



UNIDAD DE ANÁLISIS DE POLÍTICAS
SOCIALES Y ECONÓMICAS

ANÁLISIS ECONÓMICO

VOLUMEN 21

UNA APROXIMACIÓN DE LOS DETERMINANTES DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO EN BOLIVIA 1960-2004 Julio Humérez Quiroz Hugo Dorado Aranibar	1
EFFECTOS DE LA DEUDA EXTERNA Y OTRAS POLÍTICAS MACRO SOBRE EL PRODUCTO: UNA APROXIMACIÓN DE VECTORES AUTORREGRESIVOS Julio Humérez Quiroz Daniel Hernaiz Diez de Medina	40
EVALUACIÓN DE LA SOSTENIBILIDAD DEL PAGO DEL BONOSOL Ramiro Gamboa Rivera	62
DURACIÓN DEL DESEMPLEO EN EL ÁREA URBANA DE BOLIVIA: UN ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE NIVELES DE INSTRUCCIÓN Y CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS Gustavo Canavire Bacarreza Fernando Landa Casazola	83
DESCENTRALIZACIÓN DE LA EDUCACIÓN EN BOLIVIA Kathlen Lizárraga Zamora	110
REGULACIÓN TARIFARIA EN EL SECTOR DE TRANSPORTE DE HIDROCARBUROS POR DUCTOS: LOS CASOS DE BOLIVIA Y MÉXICO Katherina Capra	147

Enero 2006

DURACIÓN DEL DESEMPLEO EN EL ÁREA URBANA DE BOLIVIA: UN ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE NIVELES DE INSTRUCCIÓN Y CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS¹

Gustavo Javier Canavire Bacarreza y Fernando Iván Ángel Landa Casazola

Resumen

Este trabajo explora la duración del desempleo en Bolivia utilizando información proveniente de las encuestas de hogares MECOVI. El objetivo del documento es analizar las características de la duración del desempleo y sus determinantes, en este sentido se realiza un análisis exploratorio de la evolución y duración del desempleo así como la aplicación de dominancia estocástica y modelos de conteo Poisson y Binomial Negativo.

El análisis exploratorio y de dominancia estocástica muestra que la duración media del desempleo se redujo en el periodo 1999-2003. Existe evidencia clara de mejoras en el bienestar, en términos de duración del desempleo, especialmente entre 1999 y 2003. Además se muestra que existió un incremento en la duración del desempleo de corto plazo y la duración del desempleo de largo plazo se redujo.

De acuerdo a los modelos de conteo se logró establecer que la edad, el sexo y mayores niveles de instrucción incrementan la duración del desempleo en Bolivia, mientras que el ingreso del hogar tiene un efecto neutro. A diferencia de otros países, individuos con mayores niveles de instrucción presentan mayor duración de desempleo debido a las características del mercado laboral boliviano demandando trabajadores con salarios de reserva menores.

Palabras Clave: Duración del desempleo, dominancia estocástica, modelos de conteo.
Clasificación JEL: J64, C41

¹ Las opiniones vertidas en el documento no representan necesariamente la opinión de UDAPE. Se agradecen las sugerencias recibidas a una versión anterior por parte de Wilson Jiménez, Ernesto Yañez y Daniel Hernaiz. Comentarios serán agradecidos a gcanavire@udape.gov.bo y flanda@udape.gov.bo

1 INTRODUCCION

Uno de los principales problemas que enfrenta una economía y una sociedad en general es el desempleo, debido a los efectos perversos que tiene sobre el producto, desigualdad, pobreza y en general sobre el crecimiento y desarrollo. En Bolivia, el desempleo se incrementó en el último periodo debido a las condiciones económicas adversas que desencadenaron en una menor demanda de empleo. Entre 1999 y 2003 se observa una creciente participación de la población joven y aquella que tiene educación más elevada (secundaria y terciaria). La recomposición del mercado de trabajo durante la desaceleración propició una mayor entrada de adolescentes y jóvenes al mercado de trabajo. La flexibilidad de los mercados de trabajo se expresó en menores requerimientos de experiencia y promovió una mayor movilidad ocupacional. Sin embargo, también estuvo acompañada de incertidumbre provocada por la mayor probabilidad de desempleo.

Dentro de la economía laboral la duración del desempleo se torna en uno de los aspectos de mayor interés. Diversos estudios han analizado el tema del desempleo y su duración usando dos fuentes de información: encuestas de hogares y cuentas nacionales (nivel macro agregado). En información proveniente de cuentas nacionales generalmente se cuenta con información útil como series de tiempo que cubren a toda la población a nivel agregado pero no existe información individual de las personas; en este sentido los datos macro pueden, en el mejor de los casos, servir para realizar el análisis a nivel de grupos demográficos como los realizados por Van den Berg (1994), Van Ours (1996), Van den Berg y Van den Klaauw (2001) o Van den Berg y Van Ours (2002).

La información proveniente de encuestas a hogares tiene la ventaja de contar con detalle sobre las características sociodemográficas individuales y de los hogares, sin embargo tienen algunas desventajas como ser: en encuestas tipo panel, generalmente existe corto tiempo de seguimiento y en encuestas puntuales no existe seguimiento a los individuos. Estudios de este tipo se han realizado para Colombia, con Castellar y Uribe (2003) y Chile, con Pertiraca (2005), ambos enmarcados en la teoría de búsqueda de empleo.

De acuerdo a los estudios citados, los determinantes más importantes de la duración del desempleo son el sexo de las personas, los ingresos de hogares, su nivel educativo y factores que afectan el desarrollo de las regiones. Quizás el determinante que mayor ambigüedad presenta debido a su comportamiento, es el nivel educativo. Por un lado, Rødm (2002) afirma que mayores niveles de escolaridad de las personas facilitarían la salida del desempleo, asimismo Steiger et. al. (2001) muestra que mayores niveles de instrucción de las personas reducirán el tiempo de desempleo de las mismas. Por otro lado, Kupetz (2005) afirma que dado que el salario de reserva de los desempleados con menores niveles de instrucción es menor, el tiempo en desempleo que tienen es menor.

En Bolivia se han realizado análisis sobre temas laborales tomando siempre en cuenta las características de los empleados y desempleados, sin embargo son muy pocos los que toman en cuenta la duración del desempleo. De hecho, el único trabajo que toca este tema es el realizado por Yañez (2004) donde estima una tasa de paro sensible a la duración del

desempleo a partir de la metodología desarrollada por Borooah (2002), además de adaptar instrumentos propios del análisis de la pobreza y distribución del ingreso a la medición de la incidencia, impacto y distribución del desempleo, según este documento se muestra que el desempleo no solo ha aumentado en su incidencia sino que también ha empeorado la distribución de la duración del paro.

Dado el vacío que existe en el tema de la duración del desempleo en Bolivia, sus características y determinantes, el propósito de este artículo es contribuir al análisis y el debate sobre la duración del desempleo en Bolivia. Por un lado, se presenta las características del desempleo y por otro se realiza un análisis de los determinantes de su duración partiendo de modelos econométricos.

Las preguntas específicas que motivaron realizar este documento son:

- ¿Hubo una reducción en el tiempo de búsqueda de empleo por parte de los cesantes en el área urbana de Bolivia, entre 1999 y 2003?
- ¿Existen diferencias en la duración del desempleo por nivel de calificación?
- ¿Cuáles son los determinantes socioeconómicos de la duración de desempleo?

Debido a las características de las encuestas de hogares y el mercado laboral rural en Bolivia, este documento solo toma en cuenta información para el área urbana.

La estructura del documento incluye, además de esa introducción, una segunda sección que presenta la situación y las características del desempleo en Bolivia, apoyadas por análisis de dominancia estocástica, la tercera sección hace una corta presentación de los modelos que generalmente se utilizan para el análisis la duración del desempleo. La cuarta sección propone modelos sobre la duración del desempleo para Bolivia, y los resultados de la estimación máximo-verosimil de los mismos. Finalmente la quinta sección presenta las principales conclusiones y recomendaciones de política.

2 LAS CARACTERÍSTICAS DEL DESEMPLEO EN BOLIVIA, DOMINANCIA ESTOCÁSTICA

2.1 Evolución de la población desempleada abierta.

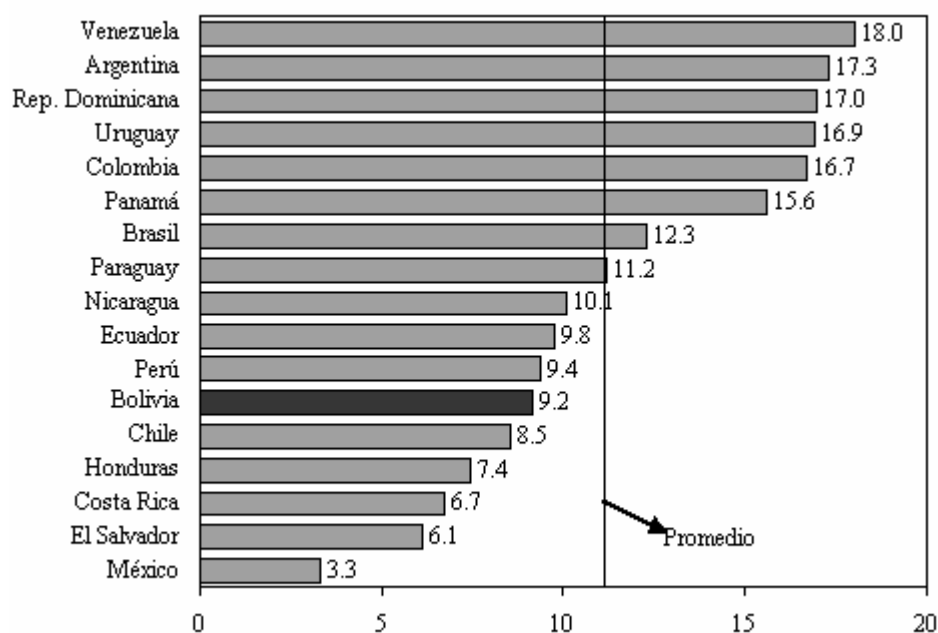
La Organización Internacional del Trabajo (OIT) y las Naciones Unidas establecen definiciones básicas para la medición de la población activa, ocupación, desempleo y otras que fueron adoptadas en las encuestas a hogares que realiza el Instituto Nacional de Estadística (INE). Desde la década de los años noventa, Bolivia ha recogido información sobre definiciones estandarizadas para la medición de la población económicamente activa y la ocupación.

De acuerdo con las definiciones estandarizadas, la población desempleada abierta es aquella perteneciente a la población económicamente activa que no trabajó la semana

pasada, estaba disponible para trabajar y buscó activamente un empleo o hizo esfuerzos concretos para establecer su propio negocio en un período determinado.

Según la OIT (2004)², el promedio ponderado de la tasa de desempleo abierto (TDA) para la región de América Latina el año 2003 estuvo en 11.1%, lo cual significa que 11 personas de cada 100 identificadas como pertenecientes a la PEA, se encontraban desempleadas. Según este informe, Bolivia está por debajo del promedio de la región con una TDA de 9.2%³ (Ver Figura 1).

Figura 1
América Latina: Tasa de desempleo abierto urbano, 2003.
(En porcentaje)



Fuente: OIT (2004)

Desde fines de la pasada década, las tasas de desempleo en Bolivia fueron creciendo desde 7.2% en 1999 hasta 8.7% en el 2003. Por tanto se observó una mayor probabilidad de entrar al mercado de trabajo y al mismo tiempo mayores probabilidades de quedarse buscando un empleo. Se estima que para el 2004, la TDA está en niveles similares a los observados entre 2002 y 2003⁴.

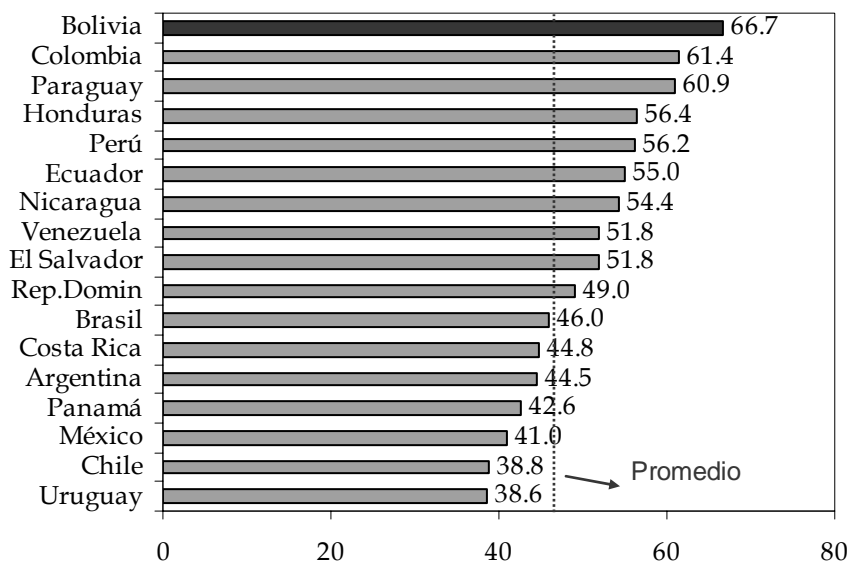
² Algunas de las Tasas de desempleo presentadas por la OIT, incluyen la tasa de desempleo oculto, que toma en cuenta a personas que fueron consideradas como inactivas temporales e incluso se toma en cuenta a la población subempleada.

³ El último valor calculado para el 2003, para el caso boliviano es 8.71.

⁴ UDAPE (2005) Entre noviembre de 2003 y noviembre de 2004, el INE realizó la Encuesta a Hogares con el objetivo principal de recopilar información sobre los gastos de los hogares. Por esta razón, esta encuesta no estuvo dirigida para recopilar datos sobre el mercado laboral tal cual ocurrió en años anteriores. La estimación de la TDA para el 2004, está basada en: proyecciones del PIB per cápita, tasa de crecimiento de la población ocupada.

Algunas estimaciones⁵ realizadas en Bolivia sobre la TDA, reflexionan que ésta se encontraría en 11% y no como la cifra oficial refleja (8.7%). Incluso se afirma que es una de las tasas más bajas de América Latina, tal cual se presentó en la figura anterior. Cualquiera sea el caso, el problema más agudo en Bolivia es la informalidad. Según el mismo informe de OIT (2004), Bolivia presenta los niveles más altos de informalidad de la región (Ver Figura 2).

Figura 2
América Latina: Población ocupada en el sector informal
(En Porcentaje)

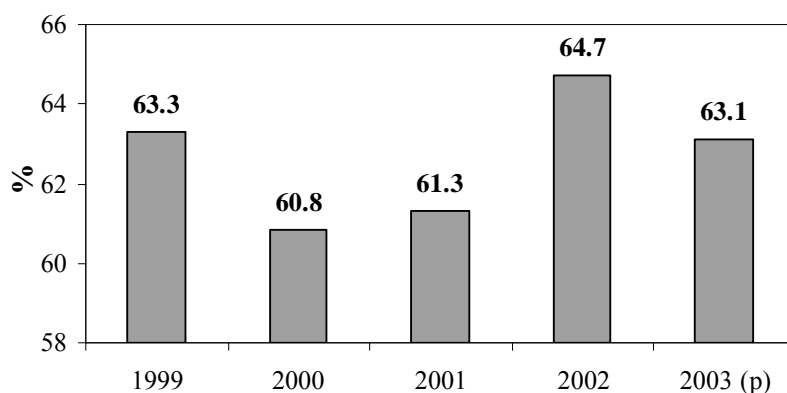


Fuente: OIT (2004)

La elevada participación de la informalidad entre la población ocupada, es explicada por los altos niveles de pobreza que Bolivia posee, de manera tal que la población que se encuentra sin una ocupación decide por dedicarse a actividades informales, principalmente el comercio.

⁵ Otras estimaciones sugieren que habría alcanzado hasta 13% en el 2004 (CEDLA, 2004)

Figura 3
Bolivia: Población Ocupada en el sector informal
(En Porcentaje)



Fuente: INE -Encuestas a Hogares.
 (p) Preliminar

Según datos oficiales, alrededor del 63% de la población ocupada en el área urbana trabaja en el sector informal, que agrupa a las categorías ocupacionales cuenta propia, trabajador familiar o cualquier otra categoría en la que trabajen con menos de 5 empleados en la unidad productiva (Ver Figura 3).

Retornando a la discusión de la TDA, la tendencia creciente de este indicador estuvo explicada principalmente por la elevación de la cesantía, acorde con la desaceleración de la economía que determinó menores tasas de creación de puestos de trabajo. En 1999, la cesantía era de 4.7% y se elevó hasta 7.0% en 2002 y 6.5% en 2003. El porcentaje de personas que buscaron un empleo por primera vez se mantuvo más estable, aunque en el último año significaron 2.25% de la PEA urbana (Ver Tabla 1).

Tabla 1
Bolivia - Área Urbana: Tasa de desempleo abierto por año, 1999-2003
(En porcentaje)

Indicador	1999	2000	2001	2002	2003 (p)
Tasa de desempleo abierto	7.21	7.46	8.50	8.69	8.71
Tasa de cesantía	4.72	5.73	6.80	7.02	6.46
Tasa de búsqueda primera vez	2.49	1.73	1.70	1.67	2.25

Fuente: INE - Encuestas a Hogares
 (p) Preliminar.

El desempleo abierto afectó en mayor medida a las mujeres, en 1999 el desempleo femenino era aproximadamente 2 puntos porcentuales por encima del desempleo masculino. Esta brecha se ensanchó en el 2003 y el desempleo femenino es cercano a 4 puntos porcentuales por encima del desempleo masculino (ver tabla 2).

Tabla 2
Bolivia - Área Urbana: Tasa de desempleo abierto por año según sexo, edad y condición étnica 1999-2003
(En porcentaje)

Indicador	1999	2000	2001	2002	2003 (p)
TOTAL	7.21	7.46	8.50	8.69	8.71
<i>Sexo</i>					
Hombres	6.17	6.22	7.47	7.31	6.84
Mujeres	8.49	8.99	9.67	10.32	10.98
<i>Edad</i>					
<25 años	14.25	13.95	13.05	16.12	16.87
25-44 años	5.08	5.84	7.52	7.00	6.42
>45 años	3.68	4.15	4.88	4.41	3.91
<i>Condición étnica</i>					
Indígena	4.28	4.59	5.72	6.61	6.18
No indígena	8.24	8.44	10.97	10.55	11.18

Fuente: INE - Encuestas a Hogares.
 (p) Preliminar.

Durante todo el período de análisis, el desempleo de los jóvenes (menores de 25 años) fue más elevado, equivale a casi 3 veces el desempleo del siguiente grupo de edad (entre 25 y 44 años). A pesar que el desempleo es más bajo en edades adultas, ha tenido una tendencia ascendente, lo cual es preocupante considerando que se trata de una población que presenta mayor carga familiar y tiene mayores necesidades de atender dependientes (Ver Tabla 2). El acceso a las fuentes de trabajo tuvo oportunidades desiguales aun en el área urbana, el desempleo está severamente concentrado en jóvenes pobres del área urbana, pero también creció en los jefes de hogar y población adulta pobre que tiene una mayor carga y necesidades familiares.

Utilizando la definición de condición étnica a través del idioma que habla habitualmente la persona, se tiene que en los años analizados la población que fue considerada como no indígena poseía niveles de desempleo superiores a aquellos considerados como indígenas. En 2003 el 6% de la PEA indígena estaba desempleada, valor menor en comparación con 11% de los no indígenas (Ver Tabla 2). Este resultado llamaría la atención de cualquier persona, puesto que se pensaría que la situación debería ser a la inversa, sin embargo habrá que recordar que la población indígena que generalmente es la más pobre, debe recurrir a actividades definidas de carácter informal⁶ para poder subsistir.

Durante el período de crisis, el desempleo afectó en mayor medida a la población más pobre (15%). Las TDA permanecieron estables y hasta decrecieron en el quintil de ingresos familiares per capita de los más ricos (quinto quintil) situándose alrededor de 5%. Sin embargo, fueron crecientes en la población de menores ingresos familiares pasando de 10.66% en 1999 a 15.18% en 2003. En 1999, el desempleo de los más ricos era cerca de la mitad del desempleo de los más pobres, en contraste en 2003, el desempleo de los más ricos significa menos de un tercio del desempleo del quintil más pobre (ver Tabla 3).

⁶ En la Encuesta de 2002, en el área urbana el 70% de los indígenas estaba ocupado en actividades informales.

Tabla 3
Bolivia - Área Urbana: Tasa de desempleo abierto por año según quintiles de ingreso per cápita y nivel de instrucción
(En porcentaje)

Indicador	1999	2000	2001	2002	2003 (p)
TOTAL	7.21	7.46	8.50	8.69	8.71
<i>Quintil de ingreso per cápita</i>					
Primer quintil (más pobre)	10.66	15.00	16.46	14.66	15.18
Segundo quintil	7.23	11.55	9.20	9.58	11.32
Tercer quintil	8.40	7.59	8.14	8.11	7.73
Cuarto quintil	4.79	3.46	6.28	8.35	6.84
Quinto quintil (más rico)	6.12	3.17	5.21	5.08	5.37
<i>Nivel de instrucción aprobado</i>					
Primaria o menos	5.22	6.70	7.27	7.94	6.55
Secundaria	10.75	9.34	10.68	10.08	11.38
Superior	6.03	6.01	7.74	8.16	9.14

Fuente: INE - Encuestas a Hogares
 (p) Preliminar.

Tomando en cuenta al nivel educativo alcanzado por las personas, los niveles más bajos de TDA están entre los que alcanzaron solo la primaria (6.6% en 2003), siguen los que cuentan con educación superior con 9.1% en 2003 y finalmente quienes poseen educación secundaria (11.4% en 2003)

Es posible realizar seguimiento de la última actividad donde se encontraba desempleada a una parte de los desempleados, *i.e.* cesantes⁷ (la población que trabajó alguna vez en su vida). En el Recuadro 1, se demuestra la relación que hubo entre las actividades económicas y la categoría ocupacional donde se desempeñaban en el último trabajo.

⁷ La población desempleada está compuesta por los aspirantes y cesantes. Los aspirantes son aquellos que están entrando al mercado de trabajo por primera vez.

Recuadro 1

Datos de interés de la población cesante en las ciudades capitales.

Para realizar una descripción breve de algunas características de la población cesante, a continuación se presenta información de estos en las ciudades capitales en 1994, 1997 y 2002.

La tasa de cesantía, que relaciona a la población cesante y la población económicamente activa, en las ciudades capitales del país estuvo en 2.35% en 1994, 3.15% en 1997 y 7.06% en 2002.

En algunos años, se capturó información sobre la última ocupación de los cesantes, vale decir de aquellas personas que trabajaron alguna vez y que al momento de la encuesta, se encontraban sin empleo.

Tasa de cesantía, según actividad económica y categoría en la ocupación

Detalle	1994	1997	2002	
Actividad Económica	2.35	3.15	7.06	Tomando en cuenta la información del PIB por actividad económica, aquellas que tuvieron impacto negativo entre 1997 y 2002 fueron: agropecuaria (0.52%), Industria (0.69%), establecimientos financieros (-2.91%) y servicios bancarios imputados (-5.39). Estas actividades que son intensivas en mano de obra fueron precisamente las que presentaron los mayores niveles de expulsión de población ocupada. En agropecuaria hubo un incremento de la tasa de cesantía a 11.83%, industria con 3.76%, financiera con 8.45% y Servicios (9.04%).
Agropecuaria	3.04	1.68	11.83	
Extractivas	5.88	7.09	0.00	
Industria	2.13	1.70	3.76	
Elect. gas agua	2.04	2.97	8.44	
Construcción	3.06	4.29	8.29	
Comercio	1.63	2.37	5.47	
Transporte	2.87	3.30	10.14	
Financiera	4.54	4.77	8.45	
Servicios	2.38	4.50	9.04	
NS/NR	-	-	14.33	
Categoría en la ocupación	2.35	3.15	7.06	En tanto que, clasificando a la población cesante según su categoría ocupacional, en cada una de ellas hubo un incremento en la tasa de cesantía. Los grupos que tuvieron mayores incrementos en este indicador fueron: obreros (11.6%), trabajador familiar (18.63%) y empleada doméstica (12.3%).
Obrero	3.93	4.14	11.60	
Empleado	3.60	4.88	7.29	
Cuenta propia	1.12	1.69	2.44	
Patrón	0.72	1.58	2.18	
Trabajador familiar	0.56	0.45	18.63	
Empleada del hogar	1.87	6.31	12.30	
NS/NR	-	-	14.33	

Fuente: INE - Encuestas a Hogares.

2.2 Evolución de la duración del desempleo en Bolivia.

En cuanto al tema central de este documento, la duración del desempleo en Bolivia, a continuación se realiza una descripción de ésta variable según características socio-demográficas de los cesantes, que es el grupo poblacional que responde el tiempo que ha estado buscando empleo desde la última vez que trabajó.

La duración promedio de los cesantes aumentó de 19.5 meses en 1999 a 23 meses en 2000 que coincide con el período de crisis que se inició en el país el año 1999 y se extendió alrededor de 3 años más. De ahí en más, la tendencia fue decreciente hasta alcanzar 15 meses en el año 2003, éstos resultados confirman la hipótesis que por una parte el crecimiento escaso que tuvo el país en los últimos años no empeoró la situación laboral de las personas, ya que quienes se encontraban desempleadas decidieron insertarse en el mercado informal (Ver Tabla 4).

Tabla 4
Bolivia – Área Urbana: Duración promedio del desempleo por años, según características de los cesantes, 1999-2003
(En meses)

Indicador	1999	2000	2001	2002	2003 (p)
Promedio	19.5	23.0	18.0	17.8	15.1
Por Grupos de edad					
<25 años	11.9	11.9	10.9	8.5	6.8
25-44 años	29.1	21.5	18.9	20.5	23.1
>45 años	12.7	51.2	32.9	30.9	22.6
Por Sexo					
Hombres	9.8	12.6	14.0	10.6	7.8
Mujeres	31.5	31.7	21.9	24.0	21.4
Por Educación					
Primaria o menos	24.3	30.9	24.0	20.0	16.6
Secundaria	16.0	18.5	13.8	16.8	9.6
Superior	19.7	15.2	15.5	15.8	23.6

Fuente: INE – Encuestas a Hogares.

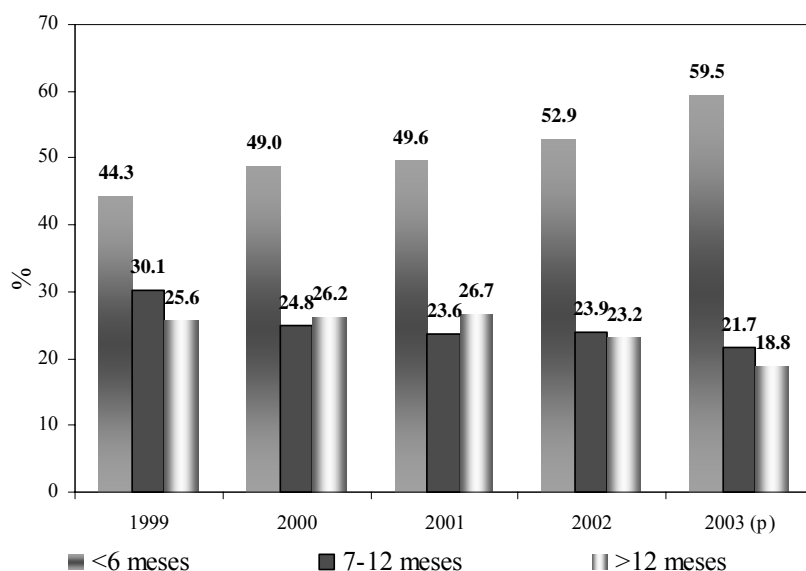
(p) Preliminar.

Considerando la edad de los cesantes, los mayores a 45 años tienen una duración promedio de desempleo tres veces más que los menores a 25 años de edad. El año 2003, los primeros tenían una duración promedio de 22.6 meses y los segundos alrededor de 6.8 meses. En tanto que, las mujeres de todas las edades tienen mayor número de meses desempleadas en relación a los hombres, pues en el caso del año 2003 ellas tenían 21.4 meses y ellos 7.8 meses.

Hasta el año 2002, quienes tenían los períodos de tiempo más largo de desempleo eran los menos calificados (según el nivel de instrucción alcanzado), pues aproximadamente tenían 20 meses buscando un empleo. Ésta situación cambió, en 2003 los que alcanzaron niveles de escolaridad más allá del bachillerato tuvieron los niveles más altos de búsqueda de trabajo, en el año 2003 la duración de desempleo en este grupo fue de 23.6 meses.

Durante los años de bajo crecimiento económico, se observó una fuerte flexibilización en el mercado laboral, de hecho junto a la expansión del desempleo abierto existió una reducción en el tiempo de búsqueda de ocupación. Después de varios años de crecimiento, la rápida desaceleración provocó que la búsqueda de trabajo de corto plazo (menor a 6 meses) tienda a aumentar, pasando la participación de este grupo de 44% en 1999 a 60% en 2003 (Figura 4). Lo contrario ocurrió con los desempleados por más de 1 año, pues en 1999 representaban el 25.6% y en 2003 18.8%.

Figura 4
Distribución de la duración de desempleo, según tramos de desempleo
(En porcentaje)



Fuente: INE - Encuestas a Hogares.
(p) Preliminar.

Una forma de analizar si verdaderamente hubo una disminución de la duración del desempleo, es con el uso del concepto de dominancia estocástica. Este test consiste en comparar dos funciones de distribución y en caso que una de ellas se encuentre por encima de la otra en un determinado rango, se puede llegar a la conclusión que la primera domina en primer orden a la segunda⁸. Una aplicación realizada al respecto fue desarrollada por Yañez (2004) tomando información entre 1999 y 2001, quien llega a la conclusión que “se deriva un empeoramiento de la distribución de la duración del paro en relación a 1999”.

⁸ Mayores referencias en Foster y Shorrocks (1988), Atkinson (1987).

2.3 Dominancia estocástica en la duración del desempleo.

Yañez (2004) presentó una forma para analizar la función social tomando en cuenta a la duración del desempleo. Para ello, utiliza curvas de Lorenz generalizadas que es una de las formas para analizar las comparaciones de bienestar entre dos situaciones, ej. antes y después de un impuesto o en el caso que nos incumbe comparando dos períodos de duración de desempleo.

Para analizar si hubo una mejora en los niveles de bienestar de la sociedad, se utiliza el teorema de Atkinson (1970)⁹ que de manera resumida dice:

a) Si las medias de los ingresos¹⁰ son iguales y las curvas de Lorenz $L(p)$ no se cruzan, la distribución que Lorenz domina a la otra, lo cual implica que tiene asociada un mayor nivel de bienestar social;

Sean $F(x)$ y $G(x)$ dos distribuciones de ingresos con igual media, $\mu_F = \mu_G$ entonces,

$$L_F(p) \geq L_G(p) \leftrightarrow \int U(x)f(x)dx \geq \int U(x)g(x)dx \quad \forall U(x) \quad [1]$$

tal que $U'(x) > 0$ y $U''(x) < 0$ ($U(\bullet)$ es una función estrictamente creciente y estrictamente cóncava).

b) Corolario teorema de Atkinson, el teorema de Atkinson aún se cumple si la distribución que Lorenz domina, también tiene la mayor media de ingresos.

Considerando los mismos supuestos descritos en el teorema, pero con $\mu_F > \mu_G$ entonces,

$$L_F(p) \geq L_G(p) \rightarrow \int U(x)f(x)dx \geq \int U(x)g(x)dx \quad \forall p \in [0,1] \quad [2]$$

c) Teorema de Shorrocks (1983). En los casos en los que $\mu_F < \mu_G$, Shorrocks definió el concepto de curva de Lorenz generalizada.

Dado que $p = F(y)$, la curva de Lorenz generalizada $GL(p)$ para una distribución $F(x)$ se define como $GL_F(p) = \int_0^y xf(x)dx = \mu_F L_F(p)$. Este concepto, permite enunciar la siguiente generalización del teorema de Atkinson:

Teorema de Shorrocks(1983): Sean $F(x)$ y $G(x)$, dos distribuciones de ingreso. Entonces:

$$\int U(x)f(x)dx \geq \int U(x)g(x)dx \leftrightarrow GL_F(p) \geq GL_G(p) \quad \forall p \in [0,1] \quad [3]$$

⁹ Extraído de Mitnik(1999).

¹⁰ En el artículo original se tomaba en cuenta a los ingresos como variable para medir el bienestar, en el caso presente se aplicará la duración del desempleo.

De esta manera, es posible aplicar estos conceptos al caso de la duración del desempleo, para lo cual en primera instancia se comparan todas las posibles combinaciones de pares de duraciones promedio de desempleo.

Para esta sección y la siguiente, se eliminarán los casos que son considerados *outliers*. Para definir un corte en la distribución de la duración de empleo, se aplica el criterio de eliminar los casos en los que los cesantes dijeron que tenían más de 48 meses en búsqueda de empleo. La elección de este valor estuvo basada en las frecuencias de la variable analizada para todos los años, observándose que en todas ellas el 90% de los casos agrupa a quienes tuvieron menos de 48 meses de desempleo.

Las combinaciones posibles para realizar las comparaciones de duración de desempleo, son:

Tabla 5
Comparación duración promedio de desempleo

Años	μ_F		μ_G	Detalle
2000-1999	19.39	<	21.48	T. Shorrocks
2001-1999	17.40	<	21.48	T. Shorrocks
2002-1999	19.48	<	21.48	T. Shorrocks
2003-1999	13.13	<	21.48	T. Shorrocks
2001-2000	17.40	>	19.39	Corolario Atkinson
2002-2000	19.48	>	19.39	Corolario Atkinson
2003-2000	13.13	<	19.39	T. Shorrocks
2002-2001	19.48	>	17.40	Corolario Atkinson
2003-2001	13.13	<	17.40	T. Shorrocks
2003-2002	13.13	<	19.48	T. Shorrocks

Fuente: Elaboración propia.

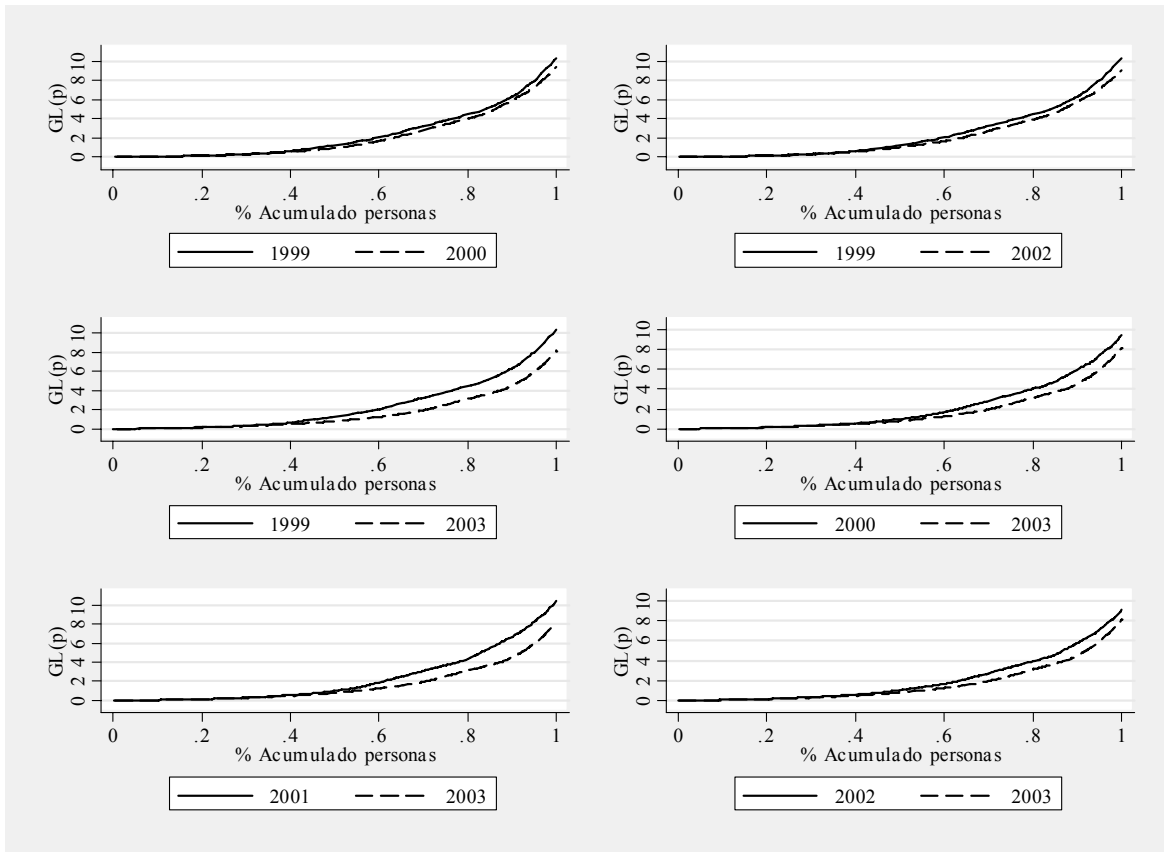
Como se advierte en la Tabla 5, en la mayoría de las combinaciones posibles de años en los que se dispone de datos de duración de desempleo, la media del último año en cada par es menor a la del primer año, por lo cual es posible utilizar la generalización al teorema de Atkinson, *i.e.* teorema de Shorrocks. En los casos que no se utiliza este teorema son para los pares 2001-2000, 2002-2000 y 2002-2001.

Todas las combinaciones de la curva de Lorenz generalizada se encuentran en la Figura 5, advirtiéndose que el único caso en el que se cruzan las curvas es entre 1999-2001, por lo cual no será posible realizar una comparación del bienestar. En tanto que, para las demás combinaciones se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- Comparando todos los años con 1999, se observa que éste último se encuentra encima de los demás años. En este caso, la interpretación es distinta a la tradicional cuando se utiliza como variable de bienestar al ingreso. Hubo una mejora en el bienestar medido de todos los años respecto de 1999 cuando se tenían los niveles más altos de duración de desempleo.

- Comparando los años 2000, 2001 y 2002 con 2003, se advierte que en éste último hubo una mejora en el bienestar de los cesantes al ver reducido su duración de desempleo.
- Finalmente, los casos en los que las medias de los años “F” eran mayor a “G”, se comprobó con la curva de Lorenz y luego la curva de Lorenz generalizada. En todos los casos, ambas se cruzaban, por lo cual no es posible realizar ninguna comparación de bienestar entre los años: 2000-2001, 2000-2002 y 2001-2002 (Ver Anexo).

Figura 5
Curvas de Lorenz Generalizadas



Fuente: Elaboración propia

3 MODELOS DE DURACIÓN DE CONTEO Y DURACIÓN DE DESEMPLEO

El marco para el estudio de la duración del desempleo se basa en el análisis de la teoría clásica de búsqueda de empleo. La teoría de búsqueda de empleo toma básicamente elementos de la teoría estadística de decisión secuencial, teoría de la información y economía de la incertidumbre y construye su fundamentación teórica en un entorno de programación dinámica.

Desde el punto de vista econométrico se basa en el análisis de transiciones debido a que toma en cuenta el paso entre dos estados el desempleo y el empleo, y el período de tiempo que transcurre entre un estado y el otro; muchas veces asumiendo que éste último se dá a momento de la captura de información. En este sentido, dos son los principales aspectos que toma en cuenta la teoría de búsqueda, la probabilidad de salir de un estado (desempleo) y la duración en este estado (búsqueda).

Es importante tomar en cuenta que dada la naturaleza de la variable de duración del desempleo, en un momento determinado habrán individuos que salgan del desempleo mientras existirán otros que continúen en el mismo. Martín (1995) rastrea desde los orígenes de la teoría hasta el llamado modelo de búsqueda secuencial en el tiempo discreto¹¹ incluyendo también a los de tamaño de muestra óptimo. Heckman y Singer (1984) argumentan que es más realista la caracterización de decisiones en tiempo continuo debido a la inexistencia de una unidad natural de tiempo en el cual se tome una decisión. Lancaster (1990) plantea la interacción entre la teoría y métodos aplicados y establece la preferencia en la utilización de modelos de riesgo (hazard models) para el análisis de la duración del desempleo, sin embargo también sugiere la aplicación de modelos de conteo.

Los modelos de riesgo (hazard models) requieren que la información de duración del desempleo tenga censura, este tipo de información es una característica de las encuestas tipo panel. Dadas las características de la información del desempleo proveniente de las encuestas Mecovi no es posible la aplicación de modelos de riesgo por lo que se optó por el análisis mediante modelos de conteo¹².

3.1 Modelos de Conteo

Un segundo tipo de modelos que permiten realizar el análisis de la duración del desempleo son los modelos de conteo. Los modelos de conteo tienen como variable dependiente el conteo de eventos (meses de desempleo). En este tipo de modelos se requiere que la variable dependiente sea, entera y acotada por cero¹³. Dos son los modelos de conteo más utilizados, el modelo de regresión de Poisson y el modelo de regresión binomial negativa. A continuación se describen ambos brevemente.

3.1.1 Modelo de regresión de Poisson

En los modelos de regresión de tipo Poisson cada y_i parte de una distribución Poisson con parámetros λ_i que guarda relación con el set de regresores x_i . La ecuación inicial del modelo está dada por:

¹¹ La teoría de búsqueda de empleo define tiempo discreto como una medida estándar de duración i.e. meses, años, etc.

¹² Una explicación más detallada de los modelos de riesgo “hazard models” se encuentra en el anexo.

¹³ La aplicación de modelos OLS en este tipo de información es inapropiada debido a que produce estimadores sesgados e ineficientes.

$$P(Y_i = y_i | x_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0,1,2,3,\dots \quad [4]$$

Para facilitar la estimación de λ_i se presenta el modelo Poisson como un modelo logarítmico lineal:

$$\ln \lambda_i = x_i' \beta \quad [5]$$

La distribución Poisson, es una distribución discreta que toma solamente números enteros positivos, una de las propiedades de esta distribución y este tipo de modelos es que la varianza es igual a la esperanza que está dada por:

$$E[y_i | x_i] = Var[y_i | x_i] = \lambda_i = e^{x_i' \beta} \quad [6]$$

Dado que se trata de un modelo de regresión no lineal, es más fácil estimar por medio de maximoverosimilitud. La función inicial de verosimilitud es:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [-\lambda_i + y_i x_i' \beta - \ln y_i!] \quad [7]$$

Entonces la ecuación de verosimilitud está dada por:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n (y_i - \lambda_i) x_i = 0 \quad [8]$$

Dado el modelo planteado, la estimación de los efectos esta dada por $\hat{\lambda}_i = \exp(x_i' \hat{\beta})$. Este modelo es útil para el análisis de desempleo en Bolivia debido a que no necesita un punto de censura característica de la información de la encuesta MECOVI.

3.1.2 Modelo de regresión binomial negativa

Uno de los principales problemas que presentan los modelos de conteo Poisson es la sobre dispersión de los residuos, es decir, el modelo subestima el nivel de dispersión del resultado, debido a que la distribución de Poisson asume que la variabilidad de los conteos dentro de un grupo de covariantes es igual a la media, es decir :

$$\text{var}(Y(X_1, X_2, \dots, X_p)) = \exp(a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_p X_p) = E(Y(X_1, X_2, \dots, X_p)) \quad [9]$$

En caso de no cumplirse esta relación, los coeficientes estimados pueden presentar sesgo, por lo cual es útil comparar con el modelo de regresión binomial negativa. Asimismo los errores estándar de la regresión de Poisson estarán sesgados hacia abajo. Este modelo toma

en cuenta esta característica adicionando un parámetro que refleja la heterogeneidad no observada en las observaciones:

$$\ln \lambda_i = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad [10]$$

Entonces:

$$E(y_i | x_i, \varepsilon_i) = \hat{\lambda}_i = \exp(x_i' \beta + \varepsilon_i) \quad [11]$$

$$\hat{\lambda}_i = \exp(x_i' \beta) \exp(\varepsilon_i) \quad [12]$$

$$\hat{\lambda}_i = \exp(x_i' \beta) \delta_i \quad [13]$$

Donde $\delta_i = \exp(\varepsilon_i)$, entonces para identificar el modelo asumimos que $E(\delta) = 1$ lo cual equivale a $E(\varepsilon) = 0$. En este sentido tanto la distribución Poisson como la Binomial Negativa tienen la misma estructura en la media.

Las observaciones entonces seguirán una distribución binomial negativa dada por:

$$P(y | x) = \frac{\Gamma(y + \alpha^{-1})}{y! \Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\lambda}{\alpha^{-1} + \lambda} \right)^y \quad [14]$$

Donde Γ es la función gamma, se debe tener en cuenta que la media en esta distribución (al igual que en Poisson) es λ , sin embargo la varianza está dada por $\lambda + \frac{\lambda^2}{\alpha}$, donde α es el parámetro de dispersión, cuando α es alto la distribución binomial negativa converge a Poisson.

4 ESTRATEGIA EMPÍRICA Y RESULTADOS

4.1 Estrategia empírica

Debido a las características de la información contenida en las encuestas MECOVI¹⁴, se utilizaron los modelos de conteo Poisson y Binomial Negativa aplicado a las encuestas realizadas en 1999 y 2003 para la estimación de la duración del desempleo. Partiendo de la definición teórica se estima la ecuación de conteo logarítmico lineal definida como:

$$\ln(dur_i) = \beta_0 + \beta_1 edad_i + \beta_2 Sexo_i + \beta_3 Secundaria_i + \beta_4 Terciaria_i + \beta_5 Indigena_i + \beta_6 Ingreso_i + \beta_7 Valles_i + \beta_8 llanos_i + \varepsilon_i \quad [15]$$

¹⁴ La pregunta que permite realizar el análisis de la duración del desempleo es ¿Hace cuanto tiempo que no trabaja?. Las encuestas MECOVI no son encuestas tipo panel, por lo cual no permite contar con seguimiento a los individuos; asimismo debido a la pregunta que se realiza, no hay posibilidad de censura en la información.

Las variables utilizadas para estimar los determinantes de la duración del desempleo son variables de tipo sociodemográfico que se encuentran en las encuestas Mecovi. Los determinantes de la duración que se proponen para ser sometidos se discuten a continuación.

Se espera que la *edad* tenga un coeficiente positivo pues personas mayores tendrán más dificultad en acceder a fuentes de empleo; para la variable dicotómica de *sexo* (1 en caso de ser mujer y 0 en caso de ser hombre) se espera que el coeficiente sea positivo debido a que los hombres tienen salarios de reserva menores a los de las mujeres. Se incluyeron variables dummy por *nivel de educación* que permitan evaluar el efecto de la educación sobre la duración del desempleo, el coeficiente esperado en estas variables es también ambiguo, ya que existen estudios como los realizados por Røðm (2002) y Steiger et. al.(2001) que plantean que mayores niveles de escolaridad permitirán acceder a empleo más rápidamente, mientras otros trabajos como Kupets (2005) establecen que la duración del desempleo en personas con menor nivel de instrucción es menor debido a la calidad de empleo que estas buscan¹⁵.

En caso de existir discriminación en el empleo por condición indígena se esperaría que el coeficiente de la variable *indígena* (1 para indígenas y 0 para no indígenas) sea positivo. La variable *ingreso per cápita* se incluye como una proxy al estrato social al cual pertenecen los desempleados, en este sentido y dadas las características de la sociedad boliviana se esperaría que esta variable tenga un signo negativo, es decir afecte negativamente a la duración del desempleo ya que estratos sociales más altos tendrían mayor facilidad a encontrar empleo.

Finalmente, se incluyen variables regionales que permiten el análisis de los efectos de pertenecer a una determinada región sobre la duración del desempleo. Se incluyen dos dummies una para *valles* y la otra para *llanos*.

4.2 Resultados

Para la correcta interpretación de los efectos de las variables independientes sobre la duración del desempleo, es necesaria la estimación de coeficientes en la regresión poisson, binomial negativa y la obtención de ratios de incidencia¹⁶.

Los coeficientes de las regresiones logarítmico lineales se presentan en la columna (1) de las tablas 4 y 5; en la columna (2) se muestran las transformaciones de estos coeficientes en ratios de incidencia que son básicamente antilogaritmos de los coeficientes. En la columna (3) se muestran los efectos porcentuales sobre la duración de los desempleo estimados a

¹⁵ El salario de reserva de las personas con menor nivel de instrucción será menor, lo que hará facilitar su contratación.

¹⁶ Los ratios de incidencia se refieren a la transformación de los coeficientes mediante $e(\beta)$ debido a la estimación a partir de un modelo logarítmico lineal, es en base a esta transformación que se logra estimar el valor real del coeficiente.

partir de los ratios de incidencia, es decir en cuanto se incrementa o reduce la duración del desempleo debido a incrementos en una determinada característica.

Dada la especificación planteada se observa que, como era esperado, a mayor edad de las personas la duración del desempleo es mayor; esta aumenta en 1.4% al incrementarse la edad de las personas tanto en el modelo poisson como en el binomial negativo, lo cual confirma la evidencia empírica revisada, no existe evidencia de variaciones significativas durante el periodo 1999-2003. La hipótesis planteada en este y otros documentos se confirma para el caso boliviano, toda vez que el sexo de las personas tiene un efecto positivo, el hecho de ser mujer aumenta la duración de desempleo en 39.6 puntos porcentuales en el modelo de regresión poisson y 37.6 puntos en el modelo binomial negativo el año 2003¹⁷, sin embargo existe una drástica disminución del aporte explicativo del mismo en la duración del desempleo (Ver tablas 6 y 7). La evidencia empírica revisada respalda estos resultados, dado que los salarios de reserva de los hombres son menores se espera que esto tenga un efecto directo en la duración del desempleo.

Tabla N° 6
Estimación del modelo Poisson para la duración del desempleo

Variable	1999			2003		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Edad	0.014 (0.002)	1.014	1.4	0.014 (0.001)	1.014	1.4
Sexo	0.610 (0.059)	1.840	84	0.333 (0.026)	1.396	39.6
Secundaria	0.096 (0.072)	1.101	10.1	0.061 (0.032)	1.063	6.3
Terciaria	0.359 (0.081)	1.432	43.2	0.214 (0.033)	1.239	23.9
Indígena	- 0.100 (0.062)	0.905	-9.5	-0.057 (0.029)	0.945	-5.5
Ingreso del hogar per cápita	0.000 (0.000)	1.000	0	0.000 (0.000)	1.000	0.00
Valles	0.383 (0.075)	1.467	46.7	-0.086 (0.029)	0.918	-8.2
Llanos	- 0.052 (0.081)	0.949	-5.1	-0.082 (0.035)	0.921	-7.9
Constante	5.732 (0.155)			8.233 (0.051)		

Nota: Errores estándar entre paréntesis

Fuente: Elaboración propia.

A diferencia de otros países, en Bolivia la duración del desempleo es mayor para los segmentos de la población que cuentan con mayores niveles de instrucción, la incidencia sobre la duración del desempleo es mayor en las personas que tienen educación terciaria¹⁸, de hecho en 2003 la incidencia para las personas que tienen educación terciaria alcanzó a 1.24, 0.2 puntos por encima del que presentan las personas que tienen educación secundaria

¹⁷ Al realizar un análisis exploratorio de la duración del desempleo por sexo se observa que la duración del desempleo en mujeres casi duplica a la de los hombres en promedio.

¹⁸ La educación terciaria se refiere a aquellas personas que tienen un nivel de escolaridad mayor a los 12 años.

(1.06)¹⁹; es decir la duración del desempleo se incrementa en 23% cuando las personas tienen educación terciaria, esto se debería que la mayor parte de los empleos disponibles requieren poca calificación, y los salarios potenciales son bajos y no cubren los salarios de reserva de las personas que tienen mayores niveles de instrucción. La tendencia es similar al comparar ambos modelos lo cual confirma la hipótesis de que individuos con niveles más altos de instrucción tienen mayor duración de desempleo.

La alta informalidad que existe en el mercado laboral boliviano afecta directamente para que se de este resultado, por lo general el sector informal ofrece salarios menores que son más atractivos para segmentos de menores niveles de instrucción que tiene salarios de reserva menores, lo que reduce el tiempo de búsqueda en este tipo de segmento. El segmento que presentan personas con mayores niveles de instrucción sigue la tendencia contraria ya que tienen salarios de reserva mayores y dado el desequilibrio que existe entre la oferta y la demanda laboral boliviana se observa que la duración del desempleo es mayor para aquellas personas que tienen mayor nivel de instrucción.

Tabla N° 7
Estimación del modelo de regresión binomial negativa para la duración del desempleo

Variable	1999			2003		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Edad	0.013 (0.006)	1.013	1.38	0.013 (0.003)	1.013	1.3
Sexo	0.669 (0.172)	1.953	95.3	0.321 (0.073)	1.378	37.8
Secundaria	0.049 (0.206)	1.049	5.0	0.069 (0.089)	1.072	7.2
Terciaria	0.245 (0.253)	1.278	27.8	0.221 (0.098)	1.248	24.8
Indígena	0.035 (0.180)	1.036	3.6	-0.063 (0.084)	0.939	-6.1
Ingreso del hogar per cápita	0.000 (0.000)	1.000	0.1	0.000 (0.000)	1.000	0.0
Valles	0.402 (0.218)	1.495	49.5	-0.072 (0.084)	0.931	-6.9
Llanos	-0.082 (0.213)	0.921	-7.9	-0.110 (0.101)	0.896	-10.4
Constante	5.540 (0.426)			8.263 (0.138)		

Nota: Errores estándar entre paréntesis

Fuente: Elaboración propia.

La condición de indígena tienen un efecto negativo en la duración del desempleo, de hecho su incidencia es menor a 1; el año 2003 la duración del desempleo se reduce en 5.8% debido a la condición de indígena, esto se debe a que la población indígena tiene una mayor

¹⁹ La variable educación primaria presenta signo negativo, y su incidencia es mucho menor que la que aparece en secundaria y terciaria, sin embargo no se la incluyo debido a que no es estadísticamente significativa.

facilidad de insertarse a mercados laborales informales que por lo general generan menores niveles de ingreso, sin embargo esta variable no es significativa en ninguno de los modelos. El ingreso del hogar per cápita tiene un efecto prácticamente neutro, en ambos años y ambos modelos y a que no incrementa o reduce la duración del desempleo. Con relación a las variables regionales se observa un efecto positivo en la duración del desempleo en los Valles y un efecto negativo en los Llanos.

5 CONCLUSIONES

El documento analiza la duración del desempleo en el área urbana de Bolivia utilizando información proveniente de las encuestas de hogares Mecovi realizadas por el INE durante el periodo 1999-2003. Entre estos años existió un incremento en la tasa de desempleo abierto, explicada por la desaceleración de la economía que se manifiesta en la tasa de cesantía; esta situación estuvo acompañada por una reducción en la duración de desempleo promedio en los cesantes de manera tal que crecimiento escaso de los últimos años no empeoró la situación laboral de las personas, debido a que los desempleados optaron por insertarse en el mercado informal.

Los resultados del documento indican que hubo una mejora en términos de bienestar medido por la duración del desempleo en el periodo 2000-2003 en relación a 1999, asimismo el año 2003 muestra una mejora en términos de bienestar en relación a 2000, 2001 y 2002.

¿Qué determina los cambios en la duración promedio del desempleo? Por una parte, la desaceleración del crecimiento económico entre 1999 y 2000 provocó mayores tasas de desocupación y, al mismo tiempo, personas que perdían su empleo trataban de reinsertarse en ocupaciones con niveles de salarios similares, sin embargo la búsqueda era muy prolongada.

En los siguientes años, el mercado de trabajo se fue ajustando a salarios reales más bajos, las personas desocupadas estaban dispuestas a emplearse aún con salarios más bajos (reducción del salario de reserva). Por ello, a pesar de la falta de oportunidades de trabajo, la duración de la búsqueda trabajo es menor, lo que significa un deterioro en la calidad del empleo.

Dadas las características de la información proveniente de las encuestas Mecovi no es posible la aplicación de los modelos hazard a la duración de desempleo, por lo cual se aplicó modelos de conteo. Los resultados de los modelos muestran que la duración del desempleo se incrementa a medida que la edad de los cesantes es mayor, lo cual evidencia sesgos en el mercado hacia las personas de menor edad. La evidencia empírica en general muestra que los salarios de reserva de hombres más jóvenes son menores en relación al resto de la población lo que afecta directamente a la duración del desempleo en este segmento de la población. En este sentido se confirma la hipótesis planteada sobre la duración del desempleo por sexo en este y otros estudios ya que es mayor para las mujeres.

A diferencia de la mayoría de estudios realizados a nivel internacional, se evidencia que la duración del desempleo en Bolivia es mayor en segmentos de la población que cuenta con mayor nivel de instrucción. Si bien este resultado puede parecer contraintuitivo, estas diferencias son atribuidas a los salarios de reserva que tienen las personas de mayor nivel de instrucción así como la creación de empleos en la economía boliviana caracterizada por la alta informalidad que generalmente se hace atractiva para las personas con bajos niveles de instrucción. Por lo general el mercado de trabajo formal boliviano genera empleos que requieren mayores niveles de instrucción sin embargo existe un desbalance entre la oferta y la demanda de profesionales en Bolivia lo cual afecta directamente en la duración del desempleo en los segmentos que cuentan con mayor nivel educativo.

Las implicancias de política que pueden ser emitidas a partir de los resultados de este documento, se enfocan en la necesidad que el Estado debe encargarse de propiciar iniciativas que permitan que el sector privado absorba mayor cantidad de personas profesionales. Además, se debería promover la contratación tanto de técnicos como profesionales en reparticiones del Estado. En este sentido, los procesos de institucionalización de las instituciones públicas son buenas señales para una mayor participación de los más calificados y de esta manera este grupo poblacional pueda acceder a un puesto fijo.

Además de ello, se debería analizar si no existe una sobreoferta de profesionales y técnicos que son producto de un sistema educativo superior que no realiza un análisis de las demandas laborales que se tienen en los diferentes mercados. ¿Será que las Universidades necesitan ofrecer más licenciados que técnicos?.

REFERENCIAS

- Atkinson, A.B.** (1970). "On the measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 70, Vol. 2, N° 3, September
- Atkinson, A. B.** (1987), "On the measurement of Poverty", *Econometrica*, Volume 55, Issue 4 (Jul., 1987) 749-764.
- Borooah, B. K.** (2002) "A duration sensitive measure of the unemployment rate: Theory and application". *Journal of Labor Economics* 16(3)
- Castellar P. y J.I Uribe** (2003). "Determinantes de la duración del desempleo en el área metropolitana de Cali 1988-1998". *Archivos de Economía Dirección de Estudios Económicos*. Colombia.
- Foster, J. y A. Shorrocks** (1988), "Poverty Orderings", *Econometrica*, Volume 56, issue 1 (Jan., 1988), 173-177.
- Heckman, J. y B. Singer** (1984) "Econometric Duration Analysis" *Journal of Economic Literature* Vol 26.
- Kupets, O.** (2005) "Determinants of unemployment duration in Ukraine" *Economics research Network Russia and CIS*. N° 05/01.
- Lancaster, T.** (1990) "The econometric Analysis of transition data" Cambridge University Press, *Economic Society Monographs*. N 17.
- Martín, J.L.** (1995) "Paro y Búsqueda de Empleo. Una aproximación desde la teoría económica" Universidad de Sevilla, Secretariado de Publicaciones, Serie: *Ciencias Económicas y Empresariales*, N° 31
- Mitnik, O. A.** (1999). "Notas docentes sobre Distribución del Ingreso y Pobreza". Programa de Postgrado en Economía. ILADES-Georgetown University.
- OIT** (2004) "Panorama Laboral 2004".
- Perticara, M.** (2005). "Patrones de inserción laboral femenina" *Universidad Alberto Hurtado*. Documento de Investigación I-166.
- Ramírez, F.** (2004). "Los determinantes de la duración del desempleo urbano en Bolivia 2000 y 2001". Tesis de Economía. Universidad Católica Boliviana. N° 831.
- Rõõm, M.** (2002) "Unemployment and labour mobility in Estonia: Analysis using duration models". *Working Paper 1/ 2003N. Eesti Pank*.
- Shorrocks, A.** "Ranking Income Distributions." *Economica* 50 (1983): 3-17.

Sider, H. (1985). “Unemployment duration and incidence: 1968-82” *American Economic Review*. Vol 5 No 3.

Steiger, D., J. y J. Stock y M. Watson (1997). “The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy” *Journal of Economic Perspectives*. Vol 11 N 1.

UDAPE (2005) “Situación del empleo en Bolivia 1999-2003 y proyecciones” *Mimeo*.

Van den Berg, G. J. (2001). “Duration Models: Specification, Identification and Multiple Durations” in J. Heckman and E. Leamer eds. *Handbook of Econometrics* volume V.

Van Ours, J.C. y Van den Berg, G.J. (1996). “Unemployment dynamics and duration dependence”, *Journal of Labour Economics*. 14 100-125.

Van den Berg, G. J. y J.C. Van Ours (1994). “Unemployment Dynamics and Duration Dependence in France, the Netherlands and the United Kingdom” *Economic Journal*, 104 432-443.

Van den Klaaw, Bas y Van den Berg, G. J.(2001) “Counselling and Monitoring of Unemployed Workers: Theory and Evidence from a Controlled Social Experiment” *Centre for Economic and Policy Research*. Discussion Paper N° 2986

Yañez, A.W.E (2004) “Algunas Consideraciones sobre la Medida del Desempleo y la Distribución de la Duración Del Paro”. Universidad Autónoma de Barcelona, Depto. Economía Aplicada. *Mimeo*.

Anexo

Hazard Models (Modelos de Riesgo)

Los hazard models son utilizados al estudiar datos que comprenden un tiempo antes de la realización de un evento y permite censura. En los hazard models la variable dependiente de interés es el periodo T , que toma en cuenta el tiempo en el que un evento sucede (estar en desempleo) hasta el punto en el cual termina (encontrar empleo). Asumiendo una variable aleatoria t que corresponde a la duración de búsqueda de empleo, y considerando $T=0$ el inicio de la búsqueda, la función de probabilidad acumulada de T , $F(t)$ se define como:

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u) du \quad [1a]$$

Donde la función de densidad será:

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} \quad [2a]$$

La función de distribución acumulada $F(t)$ es la probabilidad de que la duración de la búsqueda de empleo no llegue a T mientras que la función de densidad $f(t)$ corresponde a la probabilidad incondicional de que la duración sea T . Para el análisis de la duración de desempleo es necesaria la construcción de una función de supervivencia $S(t)$ que corresponde al complemento de la función de distribución acumulada $F(t)$.

$$S(t) = 1 - F(t) = p(T \geq t) = 1 - \int_0^t f(u) du = \exp\left(-\int_0^t \lambda(u) du\right) \quad [3a]$$

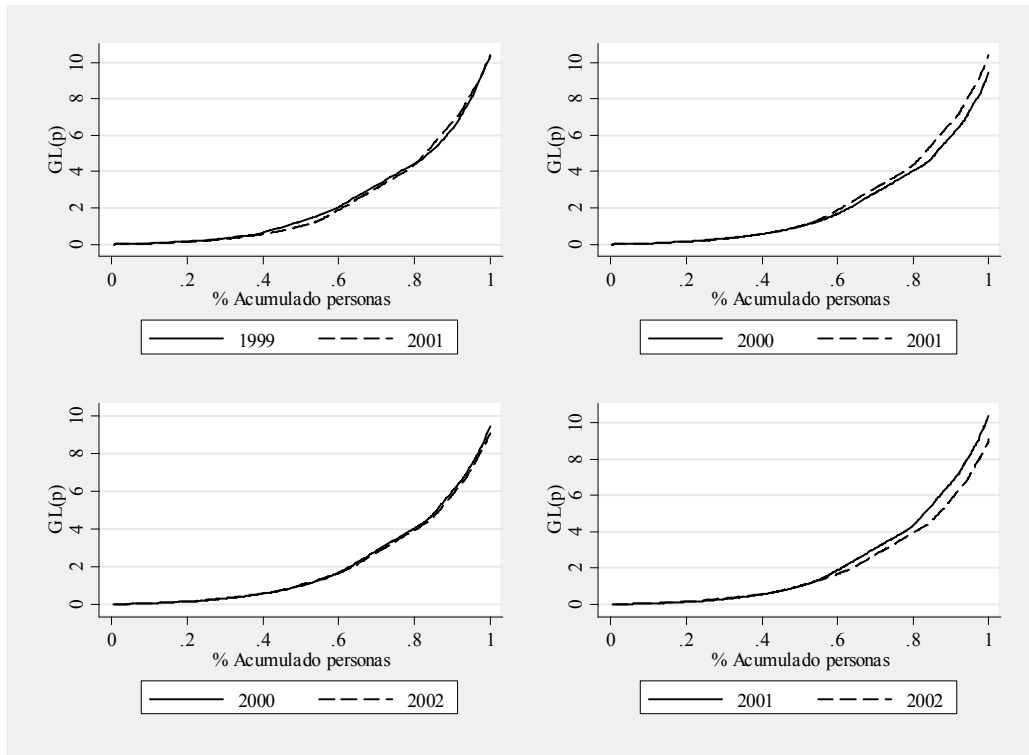
Esta probabilidad permite estimar la tasa de escape o hazard ratio $\lambda(t)$ que se refiere a la probabilidad de que el desempleo finalice en el próximo intervalo dt dado que ha durado t tiempo. Formalmente se estima como:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \quad [4a]$$

La tasa de riesgo puede ser interpretada como el número esperado de eventos en una unidad de periodo de tiempo. Dicho de otra manera la tasa de salida instantánea por unidad de tiempo en el instante t . en este tipo de modelos es necesario contar con la censura en las observaciones, es decir un punto en el cual se encuentre empleo.

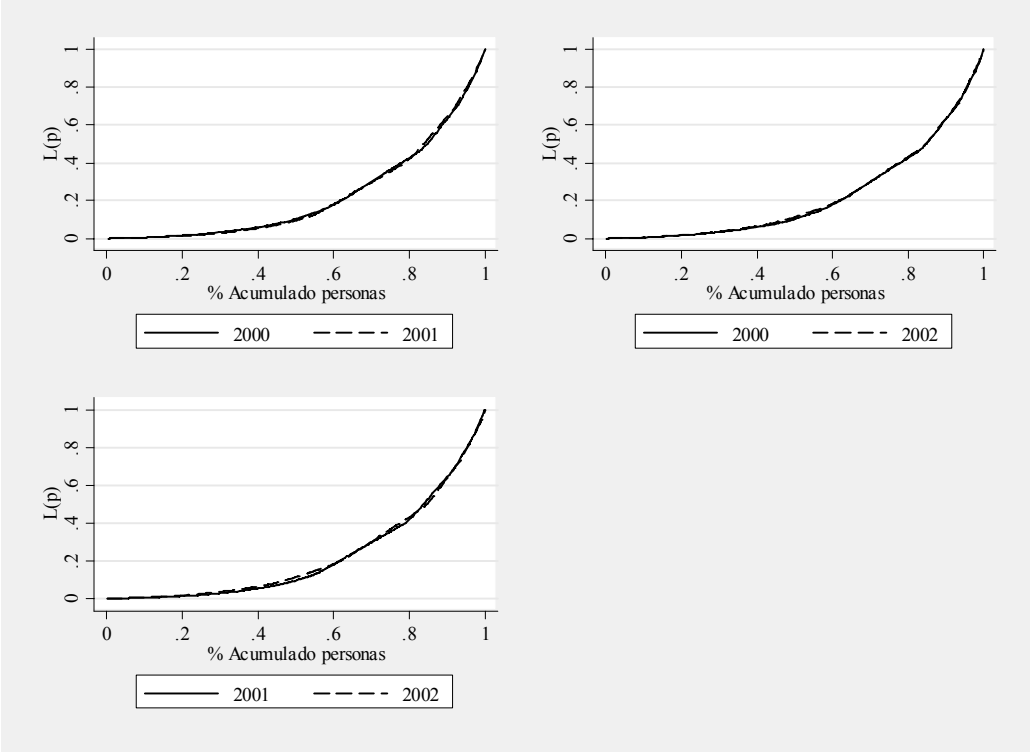
La aplicación de esta metodología requiere contar con seguimiento de personas desempleadas a través de una encuesta tipo panel, o casos en los cuales se cuente con información sobre el periodo en el cual finalizó el desempleo; datos que no existen en las encuestas MECOVI, por lo que este tipo de modelos no pueden ser estimados para la duración del desempleo en Bolivia.

Curvas de Lorenz Generalizadas



Fuente: Elaboración propia

Curvas de Lorenz



Fuente: Elaboración propia