperado de https://www.mifuturo.cl/wp-content/uploads/2018/SIES/informes_anuales/retencion/informe%20de%20retencion_sies_2017.pdf
- Spady, W. G. (1970). Dropouts from higher education: An interdisciplinary review and synthesis. *Interchange*, 1(1), 64-85. doi: <https://doi.org/10.1007/BF02214313>
- Stinebrickner, R. y Stinebrickner, T. (2014). Academic performance and college dropout: Using longitudinal expectations data to estimate a learning model. *Journal of Labor Economics*, 32(3), 601-644. doi: <https://doi.org/10.1086/675308>
- Symeonaki, M. y Kalamatianou, A. (2011). Markov Systems with Fuzzy States for Describing Students' Educational Progress in Greek Universities. *Isi*, 1, 5956-5961. Recuperado de <http://www.2011.isiproceedings.org/papers/950864.pdf>
- Tejedor, F. J. (2018). Investigación educativa: La utilidad como criterio social de calidad. *Revista de Investigación Educativa*, 36(2), 315-330. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/rie.36.2.326311>
- Tijms, H. C. (2003). *A first course in stochastic models*. England: John Wiley and sons.
- Tinto, V. (1975). Dropout from higher education: A theoretical synthesis of recent research. *Review of educational research*, 45(1), 89-125. doi: <https://doi.org/10.3102/00346543045001089>



Modelación de la deserción universitaria mediante cadenas de Markov (José Alejandro González-Campos, Cristian Manuel Carvajal-Muquillaza y Juan Elías Aspeé-Chacón) in *Uniciencia* is protected by Attribution-NonCommercial-NoDerivs 3.0 Unported (CC BY-NC-ND 3.0)