

Empleo y regulación laboral: análisis empírico de las firmas manufactureras bolivianas, 1988-2007

Labor regulation on employment for
Bolivian registered manufacturing
firms during 1988 to 2007

*Beatriz Muriel Hernández**

*Carlos Gustavo Machicado Salas***

Resumen***

El estudio analiza el empleo en las empresas manufactureras bolivianas registradas durante el periodo 1988-2007, estableciendo su relación con la regulación laboral a partir de indicadores de flujos y funciones de demanda. Los flujos de empleo muestran que las empresas con altas tasas de trabajadores temporales, comparadas con aquellas que tienen asalariados permanentes, asociadas a menos costos derivados de la regulación, tienen las mayores tasas de reasignación y de crecimiento neto del empleo. Estas firmas fueron las únicas que contribuyeron con la creación de fuentes laborales en la crisis económica (1998-1999). Las estimaciones de las funciones de demanda muestran que el incremento compulsorio del salario básico en el periodo 2006-2009 y los mayores costos derivados de la nueva ley

* Investigadora Senior de la Fundación INESAD. Contacto: beatriz_muriel@hotmail.com

** Investigador Senior de la Fundación INESAD. Contacto: cmachicado@inesad.edu.bo

*** Los autores agradecen a Joaquín Mayorga y Mateo Urquiza, quienes proporcionaron un valioso apoyo como asistentes de investigación al Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS), de la Universidad Nacional de la Plata, Argentina, y al Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo (IDRC), de Canadá, por el soporte técnico/financiero. El estudio fue realizado dentro del Proyecto de CEDLAS titulado "Mercado de trabajo para el crecimiento inclusivo en América Latina". Las opiniones vertidas en el estudio son de entera responsabilidad de los autores y no necesariamente reflejan la posición de CEDLAS, IDRC o INESAD.

de pensiones habrían conducido a costos sociales en términos de pérdidas de empleos, siendo mayores para los obreros que para los restantes trabajadores. Además, las políticas de protección laboral también habrían afectado negativamente a la demanda de obreros.

Palabras clave: Flujos de empleo, demanda Laboral, regulación laboral, Bolivia.

Abstract

This paper analyzes the effects of labor regulation on employment for Bolivian registered manufacturing firms during 1988 to 2007. By estimating job flows we find that firms with high temporary worker rates (as a proxy of lower labor regulation costs) are those with both higher job reallocation rates and higher net employment growth, and only they contributed to employment growth during the country economic downturn, 1998-1999. In addition, by estimating demand functions we find that labor regulation changes (measured through the compulsory basic salary and the major labor costs derived from the new pension law) entailed costs in terms of permanent employment losses.

Keywords: job flows, labor demand, labor regulation, translog function, unbalanced panel

Clasificación/Classification JEL: D24, J01, J23, K3

1. Introducción

La relación entre empleo y regulación laboral es un tópico clave en economía laboral, dada la necesidad de conocer los efectos de las normas sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. La temática es especialmente importante para Bolivia por dos motivos contrastantes. Por un lado, los estándares regulatorios han sido elevados y han ido aumentando desde el año 2006, posicionando al país entre los más altos del mundo (ver, por ejemplo, los Indicadores de empleo del programa *Doing Business* del Banco Mundial y los Índices de libertad laboral de la Fundación Heritage). Por otro lado, los derechos laborales han sido aplicados, en la práctica, a una fracción reducida de la fuerza laboral. En 2007, por ejemplo, solamente el 9.9% de los trabajadores de las zonas urbanas contaron con empleos sujetos a la regulación laboral; es decir, tuvieron al mismo tiempo protección laboral, seguro de salud, afiliación al sistema de pensiones y aguinaldo (Muriel y Ferrufino, 2011).

La revisión de la literatura muestra que los estudios que analizan los efectos de la normativa laboral sobre el empleo son inexistentes para el país, exceptuando aquéllos que incluyen varias economías, donde Bolivia representa una observación (ver, por ejemplo, Botero *et al.*, 2004; Heckman y Pagés, 2004; y Kaplan, 2009).

Bajo este escenario se analiza la relación entre empleo y regulación laboral haciendo uso de dos metodologías. La primera consiste en la evaluación de los flujos del empleo en el tiempo, observando cambios que puedan ser atribuidos a las normas laborales, entre otros factores relevantes. La segunda se basa en estimaciones de funciones de demanda laboral utilizadas para determinar –a través de elasticidades empleo-salario– los efectos de los costos laborales derivados de la norma sobre el empleo. En ambos casos la información utilizada proviene de la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera, que consiste en un panel no balanceado y discontinuado para 1988-2007, construido para esta investigación.

Los indicadores de flujos de empleo son desarrollados siguiendo a Davis et al. (1996), Haltiwanger y Schuh (1999), Haltiwanger y Vodopivec (2002) y Haltiwanger, Scarpetta y Schweiger (2006). El estudio explora inicialmente los principales hechos estilizados de los flujos, observando las siguientes características. Primero, los flujos cuentan relativamente con bajas magnitudes comparadas con aquéllas observadas en otros países (Davis et al., 1996). Segundo, el empleo neto aumenta a diferentes tasas durante el periodo de análisis, siguiendo, en alguna medida, los ciclos económicos. En particular, en el periodo 1998-1999 se presenta una mayor cantidad de trabajos destruidos en relación a los creados, con un decremento neto igual a -3%, pudiendo ser atribuible a la recesión que Bolivia experimentó en esa época. Además, la tasa de crecimiento neta más alta es observada en el periodo 2006-2007, coincidente con una expansión económica. Por último, la variación neta del empleo es relativamente menos volátil para los obreros que para los empleados (resto de los trabajadores); no obstante, la destrucción de fuentes laborales fue más severa para los obreros en los periodos de recesión.

Posteriormente, el estudio analiza la relación entre los flujos de empleo y la regulación laboral. Esta causalidad ha sido típicamente evaluada observando las diferencias de la normativa entre países (Rajan y Zingales 1998, Micco y Pagés 2004 y Haltiwanger et al. 2006); sin embargo, dado que el interés recae solamente en Bolivia, se propone un indicador proxy de regulación, aprovechando las características laborales del país: la razón de los trabajadores temporales sobre los asalariados permanentes. Una tasa más alta se asocia directamente con menores costos laborales e implica una menor “aplicación de la norma”. Los cálculos muestran que las empresas con razones elevadas han tenido mayores tasas de reasignación

y de crecimiento neto del empleo; además que éstas fueron las únicas que contribuyeron positivamente a la creación neta de fuentes laborales durante el periodo de recesión (1998-1999).

Las funciones de demanda se especifican a partir de una función de producción *translog*, donde los costos laborales derivados de la regulación son aproximados como impuestos proporcionales al salario básico mensual. Además, en el estudio se asume que las empresas sujetas a estos costos establecen su nivel salarial, el cual permite contratar trabajadores “de mayor calidad”, comparados con aquellas firmas no sujetas a la norma. El supuesto corrige el problema de endogeneidad entre empleo y salarios a nivel de firmas, y se corrobora empíricamente para los datos de las manufacturas registradas de Bolivia. Cabe notar que este enfoque no ha sido utilizado en las investigaciones para el análisis empírico de las funciones de demanda laboral, lo cual implicaría una contribución a la literatura empírica.

Las estimaciones de los costos de la regulación laboral muestran niveles elevados, dado que, en promedio, incrementan el salario básico cerca al 51%, lo que implica que las firmas que solamente pagan el sueldo básico en el sector de manufacturas tendrían que aumentar sus costos laborales en 51% si deciden estar sujetos a la norma. Con todo, las empresas nacientes pueden transferir parte de estos costos a los trabajadores.

Las elasticidades empleo-salario estimadas muestran que el incremento del 1% en los costos laborales decrece la demanda de obreros en 0.49% y de empleados (trabajadores restantes) en 0.43%. Además, las medidas de protección laboral habrían tenido un impacto negativo sobre la demanda de obreros, habiendo sido más importantes desde 2006 con la aplicación de nuevas normas en el área.

Finalmente, en el estudio se realizan dos micro-simulaciones para evaluar los cambios en la regulación durante los últimos años: el incremento compulsorio del salario básico en 2006-2009 y los nuevos costos laborales aplicados desde 2010, asociados al nuevo sistema de pensiones. En el primer caso, el ejercicio muestra que los costos provocaron pérdidas en términos de empleo de 5.7% para los obreros y 4.8% para los empleados. En la segunda micro-simulación, la demanda de empleo habría caído en 1.2% para los obreros y 1.0% para los empleados.

El estudio está dividido en siete secciones, incluyendo la introducción. La sección 2 describe brevemente la regulación laboral en Bolivia. La sección 3 detalla la metodología de

ambos enfoques para posteriormente (sección 4) describir los datos usados, poniendo énfasis en la construcción de la base en el tiempo. La sección 5 muestra los indicadores de flujos de empleos y sus correlaciones con la regulación laboral. La sección 6 discute las estimaciones de la demanda laboral y la incidencia de los costos derivados de la regulación sobre el empleo. Finalmente, la sección 7 exhibe las conclusiones.

2. La regulación laboral boliviana

Los derechos laborales fundamentales en Bolivia fueron creados en 1939, con la promulgación del Decreto General del Trabajo, que fue elevado a rango de Ley en 1942. La ley y normas posteriores -que la regularon, complementaron e hicieron pequeños cambios- determinaron la estabilidad en las fuentes laborales, las políticas salariales, los seguros sociales y la legitimidad de las actividades sindicales; como se explica brevemente a continuación.

La Ley General de Trabajo (LGT) estipula que la relación trabajador-empleador comienza con el contrato laboral, oral o escrito, que puede ser por tiempo indefinido, plazo determinado o por obra o servicio. La primera modalidad permite que los trabajadores accedan a todos los derechos laborales; estabilidad, bonos, seguro social, etc. No obstante, los trabajadores tienen un periodo de prueba de tres meses antes de que sus contratos se vuelvan por tiempo indefinido.

Los contratos de tiempo fijo estipulan solamente la remuneración por el servicio laboral, la que puede ser realizada cada mes -relativo a un salario básico mensual- o dividido en parcelas, de acuerdo a negociación entre las partes, trabajadores y empleadores¹. Además, estos contratos no pueden durar más de un año ni ser renovados más de dos veces, ya que se vuelven indefinidos. Los contratos por obra o servicio establecen también sólo los ingresos por los servicios prestados. Sin embargo, éstos no determinan propiamente una relación trabajador-empleador, sino más bien una entre cuenta propia-empleador o microempresa-empleador.

Las medidas de estabilidad para los trabajadores con contratos indefinidos han sido modificadas en el tiempo. Hasta el año 1965, la LGT permitía despidos con compensaciones que eran liquidadas por las empresas: el desahucio, correspondiente a tres meses de sueldo pagado por el empleador cuando la dimisión no era anunciada con 90 días de anticipación,

¹ Desde el año 2009 el Gobierno determinó (pero no reguló cabalmente todavía) que estos contratos se encuentren también sujetos a todos los derechos laborales.

y la indemnización por tiempo de servicios, igual a un salario mensual por año trabajado para los empleados con una antigüedad de al menos cinco años en la empresa (siendo aplicada aun cuando los retiros fuesen voluntarios). Además, la norma contemplaba “causales de despido” sin ningún resarcimiento en casos de comportamientos inadecuados por parte del trabajador: perjuicio material causado con intención en los instrumentos de trabajo, revelación de secretos industriales, omisiones o imprudencias que afecten a la seguridad o higiene industrial, inasistencia injustificada al trabajo por más de seis días hábiles seguidos, incumplimiento total o parcial del convenio y robo o hurto².

En el año 1965, a través del Decreto Ley 7072, las políticas de seguridad laboral fueron cambiadas, prohibiendo las demisiones salvo casos excepcionales aprobados por el Ministerio de Trabajo. Esta medida fue abolida en 1985, volviendo a las reglas que prevalecían en la LGT (ver Decreto Supremo 21060). Además, durante el periodo 1985-2005 algunas empresas emplearon personas utilizando contratos civiles, amparándose en el código civil, evadiendo así ciertos costos derivados de la regulación.

En el año 2006, las políticas de seguridad laboral cambiaron nuevamente hacia una mayor protección. Desde entonces, los despidos y los contratos civiles han sido prohibidos, y las demisiones han sido justificadas solamente ante las “causales de despido” descritas anteriormente. Sin embargo, si un mal comportamiento laboral no es legalmente probado, un trabajador puede aceptar ser despedido recibiendo todas las compensaciones por despido descritas anteriormente (desahucio e indemnizaciones).

En el año 2009, el gobierno boliviano estableció dos medidas adicionales. Primero, la inamovilidad fue determinada para ambos padres durante el periodo de embarazo de la madre hasta que el niño alcance un año de edad³. Segundo, la indemnización por un mes de salario por año laboral fue extendida para los trabajadores con menos de cinco años de antigüedad en la empresa.

Por otro lado, cabe señalar que la normativa cuenta con una política salarial que es relativamente compleja. Las empresas ofrecen a los candidatos un sueldo básico mensual, el cual debe ser al menos igual al salario mínimo. Sin embargo, desde el año 2007 el Gobierno

² La mayor parte de los trabajadores de la agricultura y el sector público han sido excluidos de las reglas de estabilidad laboral. Con todo, los sindicatos pertenecientes al sector público, principalmente salud, educación y minería, se han fortalecido en el tiempo, posibilitando la creación de normas de estabilidad laboral especiales para sus afiliados.

³ Esta medida beneficiaba solamente a las madres.

ha establecido también para cada año un incremento obligatorio mínimo del salario básico de acuerdo a la inflación, el que era negociado entre empresas y empleadores.

Además del salario básico, la norma establece los siguientes pagos:

- i) Aguinaldo por navidad, que corresponde a un mes del salario básico o a duodécimas del sueldo según los meses trabajados.
- ii) Prima anual, igual a un salario básico mensual por año (o duodécimas correspondientes), pagada cuando la empresa cuenta con utilidades anuales. El beneficio debe representar 25% o menos de la utilidad neta.
- iii) Bono de producción no obligatorio, igual a un salario básico mensual por año (o duodécimas correspondientes), pagado cuando la producción anual exceda la meta establecida al principio del año entre las empresas y los sindicatos.
- iv) Quinquenio, que corresponde a cinco salarios básicos mensuales pagados cada cinco años.
- v) Salario dominical para los obreros, establecido como un incentivo a la asistencia y a la puntualidad, igual al sueldo básico mensual dividido entre los días hábiles y multiplicado por los domingos de cada mes.
- vi) Bono de antigüedad, igual a un porcentaje de tres salarios mínimos establecidos de acuerdo a la siguiente escala: de dos a cuatro años, el 5%; de cinco a siete, el 11%; de ocho a diez, el 18%; de 11 a 14, el 26%; de 15 a 19, el 34%; de 20 a 24, el 42%; y de 25 años adelante, el 50%.
- vii) Bonos de frontera, zona o región, cuyo monto representa el 20% del salario mensual, y beneficia a las personas que trabajan en la franja de 50 km lineales al borde de las fronteras internacionales.
- viii) Pago por horas extraordinarias, trabajo en días feriados o fines de semana y en jornadas nocturnas (con diferencias por género).
- ix) Vacaciones (15 días hábiles para los trabajadores con uno a cinco años de antigüedad, 20 días hábiles para aquéllos con 5 a 10 años de antigüedad, y 30 días para los trabajadores con 10 años o más).

En lo que respecta a la seguridad social, la normativa ha establecido que las empresas resguarden la salud de sus trabajadores. En este sentido, las medidas más importantes han sido:

i) el pago del seguro de salud, alrededor del 10% del salario básico mensual, y ii) el pago del sueldo mensual y otras compensaciones a las madres durante el periodo de embarazo (45 días antes y después del nacimiento del niño o un tiempo mayor si se presentan enfermedades) y permisos diarios para lactancia (no inferiores a una hora).

Desde 1956, la seguridad social boliviana incluyó el sistema de pensiones para jubilación, que tuvo dos modificaciones importantes en el tiempo. El primer cambio fue realizado en 1996, cuando el sistema pasó del *pay-as-you-go* al *fully-funded* (ver Ley 1732). El primer sistema consistía en un sistema básico de pensiones más 38 fondos complementarios administrados por el sector público. Los aportes al sistema básico eran realizados por los trabajadores (2.5% de sus correspondientes salarios básicos mensuales), los empleadores (4.5%) y el Gobierno (1.5%, que en la práctica cubrió solamente a los trabajadores del sector público). Las contribuciones a los fondos eran efectuadas solamente por los trabajadores y representaban, en promedio, 6.3% del salario básico mensual, entre un mínimo de 3.5% y un máximo de 12% (ver, por ejemplo, von Gersdorff 1997).

El 26 de noviembre de 1996 los fondos de pensiones fueron fusionados en uno, creando ahorros individuales que fueron administrados por dos instituciones privadas. Los aportes fueron estandarizados al nivel del 10% del salario básico mensual más el 0.5% al operador del fondo. Adicionalmente, la norma estableció la prima por riesgo común, 1.71% del salario básico mensual, pagado por los trabajadores (para cubrir accidentes o enfermedades que se producen por razones ajenas al trabajo y que originan incapacidad o fallecimiento), y la prima por riesgo profesional, 1.71% de la masa salarial básica cubierta por las empresas (para cubrir accidentes o enfermedades producidos a consecuencia del trabajo que éstos desempeñan y que originan incapacidad o fallecimiento).

El segundo cambio importante al sistema de pensiones se realizó en el año 2010 (ver Ley 065), cuando la norma transfirió la administración al sector público, convirtiéndola en un híbrido entre los dos sistemas anteriores. Las contribuciones aumentaron de 12 a 13 veces por año, incluyendo descuentos en el aguinaldo. Además, la ley estableció contribuciones solidarias compulsorias, creando un fondo solidario de pensiones destinado a los trabajadores cuyas contribuciones no permiten una pensión mínima de retiro. Las empresas están obligadas a pagar el 3% de la masa salarial básica más el aguinaldo por año; y los trabajadores, el 0.5% de esta base imponible más una escala entre 1 a 10% aplicado progresivamente a los sueldos básicos elevados.

Por último, la norma estipula los derechos sindicales con el objetivo de proteger los intereses colectivos de los trabajadores en representaciones organizadas. Los sindicatos están facultados para negociar mejores condiciones laborales con sus empleadores, celebrar acuerdos colectivos y ser instancias de conciliación y arbitraje entre empleados y empleadores. Adicionalmente, los trabajadores sindicalizados tienen derecho a la huelga cuando sus demandas no son adecuadamente atendidas.

Los derechos laborales, descritos brevemente, han posicionado a Bolivia entre los países con los más altos estándares regulatorios del mundo⁴. No obstante, la cobertura ha sido aplicada en la práctica a una pequeña fracción de la población ocupada. La encuesta de hogares de 2007 muestra, por ejemplo, que para los trabajadores urbanos de 14 o más años de edad⁵: i) solamente el 19.3% cuenta con empleos estables, ii) el 28.3% recibe aguinaldo y el 6.8%, primas anuales o bonos de producción, iii) el 19.3% por ciento están afiliados al sistema de pensiones, y iv) el 24.3% tiene seguro de salud. Además, solamente el 9.9% de los trabajadores urbanos cuentan, al mismo tiempo, con estabilidad laboral, seguro de salud, contribuciones al sistema de pensiones y aguinaldo. Estos trabajadores tienen, en promedio, más años de educación y experiencia así como mejores condiciones económicas en comparación con el resto de la población ocupada (Muriel y Ferrufino 2011).

3. Metodología

El análisis de la relación entre empleo y regulación laboral se basa en dos métodos. El primero consiste en la construcción de indicadores de flujos de empleo, los que permiten entender la dinámica de las ocupaciones en el tiempo, así como el papel que juega los derechos del trabajador en estos cambios. La segunda metodología consiste en estimar funciones estáticas de demanda laboral, a fin de estudiar los efectos de la regulación y sus cambios sobre el empleo. Cada metodología es discutida en detalle en las siguientes subsecciones.

3.1. Indicadores de flujos de empleo

Los indicadores de flujos de empleo han sido construidos siguiendo Davis *et al.* (1996), Haltiwanger y Schuh (1999), Haltiwanger y Vodopivec (2002) y Haltiwanger *et al.* (2006).

4 Ver, por ejemplo, los Indicadores de Empleo del programa Doing Business del Banco Mundial y los Índices de Libertad Laboral de la Fundación Heritage.

5 Los datos corresponden solamente a las áreas urbanas, dado que las zonas rurales concentran empleos a nivel familiar que trabajan usualmente en el sector agrícola.

El cuadro 1 presenta las fórmulas de estos indicadores, los cuales son genéricos en la literatura mencionada. Los subíndices j y t hacen referencia a la empresa y al periodo de tiempo respectivamente, x_e representa el empleo y el símbolo Δ denota el operador de primera diferencia: $\Delta x_{E,jt} = x_{E,jt} - x_{E,jt-1}$.

La creación bruta de fuentes laborales en el periodo t es definida en la literatura como todas las contrataciones de las firmas o plantas que se expanden o comienzan sus actividades entre $t-1$ y t , mientras que la destrucción se refiere a todos los despidos en las empresas o plantas que se contraen o cierran entre $t-1$ y t ⁶. La destrucción de empleos se expresa usualmente como un número positivo, de tal manera que los cambios netos son medidos como la diferencia entre creación y destrucción. Los flujos pueden ser expresados en tasas al dividirlos por una variable que refleja el número total de empleos, como se observa en el cuadro 1.

Cuadro 1
Indicadores de flujos de empleo

Indicadores	A nivel de firma/planta	A nivel de sector
Tasa de creación de empleo (CR)	$\mathcal{T}_{DR,jt} = \begin{cases} \frac{\Delta x_{E,jt}}{0.5(x_{E,jt} + x_{E,jt-1})} & \text{si } \Delta x_{E,jt} > 0 \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases}$	$POS_t = \frac{\sum_{j^+} \Delta x_{E,jt}}{0.5(x_{E,t} + x_{E,t-1})}$
Tasa de destrucción de empleo (DR)	$\mathcal{T}_{DR,jt} = \begin{cases} \frac{ \Delta x_{E,jt} }{0.5(x_{E,jt} + x_{E,jt-1})} & \text{si } \Delta x_{E,jt} < 0 \\ 0 & \text{caso contrario} \end{cases}$	$NEG_t = \frac{\sum_{j^-} \Delta x_{E,jt}}{0.5(x_{E,t} + x_{E,t-1})}$
Tasa de crecimiento neto del empleo (NG)	$\mathcal{T}_{NG,jt} = \mathcal{T}_{CR,jt} - \mathcal{T}_{DR,jt}$	$NET_t = POS_{CR,t} - NEG_{DR,t}$
Tasa de reasignación del empleo (RR)	$\mathcal{T}_{RR,jt} = \mathcal{T}_{CR,jt} - \mathcal{T}_{DR,jt}$	$SUM_t = POS_{CR,t} - NEG_{DR,t}$
Tasa de exceso de reasignación del empleo (ER)	$\mathcal{T}_{ER,jt} = \mathcal{T}_{RR,jt} - \mathcal{T}_{NG,jt} $	$EXC_t = SUM_t - NET_t $

Fuente: Halliwanger, Scarpetta y Schweiger (2006).

La sumatoria de las tasas de creación y destrucción de fuentes laborales representa la tasa de reasignación del empleo, mientras que la diferencia es la tasa de crecimiento neta del empleo. En otras palabras, las dos primeras tasas descomponen el cambio neto de la mano

⁶ La unidad de observación es idealmente la planta y no la firma. Sin embargo, los datos a nivel de planta no existen para el caso de las manufacturas bolivianas.

de obra en un indicador asociado con el crecimiento de las empresas y otro relativo a la contracción de éstas.

La tasa de exceso de reasignación del empleo muestra el número de empleos por encima o por debajo del número de reasignaciones necesarias para acomodar un dado crecimiento neto del empleo agregado, y es definida como la tasa de reasignación menos el valor absoluto de la tasa de crecimiento neta del empleo. El indicador es interpretado como una medida de cambios en los empleos en la economía o en el sector, deduciendo el impacto neto del crecimiento de éstos.

La literatura señala que la regulación laboral puede reducir las tasas de creación, destrucción y reasignación del empleo, conduciendo a una tasa de expansión neta negativa. Este tipo de evaluación ha sido típicamente realizado utilizando el enfoque de diferencias-en-diferencias, estudiando las disparidades entre países para poder contar con una variabilidad en términos de normativa (Rajan y Zingales 1998, Micco y Pagés 2004, Haltiwanger *et al.* 2006 y Kaplan 2009). No obstante, dado que el interés en este caso recae en un solo país, Bolivia, se ha construido una variable *proxy* relacionada con el grado de aplicación de la regulación laboral a nivel de empresas: la razón entre trabajadores temporales y asalariados permanentes. Como se discutió anteriormente, los trabajadores temporales han tenido contratos laborales de plazo fijo o contratos civiles, lo que ha significado en la práctica menores costos derivados de la norma en términos de flexibilidad, no cobertura de seguros y no pago de varios bonos, entre otros. Aparentemente, la contratación bajo esta modalidad ha sido motivada por dos razones principales: evasión de costos asociados a contratos indefinidos y ajustes de la mano de obra de acuerdo a los ciclos de negocios de las empresas.

La tasa descrita anteriormente ha sido utilizada para clasificar a las firmas por el “grado de aplicación de la regulación laboral”, lo que ha permitido evaluar diferencias, o semejanzas, entre ellas en términos de flujos de empleo. Adicionalmente, la investigación refuerza este análisis a partir de la estimación de la siguiente regresión (ver Haltiwanger *et al.* (2006) para una discusión de la metodología a nivel de países):

$$z_{j,t} = \alpha + \sum_r \alpha_r \text{reg}_{rj,t} + \sum_w \beta_w d_{wj,t} + u_{j,t} \quad (1)$$

Donde $Z_{j,t}$ representa las tasas de reasignación o crecimiento neta del empleo de la empresa j en el periodo t , $\text{reg}_{rj,t}$ corresponde al indicador r relativo a la regulación laboral, d_w ($w=1, 2, \dots$,

W) es la w -ésima característica de la empresa que determina los flujos de empleo, los alfas y betas son los coeficientes a ser estimados y u_{jt} es el residuo con las propiedades usuales.

3.2. Demanda laboral

Los costos derivados de la regulación laboral pueden ser aproximados a un impuesto (o impuestos) proporcional(es) al salario básico, determinando su incidencia sobre el empleo a partir de funciones de demanda laboral (ver, por ejemplo, Hamermesh, 1993 y Heckman y Pagés, 2004). Adicionalmente, la metodología es utilizada para evaluar los efectos de los cambios en la normativa sucedidos en los últimos años a partir de microsimulaciones (ver, por ejemplo, Kesselman, Williamson y Berndt, 1977; Nissin, 1984; Gruber 1997 y Peichl y Sieglöcher 2010).

La función de demanda laboral requiere tratar previamente varios aspectos para una adecuada especificación y análisis; los mismos que son discutidos para el caso de las firmas manufactureras registradas bolivianas. El primer tema se refiere al problema de endogeneidad entre empleo e ingresos laborales, el cual ha sido subsanado bajo el supuesto de que las empresas sujetas a la normativa son las que determinan su nivel salarial correspondiente y que, además, les permite contratar trabajadores “de mayor calidad” (dados los beneficios ofertados provenientes de la norma). El supuesto es justificado, como se mencionó anteriormente, por la baja proporción de la población ocupada urbana cubierta por la regulación laboral, siendo aun más calificada que el resto de los trabajadores. Además, Muriel (2011) analiza empíricamente los determinantes de los ingresos laborales, observando que los trabajadores que se encuentran en empresas más formales (en términos legales) cuentan con salarios más altos, aun controlando por años de escolaridad, experiencia, sector económico y tamaño de la unidad productiva. Ambos hechos muestran que, en promedio, la población ocupada sujeta a la regulación se encuentra mejor pagada, más calificada y es probablemente más productiva comparada con aquella no sujeta a la normativa.

El segundo aspecto se relaciona con la estructura de los mercados de los productos finales, que modela (conjuntamente con otros factores) la función de demanda laboral. A fin de tener consistencia con el supuesto de imperfecciones en el mercado laboral, el estudio sigue a Muriel (2004), y considera que las empresas compiten en precios bajo un modelo de Hotelling con costos de transporte. En equilibrio, los precios se igualan a aquéllos que

prevalecerían bajo competencia perfecta más un porcentaje de estos últimos derivado de los costos de transporte⁷.

El tercer aspecto se relaciona con la selección, entre varias opciones, de la mejor forma funcional de la función de producción. En este caso, siguiendo a Christensen, Jorgenson y Lau (1973)⁸, Berndt y Christensen (1973) y Binswanger (1974), se utiliza la función translog (*transcendental logarithmic*), dado que cuenta con una especificación tecnológica genérica y toma en cuenta efectos de (la derivada de) segunda orden.

Cabe señalar que las usuales funciones de producción, Cobb-Douglas y CES (Elasticidad de Sustitución Constante), han sido descartadas por la restricción que imponen sobre los parámetros: la elasticidad de sustitución es igual a uno para todos los factores de producción en el primer caso y constante en el segundo caso. Las funciones Leontief generalizada y CES translog, que también cuentan con efectos de segunda orden, tampoco han sido consideradas, por las limitaciones en las estimaciones empíricas. En el primer caso, la relación entre empleo y salarios se deriva de la constante de regresión que puede representar, en la práctica, otros factores no observados relacionados con la demanda laboral. En el segundo caso, la función no permite cálculos simples dado que los insumos son determinados de manera no lineal.

El problema final se refiere a la especificación de la medida de producción: valor agregado o valor bruto de producción. En este caso, la información disponible permite utilizar la segunda definición, aprovechando una información más completa.

A seguir se describe el modelo considerando los supuestos discutidos para el caso de las firmas registradas del sector de manufacturas en Bolivia.

El modelo

El modelo parte del supuesto de que una empresa representativa se encuentra sujeta (en mayor o menor grado) a la regulación laboral y quiere minimizar sus costos de producción dados y unidades de producto. El problema de la firma en el periodo t es definido como:

7 El modelo no ha sido descrito explícitamente, ya que no es necesario especificarlo en la determinación de la funciones de demanda de los factores de producción.

8 L.R. Christensen, D.W. Jorgenson y L.J. Lau (1970), "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function"; ver referencias en Binswanger (1974).

$$\begin{aligned} \min w_s x_s + w_U x_U + w_K x_K + w_M x_M \\ \text{suje}to a f(q_s x_s, q_U x_U, x_K, x_M) = y \end{aligned} \quad (2)$$

Donde x_i es la cantidad del factor $i = S, U, K, y M$ representa, respectivamente, a obreros, empleados (resto de los trabajadores permanentes asalariados), capital físico y consumo intermedio; w_i es el retorno del factor i ; $f(\cdot)$ es la función de producción cóncava y diferenciable en segunda orden; y q_i ($i = S, U$) representa la calidad del empleo de los trabajadores tipo i y resume las capacidades en términos de años de escolaridad, experiencia, entrenamiento, etc. Cabe notar que los trabajadores han sido divididos en obreros y empleados, con el fin de capturar elasticidades empleo-salario específicas para cada caso.

Los retornos de la mano de obra incluyen los costos derivados de la regulación laboral, que se suponen proporcionales al salario básico: $w_i = (1 + \theta_i) \bar{w}_i$, donde $\theta_i = \sum_c \theta_{ic}$ y c se refiere a cada costo particular proveniente de la norma.

La empresa representativa está dispuesta a asumir mayores costos laborales derivados de la regulación solamente si puede emplear personas “de mayor calidad” a fin de obtener mayores niveles de productividad. Este comportamiento es modelado introduciendo una relación causal entre las dos variables, siguiendo a Oi (1990)⁹:

$$\begin{aligned} w_i = g_i(q_i, \tilde{w}_i(\tilde{q}_i)), i = S, U \\ \text{con } g_{i,1} > 0, g_{i,2} > 0, g_{i,11} > 0 \end{aligned} \quad (3)$$

donde $g_i(\cdot)$ es una función diferenciable en segunda orden que relaciona los salarios y la calidad del empleo, así como los salarios determinados por la firma en relación a los ingresos laborales del resto del mercado laboral, \tilde{w}_i , para un nivel dado de calidad correspondiente \tilde{q}_i .¹⁰

9 La hipótesis sigue también los modelos de salarios de eficiencia; sin embargo, la calidad es aquí una variable exógena y no endógena, como en el caso del esfuerzo de los trabajadores en los modelos señalados (Stiglitz, 1976; Solow, 1979; Yellen, 1984 y Akerlof y Yellen 1986).

10 Una forma de definir los ingresos laborales del resto del mercado de trabajo urbano es: $\tilde{w}_i(\tilde{q}_i) = \sum_{j \neq i} \frac{x_{i,j}}{\bar{x}_i} w_j(q_{i,j})$ donde el subíndice j corresponde a la firma representativa, \bar{x}_i es igual al empleo total de i (supuesto, por simplicidad, igual a la fuerza laboral), $x_{i,j}$ es el empleo de i en la unidad de producción j' (considerando todas las unidades productivas, es decir, incluyendo auto-empleos) y $w_j(q_{i,j})$ son los ingresos correspondientes de la unidad de producción j' , dado que la calidad del empleo i es $q_{i,j}$. Cabe notar que no todas las unidades productivas determinan sus salarios correspondientes.

La empresa representativa minimiza sus costos con relación a los dos tipos de empleo, capital físico, consumo intermedio y salarios. El problema de maximización puede ser entonces escrito como:

$$\mathcal{Q} = w_s x_s + w_U x_U + w_K x_K + w_M x_M - \lambda (f(q_S x_S, q_U x_U, x_K, x_M) - y) \quad (4)$$

y las condiciones de primera orden son:

$$\frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial x_i} \Rightarrow w_i = \lambda \frac{\partial f}{\partial (q_i x_i)} q_i, \quad i = U, S \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial x_i} \Rightarrow w_i = \lambda \frac{\partial f}{\partial x_i}, \quad i = K, M \quad (6)$$

$$\frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial w_i} \Rightarrow x_i = \lambda \frac{\partial f}{\partial (q_i x_i)} x_i \frac{\partial q_i}{\partial w_i}, \quad i = U, S \quad (7)$$

Las expresiones (5) y (6) son las soluciones usuales de maximización, donde los costos y los beneficios marginales de cada factor de producción se igualan, y (7) presenta una nueva condición que establece que el retorno marginal de la calidad del empleo debe ser igual a su costo incremental. Reemplazando (3) y (5) en (7) se obtiene la siguiente expresión:

$$g_{i,1}(q_i, \tilde{w}_i) = \frac{w_i}{q_i} = \frac{(1 + \theta_i) \tilde{w}_i}{q_i}, \quad i = U, S \quad (8)$$

donde el costo incremental del salario derivado del aumento infinitesimal de una unidad de calidad laboral es igual al salario promedio por unidad de calidad (Oi, 1990).

El problema de maximización conduce a la siguiente función costo:

$$C = C\left(\frac{w_s}{q_s}, \frac{w_U}{q_U}, w_M, w_K, y\right) \quad (9)$$

Considerando ahora la estructura de la función de producción *translog*, redefiniendo $v_i, v_k = \frac{w_U}{q_U}, \frac{w_s}{q_s}, w_M, w_K$ y aplicando logaritmos a (9) se obtiene

$$\ln C = \ln \gamma_o + \sum_i \gamma_i \ln v_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \gamma_{ik} \ln v_i \ln v_k + \gamma_y \ln y + \sum_i \gamma_{iy} \ln v_i \ln y + \gamma_{yy} (\ln y)^2 \quad (9')$$

donde $\gamma_{ik} = \gamma_{ki} \quad \forall i, k$ (restricción simétrica de Slutsky); y $\sum_i \gamma_i = 1$, $\sum_i \gamma_{iy} = 0$, $\sum_i \gamma_{ik} = 0$, $\sum_j \gamma_{jk} = 0 \quad \forall i, k$ (homogeneidad lineal en precios).

La expresión (9') es derivada con respecto a los retornos de los factores de producción para obtener las ecuaciones de los costos relativos de los factores (en proporción a los totales).

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln v_i} = \frac{\partial C}{\partial w_i} \frac{\partial w_i}{C} = \frac{x_i w_i}{C} = s_i = \gamma_i + \sum_k \gamma_{ik} \ln v_i + \gamma_{iy} \ln y, \quad i, k = U, S, K, M \quad (10)$$

donde $\frac{\partial C}{\partial w_i} = x_i$ por el lema de Shepherd, manteniendo constante los niveles de calidad laboral y producto.

La expresión (10) es analizada empíricamente en el tiempo, lo cual implica la redefinición del modelo como:

$$s_{i,t} = \gamma_i + \sum_k \gamma_{ik} \ln v_{i,t} + \gamma_{iy} \ln y_t + v_{i,t}, \quad i, j = U, S, K, M \quad (10')$$

donde se ha adicionado el subíndice t , para describir el periodo, y v , que es el error idiosincrático con las propiedades usuales.

La relación óptima entre el salario y la calidad laboral genera dos ecuaciones adicionales al sistema: la expresión (8) puede ser redefinida como $g_{i,1}(q_i, \tilde{w}_i) / g(q_i, \tilde{w}_i) = q_i^{-1}$, $i = S, U$ que es integrada en q_i a fin de obtener la siguiente ecuación para las estimaciones empíricas:

$$\ln w_{i,t} = \ln w_{o,i,t} + \ln q_{i,t} + \vartheta_{i,t}, \quad i = S, U \quad (8')$$

donde $w_{o,i,t}$ es el costo laboral del factor i en el periodo t cuando $q_{i,t} = 1 \quad \forall t$, y $\vartheta_{i,t}$ es el error idiosincrático con las propiedades usuales. Dado que el empleo de la firma representativa es mínimo comparado con la población ocupada, la variable $w_{o,i,t}$ es considerada igual para todas las empresas y tratada como una constante empíricamente¹¹.

11 Es decir, para las firmas j y j^* , $w_{o,j}(1, \tilde{w}_j(\hat{q}_j)) \approx w_{o,j^*}(1, \tilde{w}_j(\hat{q}_j))$ suponiendo que $\sum_{j \neq j^*} \frac{x_{i,j}}{\bar{x}_i} w_j(q_{i,j}) \approx \sum_{j \neq j^*} \frac{x_{i,j^*}}{\bar{x}_i} w_j(q_{i,j})$ en cada periodo t (ver nota 10).

Finalmente, los coeficientes estimados son utilizados para calcular las elasticidades relevantes. En particular, Binswanger (1974) determina la elasticidad empleo-salario como:

$$\frac{\partial x_i}{\partial w_i} \frac{w_i}{x_i} = \eta_{ii} = \frac{\hat{\gamma}_{ii}}{s_i} + s_i - 1, \quad i = S, U \quad (11)$$

A diferencia del sistema usual de ecuaciones para las estimaciones empíricas encontradas en la literatura (para una discusión, ver Behar, 2004), el estudio contribuye adicionando una nueva expresión (8') al sistema, que guarda consistencia con la segmentación del mercado de trabajo boliviano derivado de la baja cobertura de la regulación laboral. Adicionalmente, como se mencionó anteriormente, la inclusión de (8) permite evitar problemas de endogeneidad, ya que en la ecuación el salario no depende del empleo sino de la calidad de éste. Este supuesto será testeado empíricamente luego.

Información

La información utilizada proviene de la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM), que es un panel no balanceado y discontinuado de las firmas manufactureras bolivianas que son registradas en el Servicio de Impuestos Nacionales (SIN). La encuesta cuenta con datos para los años 1988-2001 y 2006-2007, recabados por el Instituto Nacional de Estadística (INE). En esta sección se describe de manera detalla la EAIM, haciendo énfasis en su construcción entre periodos, dado que -con excepción de Landa y Jiménez (2004)- no existen investigaciones que la hayan usado para analizar empleo.

El diseño muestral de la EAIM, basada en los registros del SIN, consiste en la estratificación de las empresas con más de cinco empleados en dos: inclusión forzosa e inclusión aleatoria. La primera incorpora empresas entre 15 a 49 trabajadores (firmas medianas) y más de 49 (grandes). La segunda estratificación incluye empresas entre 5 a 14 trabajadores (pequeñas).

El proceso de selección de empresas fue realizado de manera independiente, año a año, en el caso de la inclusión aleatoria, y de forma dependiente en la inclusión forzosa. De acuerdo a la metodología de la encuesta, el INE hizo algunos supuestos cuando no había información para las firmas de inclusión forzosa en t pero se hallaban activas en ese periodo; haciendo uso de datos en $t-1$. Los criterios de identificación para los supuestos fueron los estratos económicos, la clasificación ISIC a cuatro dígitos, la categoría de empleo y la localidad (departamento). Por ejemplo, el valor bruto de producción (y) para una empresa sin información fue determinado considerando la variación de y , $V(y)$, calculada como $v(y) = \frac{\sum y_{jt}}{\sum y_{j,t-1}}$ para cada empresa j con

información en t y $t-1$, e imputada para la firma en cuestión a partir de la siguiente fórmula: $y_{j,t} = y_{j,t-1} \times V(y)$. Una vez que fue estimado el valor bruto de producción, se calcularon otras variables relevantes utilizando los coeficientes técnicos de la misma empresa en $t-1$.

La encuesta AEIM se basa en registros contables y balances financieros, y tiene cobertura nacional (incluye los nueve departamentos)¹², siendo implementada aproximadamente 8 meses después de que concluya el periodo contable. La información disponible corresponde generalmente un año (12 meses), desde el primero de abril hasta el 30 de marzo, o desde el primero de enero hasta el 31 de diciembre.

En el año 2004, el INE aplicó la Encuesta de Establecimientos Económicos que incluye empresas del sector de manufacturas, así como de minería, educación, salud y servicios. La encuesta cuenta con una muestra representativa para cada sector económico (de acuerdo a los registros del SIN) e información similar a la AEIM; dado que fue aplicado un marco muestral y cuestionario parecido con algunas modificaciones mínimas. Por ejemplo, en 2004, los gerentes, administradores y empleados fueron agregados en una única variable, mientras que en otros años, gerentes y administradores y empleados fueron separados en dos. De cualquier manera, los datos para 2004 provienen de una fuente similar a la de los restantes años de análisis, razón por la cual ha sido incluida como parte de la encuesta EAIM¹³.

La información es clasificada de acuerdo a la ISIC revisión 2 para 1988-1994, ISIC revisión 3.1 para 1995-2001, CAEB 2005 para 2004 e ISIC revisión 4 para 2006-2007 (todo al nivel de cuatro dígitos). La información ha sido armonizada a la ISIC revisión 3.1. La fusión de todas las encuestas genera un panel no balanceado y discontinuado para 1988-2001, 2004 y 2006-2007.

Finalmente, cabe notar que existen algunas observaciones (no más de cinco) a nivel de planta. De acuerdo al INE, estas plantas han sido tratadas como empresas individuales porque en la mayor parte de los casos se ubican en diferentes departamentos. Por ejemplo, YPFB (la compañía estatal de hidrocarburos) cuenta con diferentes números de identificación para sus refinerías en Cochabamba, Santa Cruz y Chuquisaca, que son tratadas como empresas diferentes¹⁴. Las empresas con diferentes plantas situadas en el mismo departamento también

12 Cabe señalar que el departamento de Pando no cuenta con firmas manufactureras en algunos años y presenta como máximo tres en otros.

13 Más adelante se discuten las posibles discrepancias entre las encuestas y las correcciones utilizadas.

14 Las refinerías de YPFB han sido tratadas de esta manera también porque en 1998 fueron privatizadas como firmas diferentes.

son consideradas como unidades particulares, dado que su principal producto es diferente y, por lo tanto, tienen números de identificaciones particulares.

El cuadro 2 presenta el número de empresas entrevistadas por año y clasificadas en cuatro grupos, de acuerdo al número de trabajadores permanentes (asalariados y no-asalariados)¹⁵.

Cuadro 2
Número de empresas del panel no balanceado por tamaño, 1988-2007

Año	Micro	Pequeña	% del Total	Mediana	Grande	% del Total	Total
1988	1	403	49.09	279	140	50.91	823
1989	118	355	53.57	257	153	46.43	883
1990	263	394	61.81	253	153	38.19	1 063
1991	111	210	44.65	238	160	55.35	719
1992	187	305	53.77	249	174	46.23	915
1993	41	357	47.66	264	173	52.34	835
1994	66	310	47.06	246	177	52.94	799
1995	62	305	50.97	209	144	49.03	720
1996	8	266	43.42	190	167	56.58	631
1997	0	357	48.77	209	166	51.23	732
1998	3	438	51.10	230	192	48.90	863
1999	34	409	52.80	216	180	47.20	839
2000	58	183	47.72	128	136	52.28	505
2001	64	220	47.89	158	151	52.11	593
2004	380	351	69.75	189	128	30.25	1 048
2006	164	335	48.59	289	239	51.41	1 027
2007	164	328	48.71	281	237	51.29	1 010

Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

Nota: de acuerdo al INE, microempresas son las firmas que cuentan con 0 a 4 trabajadores; pequeñas empresas, las que tienen 5 a 14; medianas, las que tienen entre 15 y 49; y grandes, las que tienen 50 o más.

El promedio de firmas por año asciende a 824, mientras que el número más alto fue de 1,063 en 1990 y el más bajo de 505 en 2000. En general, las empresas se encuentran distribuidas de manera semejante por tamaño: las micro y pequeñas empresas representan aproximadamente el 50%, así como las medianas y grandes. Con todo, cabe notar que en 2004 las micro y pequeñas firmas llegaron a cerca del 70% de la muestra, siendo incluidas en mayor cantidad por razones muestrales.

Las empresas medianas y grandes aumentan de manera importante entre 2004 y 2006: existen 100 empresas medianas y 111 empresas grandes más en 2006. Este aspecto es relevante

¹⁵ Los trabajadores no asalariados son los dueños, socios, parientes y otros que no reciben ingresos laborales.

en términos de empleo, porque representa un aumento del 57% de trabajos para las empresas medianas y de 60% para las grandes, como se observa en el cuadro 3.

En términos de empleo, la información cuenta en promedio con 36,626 trabajadores permanentes (asalariados y no asalariados) por año. En 2007 se registra el mayor número de trabajadores (60,494), mientras que en 2000 se presenta el número más bajo (28,614). Adicionalmente, en promedio, 92% de las fuentes laborales proviene de empresas medianas y grandes.

Cuadro 3
Porcentaje de empleo por tamaño de firma

Año	Micro	Pequeña	% del Total	Mediana	Grande	% del Total	Total
1988	4	3 087	10.65	7 269	18 650	89.35	29 010
1989	375	2 891	10.82	6 743	20 163	89.18	30 172
1990	729	3 277	12.69	6 636	20 931	87.31	31 573
1991	330	1 883	7.22	6 435	22 020	92.78	30 668
1992	533	2 608	9.05	6 668	24 893	90.95	34 702
1993	130	2 839	8.26	6 983	25 998	91.74	35 950
1994	223	2 508	7.46	6 316	27 548	92.54	36 595
1995	204	2 515	8.91	5 409	22 391	91.09	30 519
1996	28	2 311	7.16	5 080	25 232	92.84	32 651
1997	0	2 844	8.33	5 633	25 670	91.67	34 147
1998	8	3 422	8.49	6 086	30 889	91.51	40 405
1999	83	3 196	8.49	5 766	29 591	91.51	38 636
2000	173	1 546	6.01	3 627	23 268	93.99	28 614
2001	211	1 827	6.26	4 434	26 107	93.74	32 579
2004	963	2 916	10.18	4 882	29 331	89.82	38 092
2006	482	2 897	5.84	7 675	46 779	94.16	57 833
2007	478	2 890	5.57	7 535	49 591	94.43	60 494

Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

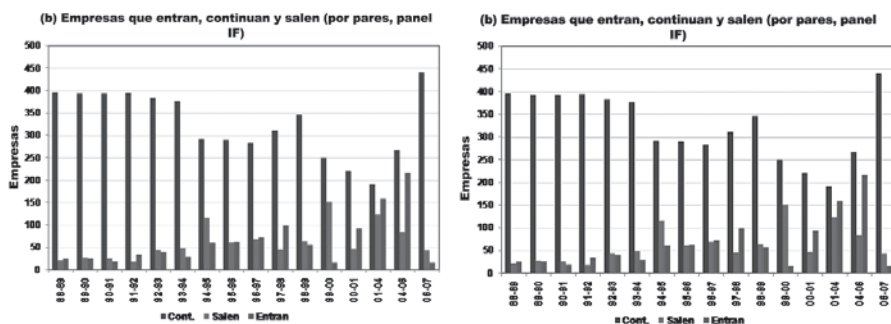
Nota: de acuerdo al INE, microempresas son las firmas que cuentan con 0 a 4 trabajadores; pequeñas empresas, las que tienen 5 a 14; medianas, las que tienen entre 15 y 49; y grandes, las que tienen 50 o más.

A fin de analizar la dinámica del empleo, el gráfico 1 presenta el número de empresas que salen, entran y continúan en el mercado, dividiendo el panel en subpaneles en pares de años. Las empresas que continúan son definidas como aquellas que aparecen en dos años consecutivos ($t-1$ y t), aunque desaparezcan o no en los años previos o subsecuentes. Las

firmas que entran son aquellas que se encuentran en t , pero no en $t-1$, y aquellas que salen aparecen en $t-1$, mas no en t . El subpanel (a) expone la información para toda la muestra, mientras que el subpanel (b) usa solamente la muestra de inclusión forzosa.

Cabe señalar que la muestra de inclusión forzosa presenta ciertas inconsistencias entre periodos, por lo que algunas empresas fueron reclasificadas de acuerdo a los siguientes criterios. Primero, algunas firmas catalogadas como aleatorias en algunos años durante 1988-2001 fueron consideradas de inclusión forzosa cuando aparecieron en la base en años consecutivos y fueron determinadas en la mayor parte de los años como de inclusión forzosa. Segundo, las variables que dividen los dos tipos de muestras no fueron reportadas por el INE para 2004, 2006 y 2007, haciéndose necesaria la división de las empresas en aleatorias y obligatorias, de acuerdo al número de trabajadores permanentes. Por último, la inclusión forzosa fue determinada a través de una variable dicotómica anual que se la promedió a nivel de empresas para los años con información, lo cual permitió reclasificarlas en la muestra aleatoria si el valor promedio era menor que 0.5 o en la muestra de inclusión forzosa en caso contrario.

Gráfico 1: Firmas que continúan, salen y entran al mercado



El gráfico 1 muestra que la volatilidad inducida por las empresas que entran y salen es alta en el subpanel (a), comparada con el (b), lo que se asocia con la inclusión de empresas de la muestra aleatoria. Por otro lado, en el subpanel (b) se aprecia que las firmas que continúan presentan una mayor estabilidad en periodos específicos, lo que se puede relacionar con la construcción de los datos. Durante 1988 y 1994 éstas fueron clasificadas de acuerdo a la ISIC revisión 2, con números de identificación comenzando en 1, mientras que en el siguiente subperiodo, de 1994 a 1999, se usó la ISIC revisión 3 e identificaciones desde el 100,000.

Esta última modalidad de categorización no mudó en 2000 y 2001; no obstante, entre 1999 y 2000 fueron excluidas varias firmas, clasificadas como empresas que salieron del sistema en el subpanel b). Además, el cuadro 2 muestra que existen cerca de 300 firmas menos en el año 2000, lo cual puede deberse a cambios muestrales. En el caso de 2004, ya se mencionó que muchas empresas fueron incluidas y excluidas, y entre 2004 y 2006 habrían sido incluidas más firmas. Por último, las empresas que continúan entre 2006 y 2007 son bastantes, dado que la información para esos años fue recabada en una sola encuesta.

La discusión anterior sugiere que la muestra de inclusión forzosa es la adecuada para analizar los flujos de empleo, por lo cual el panel de pares de periodos es analizado para este segmento. Además, los subperiodos considerados son aquéllos que presentan una relativa estabilidad en los flujos de empleo, lo que quiere decir que los periodos 1994-1995, 1999-2000, 2001-2004 y 2004-2006 no son incluidos en el análisis. El estudio sigue esta estrategia, dado que no se cuenta con información disponible para corroborar que los cambios en el empleo entre esos años se deben a la creación y destrucción de fuentes laborales o a variaciones en la muestra.

3.3. Construcción de las variables

La información requerida para el análisis empírico proviene principalmente de la EAIM; sin embargo, también se utilizaron otras bases relevantes provistas por el INE. El cuadro 4 explicita en detalle la construcción de las variables utilizadas.

Cuadro 4
Variables de cantidad y precios a nivel empresas

Cantidad	
x_E	Empleo; incluye a los trabajadores permanentes asalariados y no asalariados (propietarios, parientes y otros).
$x_i, i = U, S$	Obreros (U) y empleados (S); los últimos incluyen también a los gerentes y administradores que reciben remuneración.
x_K	Stock de capital; igual a la sumatoria de los balances netos de edificios y construcciones, instalaciones técnicas, maquinarias y equipo, vehículos y equipos de transporte, muebles y enseres, herramientas, equipos de computación y otros. La variable se encuentra en bolivianos corrientes y ha sido convertida a valores reales (bolivianos de 1990), utilizando el deflactor de la inversión de acuerdo a la información de las cuentas nacionales.
y	Producción, medida como el valor bruto de producción (VBP) igual a la suma (de acuerdo con la definición del INE) de los productos y subproductos de la actividad, márgenes comerciales de las ventas de mercancías sin transformación, fabricación propia de capital, cambios en el inventario de los productos en proceso, ventas de energía eléctrica producidas por la empresa y otros ingresos operativos. La variable se encuentra en términos nominales y ha sido transformada a valores reales (bolivianos de 1990) utilizando el precio implícito entre los valores brutos de producción nominales y reales construidos para 16 subsectores de manufacturas, de acuerdo con la matriz insumo-producto y su clasificación armonizada a la revisión ISIC 3.1.
$q (= q_U = q_S)$	<p>Calidad del empleo por tipo de trabajador, la cual se aproxima a la razón entre la productividad laboral de la empresa y aquella relativa al subsector de manufacturas (16 subsectores), promediada para los años de información de la empresa. La productividad laboral de la empresa corresponde al valor nominal de productos y subproductos sobre el trabajo permanente (asalariados y no asalariados), y aquella correspondiente al subsector es igual al VBP nominal, correspondiente a los datos de la matriz insumo-producto, sobre el empleo directo correspondiente.</p> <p>El empleo para los 16 subsectores ha sido obtenido utilizando el Censo Nacional de Población de 1992 y 2001, que permite estimar la participación de cada subsector sobre el empleo manufacturero total. Estos porcentajes han sido aplicados a la serie de empleo de manufacturas construida por Muriel y Jemio (2010) para 1992-2007, extrapolando las tasas de crecimiento para 1988-1991.</p>

Precios de los factores de producción	
$w_i, i = E, U, S$	Costo laboral total por unidad de empleo (para los asalariados (E), obreros (U) y empleados (S)), siendo la sumatoria del salario básico (\bar{w}_i) y los costos laborales derivados de la regulación ($\theta_i \bar{w}_i$). Los costos de la regulación incluyen compensaciones, aguinaldo y otros bonos, contribuciones patronales a la seguridad social y otros gastos relativos pagados por las empresas.
$\theta_i, i = E, U, S$	La tasa del costo de la regulación laboral (compensaciones, aguinaldo y otros bonos, contribuciones patronales a la seguridad social y otros gastos relativos) sobre el salario básico (\bar{w}_i).
w_K	Retorno de los servicios del capital por unidad, medidos a partir de la tasa de interés efectiva de los préstamos del sistema bancario en dólares americanos (dado que casi todos los préstamos fueron provistos por esta moneda en Bolivia), convertidos a bolivianos utilizando la fórmula de la paridad no cubierta de la tasa de interés (ver, por ejemplo, Krugman y Obstfeld, 2001). El tipo de interés efectivo ha sido estimado por el Banco Central de Bolivia e incluye tasas y comisiones.
w_M	Precio del consumo intermedio, construido como el promedio ponderado de dos precios. El primero corresponde al consumo intermedio, obtenido del deflactor implícito entre el consumo intermedio nominal y real para 16 subsectores de la matriz insumo-producto. El segundo precio corresponde al costo de los trabajadores temporales, aproximado por el deflactor del consumo de las familias. Las ponderaciones son los costos correspondientes sobre la sumatoria de éstos (consumo intermedio más la masa salarial de los trabajadores temporales).
Nota: Los precios de los factores nominales son normalizados por el deflactor del consumo de las familias (por uno más el incremento porcentual de estos precios en el caso del precio de los servicios del capital) cuando las variables han sido incluidas de manera independiente en las regresiones.	
Costos y costos proporcionales de los insumos	
$w_i x_i, i = U, S, K$	Los costos de las dos categorías de empleo y del capital han sido estimados utilizando la información de cantidades y precios descrita anteriormente.
$w_M x_M$	Costo del consumo intermedio, obtenido de la sumatoria de los gastos en materias primas, materiales auxiliares y embalajes, servicios básicos y gastos seleccionados, incluyendo el costo de los trabajadores temporales.
C	Costo de producción total, obtenido de la sumatoria de los costos de los cuatro insumos.
$s_i, i = U, S, K, M$	Costos proporcionales de los insumos, iguales a la división entre el costo de un insumo dado, sobre el costo de producción total.

Adicionalmente, las variables relativas a la regulación laboral y otras características de la empresa fueron construidas para las estimaciones econométricas, las que se describen en detalle en la siguiente tabla.

Cuadro 5
Indicadores de regulación laboral y características de las firmas

<i>Tasa de trabajadores temporales</i>	La razón entre los trabajadores temporales y aquellos asalariados permanentes. Debido a que durante 1988-1991 la EAIM recabó solamente datos de los costos de los trabajadores temporales (y no el número de ellos), se estima un modelo de efectos aleatorios entre la tasa de trabajadores temporales y los costos relativos de éstos (costos de los trabajadores temporales sobre los costos laborales de los trabajadores permanentes) y se extrapola el número de trabajadores temporales para 1988-1991, de acuerdo a los parámetros encontrados.
<i>Rigidez en el empleo</i>	Índice que es parte de los indicadores <i>Doing Business</i> del Banco Mundial, y ha sido construido como el promedio de tres variables: dificultad en las contrataciones, rigidez en las horas laborales y dificultad en los despidos. La información recopilada corresponde a los años 2004, 2005 y 2007, utilizando los mismos valores de 2004-2005 para 1988-2001 (dado que las políticas de protección laboral no fueron modificadas durante 1985-2005), y promediando 2005-2007 para 2006 (dado que la norma se modificó en mayo de ese año).
<i>Intensidad de capital</i>	Variable que mide el capital (w_K) por trabajador y es calculada como: x_K / \bar{x}_E , donde \bar{x}_E es el empleo promedio de dos años consecutivos (ver Davis, Haltiwanger y Schuh, 1996).
<i>Intensidad de energía</i>	Variable que mide la razón entre el costo del combustible y energía eléctrica (deflactado por el precio del consumo intermedio) y el valor bruto de producción real (ver Davis, Haltiwanger y Schuh, 1996).
<i>D_ciudades principales</i>	Variable dicotómica igual a uno para las ciudades/departamentos más importantes de Bolivia: La Paz, Santa Cruz y Cochabamba.
<i>D_firmas que exportan</i>	Variable dicotómica igual a uno cuando las ventas externas son positivas
<i>D_tamaño de la firma</i>	Variabes dicotómicas para las microempresas (1 a 4 trabajadores), pequeñas (5 a 14), medianas (15-49) y grandes (50 o más).

El cuadro 6 resume los principales parámetros estadísticos de las variables, considerando a las empresas que tienen valores positivos tanto para los trabajadores permanentes (asalariados y no asalariados) como para el valor bruto de producción. Las firmas manufactureras registradas cuentan, en promedio, con 45 trabajadores, de los cuales 30 son obreros y 14 empleados. Los costos se concentran en el consumo intermedio, seguido por el empleo (obrerros y empleados) y el capital.

Cuadro 6
Resumen de estadísticos de la EAIM, 1988-2001, 2004, 2001-2007
(13,635 observaciones)

Variable	Promedio	Desviación estándar	Coefficiente de variación de pearson
<i>Trabajadores permanentes (asalariados y no asalariados)</i>	45.361	112.083	2.471
<i>Obreros</i>	30.064	83.966	2.793
<i>Empleados</i>	14.457	40.556	2.805
<i>Valor bruto de producción (Bs.1990)</i>	6 807 277	38 000 000	5.582
<i>Stock de capital (Bs.1990)</i>	4 341 906	57 900 000	13.335
<i>Consumo intermedio (Bs.1990)</i>	3 846 502	18 500 000	4.810
<i>Calidad del empleo</i>	4.814	9.024	1.875
<i>Salario_empleo total (Bs.1990)</i>	6 905	7 487	1.084
<i>Salario_obreros (Bs.1990)</i>	5 242	5 314	1.014
<i>Salario_empleados (Bs.1990)</i>	9 299	15 678	1.686
<i>Tasas de los costos laborales derivados de la regulación</i>	0.500	0.722	1.444
<i>Costos proporcionales de los obreros</i>	0.103	0.097	0.937
<i>Costos proporcionales de los empleados</i>	0.070	0.080	1.137
<i>Costos proporcionales del capital</i>	0.160	0.149	0.935
<i>Costos proporcionales del consumo intermedio</i>	0.667	0.186	0.279
<i>Tasa de trabajadores temporales</i>	0.210	1.102	5.241
<i>Intensidad de capital (1)</i>	0.000	0.002	21.694
<i>Intensidad de energía(1)</i>	0.255	11.409	44.800
<i>Proporción: D_ ciudades principales</i>	0.812		
<i>Proporción: D_firmas que exportan</i>	0.139		

(1) Incluye solamente 9,435 observaciones consistentes con los datos de flujos de empleo.

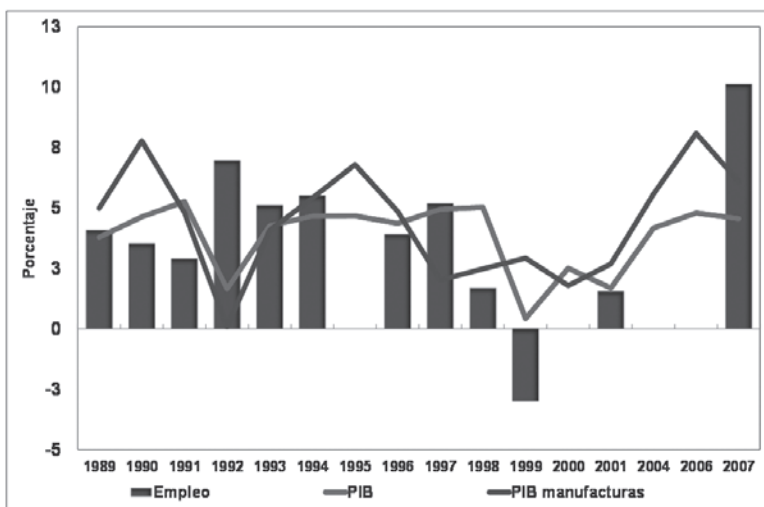
Flujos de empleo y regulación laboral

La sección explora los principales hechos estilizados emergentes de los cambios en el empleo para las empresas manufactureras de la muestra de inclusión forzosa. Como se observó anteriormente, el criterio de obligatoriedad para esta submuestra posibilita la construcción de los flujos laborales. Los principales hallazgos encontrados son: 1) una correlación positiva

entre el crecimiento neto del empleo y el incremento del Producto Interno Bruto (PIB), 2) una baja magnitud de los flujos de empleo, 3) un impacto negativo significativo de la crisis de 1999 sobre el empleo, y 4) mayor volatilidad en las variaciones netas del empleo para obreros que para los empleados, aunque la destrucción ha sido más severa para los obreros en los periodos de recesión. Estos resultados son discutidos inicialmente para motivar el análisis entre los indicadores de empleo y la normativa laboral.

El gráfico 2 muestra el comportamiento cíclico de las tasas de crecimiento del empleo, del PIB nacional y del PIB manufacturero. Los datos revelan que el indicador laboral tiene una mayor correlación con la variación del PIB nacional que con la del PIB manufacturero. Por ejemplo, en 1997 el PIB de manufacturas aumentó a una tasa cercana al 2%, mientras que el PIB nacional lo hizo al 4.95% y el empleo al 5.2%. Además, el incremento del PIB nacional alcanza su porcentaje más bajo en 1999 (0.43%), siendo precisamente el año en que el empleo experimenta un decrecimiento (-3%).

Gráfico 2: Tasas de crecimiento del empleo y del PIB, 1989-2007



Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

Las correlaciones observadas en el gráfico 2 permiten establecer lo siguiente:

Hecho estilizado 1: El crecimiento neto del empleo de las empresas manufactureras registradas bolivianas tiene una correlación más alta con el Producto Interno Bruto (PIB) nacional que con el propio del sector.

El cuadro 3 reporta las tasas de creación, destrucción, reasignación, crecimiento neto y exceso de reasignación del empleo, para periodos bianuales y subperiodos seleccionados (en promedio). El primer hallazgo resaltante es que la magnitud de la reasignación del empleo ha sido moderada. Los flujos laborales brutos (la suma entre la creación y la destrucción bruta de fuentes de trabajo) varían entre un mínimo de 11.6% y un máximo de 16.3% durante 1989-2001. Entre 2006 y 2007 la tasa de reasignación aumenta a 18.2%, lo que se explica, entre otras razones, por la generación de trabajos derivados del significativo crecimiento económico. Por otro lado, las contrataciones han sido más altas que los despidos en todos los periodos bianuales, con excepción de 1998-1999, que registra una tasa negativa de -3%.

Cuadro 7
Tasas de flujos de empleo en las empresas manufactureras registradas de Bolivia, 1989-2007

Año	Creación de empleos	Destrucción de empleos	Reasignación de empleos	Crecimiento neto del empleo	Exceso de reasignación de empleos
1988-1989	9.1	5.0	14.1	4.1	10.0
1989-1990	8.4	4.9	13.4	3.5	9.8
1990-1991	7.6	4.7	12.3	2.9	9.4
1991-1992	11.6	4.7	16.3	7.0	9.4
1992-1993	10.0	4.9	14.8	5.1	9.7
1993-1994	10.3	4.8	15.2	5.5	9.7
1995-1996	8.6	4.7	13.3	3.9	9.4
1996-1997	8.4	3.2	11.6	5.2	6.4
1997-1998	7.2	5.5	12.8	1.7	11.1
1998-1999	5.6	8.6	14.2	-3.0	11.2
2000-2001	7.2	5.7	12.9	1.5	11.4
2006-2007	14.2	4.0	18.2	10.1	8.1

Subperiodos (promedio)					
1989-1994	9.5	4.8	14.4	4.7	9.7
1996-1999	7.4	5.5	13.0	1.9	9.5
2000-2001	7.2	5.7	12.9	1.5	11.4
2006-2007	14.2	4.0	18.2	10.1	8.1

Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

La tasa de destrucción de empleos es mayor que el 3% en todos los casos, y alcanza su valor más alto (8.6%) en 1998-1999. La tasa de creación, por otro lado, registra un promedio de 9.5% para el subperiodo 1989-1994, en correspondencia con una época de estabilidad económica; resultado de las llamadas Reformas Económicas de Primera Generación en Bolivia¹⁶.

Cabe recordar que la tasa de exceso de reasignación es igual a la tasa de reasignación menos la cantidad requerida para acomodar la variación neta del empleo. En otras palabras, el indicador mide simultáneamente el alcance de las contrataciones y despidos. De acuerdo con el cuadro 7, la tasa incrementó hasta el 11.4% en 2000-2001, siendo menor a 10% en otros subperiodos, lo que muestra que en un periodo dado se reubicó una significativa proporción de oportunidades laborales.

¿De qué manera la moderada escala de reasignación de fuentes laborales se compara con experiencias en otros países? Davis *et al.* (1996) reportan las tasas de flujos netos y brutos del empleo para economías seleccionadas, en desarrollo y desarrolladas, para los períodos anteriores a 1990. Por ejemplo, para la industria de manufacturas de los Estados Unidos, los autores encuentran que la tasa promedio anual de reasignación fue 19.4% para 1972-1988. Además, Marruecos tuvo la tasa más alta (30.7%), mientras que Noruega tuvo la más baja (15.5%). De acuerdo a la evidencia internacional, la constante reasignación de oportunidades de trabajo, que caracteriza el empleo de las manufacturas registradas de Bolivia, representa un estado normal de la situación tanto en mercados laborales de economías en desarrollo como desarrolladas. Tomando en cuenta estos estándares, los cálculos aquí presentados se acercarían más al límite inferior¹⁷, lo que permite establecer lo siguiente:

¹⁶ Para una revisión detallada de las reformas implementadas en el país entre 1986 y 2001, véase Barja (2000)

¹⁷ Cabe señalar que Landa y Jiménez (2004) fueron los únicos que analizaron los flujos de empleo para el caso de Bolivia durante 1996-1999. Ellos encontraron que las empresas manufactureras tuvieron una tasa de reasignación promedio de 25% y una de crecimiento neta del empleo de 2.2%; resultado tanto de la de creación (20.2%), como de la destrucción de fuentes laborales (18%). Los autores concluyen que las contrataciones y despidos generan una alta reasignación de los trabajadores, siendo influenciados por el grado de flexibilidad laboral, en particular en los pequeños establecimientos. Los hallazgos de los autores tienen claramente mayores magnitudes

Hecho estilizado 2: Las empresas manufactureras registradas en Bolivia se caracterizan por una relativa baja magnitud de flujos de empleo.

Anteriormente se mencionó que se experimentó una tasa de crecimiento negativa del empleo solamente en 1998-1999. Este periodo es caracterizado por Calvo (2006) como la “repentina caída de Bolivia”. El menor crecimiento del PIB en la época se derivó de shocks externos que se tradujeron en problemas crediticios asociados a costos altos y restricciones, lo que habría forzado a las empresas endeudadas a bajar sus niveles de producción y a generar moras en los préstamos bancarios. A pesar de que los shocks habrían golpeado mayormente el sector servicios (incluyendo construcción y comercio), cabe suponer que también afectaron a las manufacturas, particularmente a aquellas empresas que fueron altamente endeudadas en dólares americanos. Ciertamente es difícil determinar la causalidad de la crisis y su relación con los cambios del empleo neto; sin embargo, es posible suponer que una forma de reducir costos en las empresas fue a través de la eliminación de fuentes laborales. Esta observación permite determinar el tercer hecho estilizado¹⁸:

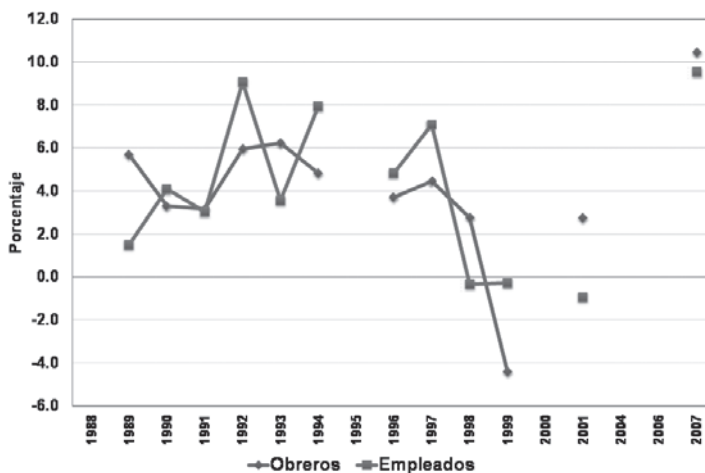
Hecho estilizado 3: La contracción neta de los empleos en las empresas manufactureras registradas durante 1998-1999 puede ser atribuida a la recesión económica que experimentó Bolivia.

Por último, el gráfico 3 presenta la tasa de crecimiento neta del empleo para los obreros y empleados (restantes trabajadores) de las empresas manufactureras registradas en Bolivia para diferentes subperiodos. Cabe notar que la tasa es relativamente más volátil para los empleados que para los obreros; sin embargo, cuando se presenta una caída en el crecimiento neto, ésta es más severa para los obreros. En particular, el decrecimiento del empleo neto ha sido de -4.4% para obreros en 1998-1999, mientras que ha llegado solamente a -0.3% para los empleados. Sin embargo, la tasa de crecimiento neta del empleo para los empleados fue negativa para los subsiguientes tres periodos, 1997-1998, 1998-1999 y 2000-2001, lo que coincide exactamente con el periodo de recesión económica.

que los calculados en el estudio, dado que para el mismo periodo se encuentra una tasa de reasignación de solamente 13%. Las discrepancias pueden ser atribuibles a que aquí se ha excluido la muestra aleatoria de micro y pequeñas firmas.

18 Otros autores que también sostienen que la crisis tuvo importantes efectos son Jemio (2000), Mercado, Leitón y Chacón (2005) y Chávez y Muriel (2004).

Gráfico 3: Crecimiento neto del empleo por tipo de trabajador, 1989-2007



Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM)

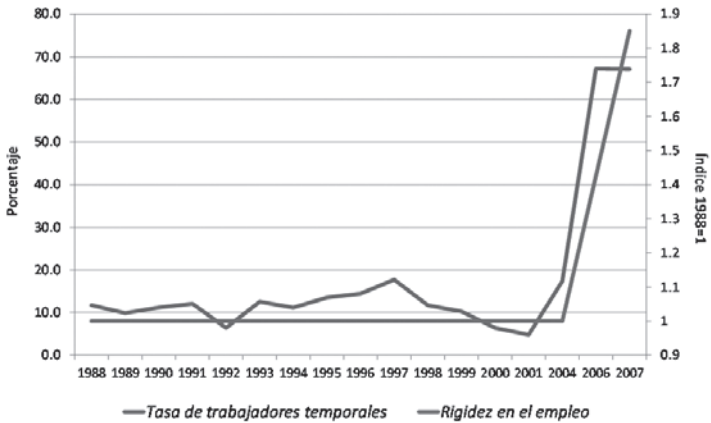
La discusión anterior lleva al cuarto hallazgo, relativo a los flujos de empleo para las empresas de manufacturas registradas bolivianas.

Hecho estilizado 4: El crecimiento neto del empleo es relativamente más volátil para los empleados que para los obreros, pero la destrucción de empleos es más severa para los obreros en periodos de recesión económica.

A continuación el estudio explora las relaciones existentes entre el entorno regulatorio en el cual las empresas operan y los flujos de empleo, utilizando las variables *proxies* de la normativa discutidas anteriormente.

La tasa de trabajadores temporales aumentó de 6% en 1992 a 17% en 1997, y decreció posteriormente hasta 4% en 2001 (ver gráfico 4). El aumento de la tasa entre 1996 y 1997 puede ser relacionado con la implementación de la nueva Ley de Pensiones, que pasó de un sistema *pay-as-you-go* al *fully-funded*. Cabe notar también que solo desde 2006 los trabajadores temporales se hacen importantes en las empresas, llegando a un valor del 67%, lo que puede ser resultado de la mayor protección laboral en la época, con una parte de las vacancias de empleos permanentes siendo aparentemente cambiados por temporales. Las variaciones en la norma también pueden ser apreciadas por el Índice de rigidez en el empleo expuesto en el gráfico 4.

Gráfico 4: Indicadores de regulación

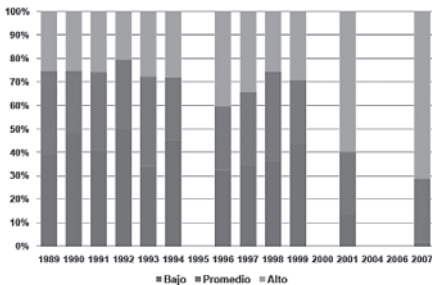


Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

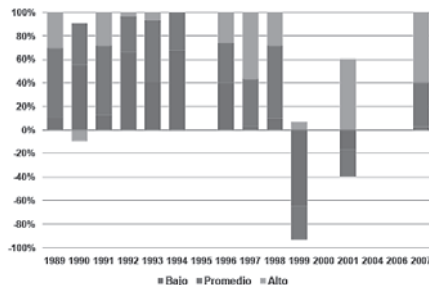
Los gráficos 5a y 5b presentan a las empresas clasificadas en tres grupos (terciles), de acuerdo al valor de la tasa de trabajadores temporales: bajo, medio y alto. La categorización se la realiza considerando el promedio del indicador a nivel de empresa para los años en que ésta aparece. De esta manera se ha evitado que una misma empresa sea clasificada de manera diferente entre los años.

Gráfico 5:

a. Tasas de reasignación de empleo por proporción de trabajadores temporales en la empresa



b. Crecimiento neto del empleo por proporción de trabajadores temporales en la empresa



Fuente: elaboración de los autores con base en la Encuesta Anual a la Industria Manufacturera (EAIM).

El resultado más resaltante que se puede extraer de los dos gráficos es que la racionalización de los costos laborales es lo mejor que las empresas pueden hacer si se considera la creación

y destrucción de trabajos en los periodos de recesión: las empresas con altas tasas de trabajadores temporales fueron las únicas que contribuyeron positivamente al crecimiento neto del empleo durante 1998-1999.

Bajo el supuesto de que las firmas más productivas están también mejor preparadas para afrontar las crisis económicas, entonces, de acuerdo con los hallazgos, éstas deberían también ser “más informales”¹⁹. Este resultado parece controversial, dado que es más común encontrar una correlación negativa y no positiva entre informalidad y productividad. Fajnzylber *et al.* (2007) muestran, en el capítulo 6 de su libro, que en ciertos sectores, tamaños de empresas y tiempo en los negocios, las empresas latinoamericanas con mayor productividad laboral en general exhiben tasas tributarias más bajas y evaden más la seguridad social. Muestran esto reportando los efectos estimados sobre la tasa de ventas y sobre la tasa de sub-reporte de empleados, de duplicar el producto por trabajador (controlando por tamaño de la firma, tiempo en operación, lugar y sector de actividad). Sin embargo, los efectos no serían significantes para Panamá ni tampoco para las ventas no reportadas de Bolivia y Colombia.

La aparente relación negativa entre productividad e “informalidad” está ciertamente sujeta a diferentes interpretaciones. Por un lado, las empresas más productivas podrían tener más que perder al operar irregularmente. Por el otro lado, la productividad puede ser afectada dependiendo de cómo las empresas operan, de manera formal o informal, así como por los niveles agregados de informalidad que prevalecen en sus sectores.

¿Es posible racionalizar estos resultados? Lazear (2000) muestra que la productividad laboral y las habilidades promedio de los trabajadores deberían aumentar cuando la empresa cambia la política salarial de ingresos por hora a pagos por obra. El nivel mínimo de habilidades no se modifica, pero más trabajadores hábiles, que rechazaban las remuneraciones anteriores, serían atraídos con la nueva medida. Estos incentivos provocarían que la producción promedio por trabajador aumente. Así, los promedios y variabilidad de las habilidades y producción deberían aumentar cuando la empresa cambia su política de salarios por hora a salarios por obra. Esta hipótesis puede ser aplicada al caso de los trabajadores temporales, cuyo

19 De manera genérica, es posible definir a las firmas informales como aquéllas que en cierta medida operan fuera del alcance de la carga regulatoria. Las firmas medianas y grandes son definidas entonces como informales aun si están debidamente registradas. Esto se daría en los casos de ventas no reportadas dados los impuestos asociados, no registro de todos los trabajadores a la seguridad social, no cumplimiento con algunas normas gubernamentales de licencias obligatorias de explotación o permisos así como de calidad del producto y seguridad, etc.

desempeño se relaciona más con los salarios por obra, por lo que a medida que la participación de este tipo de trabajadores aumente, la productividad de las empresas también lo haría

Cabe notar también que en 2001 las contribuciones de las empresas con tasas bajas y medias de empleos temporales al crecimiento neto del empleo fueron negativas. No obstante, aquellas que tienen altas tasas de trabajadores temporales aportaron de manera importante y positiva a la generación neta de fuentes laborales, logrando contrarrestar la caída de los empleos de los primeros tipos de firmas; por esta razón se registra una tasa de crecimiento positiva en ese año. Dicho de otra manera, las empresas con altas tasas de trabajadores temporales fueron capaces de recuperarse rápidamente de la crisis de 1999 y generar más empleos y menos despidos. Este aspecto es también observado en el primer panel del gráfico 5, donde la contribución de las firmas con altas proporciones de trabajadores temporales a las reasignaciones laborales llegaron a casi el 60% en 2001 y a más del 70% en 2007.

3.4. Análisis econométrico

Por último, la ecuación (1), descrita previamente en la sección metodológica, ha sido estimada utilizando el modelo de efectos aleatorios para ambas muestras (aleatorias y de inclusión forzosa), dado que se cuenta con un panel no balanceado con pocas observaciones temporales por empresa²⁰. Los errores estándar estimados son aquellos robustos y agrupados por firma. El cuadro 8 presenta los resultados de las estimaciones, donde, además de los indicadores laborales de interés, se han incluidos otras variables significativas como controles.

Los resultados más resaltantes se presentan en la primera y tercera regresión, donde el coeficiente de la tasa de trabajadores temporales es significativo al 1%, y robusto a diferentes submuestras -considerando sólo la muestra de inclusión forzosa o excluyendo los años donde la dinámica del empleo es inestable (1994-1995, 1999-2000, 2001-2004, y 2004-2006)- así como a metodologías usadas (por ejemplo, efectos fijos, mínimos cuadrados generalizados, etc.)²¹. Estos resultados confirman las apreciaciones anteriores, donde se encontró que las empresas con elevadas razones de trabajadores temporales tenían tasas de reasignación más altas, mostrando que las contrataciones y despidos han sido menores cuando hay un mayor cumplimiento de norma; lo que es consistente con la literatura (por ejemplo, Haltiwanger *et al.*, 2006 y Kaplan, 2009). Además, la tercera regresión muestra que la regulación laboral

²⁰ Para una discusión de las metodologías de estimación para datos de panel (no balanceados), ver Wooldridge (2002), Baltagi y Song (2006), Greene (2008) y Cameron y Trivedi (2009).

²¹ Las estimaciones están disponibles mediante solicitud a los autores.

ha tenido un impacto neto negativo sobre el crecimiento del empleo. En este sentido, y considerando también las observaciones realizadas al gráfico 5, se establece el último hecho estilizado:

Hecho estilizado 5: Las firmas con tasas de trabajadores temporales altas (correspondientes a menores costos laborales derivados de la norma) tuvieron tasas más altas de reasignación así como de crecimiento neto del empleo.

Las restantes regresiones, segunda y última, incluyen el *Índice de rigidez en el empleo*, donde se observa que el signo del coeficiente es consistente con los resultados anteriormente expuestos; sin embargo, no es estadísticamente robusto.

El cuadro 8 presenta también otros resultados importantes. Primero, el crecimiento del valor bruto de producción por empresa (y) y del PIB nacional, incluidos para controlar los ciclos de negocios, presentan coeficientes positivos. En particular, las últimas dos columnas confirman el carácter pro-cíclico del crecimiento neto del empleo.

Cuadro 8
Flujos de empleo y regulación laboral, 1988-01, 2004, 2006-07

Variables	Tasa de reasignación laboral		Tasa de crecimiento neta del empleo	
	Con la tasa de trabajadores temporales	Con el Índice de rigidez en el empleo	Con la tasa de trabajadores temporales	Con el Índice de rigidez en el empleo
$\ln w_{E(t-1)}$	-0.0222 (0.0048)***	-0.0242 (0.0050)***	-0.0156 (0.0060)***	-0.0167 (0.0061)***
Crecimiento de y	0.0237 (0.0078)***	0.0234 (0.0078)***	0.1737 (0.0108)***	0.1726 (0.0108)***
Crecimiento del PIB agregado			1.8675 (0.3109)***	2.0502 (0.3870)***
Intensidad de capital	-0.5100 (0.1803)***	-0.5753 (0.1913)***		
Intensidad de energía	-0.0001 (0.0)***	-0.0001 (0.0)***	0.0003 (0.0)***	0.0003 (0.0)***
$D_{\text{ciudades principales}}$			0.0202 (0.010)**	0.0210 (0.0102)**

<i>D_firmas que exportan</i> <small>(promedio t, t-1)</small>	0.0335	0.0387		
	(0.0114)***	(0.0115)***		
<i>D_micro empresas</i> <small>(promedio t, t-1)</small>	0.0560	0.0610	-0.0646	-0.0618
	(0.0174)***	(0.0178)***	(0.020)***	(0.0202)***
<i>D_inclusión forzosa</i>	-0.0256	-0.0250	0.0339	0.0352
	(0.0091)***	(0.0093)***	(0.0083)***	(0.0084)***
<i>Tasa de trabajadores temporales</i> <small>(promedio t, t-1)</small>	0.0257		0.0269	
	(0.0088)***		(0.0071)***	
<i>Índice de rigidez en el empleo</i>		-0.0109		-0.0054
		(0.0121)		(0.0205)***
<i>Constante</i>	0.3971	0.4323	0.0630	0.0795
	(0.0402)***	(0.0447)***	(0.0510)	(0.0542)
<i>Observaciones</i>	9345	9345	9345	9345
<i>R² del modelo</i>	0.1153	0.1117	0.0996	0.0963

i) la metodología utilizada es efectos aleatorios con errores estándar robustos y agrupados por empresa (2075).

ii) en paréntesis se encuentran los errores estándar

iii) *** demarca el nivel de significancia al 1%, y ** al 5%.

iv) Las dicotómicas significativas anuales fueron incluidas en las regresiones: 1995, 1997, 1998, 2000, 2004, y 2006 en las primeras dos regresiones, y 1990-1993, 1994-1995, 1997-1998, 2000 y 2004 para las últimas, y v) el subíndice "promedio t, t-1" corresponde al promedio aritmético de las variables entre t y t-1.

Segundo, la tasa de reasignación se relaciona negativamente con la intensidad del capital, siendo común encontrar que la tasa de destrucción del empleo caiga a medida que el uso del capital aumente. Esta relación puede ser asociada con la teoría de crecimiento endógeno relativa al capital humano, una vez que el capital humano y el físico tienden a ser insumos complementarios en el proceso de producción. Las empresas intensivas en capital operan usualmente con una mano de obra más intensiva en capital humano, por lo que se esperaría una tasa menor de destrucción y de reasignación del empleo.

Tercero, la relación negativa y significativa entre la tasa de reasignación y la intensidad de uso de energía probablemente refleja el fuerte aumento del precio de este insumo que ocurrió durante el periodo muestral (comparado con los precios de otros insumos), lo cual condujo a un desplazamiento sistemático de los recursos fuera de las empresas más intensivas en energía. El aumento de los precios de energía se debió a que las principales compañías productoras fueron capitalizadas durante el periodo de implementación de las llamadas Reformas de Segunda Generación.

Cuarto, el coeficiente de la variable $D_{\text{ciudades principales}}$ muestra que el crecimiento neto del empleo es más alto en La Paz, Santa Cruz y Cochabamba comparado con el resto del país; y el coeficiente de $D_{\text{firmas que exportan}}$ sugiere que el empleo es más volátil en las empresas que cuentan con ventas externas. Por último, como se esperaba, las microempresas contribuyen negativamente y significativamente al crecimiento neto del empleo, dado que cuentan precisamente con tasas más altas de destrucción. Estas empresas se asocian generalmente a unidades familiares en Bolivia, teniendo mayor flexibilización laboral, lo que quiere decir que, por ejemplo, es fácil para ellas eliminar empleos en los casos de menores ventas.

Demanda laboral y regulación

Las ecuaciones han sido estimadas utilizando efectos aleatorios para el panel no balanceado durante 1988-2007, y errores estándar robustos por grupos de observaciones a nivel empresa²². Además, las estimaciones incluyen variables dicotómicas anuales, el indicador de *rigidez en el empleo*, y dicotómicas para controlar los valores nulos de las proporciones de costos²³, cuando son significativas al nivel del 10% y robustas a especificaciones alternativas.

Inicialmente fueron analizados los potenciales problemas de endogeneidad. El modelo descrito supone implícitamente que el empleo no determina los salarios al nivel de empresa. Esta hipótesis es testeada empíricamente para las empresas manufactureras bolivianas registradas utilizando el test de endogeneidad de Hausman (ver, por ejemplo, Wooldridge 2002). Para cada tipo de trabajo se procedió a: i) estimar la regresión del salario con las variables exógenas como regresores; ii) calcular los residuos de estas regresiones estimadas; y iii) incluir estos residuos como un nuevo regresor en la ecuación de costos proporcionales del empleo.

Para el caso de los obreros, se rechazó la hipótesis de un coeficiente diferente de cero de la variable de residuos inclusive al nivel del 15%, lo que muestra la inexistencia de problemas de endogeneidad. Sin embargo, este coeficiente es rechazado al nivel del 5% para el caso

22 El método de efectos aleatorios ha sido escogido por las siguientes razones: i) la no correlación aparente entre los regresores y los efectos individuales, dada la especificación teórica de las funciones; ii) las características de la información de las firmas, que en buena proporción cuentan con pocos períodos (uno o dos); y iii) la baja varianza de los costos laborales proporcionales en el tiempo por firma en la mayor parte de los casos (para una discusión sobre las metodologías utilizadas para los datos de panel (no balanceados), ver Wooldridge 2002; Baltagi y Song, 2006; Greene, 2008; y Cameron y Trivedi 2009). Cabe señalar también que no se utilizó el modelo de Regresiones Aparentemente no Relacionadas, lo cual habría sido recomendable en términos de eficiencia, por la falta de un paquete computacional para procesar el sistema de ecuaciones conjuntamente.

23 Todas las firmas cuentan con trabajadores permanentes, empero no todas contratan obreros y empleados.

de los empleados, pero no al 10% (ver cuadro A.1 en el Anexo). Estos resultados muestran que las empresas tienen mayor poder para establecer los niveles salariales de sus obreros comparativamente a sus empleados, siendo consistente con la estructura de la fuerza laboral boliviana. Los obreros, usualmente con bajos niveles de educación, son abundantes en el país y mayormente trabajan en actividades laborales precarias. En contraste, los empleados cuentan con mayores niveles de educación y se encuentran cubiertos por la normativa laboral en mayor proporción, siendo más escasos (ver, por ejemplo, Muriel y Jemio, 2010, y Muriel y Ferrufino, 2011).

Dados los resultados anteriores, los costos laborales proporcionales de los empleados son estimados sin y con variables instrumentales, a fin de evaluar la significancia de posibles problemas de endogeneidad. Los instrumentos utilizados fueron los tamaños de las empresas: dos dicotómicas para micro y grandes empresas. De acuerdo con el test de Wald, los coeficientes estimados para los salarios en las dos metodologías (utilizando y no utilizando variables instrumentales) no fueron estadísticamente diferentes, por lo que se mantuvo la hipótesis derivada del modelo sobre no endogeneidad (ver cuadro A.2 en el Anexo).

El cuadro 9 muestra los resultados de las estimaciones finales para las variables laborales (para la estimación de las ecuaciones relativas al capital y consumo intermedio, ver cuadro A.2 en el Anexo).

El coeficiente del Índice de *rigidez en el empleo* es estadísticamente significativo, y robusto a especificaciones alternativas, para los obreros. Esto muestra un impacto negativo de la protección laboral sobre la demanda por empleo, el cual debería ser más importante desde 2006, cuando la política de seguridad laboral se modificó hacia una mayor protección.

Cuadro 9
Ecuaciones de costos laborales y salarios, 1988-2001, 2004, 2006-2007

Variables	S_U	$\ln w_U$	S_S	$\ln w_S$
$\ln w_U$	0.0440 (0.0021) ***		-0.0067 (0.0005) ***	
$\ln w_S$	-0.0021 (0.0004) ***		0.0414 (0.0017) ***	

$\ln q$	-0.0036 (0.0008) ***	0.0892 (0.0058) ***	-0.1034 (0.0080) ***	0.0826 (0.0064) ***
$\ln w_K$	-0.1426 (0.0121) ***		-0.0192 (0.0051) ***	
$\ln w_M$	-0.0217 (0.0062) ***		-0.0155 (0.0008) ***	
$\ln y$	-0.0241 (0.0011) ***		-0.2551 (0.0143) ***	
Rigidez en el empleo	-0.0097 (0.0043) **			
Constante	0.0750 (0.0203) ***	0.0079 (0.0213)	0.0527 (0.0159) ***	0.0871 (0.0126) ***
Observaciones	13635	13635	13635	13635
R2 todo el modelo	0.3405	0.9311	0.3643	0.9547

- i) la metodología utilizada es efectos aleatorios con errores estándar robustos y agrupados por empresa (3142)
- ii) en paréntesis se encuentran los errores estándar, *** demarca el nivel de significancia al 1%, y ** al 5%
- iii) han sido incluidas dicotómicas significativas por año: 1989-1991 y 1994 la regresión de S_U 1996, 1998-2001 y 2007 para $\ln w_U$, 1989-1990, 1993, y 2004 para S_S , y 1997-2001 para $\ln w_S$
- iv) en las dos primeras regresiones (últimas dos regresiones), una dicótoma fue incluida cuando el empleo permanente es positivo pero los obreros (empleados) fueron reportados como cero.

El cuadro 10 presenta las elasticidades empleo-salario calculadas de la ecuación (11) y de los resultados econométricos descritos en el cuadro 9. Las estimaciones muestran que, *ceteris paribus*, el incremento en 1% en los costos laborales reducen la demanda por obreros en 0.49% y por empleados en 0.43%. En este sentido, el impacto de los costos de la regulación laboral se hace extremadamente significativo, si se toma en cuenta que, en promedio, éstos representan un aumento del salario básico en 50.76% para los obreros y 50.94% para los empleados²⁴. Esto quiere decir que las empresas que solamente pagan salarios básicos en el sector de manufacturas deberían aumentar sus costos laborales en aproximadamente 51% si deciden

24 El costo promedio derivado de la regulación laboral considera solamente las firmas con trabajadores para cada categoría.

sujetarse a la normativa laboral. Sin embargo, las empresas nacientes pueden transferir parte de estos costos a los trabajadores. Ciertamente, los altos costos derivados de la regulación laboral son una razón que explica por qué un gran número de empresas micro e informales deciden mantenerse en esa escala, dados los costos formales asociados a su crecimiento.

Cuadro 10
Elasticidades e impacto de la regulación laboral, 1988-2001, 2004, 2006-2007

	Elasticidad empleo-salario	Pérdidas de empleos debido a la regulación laboral	
		Política sobre el salario básico(2)	Nueva ley de pensiones(3)
Obreros			
Promedio(1)	-0.4988	-5.65%	-1.21%
Mínimo(1)	-0.5351	-6.06%	-1.30%
Máximo(1)	-0.4626	-5.23%	-1.12%
θ_U	50.76%	50.76%	54.15%
Incremento (%) en \bar{w}_U		≈11.32%	0.00%
Empleados			
Promedio(1)	-0.4278	-4.82%	-1.03%
Mínimo (1)	-0.4680	-5.27%	-1.13%
Máximo (1)	-0.3877	-4.37%	-0.93%
θ_S	50.94%	50.94%	54.15%
Incremento (%) en \bar{w}_S		≈11.27%	0.00%

(1) las elasticidades son calculadas utilizando la expresión $\eta_{ii} = \frac{\hat{\gamma}_{ii}}{s_i} + s_i - 1, i = U, S$, el promedio corresponde al coeficiente estimado $\hat{\gamma}_{ii}$, el máximo y mínimo representan, respectivamente, los límites inferiores y superiores del intervalo de confianza (al 95%) de los valores de $\hat{\gamma}_{ii}$;

(2) las elasticidades son estimadas considerando que $\frac{\partial x_i}{\partial \bar{w}_i} \frac{\bar{w}_i}{x_i} = \eta_{ii}$;

(3) corresponde a $\frac{\partial x_i}{\partial \theta_i} \frac{\theta_i}{x_i} = \frac{\theta_i}{1 + \theta_i} \eta_{ii}$.

Además, el cuadro 10 presenta dos microsimulaciones para evaluar los cambios en la normativa durante los últimos años, las cuales fueron previamente descritas: el incremento mandatorio del salario básico y el aumento del costo social de la nueva ley de pensiones.

La primera política económica fue implementada con el objetivo de mantener los salarios reales en relación al Índice de Precios del Consumidor (IPC), el cual aumentó principalmente por los precios de los alimentos. En 2006-2009 el salario básico tuvo un crecimiento mandatorio del 29.36%. Sin embargo, la mayor parte de los precios de las manufacturas aumentaron en menor magnitud, alcanzando, en promedio para los 16 sub sectores²⁵, un incremento del 18.08%. Esta información permite estimar las diferencias entre los precios a nivel empresa, que alcanzaron el 11%, como se aprecia en el cuadro 10.

Una forma de evaluar esta política es considerando el impacto de esta diferencia en precios (*ceteris paribus*), lo cual correspondería al incremento del costo laboral en 2006-2009. Ciertamente, el incremento salarial mandatorio es deseable para mantener los estándares de vida de los trabajadores sujetos a la norma; sin embargo, la simulación muestra que esta medida lleva costos en términos de pérdidas de empleos (5.7% para los obreros y 4.8% para los empleados).

La segunda política fue concebida para captar más recursos para el sistema de pensiones, buscando favorecer a los contribuyentes que, por diversas razones, no alcanzan un mínimo para el retiro de pensiones. Un problema importante de esta regla es que aumenta la tasa de regulación laboral (θ_i) en 3.4% por año, representando en la práctica un impuesto sobre el empleo pagado por las empresas. Por lo tanto, la política no es solamente distorsiva (es decir, genera problemas de eficiencia) sino que también afecta directa y negativamente sobre la demanda laboral de las empresas sujetas a la norma.

La segunda política es evaluada a través de su impacto directo sobre la demanda (*ceteris paribus*), lo que quiere decir a través de la variación de θ_i en la ecuación (11) para obtener la elasticidad correspondiente: $\frac{\partial x_i}{\partial \theta_i} \frac{\theta_i}{x_i} = \frac{\theta_i}{1 + \theta_i} \eta_i$. Los resultados muestran que esta medida reduce la demanda por empleo en 1.2% para los obreros y 1.0% para los empleados.

Finalmente, cabe notar que la magnitud de los efectos negativos sobre las políticas laborales en términos de pérdidas de empleos son significativas, si se compara con el crecimiento neto del empleo, descrito en el cuadro 5, que alcanza, en promedio, 3.96% por año.

²⁵ El crecimiento de los precios de producción de la empresa es igual al de los precios implícitos del valor bruto de la producción de su subsector correspondiente, según la clasificación de la matriz de insumo-producto.

4. Conclusiones y recomendaciones de política

Los gobiernos bolivianos se esforzaron por proteger a los trabajadores creando reglas con estándares que han sido clasificados entre los más altos del mundo; sin embargo, con una cobertura muy baja en la práctica. Además, de acuerdo al estudio, los empleos sujetos a las normas laborales han sido restringidos por éstas. Este efecto se analiza a través de los flujos de trabajo y estimaciones de la demanda laboral, utilizando datos para las empresas manufactureras registradas durante 1988 y 2007.

Los indicadores de flujos muestran que el empleo neto aumentó a un ritmo del 4.7% anual, en promedio, en el período 1989-1994, y al 10.1% en 2006-2007. En 1996-1999 y 2000-2001, la tasa fue inferior al 2%. El crecimiento del empleo fue negativo en el período 1998-1999, lo que puede atribuirse a la recesión económica. En contraste, en 2006-2007 se observa una tasa positiva y alta, pudiendo atribuirse a la expansión económica. Por otro lado, la tasa de reasignación del empleo (la creación más la destrucción de fuentes laborales) tuvo un promedio de 14.6% anual, lo que sugiere que el sector manufacturero formal boliviano se caracteriza por una relativa baja magnitud de flujos de empleo. Además, los datos confirman que la creación de empleos es pro-cíclica, mientras que la destrucción es anti-cíclica.

Se obtuvo algunos resultados interesantes al comparar los indicadores de flujos de empleo y las variables proxy de regulación laboral. La tasa de trabajadores temporales (que cuanto más alta equivale a menos costos laborales asociados a la regulación) presenta una relación positiva con la tasa de reasignación laboral, mostrando que las empresas con una proporción más alta de trabajadores temporales también tienen un mayor grado de libertad para contratar y despedir trabajadores permanentes. Además, la contribución de las empresas con elevadas tasas de trabajadores temporales a la tasa de reasignación del empleo ha ido aumentando en el tiempo, en parte debido a la crisis de 1999, con estas empresas recuperándose rápidamente el siguiente año, mientras que otras continuaron contribuyendo negativamente al crecimiento neto del empleo en los siguientes años. En particular, las empresas con altas proporciones de trabajadores temporales fueron las únicas que contribuyeron a la creación neta de empleos durante el período de recesión 1998-1999. Por último, estas empresas también experimentaron tasas más altas de crecimiento neto del empleo.

En el segundo enfoque, las funciones de demanda laboral fueron construidas utilizando la estructura translogarítmica, incluyendo los costos derivados de la regulación laboral como un impuesto (o impuestos) proporcionales al salario básico, y asumiendo imperfecciones en el

mercado de trabajo. Las elasticidades empleo-salario estimadas muestran que el aumento del 1% en los costos laborales unitarios reducen la demanda de obreros en 0.49% y de empleados en 0.43%. El impacto de los costos de la regulación laboral se vuelve extremadamente significativo, si se considera que, en promedio, aumenta el salario básico en cerca de 51%. Esto implica, por ejemplo, que las empresas que solamente pagan el salario básico en el sector de manufacturas incrementarían sus costos laborales en 51% si deciden sujetarse a las normas. Ciertamente estos altos costos son una razón que explica por qué un gran número de empresas en Bolivia decide ser informal (en términos de cumplimiento de la norma).

Además, a través de la inclusión de un indicador que estima la rigidez en el empleo se encontró que la protección laboral tuvo un impacto negativo sobre la demanda de obreros. Este efecto sería más importante desde 2006, ya que las reglas de protección laboral fueron más altas.

Por último, dos microsimulaciones fueron realizadas para evaluar los cambios en la norma en los años recientes: el aumento mandatorio del salario básico en 2006-2009, y el incremento de los costos laborales derivados del nuevo sistema de pensiones aplicado desde 2010. En el primer caso, el ejercicio muestra que el salario aumentó generando costos en términos de pérdidas de empleo de 5.7% para los obreros y 4.8% para los empleados; y en el segundo caso, la demanda por empleo decrece en 1.2% para obreros, y 1.0% para empleados.

Los altos estándares de la regulación laboral asociados a su baja cobertura, y efectos negativos sobre el empleo permanente asalariado, muestran la necesidad de pensar en medidas alternativas. Ciertamente, los beneficios y costos en términos de bienestar social deben ser evaluados cuidadosamente; sin embargo, es posible recomendar las siguientes políticas: algún grado de flexibilidad sobre el empleo permanente (sujeto a la regulación laboral) y medidas salariales más acordes con la productividad laboral.

Tres alternativas se proponen a fin de promover algún grado de flexibilidad, empero con estabilidad. La primera alternativa es el banco de horas, el cual ha sido aplicado en Brasil desde 1988 (ver, por ejemplo, Brasil, 2004). Esta política consiste en ajustar la jornada laboral a las necesidades de producción/ventas de las empresas, reduciendo las horas de trabajo en los días de baja actividad y acumulando créditos en horas en los periodos de alta producción/ventas. El salario básico mensual no cambia en el tiempo, y todas las condiciones en términos de créditos y deudas en horas laborales deben ser negociadas entre empleadores y trabajadores. Además, las horas laborales pueden corresponder a tiempo completo o tiempo parcial. Esta

política reduce, en parte, la necesidad de contratar trabajadores temporales en periodos de alta producción/ventas.

La segunda alternativa consiste en regular apropiadamente el cumplimiento de los contratos laborales. Actualmente la norma cuenta con varios vacíos en este tema y es excesivamente burocrática en la resolución de conflictos, perjudicando tanto a empleadores como a trabajadores²⁶. No cabe duda que uno de los principales motivos de despido es el bajo rendimiento o negligencia del trabajador en el puesto laboral, lo que debería estar claramente establecido en los contratos. En este sentido, una regulación completa pero simple, clara y rápida de ejecutar, reduciría el riesgo de contratar y mantener de manera permanente este tipo de trabajadores, con los consiguientes efectos positivos sobre la demanda laboral.

Por último, el Gobierno debería generar políticas específicas para promover el empleo permanente en periodos de recesión económica, lo que podría implicar, entre otras medidas, la reducción de horas trabajadas y el despido de trabajadores con un seguro básico de desempleo.

En el caso de *una política salarial más acorde con la productividad laboral*, se propone lo siguiente. Primero, la concepción detrás de la regulación laboral boliviana debería ser cambiada; la que establece que “dado que los empleadores buscan explotar a los trabajadores, éstos deben ser protegidos”. Por ejemplo, las nuevas corrientes de pensamiento creen que cuando los trabajadores se sienten felices en su fuente laboral (y ciertamente no explotados) son más productivos. Además, los trabajadores más productivos que “se sienten explotados” tendrán una mayor probabilidad de dejar el trabajo que aquéllos menos productivos, porque es muy probable que encuentren un trabajo mejor. En este sentido, el Gobierno boliviano debería promover la valoración de los trabajadores, dado que son activos fundamentales del desempeño de las empresas, cambiando la visión de muchas normas laborales.

Segundo, bajo la perspectiva de que los trabajadores son los activos clave de las empresas, los bonos deberían enfocarse más en la producción y la productividad. En este sentido, podrían mantenerse el aguinaldo, los bonos de antigüedad y áreas fronterizas, y juntar los

²⁶ Por ejemplo, las instituciones pueden decidir no pagar un nivel salarial dado y no tener ninguna penalidad. Adicionalmente, los trabajadores pueden no cumplir con los contratos laborales, igualmente sin ninguna penalidad. Estas situaciones son altamente probables en Bolivia, porque cualquier resolución de conflictos envuelve procesos altamente burocráticos y un sistema judicial muy costoso y con fuertes debilidades institucionales.

bonos de beneficios, producción no-compulsoria, quinquenio y domingos en un bono que refleje adecuadamente la productividad y el desempeño.

Por último, es recomendable evitar, tanto como sea posible, los incrementos mandatorios en los costos laborales. La teoría tributaria muestra que esta clase de impuestos tiene efectos perversos sobre la demanda laboral, lo cual ha sido probado empíricamente en este documento. En particular, los nuevos costos sociales derivados del nuevo sistema de pensiones deberían ser financiados con otros tipos de impuestos.

Fecha de recepción: 06 de marzo de 2013
Fecha de aceptación: 05 de marzo de 2014

Referencias

1. Akerlof, A. G. y J. L. Yellen (1986). *Efficiency Salary Models of the Labor Market*. Nueva York: Cambridge University Press.
2. Autor, D., Kerr, W. y Kugler A. (2007). “*Do Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from U.S. States*”. NBER Working Paper N° 12860, Cambridge, MA.
3. Baltagi, B. H., y Heun Song, S. (2006). “*Unbalanced Panel Data: A survey*”. *Statistical Papers*, 47: 493-523.
4. Banco Mundial (2009). *Doing Business 2010: Reforming Through Difficulties*. Banco Internacional para la Reconstrucción y el Desarrollo, Washington DC: Banco Mundial.
5. Barja, G. (2000). “Las reformas estructurales bolivianas y su impacto sobre las inversiones”. En: L. C. Jemio y E. Antelo (eds): *Quince años de reformas estructurales en Bolivia: sus impactos sobre inversión, crecimiento y equidad*. La Paz, Bolivia: CEPAL-IIEC.
6. Behar, A. (2004). “*Estimates of Labour Demand Elasticities and Elasticities of Substitution Using Firm Level Manufacturing Data*”. Centre for Social Science Research Working Paper N° 98, Rondebosch, Sudáfrica.
7. Berndt, E. R. y Christensen, L. R. (1973). “*The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U.S. Manufacturing 1929–68*”. *Journal of Econometrics* 1: 81–114.
8. Bierens, H. J. (2007). “Multicollinearity”. Manuscrito no publicado, Pennsylvania State University, Pennsylvania.
9. Binswanger, H. P. (1974). “*The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production*”. *American Economic Review*, 64(6), 963-976.
10. Biorn, E. (2004). “*Regression Systems for Unbalanced Panel Data: A Stepwise Maximum Likelihood Procedure*”. *Journal of Econometrics*, 122: 281-291.
11. Blackorby, C. y Russell, R. R. (1989). “*Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up?: A comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities*”. *The American Economic Review*, 79 (4), 882–888.
12. Blomberg, J. (2007). *Essays on the Economics of the Aluminium Industry*. Departamento de Administración de Negocios y Ciencias Sociales, Universidad de Tecnología Luleå, Suecia.

13. Bolivia: Ministerio de Desarrollo Económico, INE, BCB, CEP, CEPROBOL, UDAPE, UNCTAD, DFI (2005). *Flujos de capital extranjero privado y percepción del clima de inversión*. La Paz, Bolivia.
14. Bölük, G. y Ali Koç, A. (2010). “*Electricity Demand of Manufacturing Sector in Turkey: A Translog Cost Approach*”. *Energy Economics*, 32: 609–615.
15. Botero C. J., Djankov, S., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. y Shleifer, A. (2004). “*The Regulation of Labor*”. Manuscrito no publicado, Yale University, New Haven.
16. Brasil. Ministerio de Relaciones Internacionales del Brasil (2004). “Inversión en Brasil paso a paso”. División de Promoción Comercial, Brasil.
17. Calvo, S. (2006). “*Applying the Growth Diagnostics Approach: The Case of Bolivia*”. Banco Mundial, La Paz, Bolivia.
18. Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press, College Station, Texas.
19. CEDLA (2006). “Diagnóstico nacional sobre la situación económica laboral de adolescentes y jóvenes”. GTZ-CEDLA, La Paz, Bolivia.
20. Chávez, A. G. y Muriel H., B. (2004). “Los efectos económicos de la erradicación forzosa de la hoja de coca”. Manuscrito no publicado, La Paz, Bolivia.
21. Davis, S. J., Haltiwanger, J. C. y Schuh, S. (1996). *Job Creation and Destruction*. Cambridge, MA: MIT Press.
22. Evia, T. (2010). “Eficiencia técnica del sector manufacturero en Bolivia: una aproximación de frontera de producción estocástica”. Tesis de graduación en Economía, Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, La Paz, Bolivia.
23. Fajnzylber, P., Perry, G., Maloney, W., Arias, O., Mason, A. y Saavedra-Chanduvi, J. (2007). *Informality: Exit and Exclusion, Building Effective and Legitimate Institutions*. Washington, DC: Banco Mundial.
24. Gersdorff, H. von (1997). “*The Bolivian Pension Reform: Innovative Solutions to Common Problems*”. Manuscrito no publicado, Departamento de Desarrollo del Sector Financiero, Banco Mundial.
25. Global Entrepreneurship Monitor (GEM) (2008). *Reporte Nacional Bolivia 2008*, Maestrías para el Desarrollo, Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, La Paz, Bolivia.

26. Greene, W. H. (2008). *Econometric Analysis*. Nueva Jersey: Upper Saddle River.
27. Gruber, J. (1997). "The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile". *Journal of Labor Economics*, 15 (S3): S72-S101.
28. Haltiwanger, J. C., y Schuh, S. (1999). "Gross Job Flows Between Plants and Industries". *New England Economic Review* (marzo/abril): 41-64.
29. Haltiwanger, J. C. y Vodopivec, M. (2002). "Worker Flows, Job Flows and Firm Salary Policies: An Analysis of Slovenia". Discussion Paper N° 569 (septiembre), Instituto de Estudios en Empleo (IZA), Bonn, Alemania.
30. Haltiwanger, J. C., Scarpetta, S. y Schweiger, H. (2006). "Assessing Job Flows across Countries: The Role of Industry, Firm Size, and Regulations". Discussion Paper N° 4070 (noviembre), Instituto de Estudios en Empleo (IZA), Bonn, Alemania.
31. Hamermesh, D. (1986). "The Demand for Labor in the Long Run". En: O. Ashenfelter y R. Layard, eds.: *Handbook of Labor Economics* (Volume 1). North-Holland: Elsevier.
32. ----- (1993). *Labor Demand*. Princeton, N.J., Princeton University Press.
33. Heckman, J. y Pagés, C. (2004). "Law and Employment: Lessons from Latin America y the Caribbean: An introduction". En: J. Heckman y C. Pagés, eds. *Law y Employment: Lessons from Latin America y the Caribbean*. Chicago: The University of Chicago Press.
34. Hsieh, C. T., y Klenow, P. (2009). "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India". *Quarterly Journal of Economics*, CXXIV(4): 1403-1448.
35. Jemio, L. C. (2000). "Crunch de crédito en el sistema financiero boliviano". Manuscrito no publicado, Corporación Andina de Fomento (CAF), La Paz, Bolivia.
36. Kaplan, D. S. (2009). "The Effects of Rigid Labor Regulations in Latin America". *Enterprise Surveys*, Enterprise Note Series, Banco Mundial.
37. Kaufmann, D., Kraay, A. y Mastruzzi, M. (2010). "The Worldwide Governance Indicadores: Methodology and Analytical Issues", Draft Policy Research, Working Paper.
38. Kesselman, R. J., Williamson, D. H. y Berndt, E. R. (1977). "Tax Credits for Employment Rather than Investment". *The American Economic Review*, 67(3): 339-349.
39. Krugman P.R. y Obstfeld, M. (2001). *Economía internacional: teoría y política*. Madrid: Pearson Educación S.A., quinta edición.

40. Landa, F. y Jiménez, W. (2004). "Empleo y productividad de la pequeña y mediana empresa de la manufactura en Bolivia, 1995-1999". Evaluación de la pobreza en Bolivia, Banco Mundial.
41. Layard, R., Stephen, N. y Jackman, R. (1991). *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labor Market*. Oxford: Oxford University Press.
42. Lazear, E. (2000). "Performance Pay and Productivity". *The American Economic Review*, 90 (5): 1346-1361.
43. Machicado C. G. y Birbuet, J. Z. (2009). "Misallocation and Manufacturing TFP in the Market Liberalization Period of Bolivia". Development Research, Working Paper 06/2009, Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), La Paz, Bolivia.
44. Mercado, A., Leitón, J. y Chacón, M. (2005). "El crecimiento económico en Bolivia, 1952-2003". Documento de Trabajo N° 01, Instituto de Investigaciones Socioeconómicas (IISEC), Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz, Bolivia.
45. Micco, A. y Pagés, C. (2004). "Employment Protection and Gross Job Flows: A Difference-in-Difference Approach". Manuscrito no publicado.
46. Morales, R. (2008). "El sector informal en Bolivia. Reflexiones teóricas y realidad estadística". Superintendencia de Empresas, La Paz, Bolivia.
47. Muriel, H. B. (2004). "Três ensaios sobre as predições de Heckscher-Ohlin: Questões teóricas e testes empíricos". Tesis de Doctorado en Economía, Catholic University of Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brazil.
48. ----- (2005). "Female labor market conditions in urban Bolivia", Working Paper N° 003, Master for Development, Universidad Católica Boliviana "San Pablo", La Paz, Bolivia.
49. ----- (2011). "Rethinking Earnings Determinants in the Urban Areas of Bolivia". Development Research Working Paper N° 05, Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD), La Paz, Bolivia.
50. Muriel, H. B. y Ferrufino, R. (2011). "Regulación laboral y mercado de trabajo: principales desafíos para Bolivia". Manuscrito no publicado, Fundación Milenio, Embajada de Dinamarca, La Paz, Bolivia.
51. Muriel, H. B. y Jemio, L. C. (2010). "Mercado laboral y reformas en Bolivia". En: J. Rodríguez y A. Berry eds.: *Desafíos laborales en América Latina después de dos décadas de reformas estructurales*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.

52. Nissin, J. (1984). "The Price Responsiveness of the Demand for Labour by Skill: British Mechanical Engineering: 1963-1978", *The Economic Journal*, 94 (376): 812-825.
53. Oi, W. Y. (1990). "Employment Relations in Dual Labor Markets", *Journal of Labor Economics*, 8(1): S124-S149.
54. Peichl, A. y Sieglösch, S. (2010). "Incorporating Labor Demand Effects into the Microsimulation of Tax and Benefits Reforms". Manuscrito no publicado, Instituto de Estudios en Empleo (IZA), Bonn, Alemania.
55. Rajan, R. y Zingales, L. (1998). "Financial Dependence and Growth". *American Economic Review*, 88(3): 559-586.
56. Schneider, F. (2002). "Size and Measurement of the Informal Economy in 110 Countries around the World". Documento preparado para el Taller del Centro de Impuestos Nacionales Australiano, ANU.
57. Solow, R. (1979). "Another Possible Source of Salary Stickiness". *Journal of Macroeconomics*, 1: 79-82.
58. Stiglitz, J. (1976). "The Efficiency Salary Hypothesis, Surplus Labour, and the Distribution of Income in L.D.C.s". *Oxford Economic Papers*: 185-207.
59. Vargas, M. (2011). "Ser o no ser Informal: una simulación estructural para Bolivia". Manuscrito no publicado, Fundación ARU, La Paz, Bolivia.
60. Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section y Panel Data*. Cambridge: MA MIT Press.
61. Yellen, J. L. (1984). "Efficiency Salary Models of Unemployment". *The American Economic Review*, 74(2):200-205.

Anexo

Cuadro A.1
Ecuaciones de demanda laboral con los residuos de los salarios como regresores, 1988-2001, 2004, 2006-2007

Variables	S_U	S_U	S_S	S_S
$\hat{\delta}_{U_i}$ (coeficiente para los residuos de $\ln w_U$)	-0.0075 (0.0055)	-0.0061 (0.0050)		
$\hat{\delta}_{S_i}$ (coeficiente para los residuos de $\ln w_S$)			-0.0075 (0.0042)*	-0.0077 (0.0040)*
Controles para los costos proporcionales y las regresiones de salarios	Todas las variables exógenas	Solamente las dicotómicas significativas	Todas las variables exógenas	Solamente las dicotómicas significativas
Observaciones	13,635	13,635	13,635	13,635

i) la metodología utilizada es efectos aleatorios con errores estándar robustos y agrupados por empresa (3142); ii) en paréntesis se encuentran los errores estándar; iii) * demarca el nivel de significancia al 10%..

Cuadro A.2
Ecuaciones remanentes, 1988-2001, 2004, 2006-07

Variables	S_S (VI)	S_K	S_M
$\ln w_U$	-0.006 (0.0005)***	0.0015 (0.0006)**	-0.0132 (0.0009)***
$\ln w_S$	0.0453 (0.0029)***	0.0024 (0.0005)***	-0.0130 (0.0006)***
$\ln q$	-0.003 (0.0007)***	0.0029 (0.0015)*	
$\ln w_K$	-0.118 (0.0085)***	0.3506 (0.0161)***	-0.1458 (0.0160)***
$\ln w_M$	-0.026 (0.0054)***	-0.0470 (0.0089)***	0.0707 (0.0115)***

ln y	-0.015	-0.0242	0.0564
	(0.0163)***	(0.0017)***	(0.0020)***
Constante	-0.006	1.3099	-0.4634
	(0.0005)	(0.0372)***	(0.0462)***
Observaciones	13635	13635	13635
R ² del modelo	0.3238	0.0655	0.1325

- i) la metodología utilizada es efectos aleatorios con errores estándar robustos y agrupados por empresa (3142);
- ii) en paréntesis se encuentran los errores estándar, *** demarca el nivel de significancia al 1%, ** al 5%, y * al 10%;
- iii) las variables dicotómicas significativas anuales incluidas en la regresión fueron 1996, 1998-2001 y 2007 para S_S , 1990, 1992-1995 y 1997 para S_K , y 1991-1995, 1997, 1999 y 2001 para S_M
- iv) en la primera regresión se utilizan variables instrumentales in (dicotómicas para micro y grandes empresas) para ln w_s ; y
- v) en la primera regresión una dicotómica ha sido incluida cuando el empleo permanente es positivo pero la categoría de empleados reportada es cero.