

N° 479

LA LEY DE OKUN
EN EL PERÚ: LIMA
METROPOLITANA
1971-2016

Cecilia Garavito

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 479

La Ley de Okun en el Perú: Lima Metropolitana 1971 – 2016

Cecilia Garavito

Agosto, 2019

DEPARTAMENTO
DE ECONOMÍA



DOCUMENTO DE TRABAJO 479

<http://files.pucp.edu.pe/departamento/economia/DDD479.pdf>

La Ley de Okun en el Perú: Lima Metropolitana 1971 – 2016
Documento de Trabajo 479

© Cecilia Garavito

Editado e Impreso:

© Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú,

Av. Universitaria 1801, Lima 32 – Perú.

Teléfono: (51-1) 626-2000 anexos 4950 - 4951

econo@pucp.edu.pe

<http://departamento.pucp.edu.pe/economia/publicaciones/documentos-de-trabajo/>

Encargado de la Serie: Jorge Rojas Rojas

Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú,

jorge.rojas@pucp.edu.pe

Primera edición – Agosto, 2019.

ISSN 2079-8474 (En línea)

RESUMEN

El objetivo de este artículo es estimar el coeficiente de Okun para Lima Metropolitana en el periodo 1971 – 2016. Lo hacemos por medio de dos versiones: la ecuación en brechas con respecto al producto potencial y a la tasa de desempleo natural; y la relación entre cambios en la tasa de desempleo y cambios en el producto no primario. Estimamos también ecuaciones distintas en el auge y en la recesión para ver si los coeficientes son asimétricos tal como se plantea en parte de la literatura sobre el tema. Con datos de la Encuesta de Niveles de Empleo para Lima Metropolitana y de la Encuesta Nacional de Hogares, estimamos un coeficiente de Okun de -0.00009 ; asimismo encontramos que aun cuando el coeficiente es menor en el auge que en la recesión, no existe una diferencia estadísticamente significativa entre ambos coeficientes. Finalmente, las razones de este coeficiente tan bajo están asociadas al comportamiento de la fuerza laboral, a los cambios en las leyes laborales, y a la débil relación entre el producto y el empleo, aun para empresas de 100 y más trabajadores.

Palabras clave: desempleo, producto bruto interno, empleo, mercado de trabajo, ley de Okun.

JEL: E23: Producción; J08: Economía laboral: políticas

ABSTRACT

The aim of this article is to estimate the Okun coefficient for Lima Metropolitana during the period 1971 – 2016. We do this by two versions: the gaps equation with respect to potential product and the natural rate of unemployment; and the relationship between changes in the unemployment rate and the non-primary product. We also estimate different equations for periods of growth and recession, to see if there's asymmetry between the coefficients, as it is postulated in part of the literature. With data from the Employment Level Survey from Lima Metropolitana, and the National Household Survey we estimate an Okun coefficient of -0.00009 ; likewise we find that although the coefficient is smaller during booms than during recessions, the difference between them is statistically non-significant. Finally, the reasons for this low coefficient are associated to the behavior of the labor force, to the change in labor laws, and to the weak relationship between product and employment, even for firms that hire 100 and more workers.

Key words: unemployment, gross domestic product, employment, labor market, Okun's Law

JEL: E23: Production; J08: Labor Economics: Policies

1. INTRODUCCIÓN

La relación entre empleo y producto es un parámetro muy importante, ya que determina la relación entre la mejora de los indicadores económicos y el bienestar de los individuos. Esta relación tiende a ser positiva salvo en los periodos de ajuste debido a *shocks* de reasignación por causas externas o por cambios en la tecnología. Aún en los países con un sector informal importante como el nuestro, un crecimiento en el producto lleva eventualmente a un crecimiento en el empleo. Sin embargo, el crecimiento del producto tiene también una relación con la tasa de desempleo, lo cual no es simplemente el anverso de la relación anterior. Esta relación se estudia mediante el coeficiente de Okun², el cual relaciona los cambios en la tasa de desempleo con cambios en el crecimiento económico.

En el Perú, la tasa de desempleo abierto tiende a ser bastante estable, ya que en periodos de crecimiento del producto, los individuos que no estaban en la fuerza laboral entran o regresan a ésta, lo cual no permite una caída visible del desempleo³. Por otro lado, una caída del producto no lleva a un aumento del desempleo importante debido a que los trabajadores que son despedidos, en su mayoría, pasan a la inactividad⁴. A pesar de la poca sensibilidad de la tasa de desempleo a las variaciones del producto, nos parece importante determinar cuál es el coeficiente de Okun en un periodo mayor, y tomando en cuenta los últimos desarrollos teóricos y empíricos sobre el tema. Con los datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) hemos podido extender el trabajo que hicimos para Lima Metropolitana, para el periodo 1970 – 2000⁵. Como dijimos arriba, estudios sobre la asimetría de los efectos del crecimiento del producto⁶ sobre la tasa de desempleo, así como aquellos donde la tasa de desempleo depende también de otras variables, tales como los rezagos en las variaciones de la misma tasa y en las variaciones del producto⁷, nos llevan a extender nuestro trabajo para ver si nuestra realidad es consistente o no con estas hipótesis.

¹ Profesora Principal del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Agradezco los valiosos comentarios de Oscar Dancourt y de Jorge Rojas, colegas del Departamento. Asimismo, agradezco la generosa ayuda de un grupo de exalumnos y exalumnas que me ayudaron con algunos tecnicismos del programa de estimación. Los errores que subsisten, obviamente, son míos.

² Okun (1962).

³ Esto sucede en el Perú, donde la fuerza laboral es pro-cíclica. Ver Garavito (2003).

⁴ Chacaltana (2001).

⁵ Garavito, op. cit.

⁶ Gilbert (1973); Silvapulle, Moosa y Silvapulle (2008).

⁷ Gilbert, op. cit.

La relación entre el crecimiento del producto y la tasa de desempleo no solamente depende de la tecnología y de los mercados de bienes y de trabajo, sino también de factores estructurales y del ciclo económico⁸, y de las instituciones económicas y sociales⁹. Esto lleva a que esta relación sea distinta no solamente entre países desarrollados sino también entre países en desarrollo; y finalmente entre ambos grupos, de acuerdo a sus marcos institucionales.

En nuestro artículo para el periodo 1970 – 2000¹⁰ encontramos que el coeficiente de Okun para Lima Metropolitana era igual a 0.01. Un coeficiente tan pequeño podría sugerir rigidez en el mercado laboral en un país desarrollado, pero en el caso del Perú se debe, como dijimos antes, al hecho de que la fuerza laboral sea procíclica y a que la transición entre el empleo y la inactividad predomina sobre aquella entre el empleo y el desempleo. Ha habido otros trabajos, tanto para Perú (Lima Metropolitana), como para otros países, los cuales analizaremos más adelante. Si bien contamos con datos a nivel nacional, los cuales no existían para el total de la PEA antes de 1997, la serie es muy corta para obtener resultados confiables. Por ello nos limitamos, nuevamente, a Lima Metropolitana.

El objetivo de este artículo es, entonces, estimar el coeficiente de Okun, el cual relaciona el cambio en la tasa de desempleo ante el cambio en el producto, para lo cual estimaremos dos versiones: aquella que relaciona la brecha entre la tasa de desempleo y su tasa natural con la desviación del producto con respecto a su nivel potencial¹¹, así como la relación simple entre los cambios en la tasa de desempleo y los cambios en el producto. También veremos si existen coeficientes de Okun estadísticamente distinto en el auge y en la recesión, y si los cambios en la tasa de desempleo reaccionan también a cambios previos en el ciclo económico.

En la siguiente sección presentamos los hechos estilizados del mercado de trabajo de Lima Metropolitana, y analizamos la relación entre los cambios en el desempleo y el producto. la tercera sección discutimos el marco teórico, y resultados empíricos previos. En la cuarta sección llevamos a cabo el análisis estadístico de las series empleadas, y estimamos el coeficiente de Okun. En la quinta sección estimamos la relación entre la tasa de empleo y el producto, con el fin de poder explicar mejor la relación estimada en la sección anterior. Finalmente, las conclusiones y recomendaciones de política están en la

⁸ Okun, op. cit. Para el caso de Perú ver Céspedes (2003).

⁹ Williamson (1989).

¹⁰ Garavito, op. cit.

¹¹ La tasa potencial de crecimiento del producto es la tasa a la que éste debe crecer para que la tasa de desempleo no varíe. Esta tasa es igual a la suma de la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo y de la tasa de crecimiento de la fuerza laboral.

última sección.

2. LOS HECHOS ESTILIZADOS

En esta sección realizaremos un análisis descriptivo de la relación entre los cambios en la tasa de desempleo y en la tasa de crecimiento del producto. La escasez de datos de empleo y desempleo a nivel nacional previos a la década del 70 restringe este análisis a Lima Metropolitana. Trabajaremos entonces con la tasa de desempleo anual y con el Producto Interno Bruto no primario (PIBNP) de Lima Metropolitana, donde las actividades extractivas son mínimas¹².

En el Cuadro 1 presentamos los datos del PIB y PIBNP para Lima Metropolitana. Construimos estas series por medio de la interpolación de los datos del PIB de Lima Metropolitana para el periodo 1997 – 2016 han sido obtenidos interpolando la serie del PIB con base 1994=100 para los años 1997 a 2007 con la serie del PIB con base 2007=100 del periodo 2007 – 2016. En el caso de Lima Metropolitana, la diferencia entre el PIB y el PIBNP es pequeña, como dijimos antes. En el Gráfico 1 presentamos ambas series, en las cuales podemos ver las crisis de 1977 – 1978, 1988, 1990 – 1991, y la crisis de 2009.

¹² Okun (1962) señalaba que el empleo agrícola tendía a ser independiente del nivel de actividad económica. En el caso del Perú la correlación de Pearson entre el PIB total y el PIB extractivo, que incluye agricultura y ganadería, minería y pesca es igual a -0.1548 para el periodo 1950 – 2016 y de -0.7294 para el periodo 1997 – 2016.

Cuadro 1: Lima Metropolitana: PIB y PIBNP (millones de soles 2007)

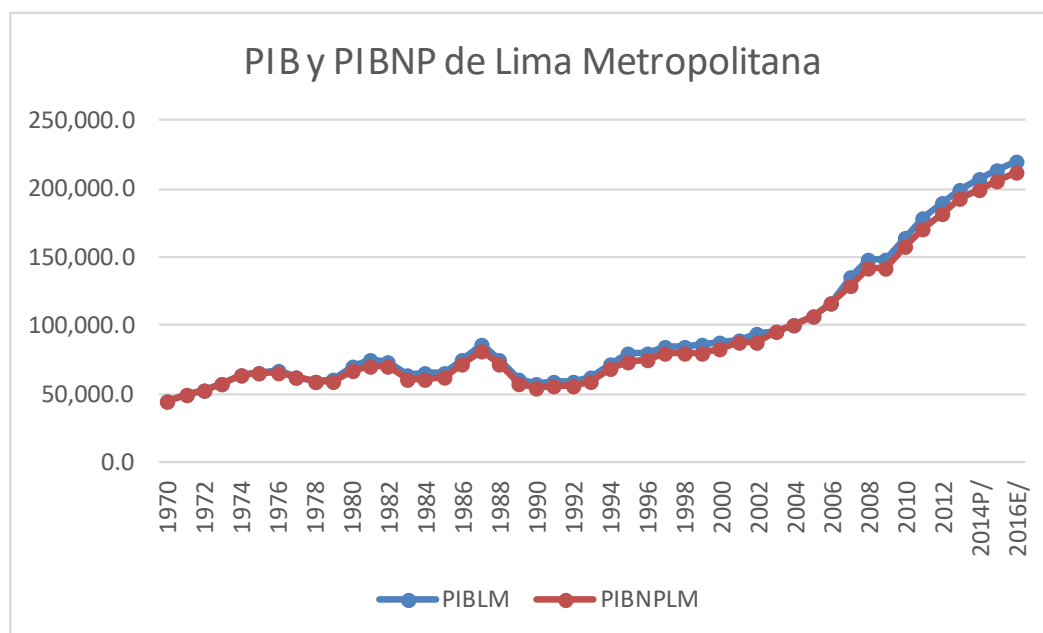
	PIBLM	PIBNPLM
1970	45,388.5	45,103.9
1971	49,337.0	49,027.6
1972	52,697.2	52,366.8
1973	57,360.9	57,001.2
1974	63,823.3	63,423.0
1975	66,155.1	65,740.3
1976	66,413.3	65,996.8
1977	62,790.6	62,396.9
1978	59,870.5	59,495.1
1979	60,183.7	59,806.3
1980	71,088.4	66,703.3
1981	75,458.3	70,803.7
1982	74,194.4	69,617.7
1983	64,033.7	60,083.9
1984	65,571.1	61,526.4
1985	66,310.6	62,220.3
1986	75,507.0	71,787.8
1987	86,340.5	81,014.6
1988	75,906.5	71,224.2
1989	60,753.0	57,005.5
1990	57,956.0	54,381.2
1991	59,766.9	56,080.2
1992	59,569.7	55,895.2
1993	62,769.8	58,897.9
1994	72,692.8	68,208.8
1995	79,187.2	74,302.6
1996	80,195.6	75,248.8
1997	85,358.8	80,093.5
1998	85,005.6	79,454.4
1999	86,183.1	80,308.0
2000	88,505.2	82,471.8
2001	89,052.1	88,414.2
2002	94,471.5	88,491.4
2003	95,851.7	95,257.2
2004	100,751.7	100,119.9
2005	107,721.6	107,112.1
2006	117,405.1	116,832.1
2007	136,238.7	129,864.5
2008	148,415.9	141,415.9
2009	148,910.1	142,783.5
2010	164,623.8	158,193.4

...

2011	178,742.9	171,392.0
2012	189,597.3	182,574.8
2013	200,400.7	192,777.8
2014P/	207,997.5	200,119.0
2015E/	214,437.9	206,268.3
2016E/	220,140.5	211,913.7

Fuente: INEI, MTPE (antes MTPS)

Gráfico 1: Lima Metropolitana: PIB y PIBNP



En el Cuadro 2 presentamos los datos de la Población Económicamente Activa (PEA) total y de la tasa de desempleo abierto (TD) para Lima Metropolitana. Los datos hasta 1993 se obtienen de la Encuesta de Niveles de Empleo (ENE) de Lima Metropolitana¹³. El resto se obtiene a partir de la Encuesta en 13 ciudades de 1994, y las Encuestas de Hogares (ENAH) a partir de 1995¹⁴. En el Gráfico 2 vemos que la tasa de desempleo oscila entre 5% y 10% durante el periodo, y que en general se eleva durante las crisis, si bien cae apreciablemente entre los años 2005 y 2013.

¹³ La Encuesta de Niveles de Empleo (ENE) de Lima Metropolitana no se realizó en los años 1985 y 1988, por lo cual estos datos son un promedio simple del dato anterior y posterior, en cada caso.

¹⁴ La codificación de las preguntas de la ENAH cambia y se uniformiza en 1998.

Cuadro 2: Lima Metropolitana: PEA y tasa de desempleo

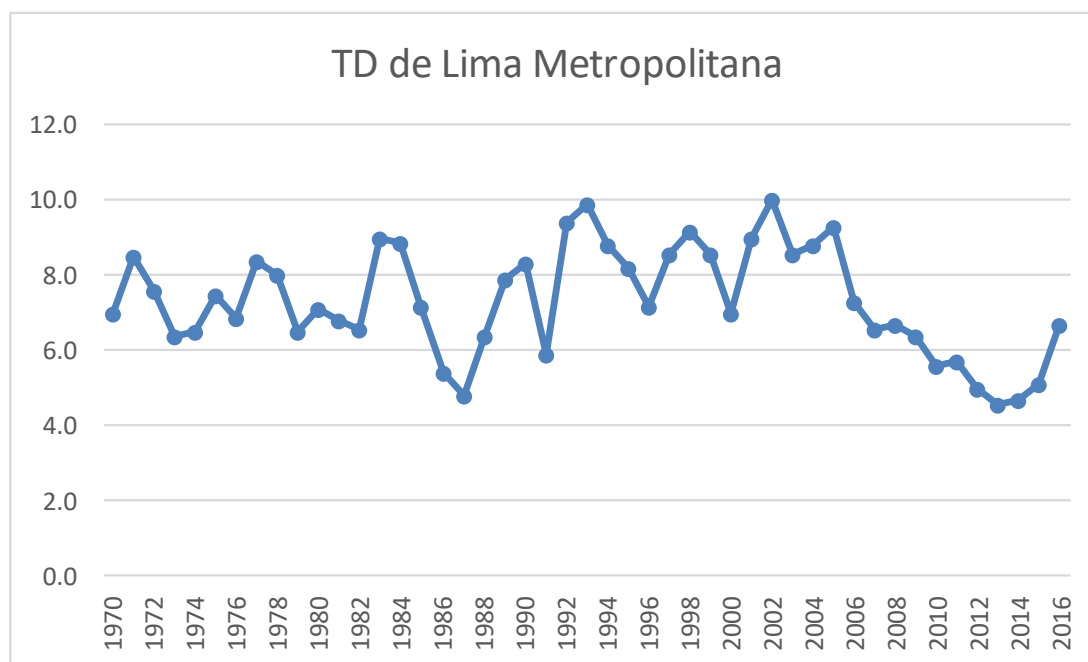
	PEA	TD
1970	1,150.3	7.0
1971	1,187.8	8.5
1972	1,206.5	7.6
1973	1,259.1	6.4
1974	1,261.8	6.5
1975	1,197.2	7.5
1976	1,165.0	6.9
1977	1,132.7	8.4
1978	1,138.4	8.0
1979	1,187.2	6.5
1980	1,229.1	7.1
1981	1,344.1	6.8
1982	1,355.5	6.6
1983	1,424.8	9.0
1984	1,713.4	8.9
1985	1,964.7	7.2
1986	2,100.0	5.4
1987	2,163.4	4.8
1988	2,260.3	6.4
1989	2,356.1	7.9
1990	2,551.7	8.3
1991	2,471.1	5.9
1992	2,607.9	9.4
1993	2,896.2	9.9
1994	2,945.1	8.8
1995	2,853.7	8.2
1996	2,966.6	7.2
1997	3,243.3	8.6
1998	3,520.7	9.2
1999	3,484.0	8.6
2000	3,651.3	7.0
2001	3,779.4	9.0
2002	3,831.5	10.0
2003	4,062.9	8.6
2004	4,110.0	8.8
2005	4,019.7	9.3
2006	4,301.8	7.3
2007	4,588.2	6.6
2008	4,722.5	6.7
2009	4,785.1	6.4
2010	4,942.4	5.6

...

2011	5,030.1	5.7
2012	5,144.1	5.0
2013	5,140.1	4.6
2014	5,109.6	4.7
2015	5,265.1	5.1
2016	5,821.4	6.7

Fuente: INEI, MTPE (antes MTPS)

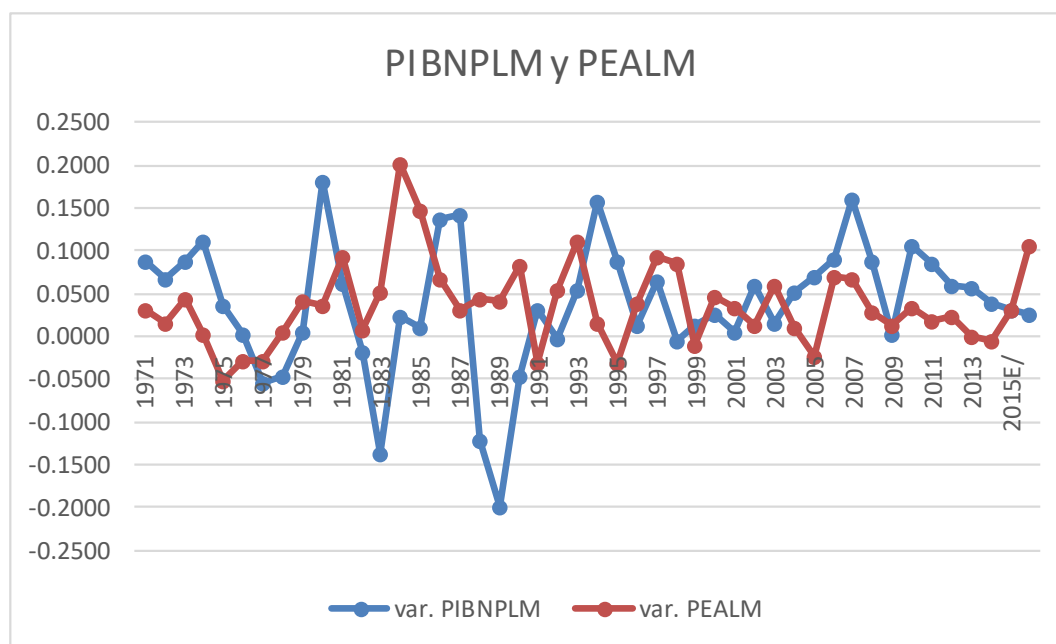
Gráfico 2: Lima Metropolitana, tasa de desempleo abierto



En el Anexo 1 presentamos las correlaciones de Pearson entre las series, donde vemos que, efectivamente, la PEA tiene una relación positiva con el PIBLM y el PIBNPLM, lo cual confirma que la fuerza laboral es procíclica. Asimismo, vemos la relación negativa, si bien más débil, entre el producto y la tasa de desempleo. En el Gráfico 3 podemos ver que existe una relación positiva entre la PEA y el PIB de Lima Metropolitana¹⁵. Si bien Chacaltana (2001) y Garavito (1997) encuentran la misma relación procíclica entre ambas variables, González (2002) encuentra que la fuerza laboral es anticíclica para un grupo de países Latinoamericanos, entre los cuales está el Perú (Lima Metropolitana para ser más precisos) para el periodo anterior a 1995, lo cual se da en cierta medida. Sin embargo, examinando el gráfico para los años 1970 – 1995 vemos que se trata más bien de una respuesta rezagada de la PEA a la variación del PIB.

¹⁵ En el Anexo 1 presentamos las correlaciones de Pearson de las series.

Gráfico 3: PIBNP y PEA de Lima Metropolitana (tasas de variación)



Dado que nuestro objetivo principal es estudiar la relación entre la tasa de desempleo y los cambios en el PIBNP de Lima Metropolitana, presentamos esta relación en los Gráficos 4a y 4b, para los periodos 1971– 1996 y 1998 – 2016. Hacemos esto debido a la diferencia en las fuentes de datos laborales entre ambos periodos (ENE versus ENAHO), y para tener una visión más clara de las relaciones entre ambas variables.

Vemos así que si bien existe una relación negativa entre la TD y el PIBNP¹⁶, el efecto del cambio en el producto sobre la tasa de desempleo parece tener rezagos, salvo en los casos donde el crecimiento o la caída del PIBNP son muy pronunciados. La relación negativa entre estas variables parece ser más clara en el periodo 1971 – 1996 que durante el periodo 1998 – 2016. Si bien es posible que los cambios en el marco muestral de las encuestas a los hogares y el menor número de preguntas en las ENAHO en relación a las ENE tenga alguna influencia, la relación negativa se mantiene. Las correlaciones de Pearson son -0.2428 para el periodo total y -0.2461 y -0.2512 para los subperiodos de los Gráficos 4a y 4b.

¹⁶ Ver el Anexo 1.

Gráfico 4a: Lima Metropolitana: PIBNP (var %) y TDA – 1971 – 1996

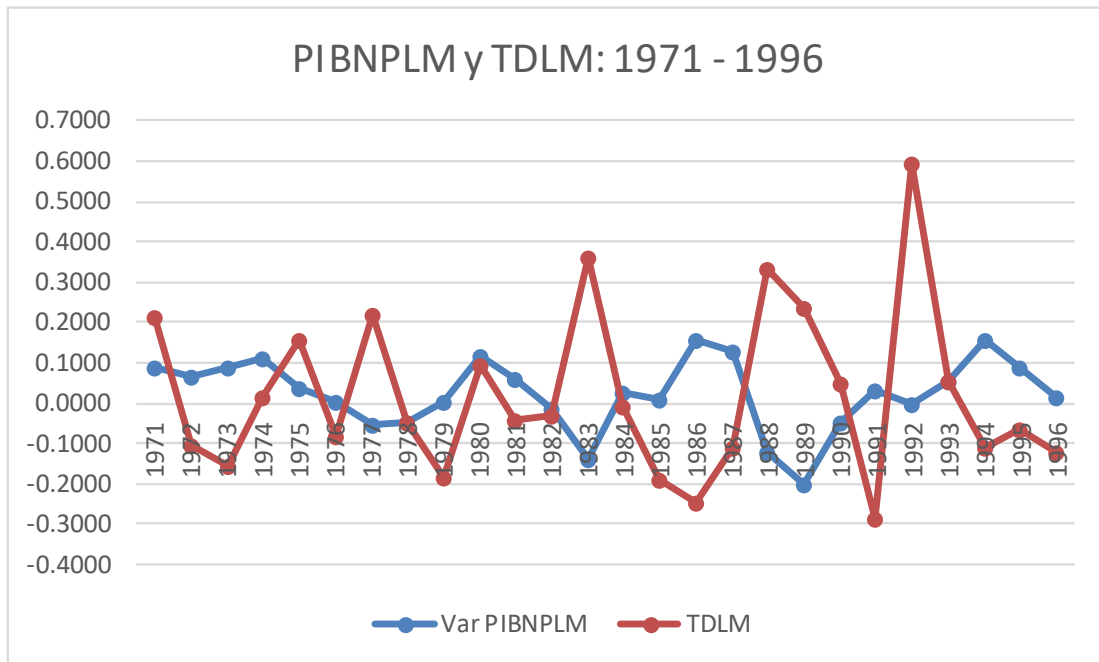
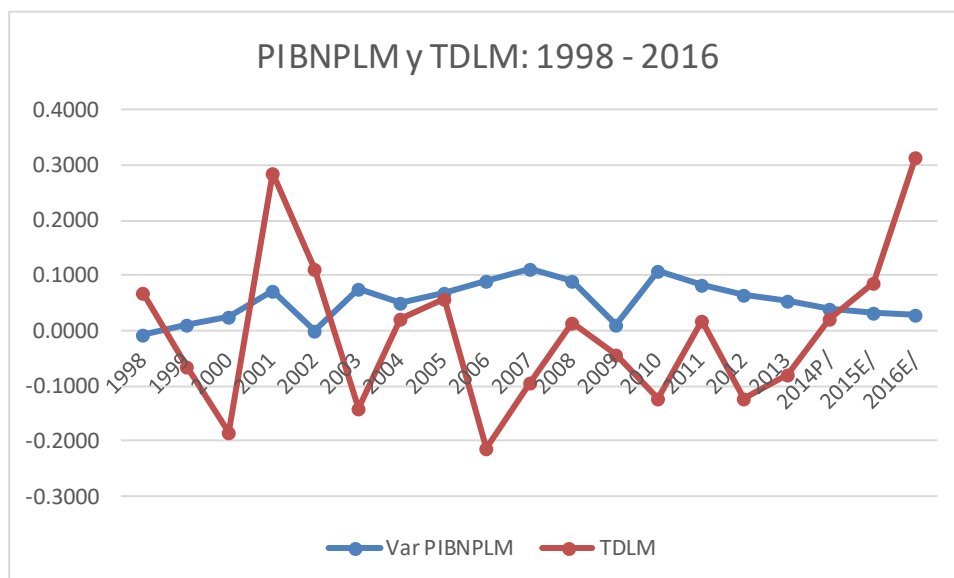


Gráfico 4b: Lima Metropolitana: PIBNP (var %) y TDA – 1998 - 2016



En la sección siguiente discutimos el marco teórico, comenzando por el artículo seminal de Arthur Okun en 1962, y los trabajos posteriores sobre el tema, para luego presentar estimados previos del coeficiente de Okun, y discutir las razones de las diferencias entre dichos estimados.

3. MARCO CONCEPTUAL Y ESTIMACIONES PREVIAS DEL COEFICIENTE DE OKUN.

En esta sección discutimos el marco conceptual sobre el cual se basa la Ley de Okun, desde su aparición en el artículo de Arthur Okun en 1962, hasta la discusión – 50 años después – que hacen Ball, Lee y Loungani en 2012. Asimismo, presentamos resultados de la estimación de este coeficiente para países desarrollados y en desarrollo.

3.1 Marco conceptual

La relación entre el crecimiento del producto real y la tasa de desempleo fue estimada por Okun (1962) en un trabajo donde su propósito era estimar el producto potencial, así como la tasa de desempleo natural. Así, Okun llevó a cabo un análisis de la medición del producto potencial, asumiendo que la influencia de una caída en el crecimiento del producto sobre las horas trabajadas, sobre los cambios en la fuerza laboral y sobre la productividad del trabajo, podrían estimarse por medio de los cambios en la tasa de desempleo. Es decir, para Okun, la tasa de desempleo vendría a ser una variable *proxy* de los efectos del cambio del producto sobre las tres variables mencionadas. Analizando datos trimestrales para el periodo 1947 – 1960, Okun encontró que un crecimiento porcentual del Producto Nacional Bruto (PNB) de Estados Unidos de Norteamérica estaba asociado a una caída de un punto porcentual en la tasa de desempleo. El autor calculó este coeficiente de tres maneras, y encontró que tanto una caída del 3.3% en el PNB, como una caída de 2.8% en el PNB potencial, estaban asociadas a una elevación de la tasa de desempleo en 1%. Asimismo, el autor encontró que la elasticidad PNB real – tasa de desempleo era aproximadamente igual a -3. Posteriormente, Gilbert (1973) repitió el ejercicio para el periodo 1947 – 1971, incluyendo variables rezagadas del cambio en el PNB para tratar de determinar si el coeficiente de Okun era afectado por el ciclo económico. Mientras el periodo analizado por Okun fue de recesión, el periodo analizado por Gilbert incluyó periodos de crecimiento, durante los cuales la Ley de Okun parecía no cumplirse. El autor sugirió que esto podría darse porque en periodos de crecimiento el producto se acerca al producto potencial y esto hacía que la tasa de desempleo ya esté lo suficientemente baja para una caída mayor¹⁷. Asimismo, Gilbert encontró que una caída del 2% en el PNB real llevaba a una elevación de 1% en la tasa de desempleo. Es decir, existía una sensibilidad menor de la tasa del desempleo con respecto a cambios en el PNB que la encontrada por Okun. La expresión más simple para estimar el coeficiente de Okun (de las tres que el autor presenta en su

¹⁷ Un análisis posterior sobre la asimetría del efecto del ciclo sobre la tasa de desempleo fue llevado a cabo posteriormente, entre otros, por Silvapulle, Moosa y Silvapulle (2008).

artículo) es la siguiente:

$$du_t = -\beta(g_{y_t} - g_{\bar{y}}) \quad (1)$$

Donde $du_t = (u_t - u_{t-1})$ es el cambio en la tasa de desempleo entre t y $(t - 1)$; β es el coeficiente de Okun, y $(g_{y_t} - g_{\bar{y}})$ es la brecha entre la tasa de crecimiento del producto real y la del producto potencial. Por otro lado, si la fuerza laboral es igual a l , y definimos una función de ocupación $y = an$, donde n es el empleo, podemos trabajar con la definición de la tasa de desempleo de la siguiente forma:

$$u = (l - n)/l = 1 - y/al \quad (2)$$

Tomando diferenciales a la expresión (2):

$$du = -(y/an) \left[dy/y - (dn/n + da/a) \right] \quad (3)$$

Comparando las expresiones (1) y (3), vemos que:

$$g_{\bar{y}} = g_l + g_a \quad (4)$$

Es decir, la tasa de crecimiento del producto potencial es igual a la suma de las tasas de crecimiento de la PEA y de la productividad del trabajo. Prachowny (1993) señala que es importante recordar las condiciones que especifica Okun para que se de este crecimiento de 3% en el PNB: incremento en la fuerza laboral, incremento en las horas de trabajo promedio por semana, y mayor productividad. Prachowny planteó una ecuación de Okun a partir de la siguiente función de producción en logaritmos naturales:

$$y = \alpha(k + c) + \beta(\gamma n + \delta h) + \tau \quad (5)$$

Donde k es el capital, c es su tasa de utilización, n el número de trabajadores, h la jornada laboral, α y β son parámetros de elasticidades, γ y δ son parámetros de la contribución de los trabajadores y sus horas trabajadas al producto, y τ es un elemento exógeno de tecnología. Trabajando con esta ecuación, y asumiendo que el stock de capital y la tecnología exógena no varían en el tiempo, el autor nos presenta la siguiente ecuación de Okun, donde la brecha de producto depende de la brecha de desempleo con respecto a la tasa de desempleo natural, la brecha de utilización del capital, la brecha en la utilización de la fuerza laboral (n) y la brecha en las horas trabajadas:

$$dy = \alpha dc + \beta \gamma dn - \beta \gamma du + \beta \delta dh \quad (6)$$

Empleando datos de Estados Unidos obtenidos de otros trabajos¹⁸, Prachowny reestimó el coeficiente de Okun y encontró un valor de aproximadamente 2/3, tomando en cuenta las diferencias en la utilización de la capacidad instalada de capital.

¹⁸ Gordon (1984, 1987), periodo 1974 – 1986; y Adams y Coe (1989), periodo 1965 – 1988; ambos citados en Prachowny (1993).

Por otro lado, Holloway (1989) trabaja con la tercera expresión de Okun (elasticidad PNB real – tasa de empleo), y estima el efecto de un incremento porcentual en el PNB sobre la tasa de empleo ($te = 1 - u$). Asimismo, estima el PNB potencial, uno de los objetivos de Okun, con datos trimestrales para el periodo 1969 – 1989. El autor encuentra que un incremento del PNB de 4.11% reducirá la tasa de desempleo en 1%. Moosa (1999) estima el coeficiente de Okun para Estados Unidos con datos trimestrales, para el periodo 1947:1 – 1992:2, y encuentra un valor de -0.38 para el largo plazo, el cual es robusto a la especificación del modelo – estático o dinámico – y al número de rezagos. Asimismo, encuentra un impacto de -0.16 para el corto plazo.

Otros autores como Knoester (1986) añaden elementos de oferta a la Ley de Okun, señalando que ésta fue enunciada y estimada durante el periodo “keynesiano” y que con los cambios en la economía mundial en las décadas de los 70 y los 80, deben tomarse en cuenta dichos elementos. La ecuación propuesta por Knoester es la siguiente:

$$du_t = \alpha_0 g_l + \alpha_1 g_{wr} - \alpha_3 (I/y) + \alpha_4 (y_S - y_D) - n_{p\acute{u}blico} \quad (7)$$

Donde un incremento en la tasa de desempleo depende positivamente de la tasa de crecimiento de la PEA, de la tasa de crecimiento del salario real (wr) y del exceso de oferta agregada. Asimismo, la tasa de desempleo dependerá negativamente del ratio de la inversión sobre el producto, y del empleo público. Con datos anuales para Alemania, los Países Bajos, el Reino Unido y los Estados Unidos de América para el periodo 1960 – 1980 el autor encuentra que tanto la tasa de crecimiento de la PEA como el empleo público no tienen efectos significativos sobre la tasa de desempleo, que la tasa de crecimiento del salario real si lo tiene, y que el ratio de inversión tiene un efecto modesto. El efecto del exceso de oferta, si bien no es el mismo que el efecto de la desviación del crecimiento del producto con respecto al potencial (Okun) es también significativo. Luego de separar la muestra en dos periodos: 1960 – 1970 y 1970 – 1980, el autor concluye que si bien la Ley de Okun parece explicar los cambios en la tasa de desempleo en el primer periodo, el efecto del “exceso de capacidad” como llaman al exceso de oferta no parece ser tan importante como la subida en la tasa de salarios reales en el segundo periodo.

Un elemento que ha merecido amplia atención de los académicos ha sido la posibilidad de asimetría en los coeficientes de Okun, lo cual está relacionado a las diferencias en los coeficientes señaladas por Gilbert. Es a partir del trabajo de Harris y Silverstone (2001), quienes analizan la asimetría en la Ley de Okun en relación a la asimetría en la Curva de Phillips, que se desarrollan las investigaciones posteriores sobre este tema. Los autores señalan las siguientes razones para esta asimetría, citando a Courtney (1991): sustitución de factores durante las recesiones económicas, fluctuaciones en la productividad total y cambios en las tasas de crecimiento de los sectores

económicos. Palley (1993), también citado por Harris y Silverstone, agrega el cambio en las tasas de participación laboral. El trabajo de Harris y Silverstone consiste en la estimación de ecuaciones de Okun asimétricas para siete países de la OCDE: Australia, Canadá, Alemania, Japón, Nueva Zelanda, Reino Unido y Estados Unidos de América. Asimismo, Silvapulle, Moosa y Silvapulle (2004) analizan la asimetría en la reacción de la tasa de desempleo a las crisis y al auge. Señalan que las caídas en el producto son más efectivas en aumentar el empleo que los auges en reducirlo, algo similar a lo que Gilbert (1973) y Knoester (1986) encuentran¹⁹. Con datos trimestrales de Estados Unidos para el periodo 1947 – 1999, Silvapulle y asociados encuentran que existe asimetría tanto en los coeficientes de Okun de corto plazo como en los de largo plazo donde, como señalan los otros autores mencionados, la Ley de Okun funciona mejor durante las regresiones. Entre las razones para esto no solamente tenemos el hecho que durante las recesiones el despido de los trabajadores implica menores costos en los Estados Unidos que en países como Europa o Japón, sino también el hecho que durante el auge el producto se acerca al potencial, lo cual no permite una reducción significativa de la tasa de desempleo. En países donde el despido es más costoso es posible que la asimetría sea menor, lo cual queremos examinar para el caso del Perú urbano y de Lima Metropolitana.

Pereira (2013) analiza la asimetría en los coeficientes de Okun en función a los cambios estructurales en la economía – es decir – durante periodos de crecimiento y periodos de recesión, en vez de emplear coeficientes distintos para cada cambio en el producto. Para esto emplea los datos sobre recesiones de la National Bureau of Economic Research (NBER), así como con cambios endógenos determinados por medio de un modelo de Markov. Con datos trimestrales de Estados Unidos para el periodo 1948 – 2012 encuentran que la respuesta de la tasa de desempleo a la caída del producto es mayor que a su crecimiento, con lo cual la asimetría existe y depende del ciclo económico.

Por otro lado, Ball, De Roux y Hofstetter (2011) analizan el desempleo en diecinueve países de América Latina, entre los cuales está el Perú, por medio de un panel no balanceado de estos países. Emplean datos del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y estiman series de datos más largas sobre la base de estos datos. En general encuentran evidencia de histéresis, es decir que los cambios de corto plazo en la tasa de desempleo afectan la tasa de desempleo natural. Para el Perú los datos del BID son para Lima Metropolitana y van de 1997 a 2004. Los autores alargan el periodo por medio de fuentes nacionales, agregando datos de 1970 a 1994. Siendo la tasa de empleo

¹⁹ Ver también International Monetary Fund (2018).

promedio para el periodo igual a 4.33, los autores estiman una tasa de desempleo natural²⁰ de 3.74, a partir de variables como el PIB per cápita, nivel de educación agregada, los porcentajes de la población rural sobre la población total y del PIB rural sobre el PIB total, y del mercado de trabajo. Finalmente, en un estudio extenso sobre la Ley de Okun en Estados Unidos, Ball, Lee y Loungani (2012) no encuentran evidencia de asimetría en la Ley de Okun, ni siquiera durante la recesión del 2008 – 2009. Encuentran, sin embargo, que el producto de años anteriores influye en la tasa de desempleo actual, tal como Pereira (2013) encuentra posteriormente, si bien dicho autor encuentra evidencia de asimetría en los coeficientes de Okun.

Por lo tanto, hay varios puntos a tomar en cuenta para nuestras estimaciones. En primer lugar, la existencia o no de asimetrías en el comportamiento de la tasa de desempleo con respecto al ciclo. En segundo lugar, ver si la variación del PIB pasado tiene efectos sobre la tasa de desempleo actual.

3.2 Estimaciones del coeficiente de Okun

Existe un conjunto importante de trabajos en los cuales se ha estimado el coeficiente de Okun tanto para países desarrollados, como para países en desarrollo. En un trabajo para un conjunto de países de Europa del Este²¹, Özgür, Çakmak y Okur (2018) analizan la relación entre el crecimiento económico y el desempleo entre los años 1992 – 2014, por medio de un análisis de panel para estos países. Los autores encuentran que un crecimiento del PIB de 1% reducirá la tasa de desempleo en 0.08%, resultado que es similar al encontrado por Garavito (2003) para Lima Metropolitana con datos anuales y para los años 1970 – 2000. En este último trabajo, el coeficiente es de 0.0845, y el resultado se debe al comportamiento de la fuerza laboral con respecto al ciclo económico. La tesis de Laos (2015), para el periodo 2000 – 2013 encuentra un coeficiente de 0.13 con datos de Lima Metropolitana. El trabajo de González (2002) para trece países Latinoamericanos²² y Estados Unidos de América estima un coeficiente de 0.13 para Lima Metropolitana entre 1978 y 1996. La diferencia entre los trabajos de González y Laos y el de Garavito sería, a nuestro juicio, la longitud del periodo, lo cual hace que las recesiones se hagan más importantes en los dos primeros – 1983 y 1988 entre los años 1978 y 1996, y la recesión de 2009 en el periodo 2000 – 2013 – mientras que el último trabajo, al tomar un periodo más largo suaviza el efecto de las recesiones. Tal como dice Gilbert (1973), es en los periodos de

²⁰ Definen el desempleo natural como el valor del coeficiente de la variable dicotómica de cada país más el promedio de los efectos temporales en el panel.

²¹ Los países son Belarus, Bulgaria, República Checa, Rumanía, Polonia, Ucrania, Hungría y Eslovaquia.

²² Argentina, Colombia, Chile, Costa Rica, México y Perú ajustes de precios en el periodo estudiado. El resto son Bolivia, Brasil, Ecuador, Guatemala, Uruguay, Panamá y Venezuela

crecimiento donde la Ley de Okun pierde fuerza, por lo cual el bajo coeficiente de Garavito (2013) podría estar también asociado a este punto. Es una razón más para estimar un coeficiente de Okun diferenciado en función del ciclo económico.

Gonzalez (2002) también estima coeficientes para otros países de América Latina, y encuentra que mientras los mercados laborales de estas economías se ajustan por medio de una caída de los salarios reales ante una caída del producto, Estados Unidos lo hace mediante un aumento del desempleo. En el Cuadro 3 podemos ver algunos de dichos estimados, junto con los estimados para países desarrollados y en desarrollo reportados hasta este momento. Vemos por ejemplo estimaciones diversas para Estados Unidos, aparte de las iniciales de Okun y de Gilbert. Si bien algunos autores asumen que el coeficiente de Okun no es asimétrico, tales como Knoester (1986), Holloway (1989), Prachowny (1993), Moosa (1999) y Ball, Leigh y Loungani (2012), otros como Harris y Siverstone (2011) y Pereira (2013) encuentran que los coeficientes de Okun son asimétricos. En el caso de Ball, Leigh y Loungani (2012), éstos no encuentran evidencia de asimetría en la Ley de Okun para Estados Unidos. Trabajan con datos anuales y trimestrales, empleando dos versiones de la ley, la de niveles y la de diferencias. Para ver si hay asimetría estiman las ecuaciones para crecimiento y caída del producto en forma separada y los coeficientes no son estadísticamente distintos. En el caso de Pereira (2013), éste estima diferentes versiones de la ecuación de Okun, y busca asimetrías entre los periodos recesivos – que define como aquellas caídas después de un pico del PIB – y los periodos de crecimiento. Para esto emplea tanto los datos de la NBER (cortes exógenos en el crecimiento del PIB) y cortes endógenos que obtienen con un modelo de Markov. En general, todos los trabajos revisados, encuentren asimetría o no en los coeficientes de Okun, encuentran una menor respuesta de la tasa de desempleo ante variaciones del PIB cuando éste crece, con lo cual volvemos al trabajo de Gilbert (1973). Esta menor respuesta estaría asociada al hecho que en los periodos de crecimiento del PIB éste se encuentra más cerca del producto potencial y por lo tanto hay un menor espacio para el crecimiento del empleo.

En cuanto a los resultados para Europa, vemos en el cuadro que el coeficiente de Okun se mantiene alrededor de 0.40 para Alemania, y de 0.35 para el Reino Unido. Los coeficientes para Japón y para los países del Este de Europa se mantienen alrededor de 0.1, similares a los coeficientes estimados para el caso de Perú (Lima Metropolitana).

En la siguiente sección llevamos a cabo el análisis estadístico de los datos, así como estimaciones del coeficiente de Okun bajo distintos modelos empíricos.

Cuadro 3: Estimaciones del Coeficiente de Okun para varios países

	periodo	frecuencia	coeficiente	observaciones
PERÚ				
<i>Gonzalez (2002)</i>	1978 - 1996	anuales	0.13	Lima Metropolitana
<i>Garavito (2003)</i>	1970 - 2000	anuales	0.09	Lima Metropolitana
<i>Laos (2015)</i>	2000 - 2013	anuales	0.13	Lima Metropolitana
EEUU				
<i>Okun (1962)</i>	1947 - 1960	trimestrales	0.33	Periodo de recesión
<i>Gibert (1973)</i>	1947 - 1971 1960 - 1980 1981 - 2007	trimestrales	0.20 0.39 0.41	Funciona solo en recesiones, e incluye variables rezagadas del PNB
<i>Knoester (1986)</i>	1960 - 1980 1960 - 1970 1970 - 1980	anuales	0.47 0.39 0.49	Añade variables de oferta y analiza el efecto del exceso de oferta sobre el desempleo
<i>Holloway (1989)</i>	1961 - 1989	trimestrales	0.24	
<i>Prachowny (1993)</i>	1975 - 1988	trimestrales	0.67	Datos de Gordon (1984 - 1987) y de Adams y Coe (1989)
<i>Moosa (1999)</i>	1947 - 1992	trimestrales	0.38	Largo plazo (0.16, corto plazo)
<i>Harris & Silverstone (2001)</i>	1978 - 1999	anuales	0.44	Largo plazo. También hacen estimaciones asimétricas
<i>Ball, Lee & Loungani (2012)</i>	1948 - 2011 1948 - 2011	anuales trimestrales	0.41 0.38 0.40 0.43 0.25 0.49 0.41 0.21 0.44 0.28 0.21 0.42	en niveles versión 1** en niveles versión 2 en diferencias en niveles, sin "lags" del PIB, versión 1 en niveles, con "lags" del PIB, versión 1 sumando tres coeficientes en niveles, sin "lags" del PIB, versión 2 en niveles, sin "lags" del PIB, versión 2 sumando tres coeficientes en diferencias, sin "lags" del PIB en diferencias, con "lags" del PIB sumando tres coeficientes
<i>Pereira (2013)</i>	1948 - 2012	trimestrales	0.48 0.38 0.30 0.43 0.47 0.43 0.59	dos "lags" del PIB asimétricos MCO (tendencia cuadrática) idem + 2 rezagos del PIB asimétricos MCO (filtro de HP) idem + 2 rezagos del PIB Markov - régimen 1 periodos de crecimiento del PIB Markov - régimen 2 periodos recesivos
América Latina				
<i>Gonzalez (2002)</i>				
Argentina	1964 - 1996	anuales	0.17	Gran Buenos Aires
Colombia	1974 - 1996	anuales	0.52	varias áreas metropolitanas
Chile	1960 - 1985	anuales	0.36	Gran Santiago
Brasil	1978 - 1997	anuales	0.18	6 ciudades
México	1970 - 1997	anuales	0.12	área metropolitana

... continúa en la siguiente página

Europa					
Knoester (1986)					
Alemania	1960 - 1980	anuales	0.42	Añade variables de oferta y analiza el efecto del exceso de oferta sobre el desempleo	
	1960 - 1970		0.37		
	1970 - 1980		0.44		
Países Bajos	1960 - 1980	anuales	0.19		
	1960 - 1970		0.17		
	1970 - 1980		0.24		
Reino Unido	1960 - 1980	anuales	0.34		
	1960 - 1970		0.23		
	1970 - 1980		0.47		
Harris & Silverstone (2001)					
Alemania	1978 - 1999	anuales	0.39	Largo plazo. También hacen estimaciones asimétricas	
Reino Unido	1978 - 1999	anuales	0.26		
Dritsaki & Dritsakis (2009)					
Italia	1961 - 2002	anuales	0.024	no es significativo al 5%	
España	1961 - 2002	anuales	0.017		
Portugal	1961 - 2002	anuales	0.016		
Grecia	1961 - 2002	anuales	0.007		
Unión Europea	1961 - 2002	anuales	0.12		
Ball, Lee & Loungani (2012)					
Austria	1980 - 2011	anuales	0.13		
Bélgica			0.51		
Francia			0.36		
Alemania			0.36		
Irlanda	1990 - 2011	anuales	0.40		
Italia	1980 - 2011	anuales	0.25		
Portugal			0.26		
España			0.85		
Países Bajos			0.51		
Reino Unido			0.34		
Otros					
Harris & Silverstone (2001)					
Canadá	1978 - 1999	anuales	0.39	Largo plazo. También hacen estimaciones asimétricas	
Japón	1978 - 1999	anuales	0.09		
Australia	1978 - 1999	anuales	0.50		
Nueva Zelanda	1978 - 1999	anuales	0.41		
Ball, Lee & Loungani (2012)					
Canadá	1980 - 2011	anuales	0.43	en niveles	
Japón			0.15		
Australia			0.53		
Nueva Zelanda			0.34		
Özgür, Çakmak y Okur (2018)					
Europa del Este*	1992- 2014	anuales	0.08		

Fuente: Los textos mencionados en el cuadro.

* Belarus, Bulgaria, República Checa, Rumanía, Polonia, Ucrania, Hungría y Eslovaquia.

** versiones 1 y 2, diferentes estimaciones de la tasa de desempleo natural y del producto potencial

4. ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE LAS SERIES

Estimaremos el coeficiente de Okun de Lima Metropolitana, para el periodo 1971 – 2016, con datos obtenidos tanto de las Cuentas Nacionales del Banco Central de Reserva del Perú

(BCRP), como de las ENE y las ENAHO del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Entonces estimamos dos ecuaciones. En primer lugar la ecuación de brechas:

$$u_t - u^* = \alpha_0 + \alpha_1(y_t - y^*) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Donde u^* es la tasa natural de desempleo, y^* es el producto potencial y ε_t el término estocástico. Para estimar esta ecuación, estimaremos previamente la tasa de desempleo natural y el producto potencial por medio de los filtros de Hodrick – Prescott y de Christiano – Fitzgerald. La segunda ecuación que estimaremos será en diferencias:

$$du_t = \beta_0 + \beta_1 dy_t + \gamma_t \quad (9)$$

Donde dy_t es la tasa de crecimiento del producto y γ_t el término estocástico. Para estimar ambas relaciones, y variaciones de éstas, debemos primero determinar el orden de integración de las series.

En ambos casos empleamos las pruebas de Dickey – Fuller Aumentada y de Phillips – Perron para saber si las series tienen raíz unitaria, es decir si cualquier *shock* sobre ésta tendría efectos que perduran en el largo plazo.

Para estimar la ecuación en brechas debemos primero estimar tanto la tasa de desempleo natural como el producto potencial. Vamos a hacerlo por medio de los filtros de Hodrick-Prescott (HP) y de Christiano – Fitzgerald (CF). Si bien es conocido que el filtro de HP no es confiable ya que solamente deja pasar los componentes estocásticos cíclicos con mayores frecuencias²³, lo usaremos como uno de los criterios para compararlo con el filtro de CF, el cual corrige en cierta medida este problema²⁴. En el Anexo 2 podemos ver las tendencias y los valores tanto de la tasa de desempleo como del producto interno bruto no primario de Lima Metropolitana medidas con ambos filtros.

Para poder estimar la ecuación de Okun, necesitamos primero ver si existe una relación de largo plazo entre las variables a emplear. Para ello es necesario que las series sean del mismo orden, para lo cual aplicamos las pruebas de Dickey – Fuller Aumentado y de Phillips – Perron. Como podemos ver en el Anexo 3 todas las series en niveles son $I(1)$, es decir, tienen raíz unitaria y es posible encontrar una relación de largo plazo entre ellas²⁵. En el Anexo 4 vemos que todas las series tienen al menos un vector de cointegración. Pasamos entonces a estimar el modelo de corrección de errores (MCE) para todas las series. En el Cuadro 4a podemos ver el modelo de corrección de errores y la ecuación de cointegración (EC) para el periodo 1972

²³ J. Hamilton (2018); E. Mise, K. Tae – Hwan y P. Newbold (2003).

²⁴ L. Christiano y Terry Fitzgerald (2003).

²⁵ Los componentes cíclicos están en la última fila de cada variable.

– 2016. Así vemos que en los tres casos la tasa de ajuste es menor a 1 en valor absoluto, lo cual indica que el modelo convergerá a la relación de largo plazo. Sin embargo, solamente en el caso de las series estimadas con el filtro de Christiano – Fitzgerald obtenemos una ecuación de cointegración con el signo esperado. En el caso de las estimaciones con los niveles de la tasa de desempleo y del producto, y de las series estimadas con el filtro HP el signo del producto es positivo; significativo en el primer caso y no significativo en el segundo. Dado que existen periodos donde la variación de la tasa de desempleo y la variación del producto tienen una relación positiva²⁶, estimamos el modelo nuevamente para el periodo los periodos 1972 – 2005²⁷. En el Cuadro 4b, dejamos de lado las series estimadas con el filtro de HP, y presentamos los resultados de las otras dos series, donde la primera tiene ahora un vector de integración con el signo esperado.

Cuadro 4a: MCE y EC, periodo 1972 – 2016

Modelos de Corrección de Errores	TDLM & PIBNPLM	UNHP & PIBPOTHP	UNCF & PIBPOTCF
<u>D_TDLM</u>			
tasa de ajuste	-0.5246***	-0.0885***	-0.0757***
tasa de desempleo LD	0.1596	0.9213***	0.7398***
producto LD	5.26E-06	-7.08E-06	-0.00004***
constante	0.4465*	2.52E-02	2.52E-02
R2	0.2264	0.8501	0.9079
Chi2	11.9969**	232.5365***	404.1972***
muestra	1972 - 2016	1972 - 2016	1972 - 2016
número de observaciones	45	45	45
Log likelihood	-512.4349	-318.3835	-331.5673
Det (Sigma_m)	2.60E+07	4.79E+03	8.60E+03
AIC	22.8817	14.5504	15.135
HQIC	23.0164	14.6851	15.2697
SBIC	23.2431	14.9117	15.4963
<u>Ecuación de cointegración</u>			
tasa de desempleo	1	1	1
producto	0.00002***	1.13E06	-0.00003***
constante	-438951.2	-7.7668	-6.0258
Chi2	12.7177***	0.0172	13.0335***

²⁶ Ver Céspedes (2003).

²⁷ Hacemos esto por la recesión del año 2009. Si bien es posible obtener signos correctos hasta el año 2008, la prueba F no es significativa, por lo cual acortamos el periodo para estar “lejos” de los inicios de dicha recesión.

Cuadro 4b: MCE y EC, periodo 1972 – 2005

Modelos de Corrección de Errores	TDLM & PIBNPLM	UNCF & PIBPOTCF
<u>D TDLM</u>		
tasa de ajuste	-0.7429***	-0.0873**
tasa de desempleo LD	0.2132	0.7814***
producto LD	-0.00005	-0.00004***
constante	0.4081*	-0.0261**
R2	0.4102	0.8651
Chi2	30.3564***	192.441***
muestra	1972 - 2005	1972 - 2005
número de observaciones	34	34
Log likelihood	-380.2084	-229.0272
Det (Sigma_ml)	1.77E+07	2.43E+03
AIC	22.8946	14.0016
HQIC	23.0324	14.1394
SBIC	23.2987	14.4056
<u>Ecuación de cointegración</u>		
tasa de desempleo	1	1
producto	-0.00005***	-0.00007***
constante	-4.0088	-26.5219
Chi2	9.4386**	24.3062***

Dado que las series son $I(1)$ y las desviaciones y diferencias son estacionarias, estimamos las ecuaciones (8) y (9) con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios; asimismo, estimamos el coeficiente de Okun de corto plazo con las series cíclicas. En el Cuadro 5 están los resultados²⁸:

Cuadro 5: Estimación de la ecuación de Okun 1971 – 2016

tasa de desempleo	(u - u*) CF	d(tdlm)	d(tdlm_cic) CF
(y - y*) CF	-0.00009***		
d(pibnplm)		-0.00009***	
d(pibnplm_cic)			-0.00001***
R2	0.516	0.1365	0.2686
R2 ajustado	0.5053	0.1111	0.2527
F	46.14***	5.38**	16.89***
DW	0.3669+	2.2718	2.2025
Chi2 (Breusch - Godfrey)	35.096***	1.176	0.851
Periodo	1971 - 2016	1972 - 2005	1971 - 2016
número de observaciones	45	35	45

+ transformado al corregir por autocorrelación

²⁸ Estimamos primero las ecuaciones con constantes, pero los coeficientes salían no significativos y los coeficientes de Okun no cambiaban, por lo cual presentamos los resultados sin constantes.

En la primera columna tenemos la estimación de la ecuación (8) con las tendencias estimadas con el filtro de CF, la cual corregimos por autocorrelación debido a que si bien el resultado era indeterminado con la prueba de Durbin – Watson, la prueba de Breusch – Godfrey²⁹ señala que si existe autocorrelación. La ecuación estimada toma la siguiente forma:

$$(u_t - u^*) = -0.00009(y_t - y^*) \quad (10)$$

En la segunda columna tenemos la estimación de la ecuación (9). El coeficiente de Okun es el mismo que en la ecuación anterior, si bien el periodo de tiempo es menor:

$$du_t = -0.00009dy_t \quad (11)$$

Finalmente, en la tercera columna estimamos la ecuación de Okun con las desviaciones de los componentes cíclicos obtenidos con el filtro CF, lo cual nos da el coeficiente de corto plazo. El resultado es el siguiente:

$$du_c = -0.0001dy_c \quad (12)$$

Con lo cual podemos ver que el coeficiente de Okun de corto plazo es menor en valor absoluto que el coeficiente de largo plazo, lo cual es razonable ya que en el largo plazo la economía tiene más tiempo para ajustarse a los cambios. Finalmente estimamos la ecuación de Okun con un elemento adicional, la variación rezagada del producto, y obtenemos lo siguiente:

$$du_t = -0.00009dy_t + 0.00005dy_{t-1} \quad (13)$$

Sin embargo, el coeficiente del rezago de la variación del producto es estadísticamente significativo solamente al 10%, por lo cual nos quedamos con las estimaciones iniciales.

Finalmente, hicimos estimaciones para ver si hay diferencias entre el coeficiente de Okun en el auge y en la recesión por medio de dos métodos. El primero, siguiendo a Harris y Silverstone (2001), donde separamos el crecimiento y la caída del producto año a año. Los resultados están en el Anexo 5, columnas 1 [(u-u*)CF] y 2 [d(tdlm) – I], donde luego de las pruebas t correspondientes, encontramos que los coeficientes de las series construidas con el filtro de CF (ecuación (8)) son estadísticamente iguales, mientras que aquellos correspondientes a variaciones simples de la tasa de desempleo y del producto (ecuación (9)) son diferentes, siendo la prueba t significativa al 5%. En la columna 3 [d(tdlm) – II] seguimos en parte a Pereira (2013) para estimar nuevamente la ecuación 9, si bien establecimos los periodos de auge y recesión exógenamente por medio de inspección del PIBNPLM, y no endógenamente como el autor. Los periodos de recesión fueron 1977 – 1979, 1983 – 1986, 1988 – 1989, 1991 – 1992 – 1996, 1998 – 2002, y 2008 – 2009. Los resultados nos dan coeficientes algo mayores a los

²⁹ La prueba de BG, al contrario que la de DW, no requiere que los errores se distribuyan como una función Normal.

de la columna 2, y estadísticamente iguales. Debido a que no encontramos una relación de largo plazo entre estas variables para el periodo completo, estimamos la ecuación para el periodo 1972 – 2005 y encontramos resultados similares. Vemos en los resultados que el coeficiente de Okun correspondiente al auge es menor en valor absoluto a aquél correspondiente a la recesión, lo cual es consistente con lo encontrado en la literatura empírica revisada. Los coeficientes de Okun obtenidos son mucho más pequeños que los obtenidos para Lima Metropolitana en periodos anteriores (ver Cuadro 3), lo cual podría significar que la tasa de desempleo es aún menos sensible a los cambios en el producto que en las décadas anteriores. Calculamos las ecuaciones sin constantes ya que estimaciones no presentadas aquí nos dieron los mismos coeficientes de Okun, con constantes estadísticamente iguales a cero.

5. LA RELACIÓN ENTRE EL EMPLEO Y EL PRODUCTO

Dado que el coeficiente de Okun es muy pequeño, debido a las razones explicadas arriba, consideramos necesario profundizar en una causa importante de este resultado, la relación entre el producto y el empleo. Si el crecimiento del producto no siempre lleva a un crecimiento del empleo, o si éste no cae cuando el producto lo hace, el bajo coeficiente de Okun encontrado estaría explicado por esta débil relación³⁰. En los Gráficos 5a – 5c podemos ver la relación entre las variaciones porcentuales del producto y del empleo, para el periodo total como para los periodos 1971 – 1996 y 1998 – 2016. En el Gráfico 5a comprobamos que la relación entre el empleo y el producto no es siempre directa, si bien el coeficiente de correlación de Pearson es de 0.8854. En el caso de los coeficientes para los Gráficos 5b y 5c, éstos son 0.1068 y 0.9743, respectivamente, lo cual quiere decir que la asociación entre ambas variables es más fuerte en el segundo periodo. De hecho, los cambios en las leyes laborales a partir de 1992 habrían permitido un mejor ajuste entre ambas variables, y aún más después que se eliminó la estabilidad laboral con la Constitución de 1993.

³⁰ Ya en Garavito (2013) encontramos un coeficiente que, si bien positivo, era muy pequeño.

Gráfico 5a: Lima Metropolitana PIBNP y Empleo (var. %) 1971 – 2016

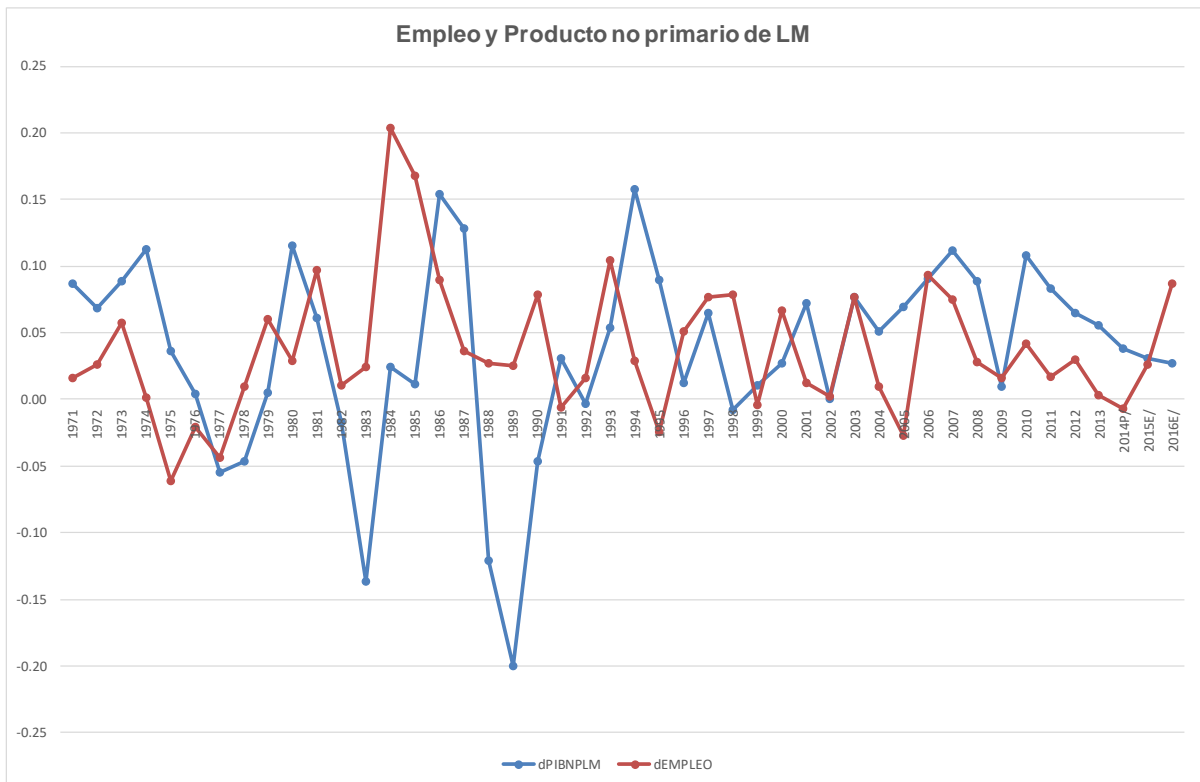


Gráfico 5b: Lima Metropolitana PIBNP y Empleo (var. %) 1971 – 1996

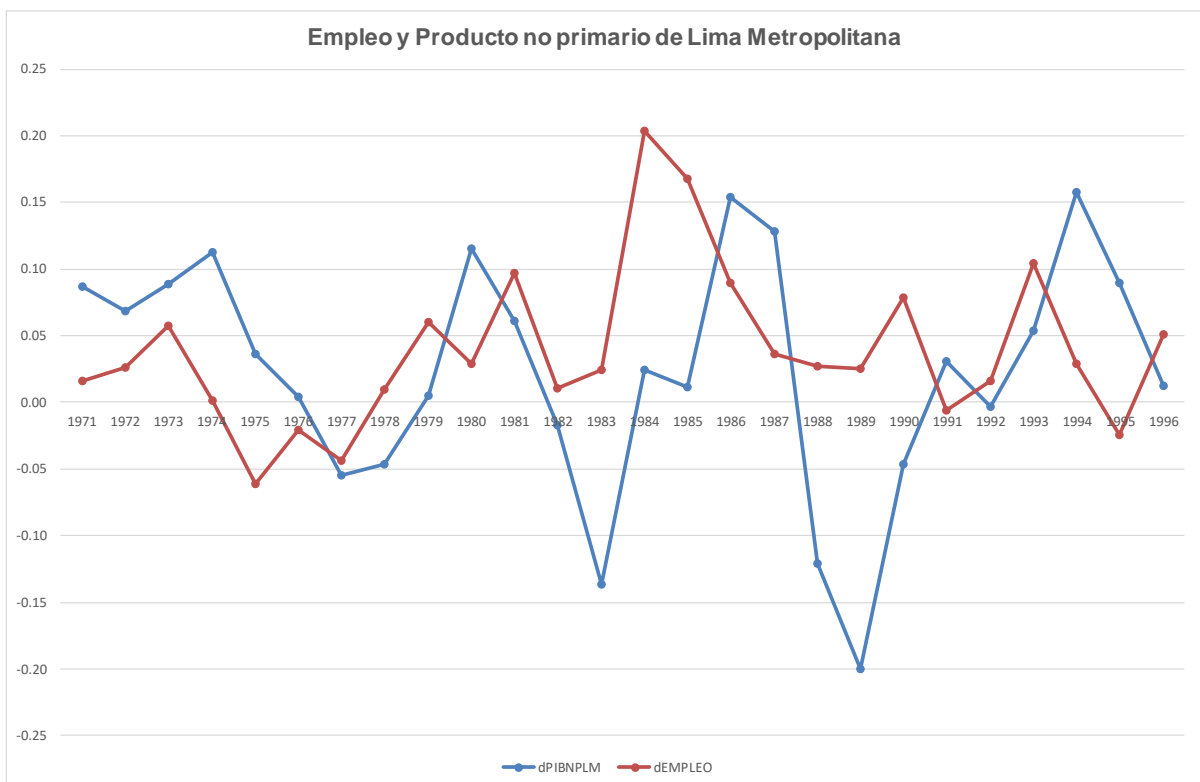
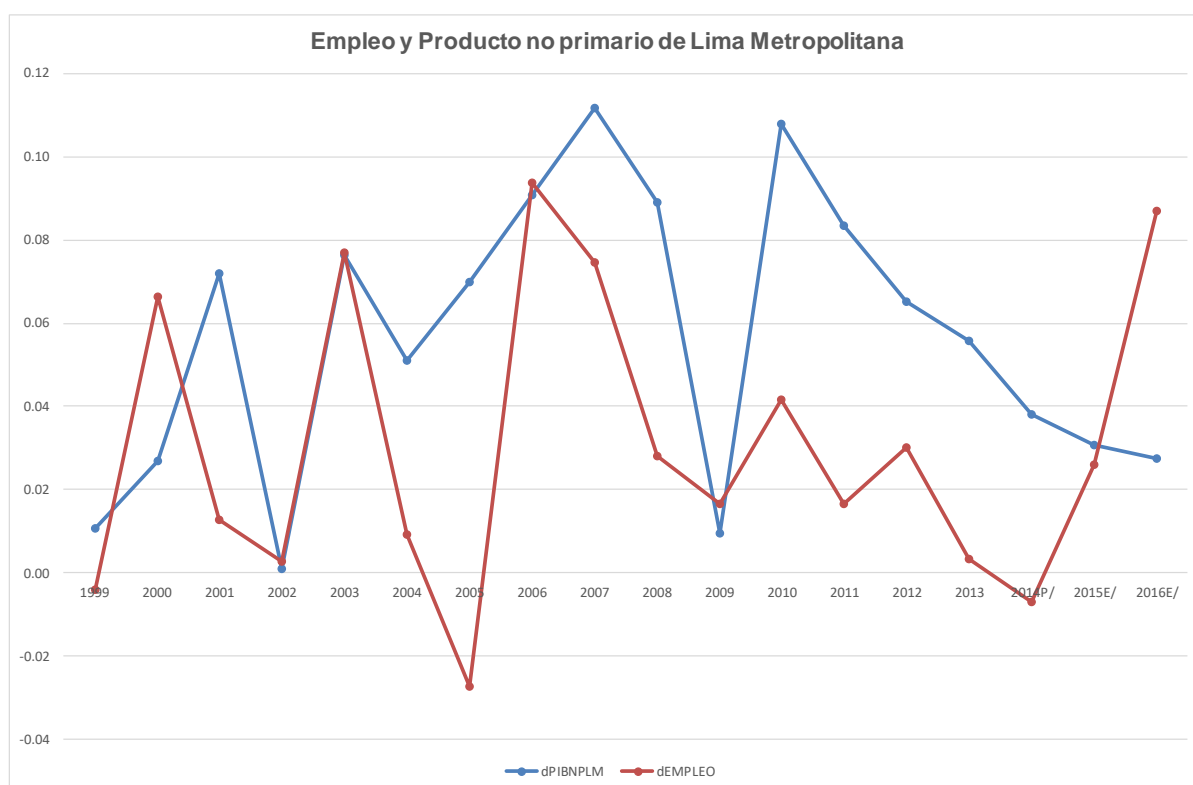


Gráfico 5c: Lima Metropolitana PIBNP y Empleo (var. %) 1998 – 2016



Sin embargo, los cálculos del coeficiente de Okun en los periodos parciales, como dijimos antes, no cambian su valor. Es posible que en el primer periodo la estabilidad laboral contribuyera a la baja tasa de desempleo, pero en ambos periodos la salida del mercado de la fuerza laboral desempleada sería parte de la explicación. En el Anexo 6 presentamos las pruebas de Durbin – Watson y de Phillips – Perron para la variable empleo, y encontramos que tiene una raíz unitaria, como la serie del PIBNPLM. También vemos, por medio del modelo de corrección de errores que existe una ecuación de cointegración, si bien el coeficiente del producto no es significativo y tiene un signo contrario al esperado. En el Cuadro 6 podemos ver dos estimaciones por MCO. En la primera columna estimamos la relación para el periodo competo y vemos que el coeficiente del producto es no significativo, y que el valor del estadístico F confirma que esta variable no explica los cambios en el empleo. En la segunda columna estimamos de nuevo la ecuación con *dummies* multiplicativas para el producto, y encontramos que el coeficiente el periodo 1998 – 2006 es positivo y significativo al 5%. El valor del estadístico F continúa siendo bajo. Finalmente, en la tercera columna estimamos la primera relación agregando el PIBNPLM con un rezago. El coeficiente del producto es positivo y significativo y muy similar al de la segunda columna. El coeficiente del PIBNPLM rezagado es negativo y estadísticamente igual a cero.

Cuadro 6: Estimación de la relación empleo – producto (en diferencias)

empleo total	d(empleo _{lm})	d(empleo _{lm})	d(empleo _{lm})
d(pibnplm)	0.0045		0.0075**
d(pibnplm) 1971 - 1996		-0.0066	
d(pibnplm) 1998 - 2006		0.0078**	
d(lag.pibnplm)			-0.0056
constante	78.4859***	-71.0908***	89.3809***
R2	0.0522	0.0887	0.0847
R2 ajustado	0.0307	0.0464	0.1109
F	2.42	2.09	2.62
DW	1.5722	1.6005	1.5841
Chi2 (Breusch - Godfrey)	0.818	0.698	0.631
Periodo	1971 - 2016	1971 - 2016	1972 - 2016
número de observaciones	46	46	45

Dado que en estudios hechos anteriormente la relación entre en producto y el empleo era mayor para empresas con 100 a más trabajadores, lo cual llamaremos el “sector moderno”, estimamos también la relación entre ambas variables. En el Anexo 7 podemos ver que existe una relación de largo plazo positiva y significativa entre el empleo en empresas de 100 a más trabajadores y el producto. Sin embargo, el coeficiente de ajuste es mayor que uno (en valor absoluto), por lo cual el modelo de corto plazo no converge a la relación de largo plazo. La estimación de la relación empleo (100 a más) y producto, en el mismo anexo, nos muestra una relación negativa entre el empleo y el producto y positiva entre el empleo y el producto rezagado.

Por lo tanto, podemos decir que una causa adicional para el bajo coeficiente de Okun encontrado es la débil relación entre el crecimiento del empleo y del producto, sobre todo en el periodo anterior a la reforma laboral de Fujimori. Asimismo, la relación entre el empleo de empresas de 100 a más trabajadores y el producto es negativa, y solamente es positiva con el rezago de este producto, lo cual se había ya notado en los primeros gráficos presentados.

6. CONCLUSIONES

Hemos calculado el coeficiente de Okun para Lima Metropolitana con una serie anual más grande que en las estimaciones anteriores, y la hemos comparado tanto con estimaciones para el Perú como para otros países. En general, el coeficiente de Okun para Lima Metropolitana siempre ha sido bastante bajo, lo cual se comprueba aquí. Asimismo, hemos hecho las estimaciones correspondientes para ver si los coeficientes de Okun son asimétricos, con respecto al ciclo. Desde las primeras estimaciones, la literatura ha reconocido que la

relación de Okun predice mejor los movimientos del desempleo ante variaciones del producto durante una recesión que durante el auge. Esto debido que en los periodos de crecimiento el producto se acerca mucho al producto potencial, lo cual lleva a menores cambios en la tasa de desempleo. Se ha estimado también coeficientes de Okun estadísticamente distintos para distintas definiciones de auge y recesión.

Calculamos el coeficiente de Okun de largo plazo para Lima Metropolitana por medio de dos métodos, el de brechas, donde analizamos el efecto de la brecha entre el PIB no primario y su nivel potencial sobre la diferencia entre la tasa de desempleo y la tasa natural, y el de diferencias simples. En el primer caso calculamos los niveles potenciales por medio del filtro de Christiano – Fitzgerald, el cual no tiene los problemas del filtro de Hodrick – Prescott. Tanto en este caso, como en la estimación de la ecuación en diferencias simples, el coeficiente de Okun es muy pequeño, 0.00009. En el caso de la ecuación en diferencias simples, encontramos asimismo que el coeficiente de Okun para el caso de una recesión (0.0002) es mayor que en el caso de un auge (0.00004). Diversas especificaciones de la ecuación de Okun, con una constante, con un rezago en los cambios en el producto, y con ambas variables juntas, no alteraron los resultados. El coeficiente hallado es bastante menor a los calculados por Garavito (2003), 0.09 y a los calculados por González (2002) y Laos (2015), siendo ambos iguales a 0.13. Mientras González emplea datos de dos fuentes y el filtro de HP para el periodo 1978 – 1996, Laos emplea datos de la ENAHO para el periodo 2000 – 2013, y estima el coeficiente de Okun en diferencias de las tasas de desempleo con respecto a la tasa de crecimiento del producto, tal como lo hizo Garavito para un periodo anterior. La estimación que hemos realizado esta vez, en el caso de diferencias de tasas de desempleo es con respecto a diferencias en el crecimiento del producto, mientras que las estimaciones de brechas se llevan a cabo empleando el filtro de CR, superior al de HP.

En general el coeficiente encontrado es muy bajo, incluso comparado con los de Italia, España, Portugal, Grecia y Japón llevados a cabo por Dritsaki y Dritsakis (2009). Estos mercados tienden a ser más rígidos que los de Europa Occidental y Estados Unidos de América. En el caso del Perú si bien se podría argumentar la existencia de cierta rigidez laboral previa a la década de 1990, es luego de estas reformas que el producto y empleo tienen una relación más clara. Como vimos en la última sección existe un rezago de un periodo para que el crecimiento del producto genere empleo, incluso para las empresas del sector moderno. Podemos decir entonces que en el periodo previo a la reforma laboral de Fujimori la tasa de desempleo reaccionaba muy poco a la tasa de crecimiento del producto, siendo las razones

la salida de la fuerza laboral hacia la inactividad y las leyes sobre estabilidad laboral. En el periodo posterior, si bien el empleo reacciona más al producto, esta relación es débil.

La estimación del coeficiente de Okun de corto plazo, por medio de los ciclos de ambas variables, y encontramos un coeficiente de Okun de 0.00001, menor al coeficiente de corto plazo, resultado esperado. Es así que tanto para el largo como para el corto plazo, y aun estimando la ecuación para el periodo previo a la crisis de 2009, los coeficientes estimados siguen siendo muy pequeños.

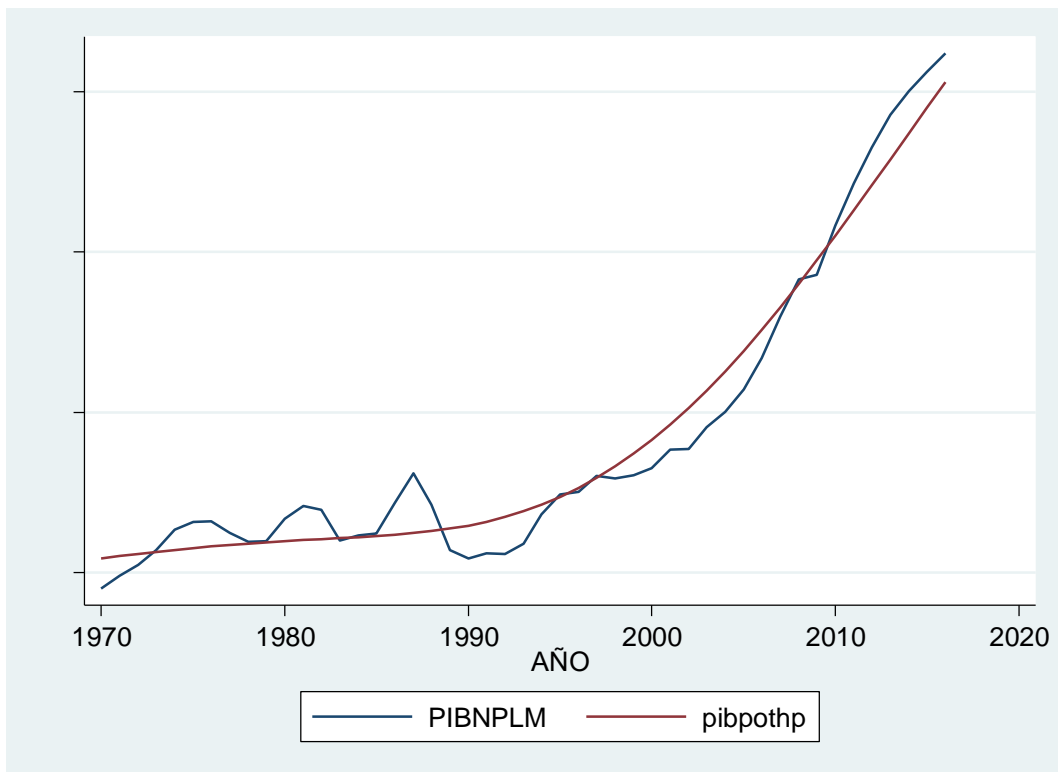
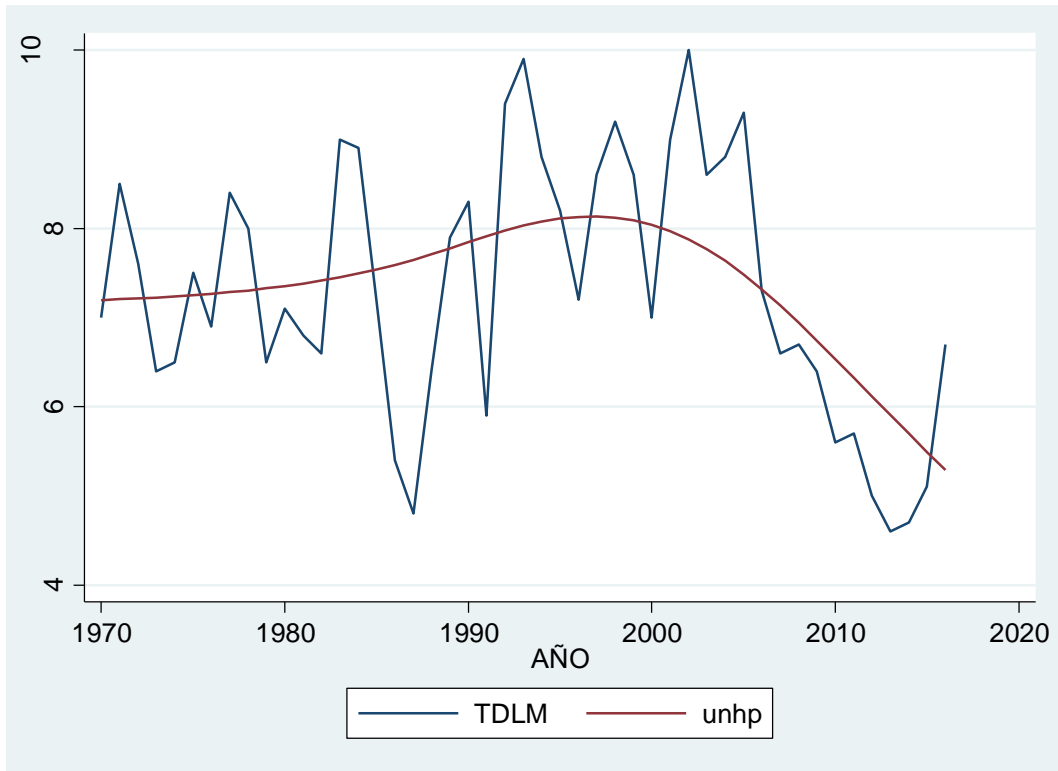
Finalmente, encontramos que aun cuando los coeficientes de Okun son menores en valor absoluto en el auge que en la recesión, son estadísticamente iguales tanto en la estimación por brechas, y por periodos de auge y recesión establecidos por inspección de los datos de la variación del producto. En el caso de la estimación de ambos coeficientes con respecto a crecimiento y caída del PIBNP año a año, los coeficientes son distintos, pero el correspondiente al auge es estadísticamente igual a cero. Podemos decir entonces que si bien la relación de Okun se debilita en el auge, los datos no son consistentes con la hipótesis de coeficientes asimétricos.

Anexo 1: Correlaciones de Pearson: Lima Metropolitana 1970 – 2016

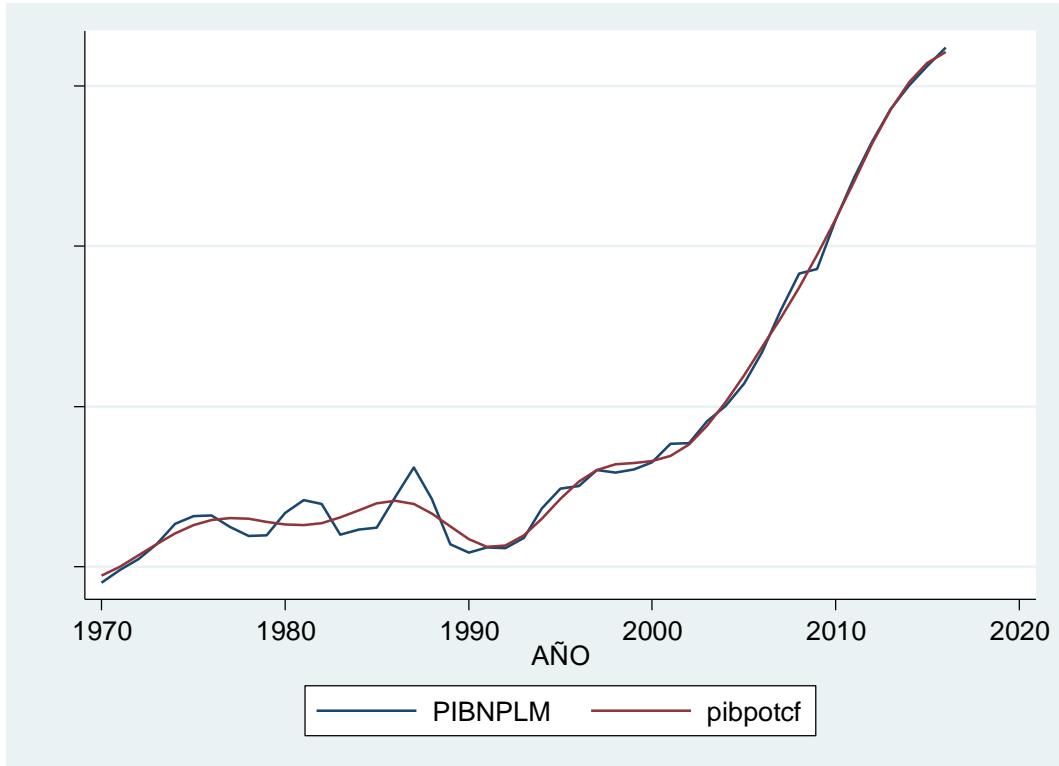
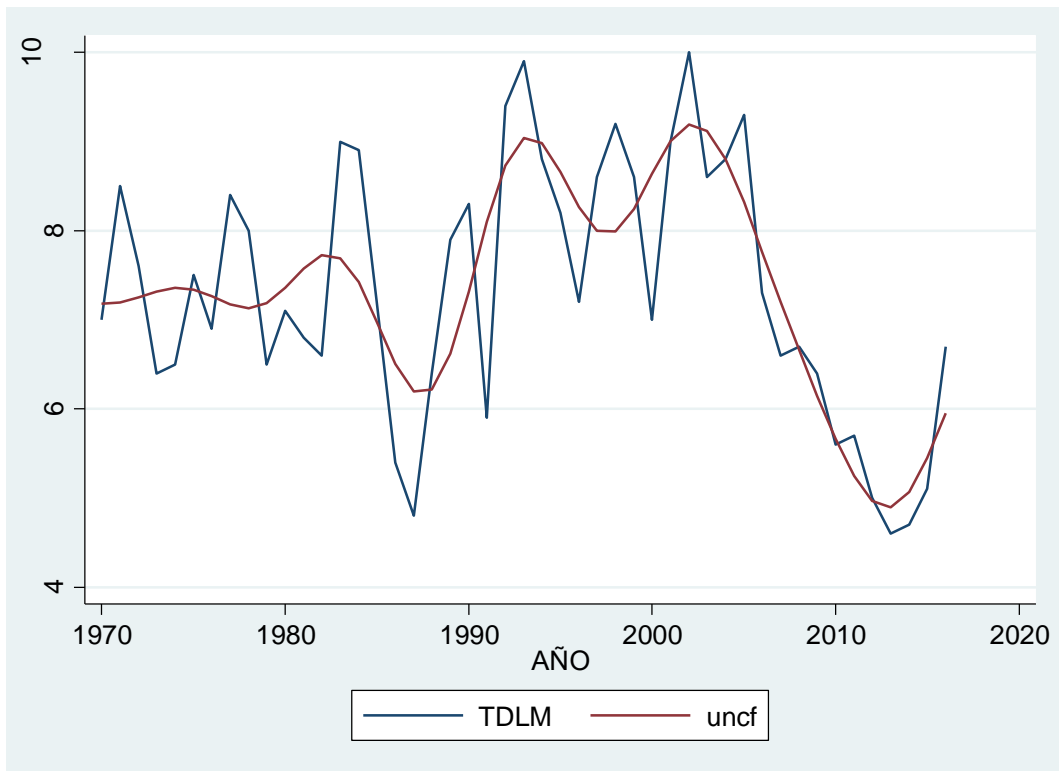
	PIBLM	PIBLMNP	PEA	TD
PIBLM	1.0000	0.9992	0.8749	-0.5359
PIBLMNP	0.9992	1.0000	0.8715	-0.5345
PEA	0.8749	0.8715	1.0000	-0.2277
TD	-0.5359	-0.5345	-0.2277	1.0000

Anexo 2: Descomposición de las series de tasa de desempleo y de PIBNPLM

Filtro de Hodrick – Prescott



Filtro de Christiano – Fitzgerald



Anexo 3: Pruebas de Dickey – Fuller Aumentada y de Phillips – Perron

	Dickey - Fuller Aumentado				Phillips - Perron			
	Z(t)	Z crítico 1%	rezagos	acepta H0 al:	Z(t)	Z crítico 1%	rezagos	acepta H0 al:
PIBNPLM	0.409	-4.224	4	1%	0.146	-4.187	4	1%
PIBPOT (HP)	-0.482	-4.224	4	1%	2.958	-4.187	4	1%
PIBPOT (CF)	0.315	-4.224	4	1%	0.640	-4.187	4	1%
PIBNP_cyc	-7.437	-4.214	4	estacionaria	-5.039	-4.187	4	estacionaria
TDLM	-1.502	-4.224	4	1%	-3.149	-4.187	4	1%
TDN (HP)	-1.861	-4.224	4	1%	2.313	-4.187	4	1%
TDN (CF)	0.681	-4.224	4	1%	-1.673	-4.187	4	1%
TDLM_cyc	-6.547	-4.224	4	estacionaria	-7.496	-4.187	4	estacionaria

H0: la serie tiene raiz unitaria

Anexo 4: Pruebas de Cointegración de Johansen

Serie	PIBNPLM & TDLM	PIBPOTHP & UNHP	PIBPOTCF & UNCF
Muestra	1972 - 2016	1972 - 2016	1972 - 2016
Observaciones	45	45	45
Rezagos	2	4	5
Estadística de rastreo	6.2172	7.303	15.9110
Valor crítico al 5%	3.76	3.76	3.76
Valor crítico al 1%	6.65	6.65	6.65

H0: No existe una relación de cointegración

Anexo 5: Estimaciones de coeficientes de Okun asimétricos

d(tasa de desempleo)	(u - u*) CF	d(tdlm) - I	d(tdlm) - II
(y - y*) CF			
crecimiento	-0.000095***		
recesión	-0.000086**		
d(pibnplm)			
crecimiento		-0.000037	-0.000056***
recesión		-0.00016**	-0.000053**
R2	0.5129	0.1837	0.1210
R2 ajustado	0.4902	0.1466	0.1466
F	22.64***	4.95***	3.03*
número de observaciones	46	46	46

En ningún caso los coeficientes son estadísticamente distintos. La medida más precisa de auge y recesión se da en la primera columna, donde ésta se mide como la diferencia entre el producto y el producto potencial. En la segunda columna se trata solamente de la diferencia entre el producto de un año a otro.

Anexo 6: Empleo de LM y PIBNPLM

	Dickey - Fuller Aumentado			
	Z(t)	Z crítico 1%	rezagos	acepta H0 al:
EMPLEO	-3.126	-4.233	5	1%
EMPLEO_cyc (CF)	-5.274	-4.233	5	estacionaria
	Phillips - Perron			
	Z(t)	Z crítico 1%	rezagos	acepta H0 al:
EMPLEO	-2.178	-4.187	5	1%
EMPLEO_cyc (CF)	-7.297	-4.187	5	estacionaria

H0: la serie tiene raiz unitaria

Modelo de Corrección de Errores	EMPLEO & PIBNPLM
<u>D_EMPLEOLM</u>	
tasa de ajuste	0.0334**
tasa de empleo LD	0.1321
producto LD	-0.0067**
constante	65.7496***
R2	0.4964
Chi2	40.4097***
muestra	1972 - 2016
número de observaciones	45
Log likelihood	-717.9307
Det (Sigma_ml)	2.47E+11
AIC	33.3080
HQIC	32.4427
SBIC	32.6694
<u>Ecuación de cointegración</u>	
empleo	1
producto	0.0048
constante	-1839.97
Chi2	0.1569

Anexo 7: Empleo de LM (100 trabajadores a más) y PIBNPLM

Modelo de Corrección de Errores	EMPLEO & PIBNPLM
<u>D_EMPLEOLM</u>	
tasa de ajuste	-1.3062***
tasa de empleo LD	0.2161
producto LD	0.0173
constante	450.7952***
R2	0.6871
Chi2	28.5485***
muestra	2000 - 2016
número de observaciones	17
Log likelihood	-274.851
Det (Sigma_ml)	3.79E+11
AIC	33.3942
HQIC	32.4381
SBIC	33.8353
<u>Ecuación de cointegración</u>	
empleo	1
producto	-0.0097***
constante	383.305
Chi2	98.522***

Estimación de la relación empleo100 – producto (en diferencias) – MCO

empleo 100 a más	d(empleo100)
d(pibnplm)	-0.0311**
d(lag.pibnplm)	0.0368***
constante	43.8860
R2	0.3273
R2 ajustado	0.2377
F	3.65*
DW	2.79
Chi2 (Breusch - Godfrey)	0.5400
Periodo	1999 - 2016
número de observaciones	18

Bibliografía

Ball, Lauren, Leigh, Daniel y Prashka Loungani

2013 "Okun's Law: Fit at Fifty?" *NBER Working Paper No. 18668*.

Ball, Lauren, De Roux, Nicolas y Marc Hofstetter

2011 "Unemployment in Latin America and the Caribbean. *IMF WP/11/252*.

Bayram, Özgür, Çakmak, İsmail y Fatih Okur

2018 "Economic growth and unemployment issue: Panel data analysis in Eastern European Countries". *Journal of International Studies*, Vol 11(1), pp. 93 – 107.

Chacaltana, Juan

2001 "Dinámica del desempleo." En INEI/CIDE, *¿Qué sabemos sobre el Desempleo en el Perú? Familia, trabajo y dinámica ocupacional*. Lima.

Christiano, Lawrence J. y Terry J. Fitzgerald

2003 "The Band Pass Filter". *International Economic Review*, Vol. 42(2), Mayo.

Céspedes, Nikita

2003 "Factores cíclicos y estructurales en la evolución de la tasa de desempleo". *Estudios Económicos 9*, Banco Central de Reserva del Perú.

Dritsaki, Chaido & Nikolaos Dritsakis

2009 "Okun's Coefficient for Four Mediterranean Member Countries of EU: An Empirical Study". *International Journal of Business and Management*, Vol. 4(5), Mayo.

Garavito, Cecilia

2003 "La Ley de Okun en el Perú." *Revista Economía*, Vol. 26 (51 – 52). Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

1997 "Empleo, salarios reales y producto: 1970 – 1995". Documento de Trabajo 140, Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Gilbert, Ronald D.

1973 "Okun's Law: Some Additional Evidence". *Nebraska Journal of Economics and Business*, Vol 12(1), pp. 51 – 60.

Gonzalez, José

2002 "Labor market flexibility in thirteen Latin American countries and the United States. Revisiting and expanding Okun coefficients". Working Paper 136. Center for International Development. Stanford University.

Hamilton, James

2018 "Why you should never use the Hodrick – Prescott Filter". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 100(5), pp. 831 – 843.

Harris, Richard y Brian Silverstone

2001 "Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison". *Economic Bulletin 5*, 1 – 13.

- Hijzen, A., Kappeler, A., Pak. M. y C. Schweltnus
2017 "Labor Market Resilience: The role of structural and macroeconomics policies". OECD Economics Department Working Papers, 1406.
- Holloway, Thomas
1989 "An Updated look at Okun's Law". *Social Science Quarterly*, Vol. 70(2), pp. 497 – 504.
- International Monetary Fund
2018 "Labor market dynamics in Latin America". Western Hemisphere. Regional Economic Outlook: Background Papers. October.
- Knoester, Anthonie
1986 "Okun's Law Revisited". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 22(4), pp. 656 – 666.
- Laos, Rosaura
2015 "Relación entre crecimiento económico y tasa de desempleo en el Perú". Tesis de Licenciatura en Economía. Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Trujillo.
- Loria, Eduardo y Manuel Ramos
2007 "La Ley de Okun: una reevaluación para México, 1970 – 2004". *Estudios Económicos*, Vol. 22(1), pp. 19 – 55. El Colegio de México.
- Mise, E., Tae – Hwan, K. y P. Newbold
2004 "On suboptimality of the Hodrick – Prescott filter at time series endpoints". *Journal of Macroeconomics*, Vol. 27, pp. 54 – 67.
- Moosa, Imad
1998 "Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient. A structural time series approach." *International Review of Economics and Finance*, Vol. 8, pp. 293-304.
- Okun, Arthur
1962 "Potential GNP: Its Measurement and Significance". Cowles Foundation Paper No. 190. Reprinted from the 1962 Proceedings of the Business and Economics Statistics Section of the American Statistical Association.
- Okun, Arthur
1973 "Upward Mobility in a High – Pressure Economy". Brookings Institution.
- Pereira, Rui
2013 "Okun's Law across the Business Cycle and during the Great Recession: A Markov Switching Analysis". Working Paper 139, Department of Economics from The College of William and Mary.
- Prachowny, Martin
1993 "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75(2), pp.331 – 336.

Silvapulle, Paramsothy, Moosa, Imad & Mervi Silvapulle

2004 "Asymmetry in Okun's Law". *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 37(2), pp. 353 – 374.

Williamson, Oliver

1989 *Las instituciones económicas del capitalismo*. México, D.F.: Fondo de Cultura Económica.

ÚLTIMAS PUBLICACIONES DE LOS PROFESORES DEL DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

▪ Libros

José D. Gallardo Ku

2019 *Notas de teoría para para la incertidumbre*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Úrsula Aldana, Jhonatan Clausen, Angelo Cozzubo, Carolina Trivelli, Carlos Urrutia y Johanna Yancari

2018 *Desigualdad y pobreza en un contexto de crecimiento económico*. Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

Séverine Deneulin, Jhonatan Clausen y Arely Valencia (Eds.)

2018 *Introducción al enfoque de las capacidades: Aportes para el Desarrollo Humano en América Latina*. Flacso Argentina y Editorial Manantial. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Mario Dammil, Oscar Dancourt y Roberto Frenkel (Eds.)

2018 *Dilemas de las políticas cambiarias y monetarias en América Latina*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

María Teresa Oré e Ismael Muñoz (Eds.)

2018 *Aguas en disputa. Ica y Huancavelica, entre el entrampamiento y el diálogo*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Patricia Benavente, José Escaffi, José Távara y Alonso Segura

2017 *Las alianzas público-privadas (APP) en el Perú: Beneficios y riesgos*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Waldo Mendoza

2017 *Macroeconomía Intermedia para América Latina. Tercera edición actualizada y Aumentada*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

César Guadalupe, Juan León, José S. Rodríguez y Silvana Vargas

2017 *Estado de la educación en el Perú, Análisis y perspectivas de la educación*. Lima. GRADE. Fortalecimiento de la Gestión Educativa en el Perú, FORGE.

Adolfo Figueroa

2017 *Economics of the Anthropocene Age*. Cham, Suiza, Palgrave Macmillan.

Adolfo Figueroa y Richard Web

2017 *Distribución del ingreso en el Perú*. Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

Alfredo Dammert y Raúl García

2017 *Economía de la energía*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

▪ *Documentos de Trabajo*

- No. 478 "Peru's Regional Growth and Convergence in 1979-2017: An Empirical Spatial Panel Data Analysis". Juan Palomino y Gabriel Rodríguez. Marzo, 2019.
- No. 477 "The Mundell-Fleming Model: A dirty float versión". Waldo Mendoza Bellido. Marzo, 2019.
- No. 476 "Políticas de estabilización vs Políticas de crecimiento en Perú 2011-2018". José A. Oscategui. Febrero, 2019.
- No. 475 "El sector gastronómico en el Perú: encadenamientos y su potencial en crecimiento económico". Mario D. Tello. Febrero, 2019.
- No. 474 "Multiplicadores del turismo en el Perú, 2011". Mario D. Tello. Febrero, 2019.
- No. 473 "El sistema de Madrid y la reducción de los costos de transacción. Una evaluación econométrica". José A. Tavera y Angelo Cozzubo. Febrero, 2019.
- No. 472 "Oferta de trabajo del hogar remunerado en el Perú rural: 2015-2017". Cecilia Garavito. Enero, 2019.
- No. 471 "Impact of In-Kind Social Transfer Programs on the Labor Supply: a Gender Perspective". Luis García y Erika Collantes. Diciembre, 2018.
- No. 470 "Milking the Milkers: a Study on Buyer Power in the Dairy Market of Peru". Tilsa Oré Mónago y José A. Tavera. Diciembre, 2018.
- No. 469 "Gobernanza y regulación del sistema universitario peruano: luces y sombras de una nueva reforma". José I. Távara. Diciembre, 2018.
- No. 468 "Monetary and Fiscal History of Peru, 1960-2017: Radical Policy Experiments, Inflation and Stabilization". Cesar Martinelli y Marco Vega. Diciembre, 2018.
- No. 467 "The Role of Loan Supply Shocks in Pacific Alliance Countries: A TVP-VAR-SV Approach". Carlos Guevara y Gabriel Rodríguez. Noviembre, 2018.
- No. 466 "La apropiación de internet en adultos mayores: desafíos planteados por las economías informales en dos ciudades de América Latina". Roxana Barrantes y Daniela Ugarte. Octubre, 2018.
- No. 465 "¿Semillas mejoradas como escape de la pobreza? Evidencia cualitativa y cuantitativa para la sierra sur del Perú". Victor Gamarra Echenique y Carmen Taipe Espinoza. Octubre, 2018.
- No. 464 "Preferential Liberalization and Self-Enforcing Multilateral Cooperation: Evidence from Latin America's Use of Tariffs, Antidumping and Safeguards". Patricia Tovar. Agosto, 2018.

- No. 463 “The determinants of private investment in a mining export economy. Peru: 1997-2017”. Waldo Mendoza Bellido y Erika Collantes Goicochea. Julio, 2018.
- No. 462 “El espacio importa para el desarrollo humano: el caso peruano”. Efraín Gonzales de Olarte y Juan Manuel del Pozo. Junio, 2018.
- No. 461 “El ecosistema digital y la economía regional peruana: heterogeneidad, dinámica y recomendaciones de política (2007- 2015)”. Roxana Barrantes y Paulo Matos. Mayo, 2018.

▪ *Materiales de Enseñanza*

- No. 4 “Teoría de la Regulación”. Roxana Barrantes. Marzo, 2019.
- No. 3 “Economía Pública”. Roxana Barrantes, Silvana Manrique y Carla Glave. Marzo, 2018.
- No. 2 “Macroeconomía: Enfoques y modelos. Ejercicios resueltos”. Felix Jiménez. Marzo, 2016.
- No. 1 “Introducción a la teoría del Equilibrio General”. Alejandro Lugon. Octubre, 2015.