EL COLEGIO DE MÉXICO
CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE MAESTRO EN ECONOMÍA

ASPECTOS DE LA HETEROGENEIDAD DE LOS AGENTES Y SU PODER DE NEGOCIACIÓN EN LA DINÁMICA DEL MERCADO LABORAL MEXICANO

BERMEO FERNÁNDEZ RICARDO

PROMOCIÓN 2017-2019

ASESOR:

DAVID CANTALA

JULIO 2019

Resumen

Durante esta investigación se desarrolló un modelo de emparejamiento en el cual se contempla los costos asociados a la contratación y su distorsiones dentro del mercado de trabajo, la utilidad margina que reciben los hogares y el beneficio marginal que reciben las empresas asociados al proceso de emparejamiento; así como estos pueden afectar en nuestro juego de negociación de Nash. Además se utilizó la hipótesis del emparejamiento aleatorio la cual da pie a los flujos de trabajadores que pasan a diferentes estados de acuerdo a una distribución del tipo Poisson. En el artículo se proponen cuatro estados los cuales son: formación del capital humano I_1, los estados de empleado y desempleado *E y U* y un estado de retiro I_2; esto da pauta a la modelación más certera de flujo de trabajadores a diferencia de los modelos de Schimer en donde solo se proponen tres estados. Dentro de los alcances de los estudios realizados en la presente investigación se encuentra la estimación de una tasa de paro de acuerdo a la probabilidad asociada con cada agente de pasar a un respectivo estado, es decir, en base a sus características dicho agente presentará diferentes probabilidades de transitar a un estado diferente. Para estudiar la estabilidad de las probabilidades a lo largo del horizonte temporal se analizó la dinámica a partir de la matriz de Markov, con el fin de encontrar las probabilidades estacionarias; dentro del comportamiento en el largo plazo se encontró la presencia de una tasa natural de desempleo tal como se marca dentro de la teoría económica.

Para el estudio de agentes heterogéneos se modelaron modelos de regresiones de Poisson en base a diversas covariables que pudieran explicar mejor el comportamiento de cada agente, de esta manera de acuerdo a las características de los agentes estos presentan diferentes tasas de intensidades y por lo tanto diferente dinámica transitiva.

Por último, los resultados encontrados fueron que existe una tasa de probabilidad de fracaso para la búsqueda del primer empleo que oscila alrededor del 30%, el número de hijos es un factor determinante para que el emparejamiento laboral sea más acelerado, así como el salario el estado civil, el nivel educativo y el estado en donde radica el trabajador.

Índice

1. Introducción

El mercado de trabajo ha estado caracterizado por agentes que carecen de empleo, y que estarían dispuestos a trabajar por un salario igual al que ganan personas con características semejantes. Algunos autores argumentan que el desempleo es ocasionado por las imposibilidades que tiene el mercado de trabajo para alcanzar su equilibrio, mientras que otros autores argumentan que esto se debe en gran medida a las fricciones que tienen tanto las empresas, así como la fuerza laboral para establecer un proceso de emparejamiento. Dentro de las fricciones más relevantes se encuentran las relacionadas con el salario que percibe cada trabajador, ya que ante cambios significativos en la demanda de trabajo, el mercado tendería ajustar las cantidades a través de un vector de precios conveniente (vector de salarios); sin embargo, en muchas economías se percibe que el ajuste suele realizarse en cantidades, por lo que da origen a procesos de desempleo.

Los mercados de trabajo están caracterizados por un gran flujo de trabajadores los cuales entran y salen de los puestos de trabajo disponibles en la economía. Una manera de modelar el comportamiento de dichos flujos es a través de una función de emparejamiento agregada, donde esta tiene que contemplar los procesos de generación y pérdidas laborales, así como las diferentes distorsiones y fricciones que presenta el mercado de trabajo.

En la literatura de search and matching el concepto de intensidad hace referencia a el número de agentes que pasan hacía un estado[1] i en un determinado intervalo de tiempo; actualmente en la literatura existen diversos trabajos sobre el proceso de search and matching, Gregg y Petrongolo (2002) construyen funciones de emparejamiento para datos de la economía británica, y encuentran que sus estimaciones están relacionadas con una función de flujo de transición entre los agentes que pasan a diferentes estados del mercado laboral. Además establecen que la probabilidad de salida de los agentes que recién ingresan al mercado laboral es superior a aquellos que llevan tiempo en él, por otro lado estos autores dentro de la estimación econométrica realizan tres modelos: un modelo de coincidencia aleatoria, un modelo que anida coincidencia aleatoria y de flujo de stock y un modelo de ajuste de flujo de existencias; en los últimos dos modelos los autores incorporan la velocidad con la cual la

[1]Nos referimos por estado a la situación en donde se encuentra el trabajador, es decir, empleado o desempleado. Posteriormente se hará la mención de nuevos estados en donde pueden estar.

dinámica del emparejamiento se realiza, es decir, calculan la probabilidad de que el empleado una vez que es contratado inicie labores de forma inmediata [2]. Además, los autores estiman la efectividad en el mercado de trabajo a través de la estimación del parámetro ´ λ de los procesos de Poisson. En base a la función de emparejamiento que ellos establecen, ya que esto les permite determinan el tiempo en el que un agente puede pasar del estado de desempleo hacia el estado de empleo. Cabe mencionar que la presentación de nuestros resultados se hace en base al tiempo que cada agente tiene que esperar para cambiar de estado, esto con el fin de mostrar resultados más intuitivos; por otro lado, gran cantidad de nuestros resultados están expresado en términos de tasa de riesgo, debido a que nos permite saber la probabilidad asociada de un cambio de estado sobre un agente *i* bajo una determinada tasa de intensidad, es decir, es la valuación de la probabilidad. A pesar de que gran cantidad de autores establecen un modelo de diferentes estados, generalmente solo contemplan tres estados los cuales son: inactividad, empleados y desempleados. El estado de inactividad lo toma en base a aquellos trabajadores que no están buscando un trabajo ni están laborando, es decir, generalmente contemplan en dicho estado a los estudiantes y agentes que pasan a una situación de retiro. Sin embargo, trabajar bajo esta hipótesis podría presentar sesgos a la hora de la estimación econométrica, ya que un agente en retiro y un estudiante presentan diferentes preferencias. Este es el caso de Shimer (2005) el cual realiza un modelo con tres estados de la naturaleza y mide el comportamiento de los flujos a través de la estimación de tasas de intensidad. Sin embargo, bajo este modelo sus estimaciones econométricas serían sesgadas debido al comportamiento heterogéneo de los agentes. En la investigación se desarrolló un modelo de emparejamiento en el cual se describen los determinantes más relevantes para explicar el comportamiento en el mercado de trabajo, a diferencia de otros modelos existentes en la literatura se planteó un sistema de flujo laboral que consistía en cuatro estados, los cuales fueron denominados como: formación $\{F\}$, empleado $\{E\}$, desempleado $\{U\}$ y retiro $\{R\}$; esto permite modelar una situación en la cual los trabajadores forman su capital humano $\{F\}$ (el cual es esencial para demandar un salario que el agente quisiera ganar) y la proposición de un estado de retiro $\{R\}$ permite modelar a aquellos agentes que tanto por un proceso de jubilación, un accidente u otra causa quedan

[2] Dentro del modelo que anida coincidencia aleatoria y flujo de stock esta probabilidad permanece constante, mientras que en el modelo de ajustes de flujo de existencia dicha probabilidad es una variable aleatoria, la cual depende del stock de vacantes y el número de desempleados.

incapacitados para retornar al mercado laboral; esto nos permite eliminar el problema de mezclado que suele surgir cuando solo se utilizan tres estados y de esta manera poder eliminar los posibles sesgos asociados por dicha mezcla. La manera en que se modelo la transición de dichos estados fue a través del uso de un proceso de conteo (en este caso un proceso de Poisson), con el fin de encontrar una tasa de intensidad asociada al agente y ver la probabilidad de pasar a un estado diferente con ayuda de una matriz de transición continua de Markov. La modelación en base a los cuatro estados anteriormente mencionados permite eliminar el supuesto de fuerza laboral homogénea, ya que permite la entrada y salida de los agentes en el mercado laboral. Shimer (2005) argumenta que el comportamiento de las fluctuaciones del desempleo en la economía se debe a la probabilidad de éxito de emparejamiento, este autor estudia las variaciones en la probabilidad de emparejamiento en diferentes fases del ciclo económico, y además dicha probabilidad se puede expresar como una función de: número de desempleados actuales, desempleados en el corto plazo y la cantidad de trabajadores en la economía. Su modelo parte de los supuestos de selección aleatoria, agentes homogéneos y fuerza laboral constante, con lo cual, determina una función de probabilidad la cual describe el comportamiento de las fluctuaciones en el desempleo. El resultado sorprendente de Shimer es que a pesar de las variaciones en la función de probabilidad, esto apenas explica las fluctuaciones del desempleo, por tanto este resultado lo llevo a realizar estimaciones de modelos alternativos, tomando como base la relajación de sus supuestos (agentes heterogéneos y fuerza laboral no constante). El autor encuentra que cuando la fuerza laboral no es contante existe una fuerte correlación entre la transición de pasar del estado de desempleo a empleo, la probabilidad de emparejamiento y la probabilidad de separación (perdida del puesto de trabajo). En su modelo de agentes heterogéneos el autor realiza una ponderación en base a la estimación de una distribución, por lo que su medida de probabilidad es un promedio ponderado de acuerdo a las características de los trabajadores en la economía; el autor establece que existen grupos de trabajadores, en donde cada grupo presenta trabajadores con características homogéneas, en base a este supuesto Shimer estima una probabilidad de emparejamiento laboral para dichos trabajadores y la medida de emparejamiento agregada es solo un promedio ponderado de todas estas probabilidades. La hipótesis de agentes heterogéneos fue enfatizada de acuerdo a las características que presentaba cada trabajador, entones cada trabajador iba a tener sus respectivas tasas de riesgo en base al estado en donde se encuentra, esto da cabida a que el trabajador al conocer sus tasas de intensidad entonces tendrá un cierto poder de negociación y con ello podrá demandar un cierto salario en base a sus características. Para determinar el comportamiento de los salarios que existen dentro del mercado laboral se utilizó un modelo que contempla una estructura de equilibrio parcial, en el cual, asumimos que los agentes tienen capacidad de negociación y en base a ello se determina el salario asociado a cada uno de los agentes. El problema que supusimos para la empresa fue una optimización intertemporal de beneficios, en donde, además de sus costos de producción asociados, dicha empresa también contempla las distorsiones en el mercado de trabajo y los costos de vacantes asociados al proceso de contratación; de esta manera se puede determinar un modelo más preciso que describa el comportamiento del mercado laboral. Los resultados a los que se llegaron fueron que diferentes factores afectan a los agentes en base a la preposición de la dependencia del estado en el que se encuentren, de forma que los agentes que posean elementos que ayudan a un emparejamiento acelerado, tienen una mayor capacidad de negociación debido a la alta demanda de trabajadores ´ con sus mismas características. Los modelos que se corrieron durante el proceso de estimación fueron modelos de binomial negativa para agentes que se encontraban en el estado $\{U\}$ y modelos de respuesta binaria para agentes que se encontraran en algún otro estado. Además el trabajo de Mortesen y Pissarides (1993) establecen un modelo de emparejamiento laboral, a través del ´ estudio de agentes heterogéneos; dichos autores marcan que cada trabajador posee diversas características dentro del mercado laboral y cada uno de ellos contribuye al valor del producto final de diversas maneras. El sueldo percibido por cada trabajador está determinado a través de un vector de precios, el cual refleja los valores añadidos. A pesar de que esta construcción de agentes heterogéneos es altamente intuitiva y nos permite saber los efectos de equilibrio general, en nuestro trabajo seguiremos los postulados de Schimer y modelaremos a los agentes heterogéneos a través de sus respectivas tasas de intensidades. En forma resumida nuestro modelo abarca tres elementos clave: la introducción de cuatro estados para modelar el comportamiento de los flujos en el mercado laboral; la hipótesis de agentes diferenciados, la cual nos permite determinar el comportamiento de agentes con características estándar determinadas en base a edad, sexo, educación, número de hijos, entidad, estado civil, rama económica y ocupación; y la introducción´ de un proceso de negociación Nash Bargaining el cual nos permite conocer el poder de negociación de cada uno de los agentes y determinar la diferencia en los salarios de los trabajadores. A los resultados que se llegaron fue que los factores más sobresalientes para determinar la tasa de intensidad de los agentes son: el número de hijos[3] , el estado donde radica, el estado civil, el nivel de ingresos, el sexo, la edad y la educación. En el caso de los agentes desempleados encontramos que el número de hijos afecta directamente al número de días que se tardan en el proceso de emparejamiento, es decir, aquellos agentes que presentaban de cero a tres hijos se tardan en promedio alrededor de 25 días adicionales más respecto a una media de 58 días[4]. Por otra parte también los desempleados se veían afectos por la ocupación (funcionarios y directivos) y el estado civil (divorciados), al nivel de ingresos (agentes que ganaban ´ entre 1 y 2 salarios mínimos se tardan 17 días respecto a la media) y al hacer un análisis regional se encontró que los estados de Coahuila, Nayarit, Nuevo León, Querétaro, San Luis Potosí, Sonora, Tamaulipas y Yucatán presentan un proceso de emparejamiento más acelerado, mientras que DF, Estado de México, y puebla se tardan más para hacer dicho proceso. A pesar de que nuestro modelo no explica exhaustivamente todos los factores asociados para el comportamiento de la diferencia en el número de días en el proceso de emparejamiento, es relevante ya que nos permite conocer los elementos que afectan a la tasa de intensidad que presenta cada trabajador y con base a dicha tasa como se distorsionara su salario percibido. La investigación esta acomodada de la siguiente manera: en la sección 2 se establece la dinámica del mercado de trabajo ante el supuesto de agentes homogéneos y solo dos estados $\{E\}$ *y* $\{U\}$, el cual representa nuestro modelo base; en la sección 3 se elimina el supuesto de la fuerza laboral constante y agentes homogéneos, por lo que se introducen los estados $\{F\}$ *y* $\{R\}$ para modelar a los inactivos por formación de capital humano y a los inactivos permanente, además se argumenta de manera más clara la estrategia para modelar una fuerza laboral heterogénea. Posteriormente se introduce el problema de la empresa representativa y el proceso de negociación para determinar el salario de los agentes, así como su poder que tienen en cada proceso de negociación y por último en la sección 4 se muestran los resultados de la estimación.

2. Modelo base

[3] Este regresor es significativo, sin embargo, sobrestima el efecto ya que solo se tienen datos para las mujeres

[4] Este es el número de días promedio que un agente se tarda en el proceso de emparejamiento en el mercado laboral

El mercado de trabajo es un mercado el cual presenta gran cantidad de distorsiones y fricciones en su estructura, por lo que difícilmente se llega a una situación de vaciado donde la oferta iguale a la demanda. A lo largo del horizonte temporal el comportamiento de este mercado ha tendido a presentar un ajuste por la cantidad demandada, mientras que su precio (salario) ha permanecido constante en términos reales. En esta presente investigación se pretende realizar un modelo el cual nos permita conocer el comportamiento de este mercado, por lo que empezaremos señalando los siguientes supuestos:

- Los agentes son racionales
- Existen dos estados de la naturaleza para los trabajadores, los cuales son: empleado y desempleado.
- Los agentes son homogéneos.
- El mercado de trabajo es descentralizado y descoordinado.
- La fuerza laboral se mantiene constante, por lo que los trabajadores solo pueden entrar o salir de los puestos de trabajo.

Bajo los supuestos anteriormente mencionados tenemos una función de pago de acuerdo al estado en el cual se encuentra el trabajador:

$$p(t) = \begin{cases} \mathrm{w(t)} & \text{empleado} \\ \mathrm{w}^{u} & \text{desempleado} \end{cases}$$

Donde *w(t)* representa el salario pagado por el trabajador. Ahora supondremos que en cada periodo del tiempo la empresa realiza un contrato por trabajador, lo cual implica que al final de este periodo esta decide si renovarlo o cancelarlo, por lo que existe un número de trabajadores que pasan de estar de un estado empleado a uno de desempleo, mientras que el restante de este grupo permanece en su mismo estado (análogamente para los que se encuentran desempleados). Un flujo clave en la construcción de nuestro mercado de trabajo es el establecimiento de una función de emparejamiento agregada, la cual capte los flujos de trabajadores que buscan trabajo y la cantidad de vacantes que ofrecen las empresas. Otro elemento que debe de captar nuestra función de emparejamiento agregada son las fricciones generadas en el mercado de trabajo, lo cual afecta directamente a la cantidad de emparejamientos que existen en el mercado laboral, cabe mencionar que dicha función de emparejamiento M_t se determina exógenamente.

2.1. Emparejamiento

Un supuesto fundamental que se menciono es la selección de trabajadores para ocupar un puesto laboral[5] , esta selección puede suceder en cualquier momento del horizonte temporal, por lo que nuestro modelo es a tiempo continuo. Siguiendo a Gregg y Petrongolo, propongamos una función agregada de emparejamiento M_t la cual depende del número de vacantes en la economía V_t y del número de trabajadores desempleados U_t .

$$M_t = M(V_t, U_t)$$

Dividiendo entre el número de desempleado se tiene:

$$\frac{M}{U_t} = M(\frac{V_t}{U_t}, 1) = m(\theta_t)$$

Donde la función M_t es creciente en ambos de sus argumentos y $\theta_t = V_t / U_t$. Bajo el supuesto de emparejamiento aleatorio propondremos que el número de agentes que pasa del estado de desempleo al estado de empleo (el cual se resumen como el número de ocurrencias en un determinado periodo de tiempo) sigue una distribución de Poisson con una tasa de intensidad $a_t = \lambda_u = -log(1-F_t(u))$[6] donde $F_t(u)$ representa la probabilidad de encontrar un empleo por un trabajador desempleado. Análogamente definamos que el número de agentes que pasa del estado de empleo al estado de desempleo sigue una distribución Poisson con una tasa de intensidad $b_t = \lambda_v = -log(1-S_t(v))$, donde $S_t(v)$ marca la probabilidad de que un agente pierda su puesto laboral. Note que a_t y b_t establecen la forma funcional de los flujos en el mercado laboral, es decir, la probabilidad $F_t(u)$ dependerá del número de emparejamientos en la economía, mientras que la probabilidad $S_t(v)$ establecerá el proceso de generación de vacantes. Consideremos $\tau \epsilon [0,T]$ donde T representa el final de nuestro periodo, y sea $n(t+\tau)$ el número de trabajadores empleados en el momento $t+\tau$ y análogamente el número de trabajadores desempleados en $t+\tau$ se define como $u(t+\tau)$. El número de vacantes en el mercado laboral en $t+\tau$ está determinado por el número de relaciones terminales que se produzcan en el periodo menos el número de agentes emparejados durante dicho periodo, de forma que podemos establecer el siguiente sistema de ecuaciones diferenciales:

[5] Algunos autores como Gregg y Petrongolo eliminan el supuesto de la selección aleatoria a través de un modelo de canales de información

[6] Para establecer las tasas de intensidad se siguió la metodología empleado por Shimer (2005)

$$\dot{u}_{t+\tau} = n_{t+\tau}b_t - u_{t+\tau}a_t$$

$$\dot{v}_t(\tau) = n_{t+\tau}b_t - v_t(\tau)a_t$$

El anterior sistema establece que en cada periodo el número de desempleados que se generan en $t + \tau$ depende de la cantidad de trabajadores empleados multiplicado por la tasa de intensidad b_t de cambiar de estado e inversamente proporcional a los agentes desempleados que lograron emparejarse dentro del mercado laboral al final del periodo. Análogamente la ecuación de movimiento del número de vacantes generados en t + τ dependerá de los trabajadores que perdieron su puesto laboral e inversamente de las vacantes ocupadas por los trabajadores dentro del periodo $[t, t + \tau]$. Al resolver el sistema diferencial se obtiene la siguiente función:

$$u_{t+T} = (1 - F_t(u))Tu_t + v_{t+T}{}^7$$ [7]

La anterior ecuación establece que la cantidad de trabajadores desempleados al término del periodo dependerá del número de agentes desempleados que no lograron encontrar un trabajo durante dicho periodo, más los trabajadores que fueron despedidos en el mismo (que constituye una parte del número de vacantes generadas). Una forma alternativa de mirar la anterior ecuación es a través de la dependencia que tiene la probabilidad de encontrar un trabajo $F_t(u)$, de forma que al resolver en esta variable se tiene:

$$F_t(u) = 1 - \frac{u_{t+T} - v_{t+T}}{u_t}$$

La anterior ecuación nos permite realizar una estimación sobre el comportamiento aleatorio de la probabilidad de emparejamiento de un trabajador en la economía, de forma que a partir de esta medida de probabilidad podemos determinar cómo se comportan las fluctuaciones en el mercado laboral. Cabe resaltar que esta probabilidad se verá afectada por el número de despidos al final del periodo y dependerá directamente del número de vacantes ofrecidos por las empresas. Esto implica que la probabilidad de pérdida del puesto laboral tendera a modificarse en el tiempo, por lo tanto también las intensidades de Poisson tenderán a verse modificadas. Debido a que modelar con intensidades de Poisson estocásticas suele complicar

[7]Asumimos dentro de las condiciones iniciales que la cantidad inicial de vacantes es cero, es decir, $v_t = 0$, se puede modelar con una tasa de vacantes distinta de cero, pero cambiaría en menor medida nuestra probabilidad

la parte algebraica, realizaremos una transformación de estos procesos con ayuda del siguiente teorema:

Teorema 1.1:

El proceso de Poisson $\{X_t : t \geq 0\}$ es un proceso de Markov.[8]

Para hacer esta transformación sea *t* un tiempo fijo y sea la matriz de intensidades de probabilidad *Q*, tal que dicha matriz satisface la siguiente propiedad:

$$Q = \begin{cases} \lambda P(i,j) & \text{i} \neq j \\ \text{-}\lambda \sum_{z \neq i} P(i,z) & \text{i=j} \end{cases}$$

La anterior matriz establece que en los elementos que se encuentren fuera de la diagonal serán correspondidos con la tasa de intensidad del proceso de Poisson, mientras que los elementos que se encuentran dentro de la diagonal serán iguales a la suma de las tasas de intensidades por filas de la matriz. Debido a que solo se cuentan con dos estados en la naturaleza y para *t* fijo entonces las intensidades b_t *y* a_t serán constantes (los cuales los denotaremos simplemente como *a y b* respectivamente), por lo tanto nuestra matriz de intensidades de probabilidad puede ser visualizada como se ve en la siguiente figura:

Estado	Empleo	Desempleo
Empleado	-b	b [9]
Desempleo	a	-a

[9]

De forma resumida nuestra matriz Q es:

$$Q=\begin{pmatrix} -b & b \\ a & -a \end{pmatrix}$$

Sin embargo, lo que nos interesa es determinar la dinámica de transición de pasar de un estado a otro. Al ser Q una matriz de intensidades de probabilidad, cada uno de estos estados constituye un proceso de Poisson[10], de forma que al utilizar el teorema de transformación de

[8] La demostración puede consultarse en la referencia 11

[9] En una matriz de intensidades de probabilidad se debe de cumplir que los elementos de la diagonal sean iguales a la suma de los elementos por columna

[10] 10Recordemos que por construcción *a y b* son el numero promedio de agentes que pasa de un estado a otro

un proceso Poisson a un proceso de Markov en tiempo continuo[11] se obtendría la matriz de transición. Para efectuar esto se deberá de resolver el siguiente sistema dinámico estocástico representado por:

$$P_t'(i,j) = QP_t$$

Donde *P(i, j)* representa la matriz de transición continua de Markov, utilizando la resolución de sistema dinámicos lineales de primer orden:

$$P_t(i,j) = CE^nC^{-1}$$

Donde C es la matriz de eingevector de *Q y E* es la matriz diagonal de *Q*, por lo que llegamos a:

$$P_t(i,j) = \frac{a}{a+b}\left[\begin{pmatrix} 1 & \text{b/a} \\ 1 & \text{b/a} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} (\text{b/a})\text{e}^{-(a+b)t} & (\text{b/a})\text{e}^{-(a+b)t} \\ \text{e}^{-(a+b)t} & \text{e}^{-(a+b)t} \end{pmatrix}\right]$$

2.2. Dinamica en el estado estacionario

Al estudiar la convergencia de la matriz continua de Markov se tiene que la segunda matriz presenta una convergencia hacia cero, por lo cual tenemos la siguiente forma reducida:

$$P_t(i,j) = \frac{a}{a+b}\left[\begin{pmatrix} 1 & \text{b/a} \\ 1 & \text{b/a} \end{pmatrix}\right]$$

Bajo la hipótesis de que estos estados toman el comportamiento de un proceso de Poisson y el análisis de puntos estacionarios, tenemos que *P(t)* presenta las propiedades de una cadena de Markov, por lo tanto la probabilidad de transición no depende de cuánto tiempo el trabajador haya permanecido en este estado ya que la selección y el despido suele suceder de forma aleatoria. Consideremos a *n(0)* el número de trabajadores empleados en la economía y *L(0)* la masa total de trabajadores, entonces si se quiere estudiar la dinámica del mercado de trabajo, podemos observar que al asumir una situación de pleno empleo *(n(0) = L(0))* en el estado estacionario, al momento t se tendría:

$$\begin{pmatrix} \text{L(t)} \\ \text{L(t)-n(t)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{a}{a+b} & \frac{b}{a+b} \\ \frac{a}{a+b} & \frac{b}{a+b} \end{pmatrix}^t \begin{pmatrix} \text{L(0)} \\ 0 \end{pmatrix}$$

[11] 11la demostración de este teorema puede ser revisada en la referencia 13

Al resolver la ecuación matricial utilizando el método de diagonalización, entonces observamos que para el momento *t* la matriz suele presentar un comportamiento convergente independiente del periodo[12], por lo que tenemos el siguiente resultado.

$$\begin{pmatrix} \mathrm{L(t)} \\ \mathrm{L(t)\text{-}n(t)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{b}{a+b} & \frac{a}{a+b} \\ \frac{b}{a+b} & \frac{a}{a+b} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathrm{L(0)} \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{b}{a+b}L(0) \\ \frac{a}{a+b}L(0) \end{pmatrix}$$

Esto implica que al considerar al proceso estocástico de la tasa de empleo como *d(t) = n(t)/ L(t)* entonces este es independiente del tiempo y está valuado como *d(t) = a/ b* . De forma que al diferenciar al proceso constante respecto al tiempo se tiene la condición:

$$\dot{d}(t) = 0$$

Esta condición establece que en el estado estacionario del mercado de trabajo existe una tasa natural de empleo, donde dicha tasa es contante y es igual a la tasa a la cual los trabajadores encuentran empleo dividida por la tasa a la cual se pierde los empleos. Es decir se presenta una situación de desempleo permanente, a lo largo del horizonte temporal, en donde esta tasa de desempleo depende enteramente de *a y b*. Notemos que estas tasas pueden verse modificadas si cambiamos nuestras probabilidades de intensidad[13], de forma que este equilibrio puede verse afectado ante un cambio de política efectuado por el gobierno ya que se modificarían los flujos entre los estados.

3. Fuerza laboral no constante y agentes heterogéneos

En el anterior modelo se estableció que la fuerza laboral se mantenía constante, sin embargo, ese supuesto es poco relevante, ya que sabemos que los agentes se incorporan al mercado laboral y además salen de él, es decir, existen un estado adicional en el que el sujeto se puede encontrar, el cual es el estado de formación *{F}*. En el estado de formación el agente entra al mercado laboral y este puede pasar cualquiera de los estados establecidos en el anterior modelo *{E,U}*; a este proceso lo veremos como un nacimiento, es decir, el agente a partir del estado de formación pasa a incorporarse al mercado de trabajo como un nuevo elemento en él, por lo que es equivalente a un nacimiento. Por otra parte cuando el agente sale del

[12] Esto se debe a que los autovalores asociados son el cero y el uno, los cuales al elevarlos a la *t* se mantienen invariantes

mercado de trabajo, este proceso lo veremos como una muerte. En esta sección modelaremos el flujo de entrada y salida del mercado laboral como un proceso de nacimiento y muerte, por ´ lo que tomaremos como supuesto que el tiempo hasta que se incorpora un nuevo individuo al mercado de trabajo (tiempo hasta que nace el próximo individuo) se distribuye como una exponencial con parámetro λ_n, mientras que el tiempo hasta que sale el próximo individuo del mercado de trabajo (tiempo hasta que el próximo individuo muere) se distribuye como una exponencial con parámetro μ_n. Definiremos a T_n como el tiempo que toma hasta que el próximo individuo que está en el estado *{F}* se incorpora al mercado laboral y a S_n el tiempo que toma hasta que un individuo que está en el mercado laboral salga de él y pase al estado *{R}*. Cabe mencionar que los proceso de nacimiento y muerte, presentan la propiedad de independencia, ya que sus respectivos flujos no se ven afectados por los flujos del otro. Las funciones de densidad por lo tanto están dadas por:

$$P(T_n = x) = \lambda_n e^{-\lambda_n x}$$

$$P(S_n = x) = \mu_n e^{-\mu_n x}$$

Si la cantidad de nuestros agentes en el mercado laboral *L(n)* es un proceso el cual debe su cambio de estado a los proceso de nacimiento y muerte, entonces el proceso *L(n)* se mantendrá inalterado hasta el $min\{T_n,S_n\}$, es decir, que las variaciones de este mercado dependerán enteramente de dichos procesos, de forma que su función de densidad está determinada por:

$$P(min\{T_n,S_n\} > x) = P(T_n > x)P(S_n > x) = e^{-(\lambda_n+\mu_n)x}$$

La anterior función de densidad describe la variación de flujo de *L(n)* cuando dicho proceso se encuentra en el estado *n*. Una de las ventajas de la modelación bajo la distribución exponencial es que el inverso de su parámetro nos da el parámetro de un proceso de Poisson, por lo que el tiempo medio en que *L(n)* permanece en su estado es igual a $1/(\lambda_n+\mu_n)$. El proceso *L(n)* suele tener una transición hacia los estados *n y n+1*[14], de manera que dicha probabilidad de transición está determinada por:

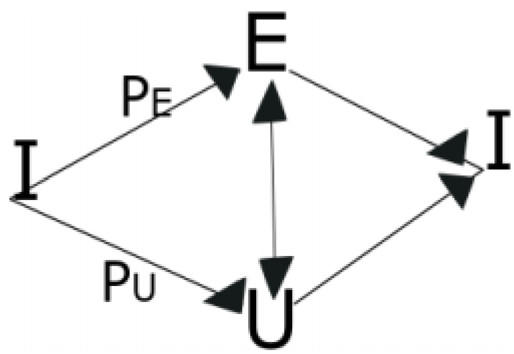
[13] Es decir, si se realizan cambios en la legislación laboral o choques externos y permanentes que afecten a las condiciones de flujo, entonces nuestra tasa natural de desempleo tendera a modificarse

[14] No puede permanecer en su mismo estado debido a la continuidad de las funciones de distribución exponencial

$$P_{n,n+1} = P(S_n > T_n) = \int_0^\infty P(S_n > T_n | T_n = x) f_{T_n}(x) dx = \frac{\lambda_n}{\lambda_n + \mu_n}$$

$$P_{n,n+1} = P(S_n < T_n) = \int_0^\infty P(S_n < T_n | T_n = n) f_{T_n}(x) dx = \frac{\mu_n}{\lambda_n + \mu_n}$$

De forma que nuestro proceso *L(n)* está determinado por las tasas de flujo de nacimiento $\{\lambda n\}_{n=0}^{\infty}$ y muerte $\{\mu n\}_{n=0}^{\infty}$. Una vez que ya hemos descrito las variaciones del mercado de trabajo tomaremos del modelo anterior las ecuaciones de flujo sobre los estados *{E,U}*, por lo que solo necesitaremos establecer las transiciones de los estados *{F} y {R}* hacia *{E,U}* y viceversa, tal como se ve en el siguiente diagrama.



En la anterior figura se observan la forma en que los flujos de agentes pueden moverse entre estados, denotamos a P_e como la probabilidad de que una persona que se incorpore al mercado de trabajo pase inmediatamente al estado de empleo, mientras que el complemento es P_u, índica la probabilidad de que una persona que se incorpora al mercado de trabajo pasa inmediatamente al estado de desempleo. Una vez que ya conocemos la estructura del movimiento de los flujos pasaremos a construir nuestras funciones de densidad sobre el tiempo de espera[15]. Note que los tiempos de espera de los agentes que parten del estado *{F}* hacia cualquiera de los otros estados está determinado por:

$$P_{F,E}(x) = P_e \lambda_n e^{-\lambda_n x}$$

$$P_{F,E}(x) = P_u \lambda_n e^{-\lambda_n x} = (1 - P_e) \lambda_n e^{-\lambda_n x}$$

Por otro lado, el tiempo de espera en donde se tiene un agente que se encuentra en el mercado laboral y pasa al estado de retiro está dado por:

$$P_{EuU,R}(x) = \mu_n e^{-\mu_n x}$$

[15] Si queremos determinar el número de agentes que pasa de un estado a otro, solo debemos de hacer la transformación hacia un proceso de ´ Poisson

Dado las anteriores distribuciones sobre los tiempos de espera, los procesos de Poisson asociados se calculan de la siguiente manera: Al suponer que la fuerza laboral es homogénea, entonces cada agente que se encuentre en un estado común *i* tiene el mismo tiempo de espera para abandonarlo y pasar al estado *j*. Si consideramos a los agentes que se encuentran en el estado *{F}* y quieren incorporarse al mercado de trabajo, y al considerar el intervalo *[0,T]* entonces el número de agentes que pasa al estado *{E,U}* está determinado por un proceso de conteo *N(t)* en los tiempos de espera. Sea $\tau_n = T_1 + ... + T_n$, es decir, la suma de los tiempos de espera de *n* agentes, entonces la probabilidad de que el flujo de n personas que pasan de *{F}* a *{E,U}* en el intervalo *[0,T]* está determinado por:

$$P(N_{F,EU}(t)=n)=\int_0^T P(\tau_{n+1}>T\,|\tau_n=t)f_{\tau_n}(t)dt=\int_0^T \lambda_n e^{-\lambda_n t}\frac{(\lambda_n t)^{n-1}}{(n-1)!}e^{-\lambda_n(T-t)}dt=\frac{(\lambda_n T)^n}{n!}e^{-\lambda_n T}$$

El cual describe que la distribución de nuestro proceso de conteo presenta una función de distribución de Poisson con parámetro $\lambda_n T$. Notemos que el anterior proceso nos describe la condición de flujo hacia el mercado laboral, es decir, ya sea un flujo hacia los estados *{E,U}*. Sin embargo cada agente puede pasar al estado *{E}* o al estado *{F}*, independientemente, con una tasa de probabilidad P_e y $1-P_e$ respectivamente, sin embargo note que esto nos describe para cada uno de los agentes un proceso de Bernulli, y la suma (el flujo total) entonces tendera a distribuirse como una binomial. Al recordar el teorema:

Teorema 3.1:

Sea $N \sim Pois(\lambda)$ y condicional a *N*, *M* tiene distribución binomial con parámetros *N y p*. Entonces la distribución (incondicional) de *M* es Poisson con parámetro λp. [16] Bajo el anterior teorema entonces se tiene que los procesos de conteo hacia los estados *{E} y {F}* son respectivamente:

$$P(N_{F,E}(t)=n)=\frac{(\lambda_n p_e T)^n}{n!}e^{-\lambda_n p_e T}$$

$$P(N_{F,E}(t)=n)=\frac{(\lambda_n(1-p_e)T)^n}{n!}e^{-\lambda_n(1-p_e)T}$$

Análogamente los otros flujos se determinan siguiendo la misma lógica anteriormente presentada, y como ahora no se tiene la condición de efectos de Bernulli, entonces las funciones de probabilidad asociadas están determinadas:

[16] La demostración puede ser revisada en la referencia 11

$$P(N_{E,U}(t)=n)=\frac{(bT)^n}{n!}e^{bT}$$

$$P(N_{U,E}(t)=n)=\frac{(aT)^n}{n!}e^{aT}$$

Por último el flujo del mercado de trabajo *{E,U}* al estado de retiro *{R}* está determinado por la suma de dos procesos de Poisson, sin embargo al utilizar el siguiente resultado es fácil estimar la distribución de conteo para este estado.

Teorema 3.2:

Si $X \sim Pois(\lambda)$ e $Y \sim Pois(\mu)$ son independientes entonces la suma tiene f.g.m. $\varphi_{X+Y}(s) = \varphi_X(s)\varphi_Y(s) = e^{(\lambda+\mu)(s-1)}$ y vemos que $X+Y$ tiene distribución de Poisson con parámetro $\lambda+\mu$.[17]

Por lo tanto al proceder del anterior teorema tendremos que el flujo del mercado de trabajo hacia el estado de retiro estara determinado por un proceso de Poisson cuyo parámetro sea la suma de los parámetros de los flujos de *{E} y de {U}* hacia a *{R}*. Por lo tanto:

$$P(N_{EU,R}(t)=n)=\frac{((\mu_e+\mu_u)T)^n}{n!}e^{-(\mu_e+\mu_u)T}$$

Una manera de medir la eficiencia del mercado de trabajo es a través del emparejamiento entre las vacantes generadas en el corto plazo y la capacidad de los individuos de encontrar trabajo dentro del mercado. De forma que si se cumple que:

$$(P_{E,U}+P_{E,I})n(x)=P_{U,E}U(x)+P_{F,E}F(x)$$

Entonces nuestro mercado de trabajo tendrá un emparejamiento perfecto, cuando la anterior ecuación es diferente entonces se tendrá una forma de medir la ineficiencia en el mercado de trabajo. Una vez conocidas las probabilidades de pasar al estado de *E* proveniente de los estados *F,U*, entonces tenemos que la suma de los dos flujos de *F,U* es igual a la cantidad de emparejamiento en la economía, de forma que si $F_t(u)$ mide la probabilidad de ser emparejado, entonces dicha probabilidad estará determinada por:

$$F_t(u)=m(\theta_t)=P(N_{F,E}(t)=n)+P(N_{U,E}(t)=n)$$

Pero al ser procesos de Poisson independientes para un determinado intervalo, entonces la suma de dichos procesos sigue una distribución Poisson, de manera que se tiene:

$$F_t(u)=\frac{[(\lambda_n Pe+a)t]^n}{n!}e^{-(\lambda_n Pe+a)t}$$

Es decir, la probabilidad de ser emparejado dependerá positivamente de la intensidad en la cual los agentes que se encuentran dentro del estado de formación y de desempleo logren incorporarse al mercado de trabajo.

3.1. Fuerza laboral heterogénea

Hasta ahora hemos asumido que la fuerza laboral es homogénea, sin embargo esto no es realmente cierto, cada uno de los trabajadores empleados presenta diversas características, capital humano y habilidades diferentes, que hacen que exista una segmentación en el mercado. Uno de los problemas que se suele presentarse cuando se modela el mercado de trabajo, es que existe un sesgo de variable omitida, debido a que no es posible medir la habilidad que presenta cada empleado en el mercado, sin embargo, la segmentación que se hará será en base al siguiente vector de características:

$$v_i = (edad_i, sexo_i, educación_i, número\ de\ hijos_i, entidad_i, estado\ civil_i, rama\ económica_i, ocupación_i)\ \text{donde}\ i\varepsilon I$$

De esta forma cada agente tendrá una intensidad distinta de acuerdo a sus características establecidos por el vector v_i , de forma que para cada agente $i\epsilon I$ existe una respectiva $\{\lambda_{ni},\lambda_n P_{ei}, \lambda_n(1-P_e)_i, \mu_{ei}, b_i, \mu_{ei}, a_i, \mu_{ui}, \mu_{ui}\}$ distinta en base a la características del trabajador. De esta manera cada trabajador tendrá una matriz de transición de markov diferente y tendrá su respectiva probabilidad de ser emparejado dado por:

$$F_{it}(u) = \frac{[(\lambda_n Pe_i + a_i)t]^n}{n!} e^{-(\lambda_n Pe_i + a_i)t}$$

La construcción de la matriz de Markov se mencionará en la siguiente subsección:

3.2. Matriz de markov

Como anteriormente se mencionó todo proceso de Poisson puede verse como una cadena de Markov en tiempo continuo. Una de las ventajas que suele presentarse al escribir el comportamiento del mercado de trabajo, es que es más intuitivo ver la probabilidad que presenta cada trabajador en pasar a un estado diferente en algún determinado

$$p_{ij}(t) = \delta_{ij} e^{-\lambda_i t} + \lambda_i e^{-\lambda_i t} \int_0^t e^{\lambda_i s} \left(\sum_{k \neq i} p_{ik} p_{kj}(s)\right) ds^{18}$$ [18]

[17] La demostración puede ser revisada en la referencia 11

[18] La demostración puede ser revisada en la referencia 11

Donde $\delta_{i\,j}$ representa a la delta de Kronecker y $p_{i\,j}$ hace referencia a la probabilidad de un salta infinitesimal del estado *i* al *j*. Además notemos que si un estado es absorbente entonces se tiene que $\lambda_i = 0$, por lo que la matriz de transición de Markov para dicho estado solo tendría un uno en el espacio ii. En nuestro análisis el estado absorbente es el segundo estado de inactividad, es decir, el estado en donde los trabajadores van cuando efectúan su proceso de jubilación. Al derivar la anterior expresión se tiene:

$$p'_{ij}(t) = \lambda_i p_{ij}(t) + \lambda_i \textstyle\sum_{k \neq i} p_{ik} p_{kj}(t)$$

Si hacemos tender *t* hacia cero entonces tenemos:

$$p'_{ij}(0) = \begin{cases} \lambda_i & \text{i=j} \\ \lambda_i p_{ij} & \text{i} \neq j \end{cases}$$

La anterior matriz es la que se presentó anteriormente como la matriz Q, es decir, la matriz de tasas de intensidad. Por lo tanto, se tiene que nuestra matriz de transición de Markov, estará determinada por el siguiente sistema dinámico estocástico:

$$P'(t) = QP(t)$$

En nuestro estudio la matriz Q está determinada por los siguientes coeficientes:

$$Q = \begin{pmatrix} -\lambda_n & \lambda_n Pe & \lambda_n(1-P_e) & 0 \\ 0 & -\mu_e - b & b & \mu_e \\ 0 & a & \mu_u - a & \mu_u \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$ [19]

Como anteriormente se mencionó este sistema dinámico se resuelve en base al algoritmo presentado en el caso del estudio de solo el mercado laboral, es decir, los estados *{E} y {U}*, sin embargo, debido a que se trata de una matriz de 4x4, la parte algebraica se complica demasiado por lo que solo se presentaran los resultados en la sección de estimación.

[19] Se han omitido los subíndices que representan al trabajador *i* por simplicidad

3.3. Eficiencia

La manera en la que mediremos la eficiencia es usando la condición de los flujos descrita en la anterior sección, es decir, que si la generación de vacantes en la economía corresponde a la cantidad de agentes desempleados para un determinado *t*, entonces nuestra función de Matching asociada deberá establecer la siguiente condición:

$$F_t(v) = \frac{m(\theta_t)}{\theta_t}$$

$$F_t(u) = m(\theta_t)$$

Es decir, nuestra función de Matching es igual a la probabilidad de que una persona en el estado de desempleo encuentre un puesto laboral y vemos que esta dependerá positivamente del número de vacantes generadas y negativamente del ´ desempleo en el corto plazo. La anterior proposición ındica que para cada mercado se tendrá una función de emparejamiento diferente, y note que cuando esta toma el valor de 1 es consistente con la condición de flujo establecida previamente, es decir, $1 = m(1)$. Análogamente podemos escribir que cuando las condiciones de flujo se satisfacen entonces se tiene:

$$F_t(v) = \frac{m(\theta_t)}{\theta_t} = m(\theta_t) = F_t(u) = 1 \text{ si y solo si } \theta_t = 1$$

La manera en la que realizaremos el análisis econométrico para definir la segmentación de la fuerza laboral heterogénea, es a través del análisis efectuado con una regresión de Poisson, ya que esta nos permite determinar las diferencias asociadas de acuerdo a las características de los agentes para determinar sus tasas de intensidades, de esta forma podemos establecer las condiciones de flujo para cada segmento del mercado, así como las funciones de Matching que presenta cada agente al encontrarse bajo un determinado patrón de características.

3.4. La empresa y el poder de negociación

En esta sección se desarrollará un análisis de los impuestos, gasto público y vacantes generadas por las empresas en base a un modelo desarrollado por la OIT (Organización Internacional del Trabajo). Como base en nuestro análisis ´ estableceremos incorporaremos que existe una empresa representativa en la economía, para cada uno de nuestros segmentos de mercado, la cual opera por simplicidad bajo una tecnología Cobb-Duoglas. De forma que el problema de nuestra empresa bajo la hipótesis de agente racional está determinado por:

$$MaxE_0[\sum_{t=0}^{\infty} \frac{\Pi_t}{(1+r_t)^t})]$$

$$\text{s.a. } u_{t+1} = (1 - F_t(u))u_t + v_{t+1}$$

Con $\Pi_t = y_t - w_t n_t - r_{tk} k_t - \kappa v_t$, donde κ hace referencia a los costos de vacantes, r_t es la tasa libre de riesgo y $y_t = k_t^{\xi} n_t^{1-\xi}$. De forma que al resolver este problema con ayuda de la ecuación de Bellman, se tiene:

$$F(k_{t-1}, n_{t-1}) = max_{k_t, n_t}[k_t^{\xi} n_t^{1-\xi} - w_t n_t - r_{tk} k_t - \kappa v_t + E_t[\frac{F(k_t, n_t)}{1+r_t}]]$$

Es decir, nuestra función de Lagrange es:

$$L = k_t^{\xi} n_t^{1-\xi} - w_t n_t - r_{tk} k_t - \kappa v_t + E_t[\frac{F(k_t, n_t)}{1+r_t}] + \psi(1 - n_t - (1 - F_{t-1}(u))(1 - n_{t-1}) + v_t)$$

Al estimar las condiciones de primer orden respecto a n_t y v_t, se tiene las siguientes ecuaciones:

$$v_t\colon \kappa = -\psi_t$$

$$n_t\colon -\psi_t = (1-\xi)\frac{y_t}{n_t} - w_t + \kappa E_t[\frac{1 - F_{t-1}(u)}{1+r_t}]$$

Es decir que al considerar $a\ -\psi_t = F_{nt}$ el valor que obtiene la empresa por contratar a un trabajador adicional, entonces dicho valor está determinado por la productividad marginal que el trabajador proporcione menos el salario pagado por la empresa, los costos asociados a las vacantes y la perturbación en el mercado de trabajo. Por otra parte, el problema ´ de los hogares se reduce a la oferta de una unidad adicional de trabajo en el mercado, de forma que se tiene que el valor ganado por las familias es igual a:

$$H_t = \int_0^t e^{-ps}[e^{-bs} w_s - (1 - e^{-as}) w^u] ds$$

En donde el factor de descuento está dado por e −ps y se establece lo que el trabajador gana al estar empleado w_s, mientras que es descontado el seguro de desempleo w_u , por las respectivas tasas de intensidades asociadas. De forma que una vez conocidos las ganancias de los agentes por la oferta y demanda de la fuerza laboral, procederemos a calcular el salario de equilibrio.

3.4. Salario de equilibrio

Una vez conocidas las ganancias de los agentes descritas anteriormente, la manera en la que calcularemos el salario de equilibrio es a través de un proceso de negociación de Nash (Nash Bargaining), en donde asumiremos que el valor de no realizar el proceso de negociación es cero para cada uno de los agentes, por lo tanto el proceso de negociación está determinado por:

$$w_t = argmax(H_t')^{\eta}(F_t)^{1-\eta}$$

Donde $H_t' = e^{-bs}w_s - (1-e^{-as})w_u$[20] y η hace referencia al poder de negociación de cada uno de los agentes. De las condiciones de primer orden del anterior problema se obtiene:

$$\eta F_{n_t} e^{-bt} = H_{n_t}(1-\eta)$$

Ahora si definimos a S_{nt} como el valor total de un emparejamiento en el mercado laboral, entonces se tiene que $S_{nt} = F_{nt} + H_{nt}$. No es difícil deducir que las ganancias asociadas de cada uno de los agentes respecto al total están dadas por:

$$H_{n_t} = \eta S_{n_t}$$

$$F_{n_t} = (1-\eta)S_{n_t}$$

Una forma intuitiva de calcular la ganancia total del emparejamiento es a través de $S_{nt} = \bar{w} - \underline{w}$, donde $\bar{w}$ es el salario máximo al cual las empresas contratan a un trabajador y $\underline{w}$ es el salario mínimo al cual los trabajadores están dispuestos a trabajar. Para determinar dichos salarios, entonces se debe de satisfacer que $w_t = w$ si y solo si no hay beneficios por ofertar una unidad adicional de trabajo, es decir, $H_{nt} = 0$. Por lo tanto, el salario mínimo w está determinado por:

$$\underline{w} = e^{bt}(1-e^{-as})w^u$$

[20] Esto no afecta al resultado debido a que el argumento de la integral es lo que importa dentro de la función objetivo

Por otro lado, el salario máximo al que las empresas contratan un trabajador adicional *w*, está determinado por la condición de beneficio marginal del trabajo igual a cero, es decir, $F_{nt} = 0$, por lo tanto, dicho salario está dado por:

$$\bar{w} = (1-\xi)\frac{y_t}{n_t} - \kappa E_t[\frac{1-F_{t-1}(u)}{1+r_t}]$$

Por lo tanto, el salario de equilibrio está determinado por:

$$w_t = \eta\bar{w} + (1-\eta)\underline{w}$$
$$= \eta[(1-\xi)\frac{y_t}{n_t} - \kappa E_t[\frac{1-F_{t-1}(u)}{1+r_t}]] + (1-\eta)e^{bt}(1-e^{-as})w^u$$

4. Datos y estimación

En esta sección daremos los resultados obtenidos del modelo anteriormente presentado, los datos con los que se estuvieron trabajando corresponden a la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) que desarrolla el INEGI cada trimestre. Para el proceso de estimación se desarrollaron regresiones de Poisson, debido a que se trata de un proceso de conteo. Para realizar esta estimación se realizó una variable la cual contara él número de días asociados con el proceso de búsqueda de trabajo, una vez contabilizados los días por cada agente se realizó la siguiente transformación para aproximar un determinado número de visitas.

$$vis_i = \frac{d_i}{max_i d_i}$$

Esta transformación se debe en su naturaleza a que todo proceso de Poisson puede verse como una exponencial y viceversa, ya que recordemos que: Un proceso de Poisson de parámetro λ está dado por:

$$N(s) = max\{n : \tau_n \leq s\}$$

Una vez realizada la transformación, el modelo que se corrió para determinar la tasa de intensidad para los agentes que se encontraban en el estado de desempleo fue:

$$E(a|X) = e^{X'\beta}$$

Donde *X'* es una matriz de covariables que describen a los agentes. Entre las covariables que se usaron se encuentran número de hijos, estado civil, nivel institucional, rama económica, nivel de ingresos en base a salarios mínimos y entidad federativa. Estas regresiones se corrieron separadamente en lugar de en su conjunto, ya que las variables al ser categóricas se tuvieron que realizar Dummies para cada categoría presentada y si se hubiese considerado un modelo saturado entonces se podría haber caído en un problema de dimensiones. Otro problema adicional que se presenta al hacer regresiones de Poisson es que se debe de satisfacer el supuesto:

$$\lambda = E(x_i) = var(x_i)$$

La prueba que utilizaremos para realizar el contraste de sobre identificación es:

$$var(y|x) = E(y|x) + \alpha E(y|x)^2$$

$$\text{con } H_0 : \alpha = 0$$

En caso de que no se cumpla, por ejemplo, que la varianza supere a la media se tiene un problema de sobre dispersión, para tratar este problema se corre un modelo alternativo, el cual toma otra forma funcional, pero se ajusta bien para los modelos de conteo, dicho modelo es llamado estimación por Binomial negativa, el cual tiene su forma funcional:

$$P(Y = y|\eta, \gamma) = \frac{\Gamma(\gamma^{-1}+y)}{\Gamma(\gamma^{-1})\Gamma(y+1)} \left(\frac{\gamma^{-1}}{\gamma^{-1}+\eta}\right)^{\gamma^{-1}} \left(\frac{\eta}{\eta+\gamma^{-1}}\right)^{y}$$

Donde $\eta = E(y|\eta, \gamma)$ y $Var(y|\eta, \gamma) = \eta(1 + \gamma\eta)$, este modelo se basa en el supuesto de que la varianza presenta un

componente cuadrático de la media. Una vez teniendo todos los elementos necesarios para la estimación se llegaron a los siguientes resultados.[21]

Para tener una referencia media[22] la siguiente figura muestra algunas estadísticas descriptivas.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
diasb	4,026	54.78465	201.7056	1	4885

Los resultados asociados a la regresión por hijos son:

[21] Todas las estimaciones se realizaron considerando una estructura de errores estándar robustos.
[22] Ya que todos los resultados tienen que ser leídos en base a la media

. regress ystar muhat , noconstant noheader

ystar	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
muhat	2.712566	.2964703	9.15	0.000	2.131064	3.294068

Como se puede observar la prueba para el análisis de sobre identificación rechaza la H_0 por lo tanto se procede al modelo de Binomial negativa, los resultados asociados son:

Regresión Binomial negativa por hijos							
vis1	Coef.	Dias	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Cero	-200.41	-24.37	74.81	-2.68	0.01	-347.03	-53.79
Uno	-181.64	-26.89	71.06	-2.56	0.01	-320.92	-42.37
Dos	-203.80	-23.97	69.97	-2.91	0.00	-340.94	-66.66
Tres	-246.76	-19.80	63.38	-3.89	-	-370.98	-122.55
Cuatro	-115.20	-42.40	84.94	-1.36	0.18	-281.68	51.28
Cinco	-34.74	-140.62	113.08	-0.31	0.76	-256.38	186.90
6 o más	-		(omitted)				

Como se puede ver en la anterior tabla los agentes que poseen menos de cuatro hijos presentan un coeficiente significativo, al ser de signo negativo este se suele leer como el número de días adicionales al promedio en encontrar un trabajo, por lo que tenemos que estos individuos se tardan alrededor de entre 19 y 27 días más que respecto al agente ´ promedio. Los resultados asociados a la regresión por estado civil son:

ystar	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|
muhat	2.727462	.211857	12.87	0.000

Como se puede observar la prueba para el análisis de sobre identificación rechaza la H_0 por lo tanto se procede al modelo de Binomial negativa, los resultados asociados son:

Regresión Binomial negativa por estado Civil							
vis1	Coef.	Dias	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Unión libre	52.68	92.73	43.42	1.21	0.23	-32.42	137.78
Separado	-38.84	-125.78	64.24	-0.60	0.55	-164.75	87.08
Divorciado	-135.27	-36.11	41.69	-3.24	0.00	-216.99	-53.55
Viudo	43.72	111.73	88.93	0.49	0.62	-130.57	218.01
Casado	3.51	1,392.12	33.68	0.10	0.92	-62.51	69.52
Soltero	-		(omitted)				

En la anterior tabla se hacen las comparaciones respecto a los agentes solteros, podemos observar que el único que ´ presenta diferencias son los agentes que se encuentran divorciados y se tardan 36 días adicionales para establecer un proceso de Matching.

Los resultados asociados a la regresión por rama son:

ystar	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|
muhat	2.636047	.1779389	14.81	0.000

Como se puede observar la prueba para el análisis de sobre identificación rechaza la H_0 por lo tanto se procede al modelo de Binomial negativa, los resultados asociados son:

Regresión Binomial negativa por rama								
vis1	Coef.	Dias	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.		Interval]
No aplica	76.51	63.85	125.08	0.61	0.54	-	168.64	321.66
Construcción	258.20	18.92	222.97	1.16	0.25	-	178.81	695.21
Manufacturas	131.12	37.26	181.80	0.72	0.47	-	225.20	487.45
Comercio	34.92	139.88	150.17	0.23	0.82	-	259.41	329.25
Servicios	57.64	84.74	148.96	0.39	0.70	-	234.30	349.59
Otros	747.53	6.53	782.83	0.95	0.34	-	786.80	2,281.85
Agropecuario	98.78	49.45	209.22	0.47	0.64	-	311.29	508.84
media	-		(omitted)					

La anterior tabla muestra que al hacer la clasificación por rama no hay diferencias estadísticamente significativas. Los resultados asociados a la regresión por ocupación son:

ystar	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|
muhat	2.636047	.1779389	14.81	0.000

Como se puede observar la prueba para el análisis de sobre identificación rechaza la H_0 por lo tanto se procede al modelo de Binomial negativa, los resultados asociados son:

Regresión Binomial negativa por ocupación							
vis1	Coef.	Dias	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
No aplica	- 15.62	- 312.83	219.43	- 0.07	0.94	- 445.68	414.45
Profesionales y técnicos	- 17.91	- 272.82	225.46	- 0.08	0.94	- 459.79	423.98
Educación	- 120.58	- 40.51	204.89	- 0.59	0.56	- 522.15	280.99
Funcionarios y directivos	- 385.18	- 12.68	55.70	- 6.92	-	- 494.34	- 276.02
Oficinistas	13.62	358.72	237.10	0.06	0.95	- 451.09	478.33
Trabajadores industriales	71.09	68.72	246.97	0.29	0.77	- 412.97	555.15
Comerciantes	- 40.53	- 120.52	207.81	- 0.20	0.85	- 447.83	366.77
Operadores de transporte	- 74.92	- 65.20	204.76	- 0.37	0.71	- 476.24	326.40
Servicios personales	- 74.27	- 65.77	194.91	- 0.38	0.70	- 456.29	307.75
Protección y vigilancia	375.73	13.00	441.60	0.85	0.40	- 489.79	1,241.26
Trabajadores agropecuarios	- 20.68	- 236.18	239.96	- 0.09	0.93	- 491.00	449.63
media	-		(omitted)				

En la anterior tabla se hacen las comparaciones de acuerdo a la ocupación del agente, podemos observar que aquellos ´ que laboran como funcionarios y directivos se tardan 12 días más durante este proceso de búsqueda, respecto a la ´ media de la población.

Los resultados asociados a la regresión por nivel de ingresos son:

ystar	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|
muhat	3.852344	.2724004	14.14	0.000

Como se puede observar la prueba para el análisis de sobre identificación rechaza la H_0 por lo tanto se procede al modelo de Binomial negativa, los resultados asociados son:

Regresión Binomial negativa por nivel de ingresos							
vis1	Coef.	Dias	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Menos 1 salario min	100.17	48.77	106.08	0.94	0.35	- 107.76	308.09
Entre 1 y 2 salarios min	286.75	17.04	102.82	2.79	0.01	85.22	488.28
Entre 2 y 3 salarios min	66.88	73.04	96.41	0.69	0.49	- 122.07	255.83
Entre 3 y 4 salarios min	239.18	20.42	140.60	1.70	0.09	- 36.40	514.75
Entre 4 y 5 salarios min	92.66	52.72	177.15	0.52	0.60	- 254.54	439.87
Entre 5 y 6 salarios min	0.25	19,420.31	143.10	-	1.00	- 280.21	280.71
media	-		(omitted)				

En la anterior tabla se hacen las comparaciones de acuerdo al nivel de ingresos, esta nos muestra que los agentes que se encuentran ganando entre uno y dos salarios mínimos se tardan alrededor de 17 días menos en su proceso de emparejamiento. Los resultados asociados a la regresión por nivel institucional son:

ystar	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|
muhat	3.852344	.2724004	14.14	0.000

Como se puede observar la prueba para el análisis de sobre identificación rechaza la ´ H0 por lo tanto se procede al modelo de Binomial negativa, los resultados asociados son:

Regresión Binomial negativa por nivel institucional									
vis1	Coef.	Dias		Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.		Interval]
No aplica	-126.35	-	38.66	103.26	-1.22	0.22	-	328.73	76.04
Primaria incompleta	- 94.79	-	51.53	111.71	-0.85	0.40	-	313.74	124.15
Prrimaria completa	-120.48	-	40.55	106.97	-1.13	0.26	-	330.14	89.17
Secundaria completa	-177.32	-	27.55	109.44	-1.62	0.11	-	391.82	37.18
Medio superior y superior	-258.43	-	18.90	106.10	-2.44	0.02	-	466.38	- 50.49
media	-			(omitted)					

En la anterior tabla se hacen las comparaciones de acuerdo al nivel institucional, podemos observar que el único parámetro significativo es el de la educación media y superior, en donde dichos agentes se tardan alrededor de 19 días más para este proceso de emparejamiento. Por último, se realizaron comparaciones de acuerdo a la entidad federativa, los resultados son:

ystar	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|
muhat	2.129394	.1479027	14.40	0.000

Como se puede observar la prueba para el análisis de sobre identificación rechaza la H_0 por lo tanto se procede al modelo de Binomial negativa, los resultados asociados son:

Regresión Binomial negativa por entidad							
Entidad	Coef.	días	Std. Err.	z	P>z	[95%	Interval]
Aguascalientes	- 11.57	-422.36	128.95	- 0.09	0.93	- 264.30	241.16
Baja California	113.29	43.12	154.49	0.73	0.46	- 189.51	416.09
Baja California Sur	392.54	12.44	245.67	1.60	0.11	- 88.97	874.04
Campeche	106.32	45.95	156.75	0.68	0.50	- 200.91	413.54
Coahuila de Zaragoza	429.04	11.39	224.42	1.91	0.06	- 10.82	868.90
Colima	288.21	16.95	202.20	1.43	0.15	- 108.09	684.52
Chiapas	- 34.14	- 143.10	109.44	- 0.31	0.76	- 248.64	180.37
Chihuahua	- 22.73	- 214.94	133.59	- 0.17	0.87	- 284.56	239.10
Distrito Federal	- 188.13	- 25.97	80.93	- 2.32	0.02	- 346.74	- 29.51
Durango	310.30	15.74	193.13	1.61	0.11	- 68.22	688.82
Guanajuato	98.08	49.81	165.01	0.59	0.55	- 225.33	421.49
Guerrero	200.82	24.33	192.52	1.04	0.30	- 176.52	578.16
Hidalgo	45.98	106.24	143.05	0.32	0.75	- 234.39	326.36
Jalisco	- 103.34	- 47.27	119.04	- 0.87	0.39	- 336.64	129.97
México	- 198.09	- 24.66	82.38	- 2.40	0.02	- 359.57	- 36.62
Michoacán de Ocampo	- 57.45	- 85.03	117.49	- 0.49	0.63	- 287.72	172.82
Morelos	56.07	87.12	134.61	0.42	0.68	- 207.76	319.90
Nayarit	513.38	9.52	225.30	2.28	0.02	71.81	954.95
Nuevo León	494.56	9.88	243.12	2.03	0.04	18.05	971.07
Oaxaca	240.75	20.29	193.89	1.24	0.21	- 139.26	620.76
Puebla	-208.34	- 23.45	76.65	- 2.72	0.01	- 358.56	- 58.11
Querétaro	760.59	6.42	372.45	2.04	0.04	30.61	1,490.57
Quintana Roo	253.04	19.30	197.86	1.28	0.20	- 134.76	640.85
San Luis Potosí	651.80	7.49	282.53	2.31	0.02	98.04	1,205.55
Sinaloa	190.13	25.69	172.59	1.10	0.27	- 148.14	528.39
Sonora	655.12	7.46	314.32	2.08	0.04	39.06	1,271.17
Tabasco	- 117.16	- 41.70	92.98	- 1.26	0.21	- 299.40	65.08
Tamaulipas	363.38	13.44	217.05	1.67	0.09	- 62.04	788.79
Tlaxcala	- 22.63	- 215.89	124.44	- 0.18	0.86	- 266.53	221.27
Veracruz	199.02	24.54	193.58	1.03	0.30	- 180.38	578.43
Yucatán	759.96	6.43	381.43	1.99	0.05	12.37	1,507.55
Media	-		(omitted)				

Se pueden apreciar diversas diferencias, entre los estaos que se tardan menos que el promedio respecto al proceso de emparejamiento se encuentran: Coahuila, Nayarit, Nuevo León Querétaro, San Luis Potosí, Sonora, Tamaulipas y Yucatán. Por otra parte, los estados que se tardan más son: Aguascalientes, Distrito Federal y Puebla En base estos resultados, los agentes que tengan características positivas en base al proceso de emparejamiento (se tarden un menor día) podrías ejercer un mayor poder en el proceso de negociación y con ello obtener un mayor salario. Un resumen de los resultados por trabajador se representa en la siguiente tabla, donde los días deben ser comparados con la media la cual es de 58 días:

Factores que afectan a los desempleados			
Trabajadores	Clasificación	Covariables	Días
Desempleados	n_hijos	cero	24
		unos	27
		dos	23
		tres	20
	Estado civil	Divorciado	36
	Ocupación	Funcionarios y direc	13
	Nivel de ingresos	Entre 1 y 2 salarios	-17
	Escolaridad	Media superior y su	19
	Entidad	Coahuila	-11
		DF	25
		México	24
		Nayarit	-10
		Nuevo León	-10
		Puebla	23
		Querétaro	-6
		S.L. Potosi	-7
		Sonora	-7
		Tamaulipas	-13
		Yucatan	-6

Los días con signo positivo significan un incremento en el tiempo de búsqueda y los días con signo negativo lo contrario. Cada uno de los resultados esta contrastado respecto a una media de 58 días. Por otra parte, para estimar la tasa de riesgo asociada con los trabajadores, se estimó a través de una variable proxi, utilizando a la cantidad de trabajadores que perdieron su trabajo en un respecto trimestre; por lo tanto al tener como variable dependiente a una variable de tipo binaria se optó por una regresión logística para estimar la probabilidad asociada con la perdida laboral. En base a esto se corrió el siguiente modelo para los datos de la ENOE:

$$P(y=1|x) = \frac{e^{x'\beta}}{1+e^{x'\beta}}$$

Donde x es un vector de covariables que incorpora los niveles de ingreso, la entidad, número de hijos, estado civil, sexo, edad y la actividad económica del trabajador. En base a este se obtuvieron los siguientes resultados:

Para el modelo en donde se incluyó los años de escolaridad, el sexo y la edad se obtuvo:

Regresión Logit por nivel de ingresos				
variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z
sex1	- 0.01	0.00	- 4.32	-
eda1	0.00	0.00	3.25	0.00
anios_es1	0.00	0.00	1.49	0.14

Como se puede observar a pesar de que la edad y el sexo son significativo sus efectos marginales medio oscilan en torno al cero, por lo cual no suponen factores de riesgo de desempleo. Para el modelo en base al número de hijos se obtuvieron los siguientes resultados:

Regresión Logit por hijos				
variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Cero	- 0.09	0.04	- 2.61	0.01
Uno	- 0.10	0.04	- 2.71	0.01
Dos	- 0.06	0.04	- 1.58	0.11
Tres	- 0.06	0.04	- 1.62	0.11
Cuatro	- 0.07	0.04	- 1.60	0.11
Cinco	- 0.02	0.05	- 0.44	0.66
6 o más	-	(omitted)		

Como se puede observar los agentes que no tienen hijos y los que solo poseen un hijo, presentan un riesgo de 9% y 10% respectivamente de riesgo laboral, esto se puede deber a que dichos agentes no presentan una responsabilidad tan alta para permanecer en sus trabajos. Los resultados del modelo logit para el estado civil arrojaron:

Regresión Logit por estado Civil				
variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Unión libre	0.05	0.02	2.71	0.01
Separado	0.08	0.04	2.35	0.02
Divorciado	0.04	0.06	0.57	0.57
Viudo	0.05	0.03	1.39	0.16
Casado	0.05	0.01	3.23	0.00
Soltero	-	(omitted)		

Como se puede observar los agentes que se encuentran en unión libre presentan un riesgo 5% menor respecto a los solteros, análogamente los separados y casados presentan un riesgo de 8% y 5% menor. Es decir, los agentes en unión libre, casados y separados presenta una estabilidad laboral mayor. Para el modelo en base a la rama económica se obtuvieron los siguientes resultados:

Regresión Logit por rama				
variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Construcción	- 0.13	0.13	- 1.02	0.31
Manufacturas	- 0.10	0.11	- 0.91	0.36
Comercio	- 0.08	0.11	- 0.76	0.45
Servicios	- 0.06	0.09	- 0.67	0.51
Otros	- 0.15	0.15	- 0.95	0.34
Agropecuario	- 0.10	0.12	- 0.84	0.40

Como se puede observar la rama de actividad económica no influye en la estabilidad laboral. El modelo asociado a los ingresos percibidos por el trabajador arroja los siguientes resultados:

Regresión Logit por nivel de ingresos				
variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Menos 1 salario min	- 0.82	0.01	- 70.87	-
Entre 1 y 2 salarios min	- 0.01	0.02	- 0.76	0.45
Entre 2 y 3 salarios min	0.01	0.02	0.67	0.50
Entre 3 y 4 salarios min	- 0.04	0.02	- 2.35	0.02
Entre 4 y 5 salarios min	- 0.01	0.02	- 0.26	0.79
Entre 5 y 6 salarios min	- 0.03	0.03	- 0.88	0.38

Como se puede observar los agentes que reciben menos de un salario mínimo presentan un riesgo de estabilidad laboral del 82% superior con respecto al agente promedio, es decir, dichos agentes son muy inestables laboralmente. Por otro lado, los agentes que ganan entre tres y cuatro salarios mínimos presentan un riesgo superior del 4% de estabilidad laboral. Por último, los resultados en base a la entidad establecen:

Regresión Logit por entidad				
Entidad	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Aguascalientes	0.09	0.05	2.01	0.05
Baja California	0.05	0.05	1.12	0.26
Baja California Sur	0.02	0.06	0.28	0.78
Campeche	0.05	0.05	1.07	0.29
Coahuila de Zarago	0.06	0.05	1.30	0.20
Colima	0.05	0.05	1.03	0.30
Chiapas	0.11	0.05	2.50	0.01
Chihuahua	- 0.01	0.05	- 0.10	0.92
Distrito Federal	0.03	0.05	0.52	0.61
Durango	0.01	0.05	0.19	0.85
Guanajuato	0.01	0.04	0.17	0.87
Guerrero	0.04	0.05	0.93	0.35
Hidalgo	0.06	0.05	1.04	0.30
Jalisco	0.04	0.05	0.80	0.42
México	0.01	0.04	0.24	0.81
Michoacán de Ocai	0.04	0.05	0.74	0.46
Morelos	0.16	0.04	3.74	-
Nayarit	0.11	0.05	2.31	0.02
Nuevo León	0.05	0.05	0.99	0.32
Oaxaca	0.04	0.04	0.95	0.34
Puebla	0.03	0.04	0.71	0.48
Querétaro	0.09	0.04	2.15	0.03
Quintana Roo	0.05	0.06	0.95	0.34
San Luis Potosí	0.00	0.05	0.08	0.94
Sinaloa	0.13	0.05	2.81	0.01
Sonora	0.06	0.05	1.13	0.26
Tabasco	- 0.04	0.05	- 0.71	0.48
Tamaulipas	0.05	0.05	0.90	0.37
Tlaxcala	0.09	0.04	1.99	0.05
Veracruz	0.05	0.05	1.01	0.31
Yucatán	0.06	0.05	1.17	0.24
Media	-	(omitted)		

Como se puede observar Aguascalientes, Chiapas, Morelos, Nayarit, Querétaro, Sinaloa y Tlaxcala, presentan una ` mayor estabilidad laboral respecto a la media nacional. En base a estos resultados procederemos a realizar una aproximación de la tasa de riesgo, para esto utilizaremos el siguiente teorema que nos marca como hacer la aproximación de una distribución. Poisson hacia a una binomial[23]

Teorema: Aproximación a la distribución binomial.

Sea X una v.a. con distribución *Bin(p,n)* tal que $p = \lambda/n$ para n suficientemente grande, con $\lambda > 0$ entonces para cada $k \varepsilon N$ se tiene:

$$\text{lím}_{n\to\infty} P(X = k) = e^{-\lambda}\,\frac{\lambda^k}{k!}$$

De forma que podemos estimar el λ asociado para cada agente, de manera general colocamos una tabla con las estadísticas de la tasa de riesgo asociada a los trabajadores:

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Tasa b
b	18,593.00	16,882.99	1,964.03	91%

Como se puede observar se presenta en promedio un riesgo de pérdida laboral cercano al 10%[24], mientras que la estabilidad laboral oscila en un 90%. Procediendo de la misma manera ahora estimaremos la tasa asociada al retiro laboral, las covariables que utilizamos para nuestro análisis fueron la edad, el grado educativo y el sexo. Los resultados arrojados por el modelo se describen ´ en la siguiente tabla:

pens	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z
eda1	- 0.03	0.00	- 6.74	0
sex1	- 0.11	0.02	- 5.78	0
anios_es1	0.00	0.00	1.36	0.175

Como podemos observar en la anterior tabla a medida que el agente incrementa un año de edad, en promedio incrementa la probabilidad de pasar al estado de retiro *R*. Además, podemos observar que en promedio las mujeres tienen más probabilidad de pasar a este estado con un 11% mayor que respecto a los hombres; por otra parte, los a nos de educación no son significativos.

[23] Recordemos que la variable dependiente es del tipo binaria por lo que el modelo nos establece la probabilidad de éxito asociada, que para este análisis es la probabilidad de continuar empleado.

[24] Calculado como el complemento

Las estimaciones de la tasa requeridas para nuestro modelo se estimaron en base al teorema anteriormente mencionado, ´ por lo que se llegaron a los siguientes resultados:

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Tasa
μ_e	1,368.00	1,157.00	1,107.38	85%
μ_u	98.00	71.19	207.66	73%

Como se puede observar la tasa de pasar al estado de retiro es del 15% para los individuos que se encuentran laborando 27% para aquellos que se encuentran desempleados.

Por ultimo para el caso de los agentes que están formando capital humano se obtuvieron los siguientes resultados

Regresión Logit por inactividad				
Variables	Coef.	Std. Err.	z	P>z
sex1	-0.0137702	0.0370244	-0.37	0.71
eda2	-0.0022183	0.0027232	-0.81	0.415
anios_es1	0.0063002	0.006752	0.93	0.351

Como se puede observar ningún parámetro es significativo para los formadores de capital, de forma que dichos agentes se enfrentan a condiciones de mercado parecidas. De forma análoga al utilizar el teorema de la aproximación de Poisson se tiene:

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Tasa
λp	664	436	13.34	66%
λ(1-p)	664	228	6.98	34%

Como se puede observar la tasa de éxito de emparejamiento labora inmediato es del 66%, mientras que la tasa de fracaso es el 34%.

5. Conclusiones

Los resultados arrojados por el modelo establecen el comportamiento en el mercado laboral, se encontró que los factores de los desempleados difieren ampliamente de los agentes empleados, así como de los que pasaran al estado de ´ retiro y aquellos que están formando capital humano. Para los agentes que se encuentran desempleados se corrió un modelo de binomial negativa para estimar las tasas de riesgo asociadas a dichos agentes, se encontró que los factores ´ que mayor impacto tienen son: la entidad federativa, educación, es decir, aquellos agentes que presentaban un mayor ´ grado educativo presentaban un mayor número de días para realizar el proceso de emparejamiento. De acuerdo al nivel de ingresos, los agentes que ganaban entre uno y dos salarios mínimos presentaban una mayor probabilidad asociada de hacer un emparejamiento laboral y de acuerdo a la rama económico no existía ninguna diferencia entre los agentes. Por otra parte, en el mercado de trabajo se realizó un modelo de respuesta binaria, con el fin de dar una aproximación a la tasa de riesgo asociada a los agentes, se encontró que la tasa de riesgo de pérdida laboral oscilaba en torno al 10% y los factores más determinantes para los agentes eran: entidad federativa, nivel de ingresos, número de hijos (entre menos mayor riesgo), estado civil y al igual que en el caso de los desempleados la rama económica no presenta ningún efecto significativo. Por ultimo para los agentes que salen del mercado laboral se encontró una tasa de riesgo de 15% para los empleados y 27% para los desempleados. Entre los factores más relevantes encontramos la edad y el sexo. Por otra parte, para los agentes formadores de capital se encontraron que el emparejamiento inmediato (hablando en términos de un lapso ´ menor a un trimestre) existe una tasa de existo del 66%, la cual refleja la dificultad de los agentes sin experiencia para insertarse en el mercado laboral.

Referencias

1. Fairlie, R. (2015). The Labor Market Returns to Computer Skills:, STANFORD INSTITUTE FOR ECONOMIC POLICY RESEARCH.

2. Shimer, R. (2005). Reassessing the Ins and Outs of Unemployment, Chicago University.

3. Gregg, P., Petrongolo B. (2002). Stock-flow matching and the performance of the labor market. University of Bristol

4. Moser, C., Stahler, N. (2009). Spillover effects of minimum wages in a two-sector search model. Bundes-bank Discussion Paper, 2009(01), 35.

5. Shimer, R. (2005).The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies, Chicago University..

6. Shimer, R. (2003).Assignment and Unemployment. University of Chicago and NBER. https://doi.org/10.1080/09644008.2011.606316

7. Shimer, R. (2006).On the job search and strategic bargaining. Department of Economics, University of Chicago, USA.

8. Cellini, R., Luca, L. (2000). Differential Games and Oligopoly Theory: An Overview. Instituto Di Economia Politica.

9.Malo, M. (2018). Finding proactive features in labour market policies: A reflection based on the evidence. Universidad de Salamanca, https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/—dgreports/—cabinet/documents/publication/wcms650075.pdf

10. Duffy, J., Matros, A., Temzelides, T. (2011). Competitive behavior in market games: Evidence and theory. Journal of Economic Theory, 146(4), 1437–1463. https://doi.org/10.1016/j.jet.2011.05.013

11. Perez, V., Reynoso, D. (2010). Introudcci ´ on a los procesos de Poisson. Universidad de Guanajuato. ´ https://www.cimat.mx/Eventos/vpec10/img/NotasParte1.pdf

6. Índice de cuadros