

# MPRA

Munich Personal RePEc Archive

## **Determinants of wage dynamics**

valdivia coria, joab dan and Valdivia Coria, Daney

2019

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/105203/>  
MPRA Paper No. 105203, posted 11 Jan 2021 07:51 UTC

# Determinants of wage dynamics<sup>1</sup>

Joab Dan Valdivia Coria y Daney David Valdivia Coria

## ABSTRACT

Marginal labor productivity (wages) and evolution over time is a relevant macroeconomic indicator. Its determinants from a structural point of view and empirical evidence by time series indicate that sustained economic growth generates favorable conditions for the labor market, positively impacting wages. On the other hand, the Herfindahl and Hirschman Index (HHI) shows that the greater the concentration of Bolivia's industrial gross domestic product, the more negative the effect on the evolution of wages. Finally, as the literature indicates, if the Human Development Index (HDI) is higher, the population has a greater probability of accessing the formal labor market, which is why wages are higher. The empirical contrast of the research was done by a model of Auto-regressive Vectors (VAR) and a Markov Switching regression due to the behavior of the wage index.

**JEL codes:** E24, J24, J31

**Keywords:** Wage index, Auto-regressive Vectors (VAR), Markov Switching.

---

<sup>1</sup> This document expresses the exclusive point of view of the authors and not that of the institutions to which they belong.

## **Determinantes de la dinámica en salarios<sup>2</sup>**

Joab Dan Valdivia Coria y Daney David Valdivia Coria

### **RESUMEN**

La productividad marginal del trabajo (salarios) y su evolución en el tiempo es un indicador macroeconómico relevante, sus determinantes desde el punto de vista estructural y la evidencia empírica por series de tiempo indican que un crecimiento económico sostenido genera condiciones propicias para el mercado laboral, impactando de manera positiva en los salarios. Por su parte, a través del Índice de Herfindahl e Hirschman (IHH) se evidencia que a mayor concentración del producto interno bruto industrial de Bolivia tiene un efecto negativo en la evolución del salario. Finalmente, como la literatura lo indica si el Índice de desarrollo Humano (HDI) es mayor, la población tiene mayor probabilidad de acceso al mercado laboral formal, por lo cual el salario es mayor. El contraste empírico de la investigación fue realizado por un modelo de Vectores Auto-regresivos (VAR) y una regresión Markov Switching debido al comportamiento del índice de salarios.

**Clasificación JEL:** E24, J24, J31

**Palabras Clave:** Índice de salarios, Vectores Auto-regresivos (VAR), Markov Switching.

---

<sup>2</sup> Este documento expresa el punto de vista exclusivo de los autores y no así de las instituciones a las que pertenecen.

## Introducción

Desde los 90's el comportamiento de los salarios en Bolivia fueron simétricos entre sí, ello indicaba que el sector público y privado gozaban de un precio similar por la oferta laboral. Pero, desde 2003 y debido a la faceta de la economía boliviana de aquel periodo esta relación se quiebra denotando contra-ciclicidad entre los índices de ambos segmentos por algunos trimestres, pero en 2006 se recupera la relación pro-ciclica, si bien es la mayor parte en la relación es débil, este resultado obedece a la fijación de salarios del sector público. Asimismo, el mercado laboral tanto en las horas trabajadas cambiaron desde 2006 y si bien es ligeramente más alto la volatilidad es menor; existe una cierta movilidad laboral entre la categoría y grupo ocupacional, asociado a un cambio de la estructura del mercado laboral. Los determinantes del salario real por segmento fueron estimados a partir desde el punto de vista de Carlino y Voith (1992) y Decker et al. (2009), las técnicas empleadas tanto de un modelo de Vectores-Autoregresivos (*VAR*) y una regresión de *Markov Switching* muestran resultados meritorios en línea con la evidencia empírica de otras economías y la teoría.

De este modo, cambios en el producto afectan de manera positiva a la productividad marginal laboral. Una mayor inversión, acumulación del capital humano y la generación empleo benefician a la población en el agregado, derivando en mayores salarios. Los efectos contractivos de una concentración de la industria deterioran el salario real, por lo cual se debe impulsar a la diversificación industrial ya que es beneficioso para enfrentar *shocks* idiosincráticos y singulares de la economía boliviana como también provenientes del contexto internacional.

## **Revisión de Literatura**

La literatura empírica que explica los determinantes de la productividad marginal del trabajo no es muy extensa, sin embargo, una primera aproximación es de Sveikauskas (1975), el cual estudia la heterogeneidad de la productividad marginal laboral para distintas áreas de Estados Unidos<sup>3</sup>, según el autor las variables que influyen en el comportamiento del salario real en el modelo planteado son la población (tamaño de la ciudad) y el nivel de educación. Los resultados del documento de investigación indican, que cuanto más grande sea una urbanización la productividad laboral tiende a incrementarse y del mismo modo cuanto mayor sea el nivel de educación de las personas, este afectara positivamente en el precio de la oferta/demanda laboral. Asimismo, Carlino y Voith (1992) capturan la idea teórica de Sveikauskas y ellos analizan con la aplicación de datos de panel los determinantes de la productividad agregada de Estados Unidos, las variables explicativas que insertan en su modelo son la inversión pública en infraestructura, capital humano, infraestructura metropolitana e índices industriales de conglomeración, este documento concluye que el nivel de educación, la infraestructura y los conglomerados afectan positivamente a la productividad laboral.

Por último, Decker et al. (2009), también haciendo uso de datos de panel y el análisis por áreas de Estados Unidos, añaden al modelo variables como la densidad poblacional, especialización industrial y el ratio de crímenes (variable proxy como amenazas de emprendimiento de negocios). El punto crucial de esta investigación es el coeficiente asociado a la especialización industrial, entre 1996 y 2000 el efecto sobre el salario real es negativo, explicado porque la diversidad industrial es un estimulante de la productividad laboral.

## **Datos**

Los indicadores del mercado laboral en Bolivia a inicios del milenio estaban deteriorados, esto debido a un contexto macroeconómico desfavorable que fue consecuencia de las medidas adoptadas en la década de los 90's<sup>4</sup>, lo cual

---

<sup>3</sup> Las cuales las divide entre Norte, Sur, Este y Oeste.

<sup>4</sup> En línea con el "Informe del gasto público para lograr sostenibilidad fiscal y servicios públicos eficientes y equitativos", realizado por el Banco Mundial (BM) y el Banco interamericano de Desarrollo (BID). Indicaron que las medidas adoptadas en aquellos años como la privatización de empresas estatales y la política fiscal referente a hidrocarburos no fueron las adecuadas, ya que ocasionaron que el gobierno deje de percibir ingresos lo que agravo más aun el déficit fiscal, que era continuo desde inicios de 1990.

produjo una economía vulnerable a shocks tanto externos como internos. En el contexto externo, las caídas en términos de intercambio de -5,5% y -4,9% entre 1998 y 1999, respectivamente, originaron una contracción del sector extractivo (hidrocarburos y minería) de -4,6% en 1999, además de la devaluación de los socios comerciales, Argentina y Brasil y sus respectivas crisis generaron una caída de la demanda y las exportaciones (con excepción gas natural) de Bolivia. Así, los indicadores del mercado laboral estaban en detrimento, la tasa de cesantía (TC) y la tasa de desempleo abierta (TDA)<sup>5</sup> ascendían a 5,7% y 7,7%, respectivamente. Este último indicador engloba a la población cesante y a la población aspirante, disponible para trabajar y en búsqueda activa de empleo o que efectuaron esfuerzos para establecer un negocio propio. En el último año, 2017, estos indicadores mejoraron reflejando así una caída de 2,3pp y 3pp de TC y TDA. Por otra parte, también se registró un incremento en algunos indicadores, como ser la tasa de ocupación (TO, 2,7pp), la tasa de global de participación (TGP 1,1pp) y la tasa bruta de participación (TBP) con incrementos de 2,5pp con respecto al 2000.

**Tabla 1: Indicadores del Mercado Laboral, 1990-2017  
(En porcentaje)**

INDICADORES	1990	1995	2000	2005	2011	2015	2016	2017
Tasa Bruta de Participación (TBP)	38.2	40.9	43.3	44.5	47.8	45.5	47.6	45.8
Tasa Global de Participación (TGP)	51.3	55.1	55.5	55.7	59.1	55.9	59.0	56.6
Tasa de Ocupación (TO)	47.5	53.1	51.2	51.4	56.7	53.3	56.0	53.9
Tasa de Desempleo Abierto (TDA)	7.2	3.6	7.7	7.8	4.2	4.7	5.2	4.7
Tasa de Cesantía (TC)	4.2	2.6	5.7	5.5	2.6	3.1	4.0	3.4

Fuente: Instituto Nacional de estadísticas (INE) Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE)  
 Nota: Los cálculos de los indicadores corresponden a: TBP = PEA/PT, TGP = PEA/PET, TO = PO/PET, TDA = PDA/PEA y TC = DC/PEA  
 Dónde: PEA = Población Económicamente Activa.  
 PET = Población en Edad de Trabajar.  
 PT = Población Total.  
 PO = Población Ocupada.  
 PDA = Población Desocupada Abierta.  
 DC = Desocupación Central

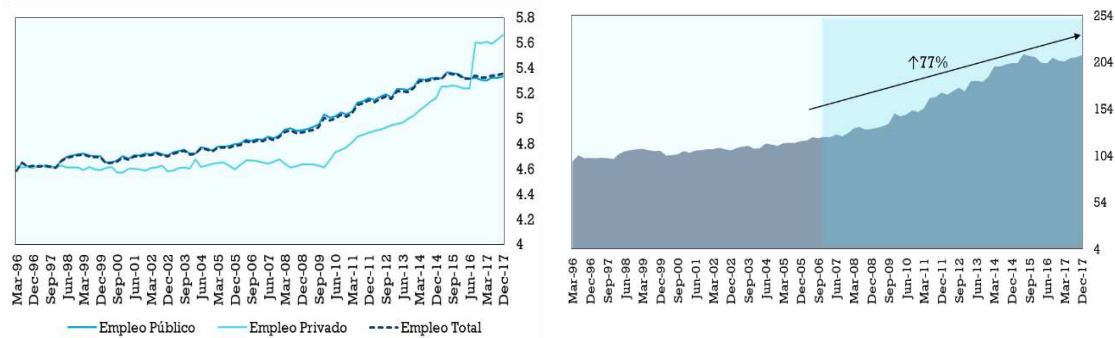
Debido a la heterogeneidad del mercado laboral en Bolivia debemos considerar los índices de empleo, dichas variables están divididas para el sector privado y público, por lo cual se decidió emplear el análisis de componentes principales (ACP)<sup>6</sup>, para crear un índice compuesto que refleje el comportamiento agregado

<sup>5</sup> Se considera la población cesante a los desocupados que trabajaron antes y perdieron su puesto laboral debido al cierre de actividades, cambio de ocupación u otros aspectos vinculados a la movilidad ocupacional que provocan desempleo fraccional.

<sup>6</sup> El ACP estudia las relaciones entre "x" variables correlacionadas (miden información común) para transformar el conjunto original de variables en otro conjunto de nuevas variables (que no tenga repetición o redundancia en la información) llamado conjunto de componentes principales. Las nuevas variables son combinaciones lineales de las anteriores y se van construyendo según el orden de importancia en cuanto a la variabilidad total que recogen de la muestra.

del mercado laboral. Este indicador advierte que existe una brecha considerable entre el sector público y privado, pero en términos agregados el crecimiento a partir de 2006 hasta 2017 es de 77%, cifra considerable que refleja un cambio de pendiente en el comportamiento de dicha variable (Gráfico 1).

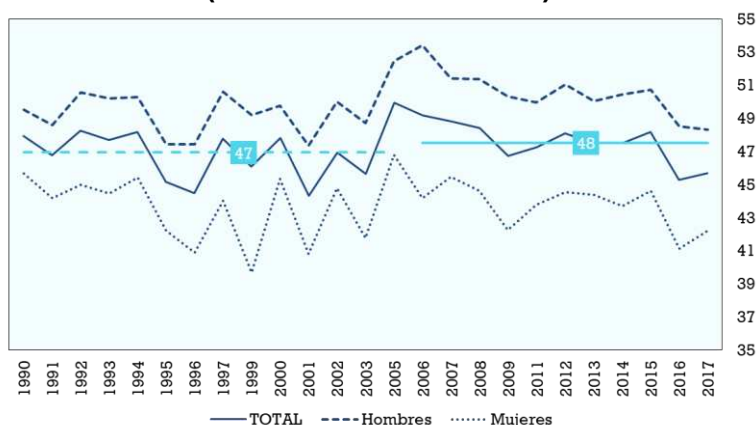
**Gráfico 1: Índices de Empleo**



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE)  
 Nota: Ambos índices tienen año base 1995

En términos de horas trabajadas promedio, desde 2006 se registró el incremento de una hora adicional de trabajo, esto da cuenta que existe un mayor dinámica con relación a periodos previos en el trabajo, ya sea por lado formal o informal. Asimismo la volatilidad es menor en los últimos años (1,2 horas respecto a 2,4 horas entre 1990-2005), comportamiento asociado a una menor relocalización laboral y es sustentado por la caídas en las tasas de cesantía y de desempleo abierto, aumentos en las tasas de ocupación y las participación globales y brutas.

**Gráfico 2: Población Ocupada: Horas promedio trabajadas en la semana de referencia, según sexo en ciudades capitales, 1990-2017 (En horas a la semana)**



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE)

Desde 2006 en adelante, en cuanto a la movilidad laboral se refiere según el grupo ocupacional se advierte una reducción en porcentaje de la población ocupada del sector agropecuario de 37,1% al 27,2% (2005 y 2017

respectivamente), que es acompañada de un incremento en la participación del grupo de operadores de máquina y profesionales/técnicos. Esta recomposición ocupacional se explicaría por una migración de una actividad vulnerable a variables no controlables, como son los fenómenos climáticos, hacia una más estable; además, de ser un indicio de una mayor movilidad laboral campo - ciudad<sup>7</sup>.

Del mismo modo, la recomposición por categoría ocupacional hasta 2005 se concentraba en 27,5% en “trabajador aprendiz o familiar”, en tanto, que en los últimos 12 años este indicador descendió a 21,3%, evolución que podría ser entendida como una menor concentración de la fuerza laboral en el sector informal familiar<sup>8</sup>. Asimismo, desde 2006 también se advierte que la población asalariada en promedio creció a 35%, reflejando un incremento de 7pp, gracias a una mayor inserción y seguridad laboral<sup>9</sup>.

Para la estimación del modelo planteado en esta investigación se optó la metodología de Carlino y Voith (1992), por lo cual se construyeron variables que los autores señalan como determinantes del salario real: i) una variable proxy que capture una medida de conglomerados es el índice de Herfindahl Hirschmann para la actividad industrial<sup>10</sup>; asimismo, se empleó el índice de desarrollo humano construido por el banco mundial como una medida de capital humano<sup>11</sup>. Y finalmente para medir el tamaño de la inversión en Bolivia se optó por los ratios de la formación bruta de capital fijo (FBKF) público y privado con respecto al PIB. Como se aprecia a mediados de los 00's la inversión pública tiene una mayor participación que la privada, este hecho se explica por el mayor gasto de capital en infraestructura y carreteras del sector público.

---

<sup>7</sup> Todos los datos proporcionados pueden visualizarse en ANEXOS.

<sup>8</sup> Este resultado este en línea con el documento realizado por la Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE), 2005.

<sup>9</sup> Todos los datos proporcionados pueden visualizarse en ANEXOS.

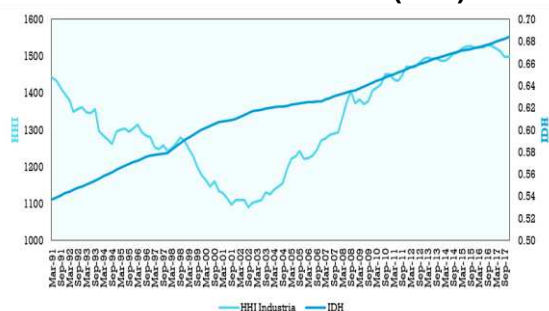
<sup>10</sup> Esta actividad comprende industria de alimentos, textiles, productos manufacturados, productos de refinado de petróleo, productos metálicos y no metálicos, entre otros.

<sup>11</sup> El cálculo del índice de desarrollo humano (IDH) se realiza a través de:

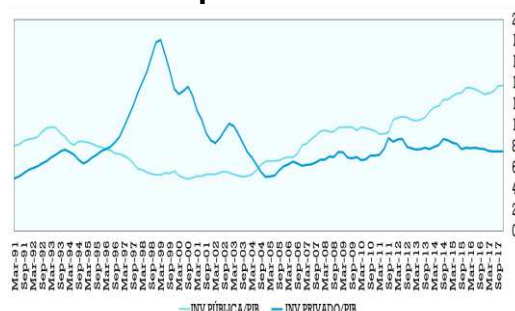
$$IDH = \frac{1}{3} (\text{índice de ingresos}) + \frac{1}{3} (\text{índice de esperanza de vida}) + \frac{1}{3} (\text{índice de educación})$$



**Gráfico 3: Índice de Herfindahl Hirschmann (HHI) e Índice de Desarrollo Humano (IDH)**



**Gráfico 4: Participación de Inversión pública y privada respecto al PIB**



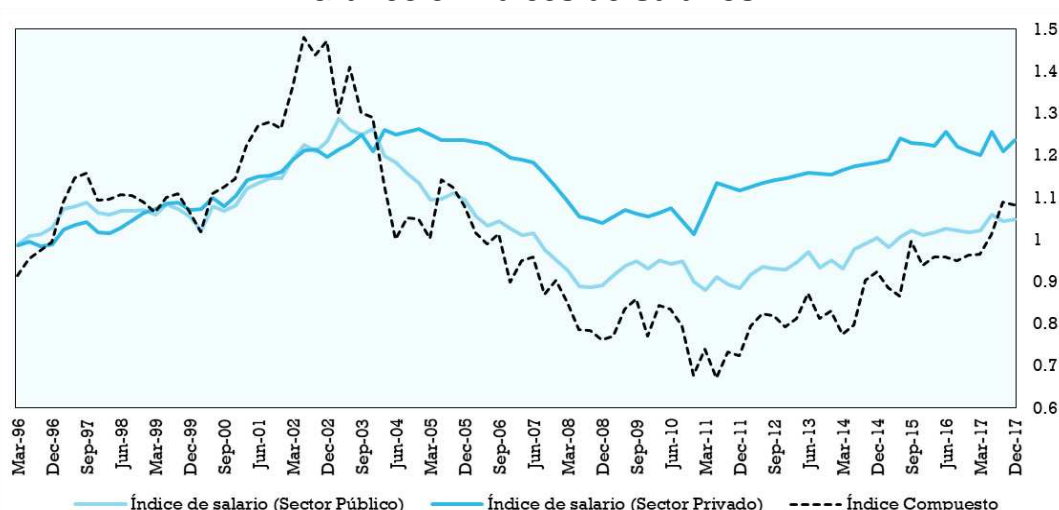
Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE), Indicadores de Desarrollo Mundial (Banco Mundial)

Nota: Índice de Herfindahl Hirschmann (HHI) utilizado:  $H = \sum_{i=1}^N \left(\frac{x_i}{X}\right)^2$

Escala:  $1 \leq HHI \leq 1.500$ : mercado no concentrado;  $1.500 < HHI \leq 2.500$ : mercado moderadamente concentrado;  $2.500 < HHI \leq 10.000$ : mercado altamente concentrado

En cuanto al comportamiento de los salarios reales por segmento (sector público y privado), dichos índices hasta finales de 2002 son similares tanto en crecimiento y valor, a partir de ese año si bien ambas variables se desaceleran hasta 2008 (aproximadamente) se observa una brecha entre los segmentos. Esta brecha entre los índices en promedio es de 18,6pp entre 2008 y 2017. La conducta se debe en parte a una transformación estructural de Bolivia, desde 2006 Bolivia opta una política más conservadora en relación al gasto corriente en salarios del sector público, fijando un tope máximo para la remuneración de funcionarios públicos los cuales no podrán percibir un monto mayor o igual establecido para los Ministros de Estado<sup>12</sup>.

**Gráfico 5: Índices de Salarios**



Fuente: Instituto Nacional de estadísticas (INE)

Nota: El índice compuesto se estimada a partir de la metodología plantea por los autores

<sup>12</sup> D.S. Nro. 28609, 26 de enero de 2006. Estos topes salariales fueron modificándose, el último D.S. Nro.3545 de 2018 establece un nuevo umbral respecto a los incrementos salariales del sector público.

Se realizó una aproximación para obtener un Índice de salarios agregado, la metodología empleada es similar a Holló et al. (2012)<sup>13</sup>.

$$IC_t = w_t^{priv} * I_t^{priv} (w_t^{priv} * I_t^{priv} + w_t^{pub} * \rho_t^{priv-pub} * I_t^{pub}) + w_t^{pub} * I_t^{pub} (w_t^{pub} * I_t^{pub} + w_t^{priv} * \rho_t^{priv-pub} * I_t^{priv})$$

Donde  $\rho_t^{priv-pub}$ , es la correlación dinámica entre el índice de salarios del sector público y privado obtenida por un modelo *DCC-GARCH*(1,1). Se seleccionó esta metodología debido a que existe un quiebre entre ambos índices en 2003, asociado a la fase por la que pasaba la economía boliviana en aquella época. El modelo planteado esta en base a Lee J. (2006), autor que estima correlaciones condicionales dinámicas multivariadas generalizadas autorregresiva condicionalmente heteroscedásticas (*DCC-GARCH*) entre el producto y la inflación de Estados Unidos.

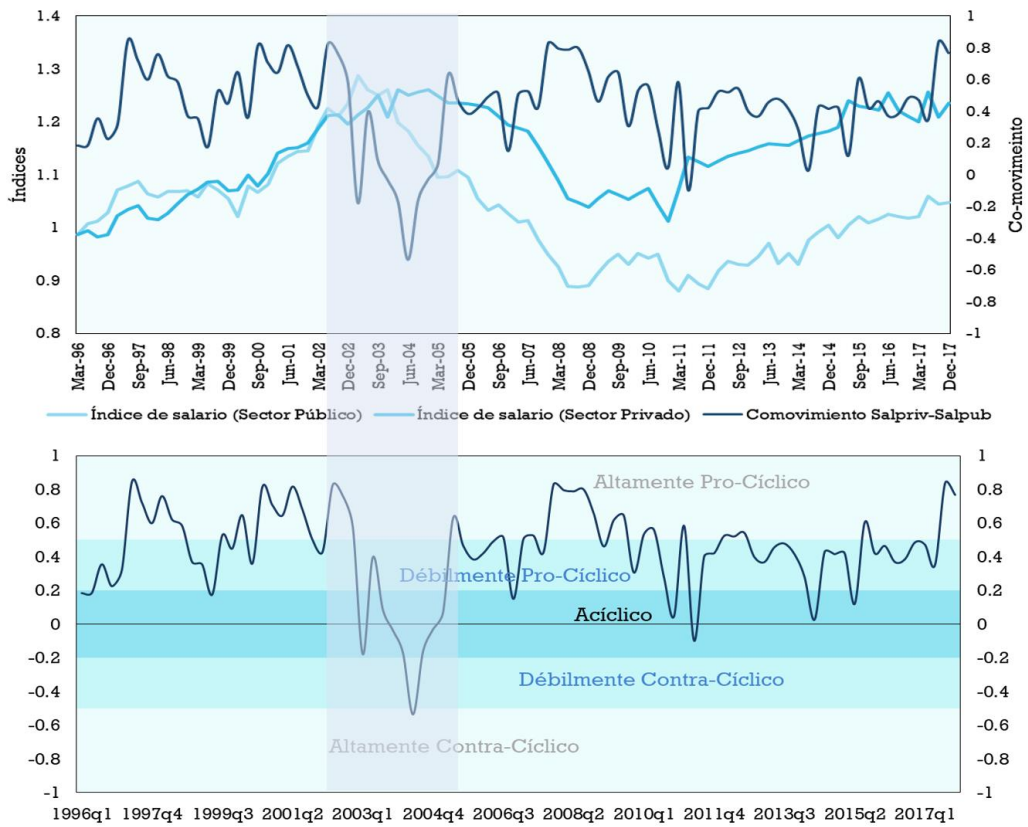
Hasta 2002, la relación simetría entre los dos índices es altamente pro-cíclica en la mayor parte del periodo analizado pero entre 2003 y 2005 existe contraciclicidad entre ambos indicadores, periodo en el cual los indicadores muestran un deterioro de los salarios reales. Sin embargo, a partir de 2006 si bien la relación de los índices recupera un comportamiento positivo, la relación es débilmente pro-cíclica, resultado coligado a la fijación de los salarios del sector público y umbrales establecidos para los incrementos salariales (Gráfico 6).

<sup>13</sup> Si bien los autores definen la metodología para crear un indicador de riesgo sistémico, las correlaciones cruzadas dinámicas son la mejor alternativa para medir la relación de variables que varían en el tiempo, en el mismo documento de Holló et al. señalan que se las correlaciones se estiman a partir de promedios móviles ponderados exponenciales (*EWMA*) :

$$\begin{aligned} \sigma_{t,ij} &= \lambda \sigma_{t-1,ij} + (1 - \lambda) \sigma_{t-1,ij} \tilde{x}_{t,i} \tilde{x}_{t,j} \\ \sigma_{t,i}^2 &= \lambda \sigma_{t-1,i}^2 + (1 - \lambda) \sigma_{t-1,i}^2 \tilde{x}_{t,i} \tilde{x}_{t,i} \\ \rho_{t,ij} &= \frac{\sigma_{t,ij}}{(\sigma_{t,i} \sigma_{t,j})} \end{aligned}$$

Donde  $\rho_{t,ij}$ , son las correlaciones dinámicas,  $\sigma_{t,ij}$ , la covarianza y  $\sigma_{t,i}$  la varianza de los indicadores involucrados. El parámetro  $\lambda$  es un factor de suavizamiento (*RiskMetrics*, 1996), que generalmente tiene un valor de 0.94 y  $\tilde{x}_{t,i}$  son los indicadores con su media sustraída. Sin embargo, en el documento también se señala que *EWMA* es equivalente a un modelo *IGARCH* (1,1), por lo cual se adoptó la segunda opción para estimar las correlaciones cruzadas.

**Gráfico 6: Co-movimiento**



Fuente: Instituto Nacional de estadísticas (INE)

Nota: La estimación del Co-movimiento fue realizada a partir del modelo *DCC-GARCH* (1,1). Los umbrales son en base a Argandoña (1997).

## Modelo

En línea Carlino y Voith (1992) y Decker et al. (2009), se especifica una función de producción de Elasticidad de Sustitución Constante (CES), donde  $Y_t$  es el producto,  $K_t$  el capital,  $L_t$  el trabajo y  $A_t$  es la productividad total de factores.

$$Y_t = A_t f(K_t, L_t) = A_t [\omega(K_t)^{-\rho} + (1 - \omega)(L_t)^{-\rho}]^{\beta/\rho} \quad (1)$$

Tomando la primera derivada:

$$\frac{dY_t}{dL_t} = \omega\beta(L_t)^{-(1+\rho)} A_t [\omega(K_t)^{-\rho} + (1 - \omega)(L_t)^{-\rho}]^{(\beta/\rho)-1} \quad (2)$$

La expresión (2) la podemos reescribir en:

$$\frac{dY_t}{dL_t} = \omega\beta(L_t)^{-(1+\rho)} (A_t)^{-(\rho/\beta)} [Y_t]^{(1-\rho/\beta)} \quad (3)$$

La productividad marginal del trabajo “ $PMg_{L_t} = \frac{dY_t}{dL_t}$ ” y a su vez es igual al promedio de salarios reales  $w_t$  por lo tanto (3) es:

$$w_t = \omega\beta(L_t)^{-(1+\rho)} (A_t)^{-(\rho/\beta)} [Y_t]^{(1-\rho/\beta)} \quad (4)$$

Donde la productividad total de factores es  $A_t$ , variable influenciada por factores que miden la eficiencia de la economía como ser: el tamaño de gobierno  $G_t$ , capital público  $K_t^{pub}$ , aglomeración ( $AG_t$ ), especialización industrial ( $EI_t$ ) y nivel de educación ( $Educ_t$ ), estas variables son expresadas en base a las investigaciones señaladas.

$$A_t = f(G_t, K_t^{pub}, AG_t, EI_t, Educ_t)$$

La aplicación empírica para el caso boliviano será a partir de la ecuación 4, segmentado por sectores (privado y público) expresión que describe las variables que determinan del comportamiento de los salarios  $PMg_{L_t} = w_t$ , la expresión a estimar es la siguiente

$$w_t^i = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 L_t^i + \beta_3 \left( \frac{INV^i}{PIB} \right)_t + \beta_4 HHI_t + \beta_5 HDI_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Los superíndices “ $i$ ”, expresan la pertenencia al sector público o privado. Las dos metodologías empleadas fueron: i) Modelos de Vectores Auto-regresivos (VAR) y ii) regresiones *Markov-Switching*. La última metodología fue escogida por el

cambio en la serie de tiempo con una tendencia a disminuir paulatinamente alrededor de 5 años consecutivos (Gráfico 5).

## Resultados

### Modelo VAR

Debido a la heterogeneidad que existe en el mercado laboral, público y privado, se optó por estimar dos modelos por separado. la expresión 7. Sea un modelo VAR con 6 variables especificadas como funciones lineales de sus propios rezagos y rezagos de otras variables  $K - 1$ , el sistema es descrito por:

$$y_t = v + A y_{t-1} + u_t, \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

Donde  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{7t})'$ , es un vector de variables endógenas ( $K \times 1$ ), A, es la matriz de coeficientes ( $K \times K$ ),  $v = (v_1, \dots, v_7)$ , es un vector fijo ( $K \times 1$ ) que denota los interceptos, permitiendo la posibilidad de una media distinta de cero  $E(y_t)$ , y finalmente,  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{7t})'$ , es el vector de innovaciones (*shocks*) de ruido blanco ( $K \times 1$ ), este tiene la propiedades de:  $E(u_t) = 0$ ,  $E(u_t u_t') = \Sigma_u$  y  $E(u_t u_s') = 0$ , donde  $s \neq t$ . Se asume que la matriz de covarianzas ( $\Sigma_u$ ) es no singular.

$$y_t = \begin{bmatrix} w_t^i \\ Y_t \\ L_t^i \\ INV^i / PIB \\ HHI_t \\ HDI_t \end{bmatrix}$$

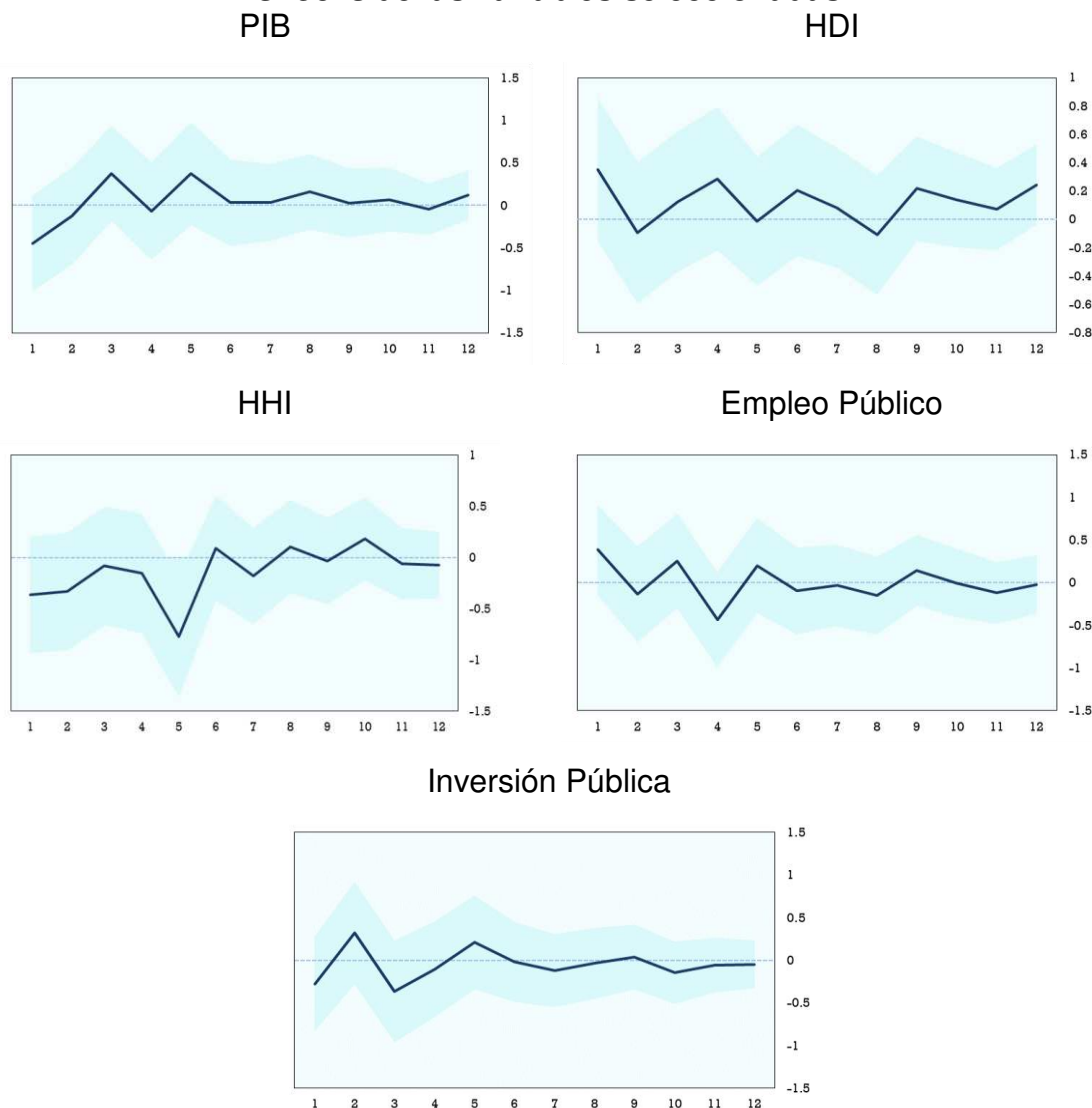
$w_t^i$ , expresa a los salarios tanto del sector público o privado;  $Y_t$  es el Producto Interno Bruto (PIB);  $L_t^i$  es el índice de salarios real por segmentos;  $INV^i / PIB$  es la formación bruta de capital fijo por sector;  $HHI_t$  es el índice de concentración de Herfindahl Hirschmann y finalmente  $HDI_t$ , es el Índice de Desarrollo Humano.

Los resultados del sector público muestran una respuesta positiva frente a *shocks* por parte de la oferta, es decir que, a incrementos del PIB el índice de sector público en promedio incrementa en 0.3838 puntos porcentuales (pp), a partir del tercer trimestre<sup>14</sup>. Por parte del HDI y el empleo público, las FIR presentan un comportamiento positivo de, 0.35pp y 0.38pp respectivamente, la

<sup>14</sup> Este resultado no contemporáneo tiene sentido debido a las fricciones presentadas en el mercado laboral.

respuesta de ambas variables es en primer trimestre posterior al *shock* del 1%. Asimismo, la positiva respuesta de la inversión pública (0.32pp), indica que el gasto en capital por parte del sector público ayuda a un aumento en los salarios asociado a la creación de empleo. Finalmente, los incrementos del HHI indican un deterioro de la productividad marginal del trabajo (0.37pp), dado una concentración del sector industrial en ciertos sectores.

**Gráfico 6: Funciones Impulso Respuesta (FIR) del Salario Público ante shocks de las variables seleccionadas**

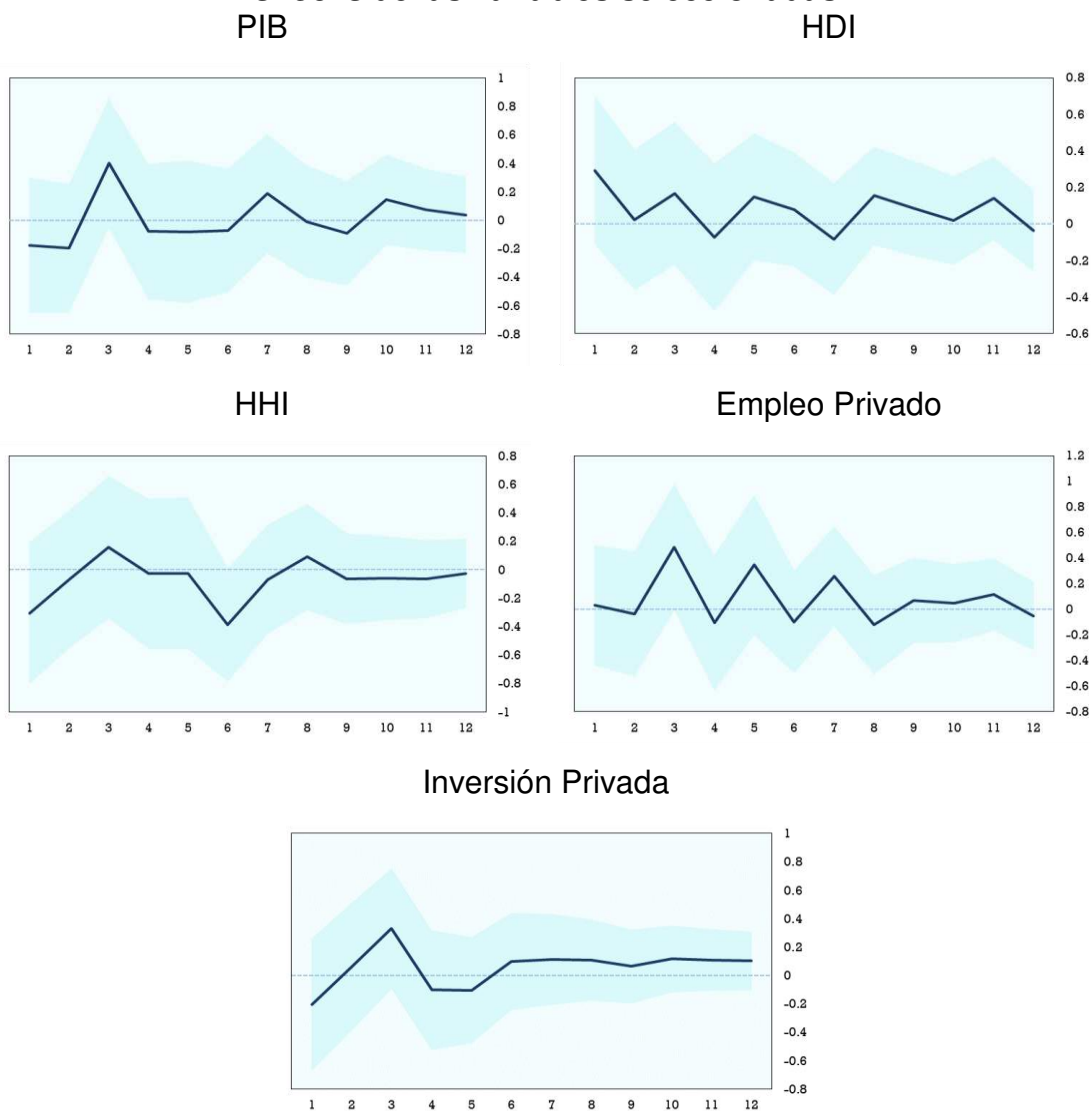


Nota: Elaboración propio de los autores  
Las variables están primeras diferencias

Por su parte, el sector privado tiene un comportamiento similar al público pero la magnitud en respuesta difiere respecto al otro segmento. El efecto positivo del PIB, es de 0.40pp en el índice de salarios del sector privado ante *shocks* del 1% en la oferta agregada. En cuanto al HDI se refiere, cuando la población tiene un

mayor capital humano los beneficios se reflejan en mayores salarios (0.30pp); los resultados de la inversión y el empleo revelan un efecto no contemporáneo de 3 trimestres positivos en ambos casos, 0.33pp y 0.48pp respectivamente. Del mismo modo que el sector público, la mayor concentración de la industria afecta de manera negativa a los salarios en -31pp.

**Gráfico 7: Funciones Impulso Respuesta (FIR) del Salario Privado ante shocks de las variables seleccionadas**



Nota: Elaboración propio de los autores  
Las variables están primeras diferencias

Los resultados expuestos del modelo VAR tienen coherencia intuitivamente y están respaldados por los hallazgos de Carlino y Voith (1992) y Decker et al. (2009) los cuales hallan una estimación de 0,3pp y 0,4pp respectivamente, en términos de elasticidades de cambios de los salarios respecto a cambios en el PIB. La FIR asociado a la concentración de la industria (diversificación), tiene un

signo inverso este hallazgo indica que a una mayor diversidad (disminución del índice HHI) incentiva los incrementos salariales. Lo propio para el HDI, a un mayor desarrollo económico se espera que la productividad marginal del trabajo tenga incrementos sostenidos en el tiempo<sup>15</sup>.

### Modelo *Markov Switching*

La segunda metodología empleada, una regresión *Markov Switching*, corrobora los hallazgos obtenidos con anterioridad. Dado el cambio entre 2003 y 2008, el comportamiento de los salarios presenta diferentes relaciones entre sí (resultados obtenidos por el modelo, *DCC-GARCH*), de este modo se identificaron 3 regímenes, gracias a la evolución de las variables explicativas y de la misma variable dependiente.

Los coeficientes del régimen 3, de la estimación del sector público indica el signo positivo de cambios asociados al PIB (0.50pp). En los 3 regímenes se evidencio el efecto negativo que presenta una mayor concentración de la industria boliviana, la respuesta HDI y de la formación bruta de capital fija pública en el régimen 3 se está en línea con el modelo *VAR* planteado con anterioridad (signos esperados en línea con la literatura).

**Tabla 2: Estimaciones por Regresión Markov Switching**

VARIABLES	Salario Público			Salario Privado		
	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3	Régimen 1	Régimen 2	Régimen 3
Salario Público (-1)	-0.223** (0.0891)	-0.211** (0.0858)	-0.312*** (0.0749)			
Salario Privado (-1)				(0.1570) (0.2010)	0.1000 (0.1260)	0.1640 (0.2080)
PIB	-1.582*** (0.2530)	-0.162 (0.1940)	0.504*** (0.1480)	-2.295*** (0.5350)	-0.195 (0.1730)	0.0172 (0.5540)
HHI	-1.230*** (0.2830)	-0.318* (0.1700)	-1.794*** (0.1420)	-0.905 (0.8760)	0.0524 (0.1590)	-0.779 (0.6720)
HDI	-5.629** (2.7810)	-7.168*** (1.7120)	5.715*** (1.6530)	-6.148 (10.3900)	3.393** (1.3450)	-1.408 (10.3500)
Empleo Público	-0.000494 (0.0009)	0.00337*** (0.0009)	0.00078 (0.0007)			
Empleo Privado				0.000128 (0.0004)	-0.000467 (0.0004)	0.00523*** (0.0011)
Ratio INV PUB-PIB	3.151*** (0.8200)	-2.009*** (0.6250)	5.467*** (0.8940)			
Ratio INV PRIV-PIB				0.544 (1.0360)	-0.277 (0.2800)	-0.0502 (1.0430)
Constant	-0.00624 (0.0062)	0.0190*** (0.0046)	0.0142*** (0.0046)	0.0271 (0.0270)	-0.00334 (0.0041)	0.0191 (0.0293)
Observations	86	86	86	86	86	86

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota: Elaboración propio de los autores

<sup>15</sup> La condición de estabilidad es garantiza de ambos modelos (circulo unitario, Ver Anexo).



Sin embargo, la estimación del sector privado presenta mayor diversidad en cuanto a los regímenes identificados, es decir, que si bien tienen los signos esperados corroborando el modelo *VAR*, en el régimen 2 se presenta el efecto positivo de mayor capital humano en el salario real, los incrementos de la inversión privada positivos en el régimen 1 y por último en el primer y tercer régimen se puede evidenciar que a una menor diversidad de industria boliviana el sector privado tiene detrimentos en su productividad laboral marginal<sup>16</sup>.

## **Conclusiones**

Los salarios en Bolivia tienen un comportamiento heterogéneo si lo dividimos por el segmento público y privado, desde 2003 en adelante la relación que tuvieron ambos indicadores es contra-cíclica por algunos trimestres. A partir de 2006 debido a las políticas implementadas para la fijación de salarios del sector público, el co-movimiento entre ambas variables es débilmente pro-cíclica, resultado esperado debido a que ambos mercados laborales tiene fricciones idiosincráticas singulares. La estructura del mercado laboral en Bolivia fue cambiando con el tiempo, tanto en horas trabajadas como en la movilidad laboral entre la categoría o grupo ocupacional. Los modelos estimados en la investigación muestran resultados plausibles tanto en magnitud como en sentido de la respuesta de las variables dependientes.

El modelo *VAR* planteado para ambos segmentos, público y privado, muestran que los salarios reales tienen una respuesta positiva frente a *shocks* en el PIB, 0.38pp y 0.40pp respectivamente, similar hallazgo fue encontrado por Carlino y Voith (1992) y Decker et al. (2009) para la economía estadounidense. El efecto de las variables del HDI, Ratio Inversión/PIB e índice de empleo son crecientes en las productividades marginales del trabajo. Por último, la variable que tiene un efecto negativo en los salarios es la menor diversidad del sector industrial de la industria, variable a aproximada por el HHI.

Para confirmar los resultados en el modelo de *Markov Switching* se identificaron 3 regímenes en ambos segmentos; por parte del sector público existe una mayor probabilidad que el tercer régimen suceda y los coeficientes asociados a este estado tienen los signos esperados. Empero, el sector privado tiene resultados

---

<sup>16</sup> Todos los regímenes identificados por el modelo *Markov Switching* se encuentran en Anexos.

divergentes en los regímenes identificados, la mayor probabilidad que un régimen suceda es el segundo.

En suma, en todos los modelos planteados existe coherencia tanto en la teoría explorada como en la parte intuitiva del comportamiento de las variables involucradas. Asimismo, tanto los co-movimientos como los modelos de cambio regímenes muestran la existencia de una nueva faceta de la economía boliviana.

## **Bibliografía**

Aghion, P., y Howitt, P. (1994). "Growth and unemployment". *The Review Economic Studies*, 61(3), pp. 477-494.

Argandoña A., Gámez C. y Mochón F. (1997). "Macroeconomía Avanzada II: Fluctuaciones cíclicas y crecimiento económico". Madrid McGrawHill.

Carlino Gerald A. y Voith Richard. (1992) "Accounting for differences in aggregate state productivity" *Regional Science and Urban Economics* 22, 597-617.

Decker Christopher S., Thompson Erick C. y Wohar Mark E. (2009), "Determinants of State Labor Productivity: The Changing Role of Density", *The Journal of Regional Analysis & Policy*.

Huarachi, G. (1991), "Estimación del acervo de capital físico en la economía boliviana", Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas.

Kim, C. (1994) "Dynamic linear models with Markov-switching", *Journal of Econometrics*.

Krolzig, H. (1997) "Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis", New York: Springer.

Solow, R. (1957), "Technical change and the aggregate production function", *The review of Economics and Statistics*, 39(3), pp. 312-320.

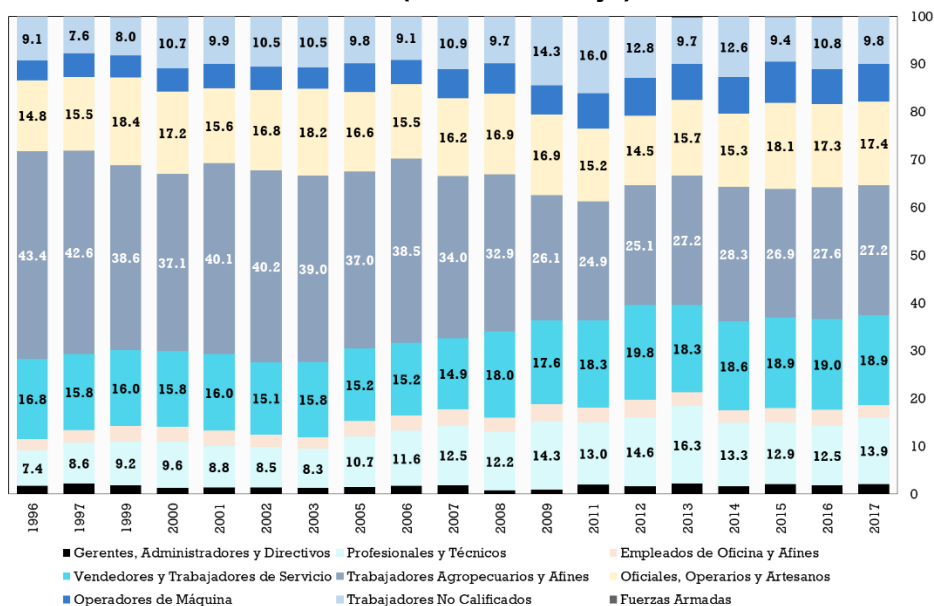
Tripier, F. (2006). "Sticky prices, fair wages, and the co-movements of unemployment and labor productivity growth". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(12), pp. 2749-2774.

Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE) (2005). "Situación del Empleo en Bolivia 1999-2003 y Proyecciones", Ayuda Memoria.

Sveikauskas H. (1973), "The productivity of cities", *Quarterly Journal of Economics* 89, 393-413.

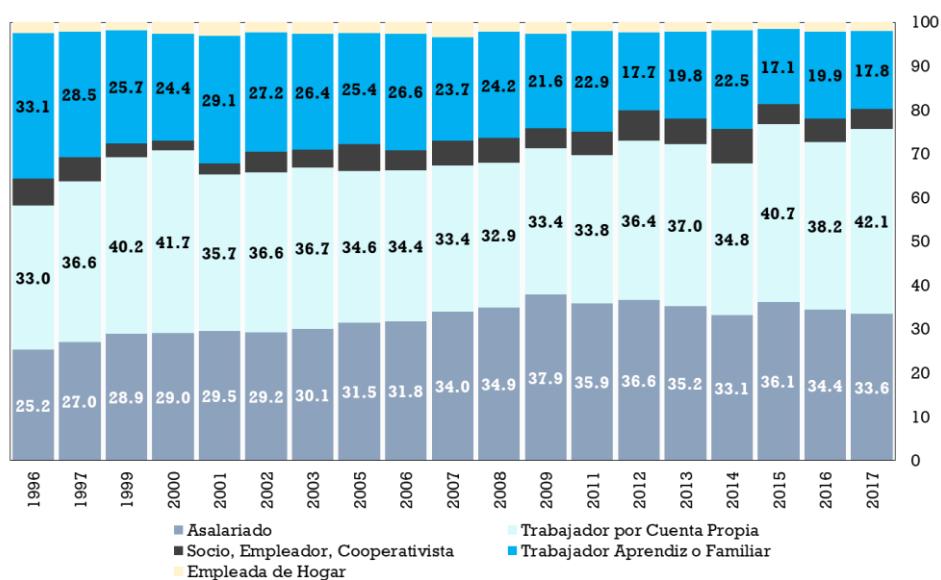
## ANEXO

**Gráfico: Población Ocupada, según Grupo Ocupacional, 1996-2017  
(En Porcentaje)**



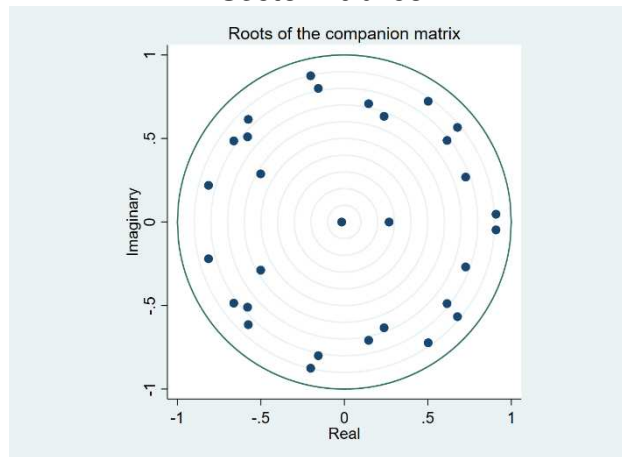
Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE)

**Gráfico: Población ocupada, según Categoría Ocupacional, 1996-2017  
(En porcentaje)**



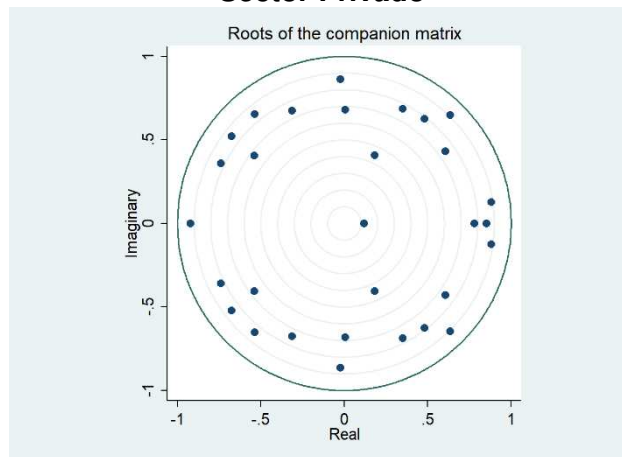
Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE)

### Gráfico: Condición de Estabilidad del Modelo VAR Sector Público



Nota: Elaboración propio de los autores

### Gráfico: Condición de Estabilidad del Modelo VAR Sector Privado



Nota: Elaboración propio de los autores

## Regresión *Markov-Switching*

Para la aplicación del modelo Markov Switching, se consideró la tasa de crecimiento del índice de salarios “ $y_t$ ”, un proceso AR(1) y como variables exógenas el PIB, HHI, HDI, ratio Inversión /PIB y el empleo por segmento. Por tanto, la evolución de una serie  $y_t$ , donde  $t = 1, 2, \dots, T$ , es caracterizado por regímenes:

$$\text{Estado 1: } y_t = \mu_1 + \phi y_{t-1} + \alpha X_t + \beta_1 Z_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Estado 2: } y_t = \mu_2 + \phi y_{t-1} + \alpha X_t + \beta_2 Z_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Estado 3: } y_t = \mu_3 + \phi y_{t-1} + \alpha X_t + \beta_3 Z_t + \varepsilon_t$$

Donde  $\mu_1, \mu_2$  y  $\mu_3$  son los interceptos de los dos estados definidos previamente,  $\phi$  es el parámetro asociado al proceso autoregresivo,  $X_t$ , es un vector de variables exógenas con coeficientes invariantes de estado ( $\alpha$ ),  $Z_t$ , es un vector de las variables exógenas con coeficientes estado-dependiente ( $\beta_s$ ) y finalmente  $\varepsilon_{s,t}$  es el termino de error [ $\varepsilon_{s,t} \sim iid N(0, \sigma_s^2)$ ]. Los estados modelan cambios abruptos en el término de intersección. Si es conocido el momento de los cambios abruptos, el modelo anterior se puede expresar como:

$$y_t = \mu_s + \phi y_{t-1} + \alpha X_t + \beta_s Z_t + \varepsilon_{s,t}$$

Es de interés obtener las matrices de transición, donde  $\rho_{ss}$ , son las probabilidades de cambio de estado dado que si dio un estado anterior.

$$\begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} \end{bmatrix}$$

Donde:

$$\begin{aligned} \rho_{11} + \rho_{12} + \rho_{13} &= 1 \\ \rho_{21} + \rho_{22} + \rho_{23} &= 1 \\ \rho_{31} + \rho_{32} + \rho_{33} &= 1 \end{aligned}$$

Como el investigador no podrá saber en qué estado se encuentra el proceso; es decir, los cambios de estado son inobservables. Los modelos de regresión de Markov especifican el componente no observado y sigue una cadena de Markov. En el caso más simple, podemos expresar este modelo como si el intercepto depende de los  $k$  estados.

$$y_t = \mu_{s_t} + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde  $\mu_{s_t} = \mu_1$  cuando  $s_t = 1$ ,  $\mu_{s_t} = \mu_2$  cuando  $s_t = 2 \dots$  y  $\mu_{s_t} = \mu_k$  cuando  $s_t = k$ . Se supone que la densidad condicional de  $y_t$  depende solo de la realización del estado actual  $s_t$ , y es dado por  $f(y_t/s_t = i, y_{t-1}; \theta)$ ,  $\theta$  es un vector de parámetros. Existen  $k$  densidades condicionales para los  $k$  estados y la estimación de  $\theta$  se obtiene a través de la actualización de la probabilidad condicional usando un filtro no lineal.

### Matriz de Probabilidades de Transición (Sector Privado)

$$\begin{bmatrix} 0.36 & 0.04 & 0.60 \\ 0.15 & 0.84 & 0.0003 \\ 0.19 & 0.36 & 0.45 \end{bmatrix}$$

### Matriz de Probabilidades de Transición (Sector Público)

$$\begin{bmatrix} 0.42 & 0.27 & 0.31 \\ 0.34 & 0.30 & 0.36 \\ 0.05 & 0.43 & 0.53 \end{bmatrix}$$

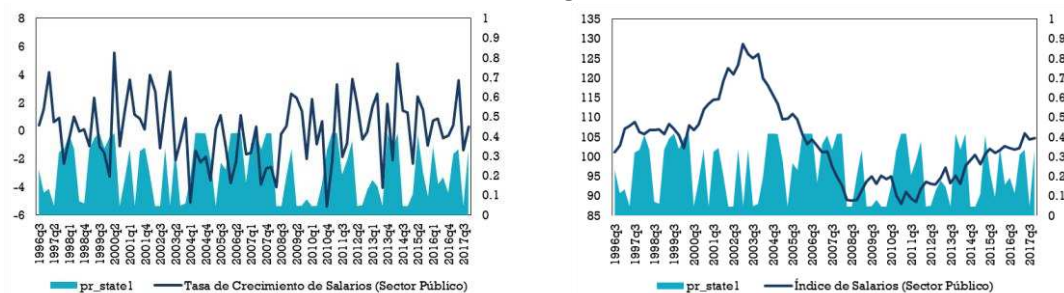
Sin embargo es importante conocer la duración de los estados dado las probabilidades estimadas:

### Matriz de Duración de los Estados

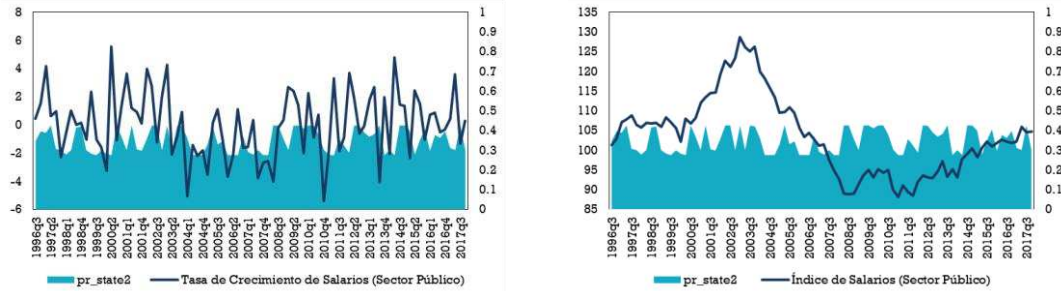
Nro	Público	Privado
Estado 1	1.72	1.56
Estado 2	1.43	6.44
Estado 3	2.12	1.81

Los resultados muestran que para el sector público el tercer estado es persistente alrededor por 2 trimestres y del sector privado el segundo estado por 6 trimestres.

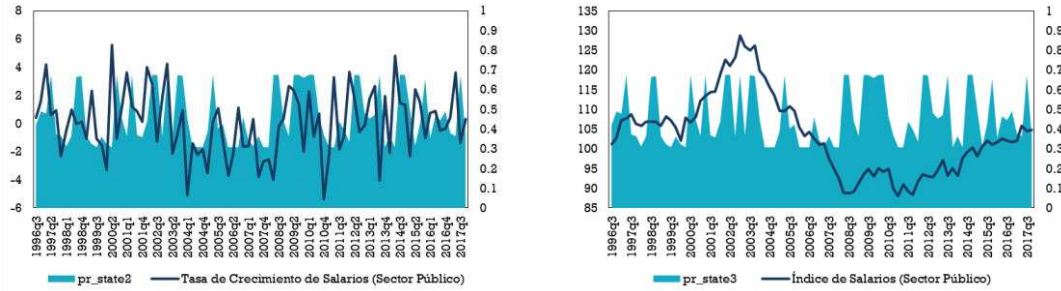
**Gráfico: Probabilidad de Cambio de Estado y Tasa de Crecimiento de Salario, 1996-2017  
(Sector Público)  
Primer Régimen**



### Segundo Régimen



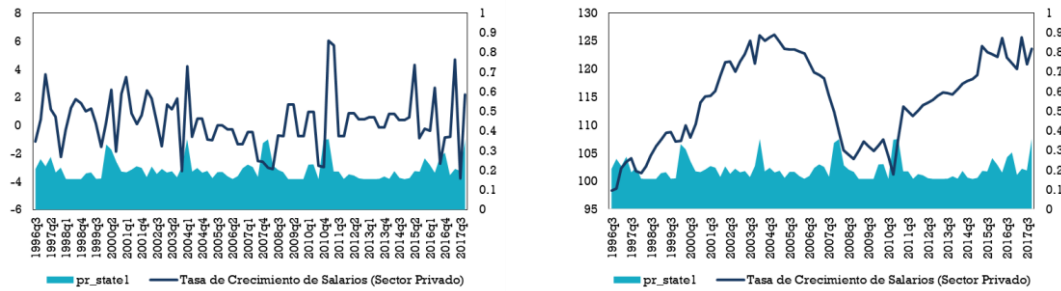
### Tercer Régimen



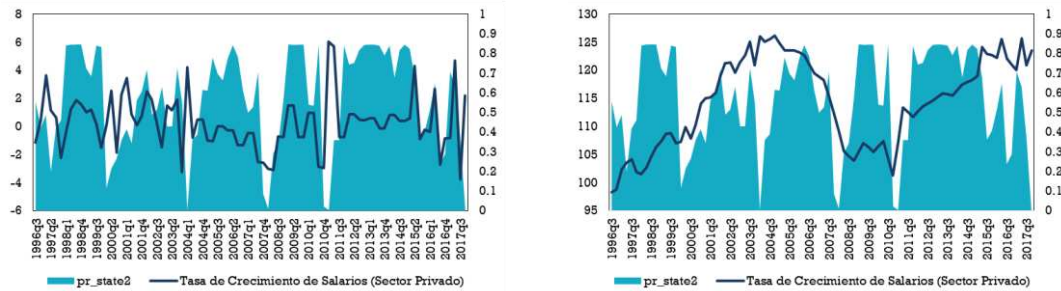
Nota: Elaboración propio de los autores

## Gráfico: Probabilidad de Cambio de Estado y Tasa de Crecimiento de Salario, 1996-2017 (Sector Privado)

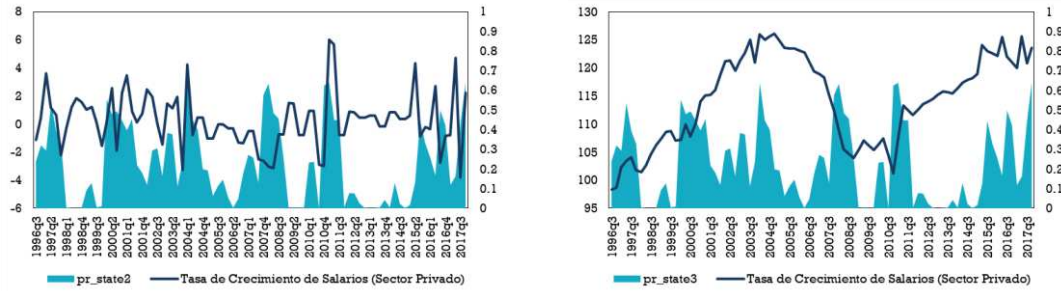
### Primer Régimen



### Segundo Régimen



### Tercer Régimen



Nota: Elaboración propio de los autores