

N° 454

CAPACIDAD PRODUCTIVA,  
CAMBIO TÉCNICO Y  
PRODUCTIVIDAD:  
ESTIMACIONES ALTERNATIVAS  
DEL PRODUCTO DE  
LARGO PLAZO

Félix Jiménez

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 454

**CAPACIDAD PRODUCTIVA, CAMBIO TÉCNICO Y  
PRODUCTIVIDAD: ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DEL  
PRODUCTO DE LARGO PLAZO**

Félix Jiménez

Marzo, 2018

DEPARTAMENTO  
DE **ECONOMÍA**



DOCUMENTO DE TRABAJO 454

<http://files.pucp.edu.pe/departamento/economia/DDD454.pdf>

Capacidad productiva, cambio técnico y productividad:  
Estimaciones alternativas del producto de largo plazo  
Documento de Trabajo 454

© Félix Jiménez (autor)

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](mailto: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](mailto:jorge.rojas@pucp.edu.pe)

Primera edición – Marzo, 2018.

Tiraje: 50 ejemplares

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú N° 2018-03730

ISSN 2079-8466 (Impresa)

ISSN 2079-8474 (En línea)

Se terminó de imprimir en marzo 2018.

# **CAPACIDAD PRODUCTIVA, CAMBIO TÉCNICO Y PRODUCTIVIDAD: ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DEL PRODUCTO DE LARGO PLAZO**

Félix Jiménez

## Resumen

Esta investigación presenta las estimaciones del producto de largo plazo y de la brecha del producto, correspondientes a dos enfoques teóricos. El primero es el enfoque del crecimiento dirigido por la demanda. Se estiman dos modelos de producción de largo plazo. El modelo de Shaikh y Moudud (2004) con una ligera modificación para captar el cambio técnico determinado por la demanda en el sentido Kaldoriano (Kaldor, 1957); y, el modelo de Thirlwall (1979) según el cual las tasas teóricas de crecimiento de largo plazo de la economía están determinadas, en el largo plazo, por las tasas de crecimiento de las exportaciones. El segundo enfoque es el neoclásico de Solow-Swan (1956). Este enfoque sostiene que el crecimiento de largo plazo está limitado por factores de oferta y, entre estos se encuentran ciertamente los factores de producción capital y trabajo. Se utiliza la misma técnica de cointegración para estimar los modelos de ambos enfoques para de este modo facilitar su comparación.

Palabras clave: Crecimiento económico, producto potencial, producto de largo plazo, output gap, productividad, y rendimientos a escala constantes

Código JEL: E12, E13, E23, O11, O40, O47, O49

## Abstract

This research presents the estimates of the long-term product and the output gap, corresponding to two theoretical approaches. The first is the demand-led growth approach. Two models of long-term production are estimated. The Shaikh and Moudud model (2004) with a slight modification to capture the technical change determined by demand in the Kaldorian sense (Kaldor, 1957); and, Thirlwall's model (1979) according to which the theoretical long-term growth rates of the economy are determined by the growth rates of exports. The second approach is the neoclassical Solow-Swan (1956). This approach holds that long-term growth is limited by supply factors and, among these, capital and labor factors of production are certainly found. The same cointegration technique is used to estimate the models of both approaches in order to facilitate their comparison.

Keywords: Economic growth, potential output, long run output, output gap, productivity, and constant returns to scale.

JEL Classification: E12, E13, E23, O11, O40, O47, O49

**CAPACIDAD PRODUCTIVA, CAMBIO TÉCNICO Y PRODUCTIVIDAD:  
ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DEL PRODUCTO DE LARGO PLAZO**

**FÉLIX JIMÉNEZ<sup>1</sup>**  
Profesor Principal  
Pontificia Universidad Católica del Perú

---

<sup>1</sup> El autor agradece a José Antonio Uzuriaga, estudiante de los últimos ciclos del programa de economía de la PUCP, por su excelente asistencia en la estimación econométrica de todos los modelos utilizados en esta investigación.

## ÍNDICE

- I. INTRODUCCIÓN
- II. CRECIMIENTO Y PRODUCTO DE LARGO PLAZO DIRIGIDO POR LA DEMANDA
  - 2.1 CAPACIDAD ECONÓMICA PRODUCTIVA SEGÚN EL ENFOQUE MODIFICADO DE SHAIKH-MOUDUD (2004)
    - a. «Capacidad Económica Productiva», cambio técnico y acumulación de capital determinados por la demanda
    - b. El cálculo del stock de Capital
    - c. La relación de cointegración entre el PBI y el stock de capital fijo
    - d. Cambio Técnico y Acumulación de Capital determinado por la demanda
    - e. El cálculo de la «Capacidad Económica Productiva» y la Brecha del Producto
    - f. Capacidad Productiva y Política Macroeconómica: Fiscal y Monetaria
  - 2.2 EL PRODUCTO DE EQUILIBRIO DE LA BALANZA DE PAGOS DE THIRLWALL (1979)
    - a. El modelo general de equilibrio de la Balanza de Pagos
    - b. Producto de equilibrio de la Balanza de Pagos determinado por las exportaciones
    - c. Producto de equilibrio de la Balanza de Pagos determinado por las exportaciones y los términos del intercambio
- III. EL PRODUCTO POTENCIAL DETERMINADO POR FACTORES DE OFERTA: EL MODELO DE SOLOW-SWAN Y LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES
- IV. CONCLUSIONES

## APÉNDICE

## CAPACIDAD PRODUCTIVA, CAMBIO TÉCNICO Y PRODUCTIVIDAD: ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DEL PRODUCTO DE LARGO PLAZO

### I. INTRODUCCIÓN

Las consecuencias de la crisis financiera global de 2008 han originado un intenso debate sobre los efectos de los shocks adversos en el PBI de largo plazo, más conocido como Producto Potencial. Diversas investigaciones para los países avanzados muestran que las recesiones y/o las políticas macroeconómicas recesivas impactan negativamente en el PBI de largo plazo (tendencial) o potencial y que las brechas del producto se cierran con la revisión hacia abajo del producto potencial más que mediante el rápido crecimiento que se piensa podría ocurrir después de la recesión. No se cumple la idea de que el PBI retorna a su nivel potencial previo al shock. La consecuencia es que las predicciones del PBI son revisadas a la baja. Los shocks tienen efectos permanentes. Por lo tanto, se puede decir que los shocks adversos de demanda tienen efectos permanentes porque impactan en el producto de largo plazo. (Véase: Haltmaier; 2012; Reifschneider, 2013; Ball, 2014; Fatás y Summers, 2015; Martin, Munyan y Wilson, 2015).

Los economistas del «*mainstream*» han sostenido que el producto tiene una tendencia estacionaria; es decir, que al quitarle su tendencia o evolución de largo plazo, lo que queda es un proceso puramente estacionario. Esta idea es parte de la teoría macroeconómica dominante desde inicios de la década de los años 1980. Es la teoría, según la cual, las políticas de administración de la demanda no afectan el nivel promedio de producción a largo plazo de la economía (De Long y Summers, 1988). Se sostiene que el comportamiento de las familias y empresas depende no solo de las condiciones económicas actuales, sino de los que ellas (las familias y empresas) esperan que ocurra en el futuro. Pero como dice Blanchard (2014) en su artículo «*Where Danger Lurks*», comentando críticamente la concepción sobre las fluctuaciones de esa teoría: «El futuro esperado depende en parte de las decisiones actuales o corrientes. [...] Pequeñas perturbaciones [exógenas o de política] pueden tener grandes efectos adversos o podrían dar lugar a depresiones largas y persistentes».

Los shocks que desatan las fluctuaciones no se autocorrijen y tienen efectos de largo plazo; dependiendo de su intensidad. Hay varias razones que explican por qué las recesiones —y, en general, las políticas económicas que se aplican en el período corriente— impactan negativamente en el producto potencial o de largo plazo. La más importante, sin embargo, es la caída de las inversiones que, al desacelerar la acumulación de capital o limitar su expansión, impactan negativamente en el crecimiento de la capacidad productiva y, por lo tanto, del producto de largo plazo o del producto potencial (Ball, 2014).

Pero esta relación entre las fluctuaciones y el producto potencial, ha puesto en evidencia otro hecho que los economistas que no pertenecen al «*mainstream*» ya sabían desde hace tiempo. Esto es, que las políticas económicas que practican los países, en especial, los países como el nuestro, pueden retrasar o acelerar el crecimiento económico y, por lo tanto, pueden determinar el comportamiento del producto potencial o de su tendencia a largo plazo.

La década perdida de América Latina y de Perú, en particular —la década de 1980—, es un ejemplo de esta afirmación. Las políticas de austeridad que privilegiaron el pago de los servicios de la deuda externa y afectaron negativamente los gastos de inversión en infraestructura, en salud y educación, afectaron el crecimiento de la capacidad productiva y, por lo tanto, del producto de largo plazo o del producto potencial según el enfoque neoclásico. Por eso aumentó el subempleo y se aceleró la informalidad, agravando los problemas estructurales de nuestras economías. Los que patrocinaron estas políticas (FMI y Banco Mundial) nunca imaginaron a tiempo las soluciones a nuestros problemas y sólo cuando se produjo la crisis asiática y rusa de fines de la década de 1990, algunos economistas empezaron a hablar del pecado original que nuestros países habían cometido al endeudarse en moneda extranjera y en los mercados internacionales. Y, sin embargo, no innovaron nada en materia de política macroeconómica.

Hoy, algunos economistas de nuestro país que comparten esta ideología económica dan consejos fiscales pontificando que no se debe sobredimensionar el espacio fiscal actual para hacer política expansiva. No caen en la cuenta, por ejemplo, que la apreciación cambiaria propiciada por el Banco Central desde agosto de 2006 y reforzada con la enfermedad holandesa asociada a la exportación primaria, redujeron tremendamente el mercado interno para la producción manufacturera, agroindustrial y agropecuaria orientada al mercado interno; y, que así se limitó la inversión en maquinaria y equipo en estos sectores. En el denominado «período de oro» del crecimiento (2003-2013), las inversiones en construcción siguieron siendo las dominantes.

Lo que muestran los estudios mencionados anteriormente es que cuando se produce una fuerte desaceleración económica, la brecha del producto tiende a cerrarse mediante la reducción del producto potencial o del producto tendencial. Y, cuando esto ocurre, puede errarse en el diseño de la política económica y, con ello retrasar aún más la transformación productiva que requiere nuestro país para disminuir el peso del liderazgo primario exportador en el crecimiento. Y esto, sin duda, precisa de un replanteamiento de las políticas macroeconómicas para hacerlas funcionales a la transformación productiva.

Existen dos enfoques alternativos sobre el crecimiento económico y, por lo tanto, sobre el comportamiento del producto de largo plazo. El primero es el enfoque del crecimiento dirigido por la demanda según el cual tanto la recesión prolongada de la economía como

la política económica impactan en el producto de largo plazo. Siguiendo este enfoque se estiman dos modelos de producción de largo plazo dirigidos por la demanda. Por un lado está el modelo de Shaikh y Moudud (2004) con una ligera modificación para captar el cambio técnico determinado por la demanda en el sentido Kaldoriano (Kaldor, 1957); y, por otro lado está el modelo de Thirlwall (1979) según el cual las tasas teóricas de crecimiento de largo plazo de la economía están determinadas por las tasas de crecimiento de las exportaciones (Jiménez 2009). En realidad este último es un modelo de crecimiento restringido por la demanda externa. Destaca la influencia de la demanda externa en el crecimiento de largo plazo de la economía, pues ella es la principal determinante de sus exportaciones. En la estimación del producto de largo plazo también se incorpora los términos de intercambio para captar la influencia del sesgo primario exportador del estilo de crecimiento de la economía peruana.

El segundo enfoque es el neoclásico de Solow-Swan (1956). Este es el más conocido y sobre el cual se han desarrollado innumerables trabajos empíricos (Jiménez, 2011). Este enfoque sostiene que el crecimiento de largo plazo de la economía está limitado por factores de oferta y, entre estos se encuentran ciertamente los factores de producción capital y trabajo. Ambos son considerados variables exógenas.

Se utiliza la misma técnica de estimación de los modelos de ambos enfoques para facilitar su comparación. Como se trata de la estimación del producto de largo plazo, se utiliza la técnica de cointegración pues esta permite estimar relaciones de largo plazo entre las variables consideradas en los modelos

## **II. CRECIMIENTO DE LARGO PLAZO DE LA CAPACIDAD PRODUCTIVA, CAMBIO TÉCNICO Y PRODUCTIVIDAD DETERMINADOS POR LA DEMANDA**

### **2.1 CAPACIDAD PRODUCTIVA SEGÚN EL ENFOQUE MODIFICADO DE SHAIKH-MOUDUD (2004)**

De acuerdo con este enfoque el nivel de producción deseado con un stock de capital dado (equipamiento y planta dados), es lo que constituye el producto de largo plazo que los autores denominan «*economic capacity*» y que co-varía con el stock de capital.<sup>2</sup> No es la máxima producción posible determinada técnicamente («*engineering capacity*») para un stock de capital dado, tampoco es el producto potencial definido como el producto de pleno empleo de los factores productivos según sostiene la teoría económica neoclásica. Es el nivel de producción «deseado» en el sentido de Harrod (1939)

---

<sup>2</sup> Shaikh y Moudud (2004) sostienen que la «capacidad productiva» no está definida por factores técnico ingenieriles asociados al stock de capital, sino económicamente. Por eso la denominan «capacidad económica». Nosotros la denominamos «capacidad económica productiva», que siguiendo a Harrod (1939), es la productividad media del stock de capital, deseada de los inversionistas.

El marco teórico adoptado aquí es keynesiano-kaldoriano. Introducimos, siguiendo a Kaldor (1957) una ecuación de la tasa de crecimiento del stock de capital como variable endógena determinada por la demanda agregada.

**a. «Capacidad Económica Productiva», cambio técnico y acumulación de capital determinados por la demanda**

El modelo que incorpora la «capacidad económica productiva», el cambio técnico y la acumulación de capital, se reduce a una identidad y dos ecuaciones de comportamiento. La identidad puede escribirse como sigue:

$$Y_t = \left( \frac{Y_t}{Y_t^*} \right) \left( \frac{Y_t^*}{K_t} \right) K_t$$

Donde:  $Y_t$  es el producto;  $Y_t^*$  es el producto de largo plazo que Shaikh y Moudud (2004) denominan «capacidad productiva económica», y,  $K_t$  es el stock de capital. El producto y el stock de capital son variables reales observables

Si identificamos cada uno de los dos factores, la identidad anterior adopta la siguiente forma:

$$Y_t = \mu_t y_t^* K_t$$

Donde:

$$\mu_t = \left( \frac{Y_t}{Y_t^*} \right) \text{ es la tasa de utilización de la capacidad, y}$$

$$y_t^* = \left( \frac{Y_t^*}{K_t} \right) \text{ es la relación deseada producto-capital}$$

Tomando logaritmos, la identidad se transforma en:

$$(1) \quad \ln Y_t = \ln \mu_t + \ln y_t^* + \ln K_t$$

La tasa de utilización de la capacidad fluctúa alrededor de la unidad. O en otras palabras, del desvío  $Y_t - Y_t^*$  puede ser menor, mayor o igual a cero. La tasa de utilización en logaritmos, es un error estocástico con media igual a cero.

$$(2) \quad \ln \mu_t = \ln \frac{Y_t}{Y_t^*} = \ln Y_t - \ln Y_t^* = e_{\mu t}$$

Siguiendo a Kaldor (1957) la tasa de crecimiento del stock de capital es una variable endógena y responde, en el largo plazo, a las variaciones de la demanda. Por lo tanto, esta tasa de crecimiento estará relacionada positivamente con la tasa de crecimiento del producto agregado:

$$(3) \quad \frac{dK_t}{K_t} = \delta_1 + \delta_2 \frac{dY_t}{Y_t} \quad \text{donde } \delta_1 > 0 \text{ y } \delta_2 > 0$$

Reformulando la ecuación de cambio técnico de Shaikh y Moudud (2004), se sostiene que la variación de la relación producto deseado-capital ( $Y^*/K$ ) (o de la «capacidad productiva económica» entre el stock de capital) responde a un cambio técnico autónomo y a un cambio técnico incorporado que es expresado por la tasa de acumulación de capital. La inversión que incrementa el stock de capital encarna o incorpora progreso tecnológico. Al respecto, el mismo Solow (1988) reconoce que «gran parte del progreso tecnológico, tal vez la mayor parte, podría llegar a la producción real solo con el uso de equipos de capital nuevos y diferentes. Por lo tanto, la velocidad de la inversión bruta determinará la eficacia de la innovación para aumentar la producción. Una política para aumentar la inversión conduciría, por lo tanto, no solo a una mayor intensidad de capital, que podría no importar demasiado, sino también a una transferencia más rápida de nueva tecnología a la producción real» (pp. 314-315).

La ecuación de cambio técnico tendría, entonces, la forma siguiente:

$$(4) \quad \frac{dy_t^*}{y_t^*} = b_1 + b_2 \frac{dK_t}{K_t}, \text{ donde } b_1 > 0 \text{ y } b_2 > 0$$

La tasa de acumulación de capital incorpora un cambio técnico que influye positivamente en la productividad «normal» del capital (coeficiente  $b_2 > 0$ ). Pero, además, esta productividad puede aumentar sin relación alguna con la acumulación de capital, es decir con un cambio técnico autónomo (coeficiente  $b_1 > 0$ ).

Sustituyendo la ecuación (3) en la ecuación (4), obtenemos una relación entre la tasa de variación de la relación producto deseado-capital y la tasa de variación del producto.

$$\frac{dy_t^*}{y_t^*} = b_1 + b_2 \left( \delta_1 + \delta_2 \frac{dY_t}{Y_t} \right)$$

$$\frac{dy_t^*}{y_t^*} = (b_1 + b_2 \delta_1) + b_2 \delta_2 \frac{dY_t}{Y_t}$$

$$(5) \quad \frac{dy_t^*}{y_t^*} = \alpha_1 + \alpha_2 \frac{dY_t}{Y_t}, \text{ donde: } \alpha_1 = (b_1 + b_2 \delta_1) \text{ y } \alpha_2 = b_2 \delta_2$$

Según esta ecuación, la «capacidad económica productiva» —que podemos definir también como la relación entre el producto «normal» de largo plazo de la economía y el stock de capital—, está determinada por la demanda. Integrando esta ecuación y adicionándole un error estocástico, se obtiene:

$$(6) \quad \ln y_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln Y_t + e_{y_t^*}$$

El coeficiente  $\alpha_1 = (b_1 + b_2 \delta_1)$  capta la influencia en el producto potencial, primero, del cambio técnico autónomo y, segundo, del cambio técnico inducido multiplicado por la acumulación de capital autónoma. Un valor negativo de este coeficiente  $\alpha_1$  podría indicar la presencia, con el paso del tiempo, de un efecto negativo de la tasa de acumulación autónoma que hace que el segundo efecto domine sobre el primero o que el cambio técnico autónomo sea negativo al igual que la tasa de acumulación autónoma, lo que daría lugar a que ambos efectos sean negativos. Formalmente, si  $\delta_1 < 0$  y  $|b_2 \delta_1| > b_1$  bajo el supuesto de que  $b_1 > 0$  y  $b_2 > 0$ , entonces  $\alpha_1 < 0$ . Este coeficiente también será negativo si ocurre que  $b_1 < 0$  y  $\delta_1 < 0$ .

Estamos suponiendo que el coeficiente que capta el cambio técnico inducido ( $b_2$ ) y el de la acumulación de capital determinado por las variaciones de la demanda ( $\delta_2$ ), son mayores que cero. Coeficientes negativos no tendrían sentido económico, pues un aumento de la demanda no podría provocar una desacumulación de capital, ni un aumento de la acumulación de capital puede inducir a una regresión tecnológica. En consecuencia, el parámetro estimado  $\alpha_2$  será siempre mayor que cero ( $\alpha_2 = b_2 \delta_2 > 0$ )

Combinando las ecuaciones (1), (2) y la (5), se obtiene:

$$\ln Y_t = e_{\mu t} + (\alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln Y_t + e_{y_t^*}) + \ln K_t$$

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln Y_t + (e_{\mu t} + e_{y_t^*}) + \ln K_t$$

$$(1 - \alpha_2) \ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \ln K_t + (e_{\mu t} + e_{y_t^*})$$

$$\ln Y_t = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_2} + \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2} t + \frac{1}{1 - \alpha_2} \ln K_t + \frac{(e_{\mu t} + e_{y_t^*})}{1 - \alpha_2}$$

$$(7) \quad \ln Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 t + \varphi_2 \ln K_t + \varphi_2 e_t$$

$$\text{Donde: } \varphi_0 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_2}; \varphi_1 = \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2}; \varphi_2 = \frac{1}{1 - \alpha_2}; \text{ y, } e_t = \varphi_2 (e_{\mu t} + e_{y_t^*})$$

La ecuación (7) es diferente a la ecuación (4) de Shaikh y Moudud (2004) incluyendo el término de error. La ecuación (6) indica que los logaritmos del producto (Y) y del stock de capital (K) están cointegrados, con una tendencia determinística posiblemente lineal en los datos reales. Por lo tanto, el valor de largo plazo de la producción real es el producto deseado  $Y_t^*$  que de acuerdo con Shaikh y Moudud (2004) hemos denominado «capacidad económica productiva».

Nótese que el parámetro  $\varphi_2$  puede ser menor que cero o mayor que cero, pues los parámetros del cambio técnico incorporado  $b_2$  y de la influencia de la demanda en la acumulación de capital  $\delta_2$ , son ambos positivos. Si el valor estimado del parámetro  $\varphi_2$  es menor que cero ( $\varphi_2 < 0$ ), entonces  $\alpha_2$  será mayor que 1 ( $\alpha_2 > 1$ ). Si  $\varphi_2 > 0$  y mayor que la unidad, entonces  $\alpha_2$  será menor que uno ( $\alpha_2 < 1$ ). Una vez determinado el producto normal o esperado, es posible encontrar el output gap y la relación capital-producto deseado.

Para estimar la ecuación (7) por el método de cointegración primero se construyó la serie de stock de capital con precios del año base 2007. Es importante mencionar que las series del PBI y de la inversión con año base 1994, no registran en todo el período de análisis las mismas tasas de crecimiento que las que se obtienen para las mismas series con el cambio de año base que realizó el INEI. Se tuvo que actualizar las series de inversión total y de las inversiones en construcción y equipamiento, y construir una nueva serie de stock de capital.

### **b. El cálculo del stock de capital**

Para construir la nueva serie de stock de capital con año base 2007, se parte de la ecuación de definición del stock de capital para el año  $t$ :

$$(8) \quad K_t = I_t + (1 - \delta_t)K_{t-1}$$

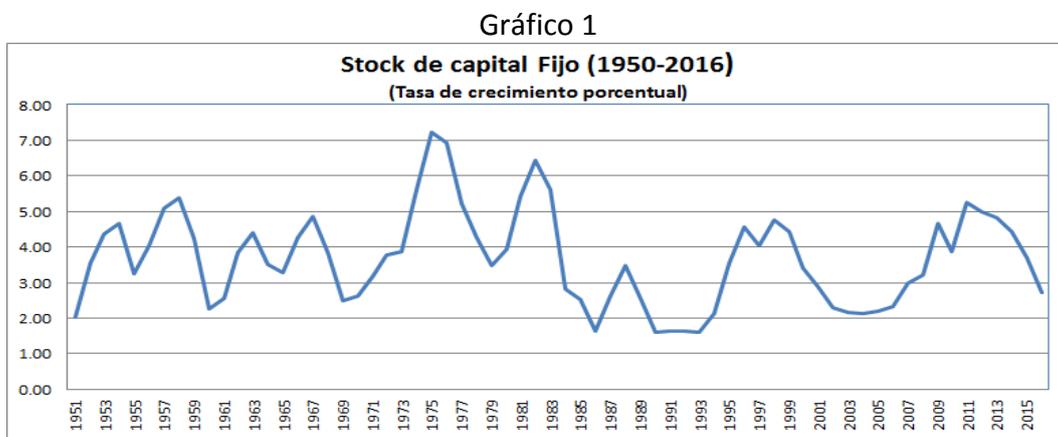
Con un poco de álgebra de esta misma ecuación se obtiene, el valor del stock de capital para el año 1955, teniendo como referencia la relación capital-producto estimada por Naciones Unidas (1957).

$$\begin{aligned} \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} K_{t-1} &= I_t - \delta_t K_{t-1} \\ (g_{wt} + \delta_t) K_{t-1} &= I_t \\ (9) \quad K_{t-1} &= \frac{I_t}{(g_{wt} + \delta_t)} \end{aligned}$$

La tasa de crecimiento ( $g_{wt}$ ) es un promedio anual móvil de siete años y es la tasa garantizada de Harrod (1939) según la cual el PBI y el stock de capital crecen a una tasa que garantiza que la utilización del stock de capital sea la deseada por los capitalistas (véase también Barbosa Filho, 2005 y Jiménez 2011). Por su parte, la tasa de depreciación ( $\delta_t$ ) sigue la regla lineal considerando una vida útil promedio para las inversiones en equipamiento (maquinaria y equipo) de 20 años y una vida útil promedio para las inversiones en construcción de 60 años. Se calcula como un promedio ponderado por las participaciones de los dos tipos de inversión en el total, las mismas que, como se comprenderá, varían año tras año.

Con la fórmula anterior y dados los valores de la inversión, de la tasa garantizada y de la tasa de depreciación para año  $t$ , se calculó el stock de capital para el año 1955. La serie se completa para los años anteriores y posteriores a este último, sustituyendo los datos de inversión y depreciación en la ecuación de definición del stock de capital.<sup>3</sup>

El Gráfico 1 muestra las tasas de variación porcentual del stock de capital fijo desde 1950 hasta 2016. Como estas tasas representan el porcentaje de la inversión neta respecto al stock de capital total, es importante señalar que en el período 1950-1983 la tasa de acumulación de capital es de 4.2% promedio anual, mientras que en el período 1983-2016 es de solo 3.1%. Solo en 9 años de este último período la tasa de acumulación de capital supera el 4% anual; estos son 1996-1999, 2009 y 2010-2014. Nótese que estos son años de un gran aumento de la inversión extranjera.

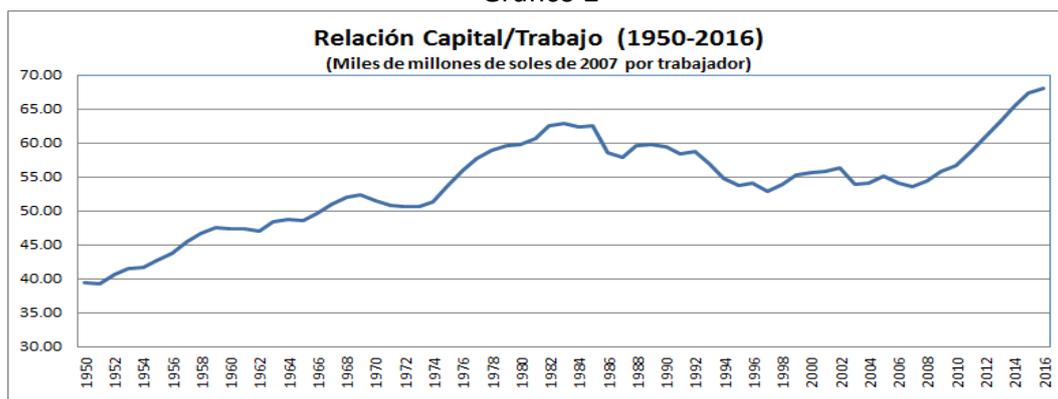


Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI. Elaboración propia.

La baja tasa de acumulación en el segundo período se refleja en la intensidad de capital (o ratio capital/trabajo) (Véase Gráfico 2). Este es, como se sabe, un indicador de modernización de la economía. Crece sostenidamente de 1950 a 1983, después muestra una tendencia decreciente hasta el año 2007 cuando alcanza un valor cercano al que se registra en 1975.

<sup>3</sup> La serie calculada puede verse en el Apéndice

Gráfico 2

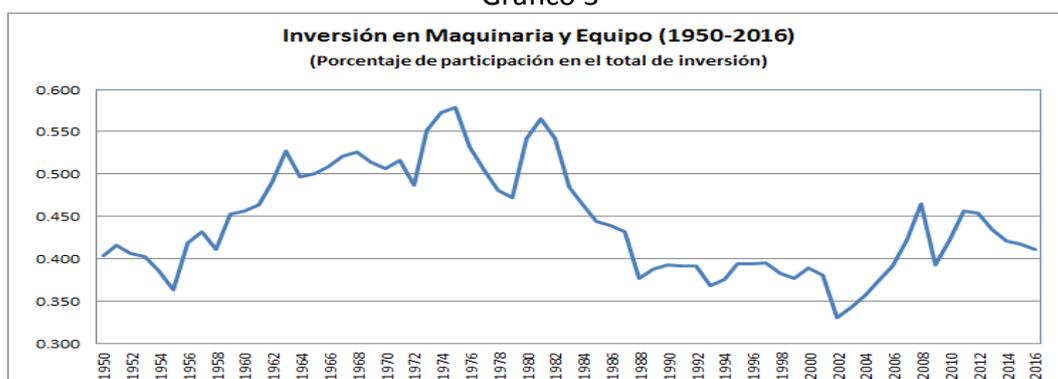


Fuente: INEI. Elaboración propia.

Podría decirse que el proceso de modernización sostenido que experimentó la economía peruana el primer período estuvo asociado al proceso de industrialización que implicó un incremento significativo de la inversión en maquinaria y equipo.

En efecto, la participación de este tipo de inversión en el total creció, mientras se redujo la participación de la inversión en construcción. Lo contrario ocurrió en el período 1984-2016 (véase Gráfico 3). En el segundo período, además de la crisis de los años 1980, hay un cambio estructural caracterizado por la reprimarización de la economía y una desindustrialización prematura (Jiménez, 2017). De 2008 en adelante la relación capital/trabajo se recupera, pero en los dos últimos años desacelera su tasa de crecimiento.

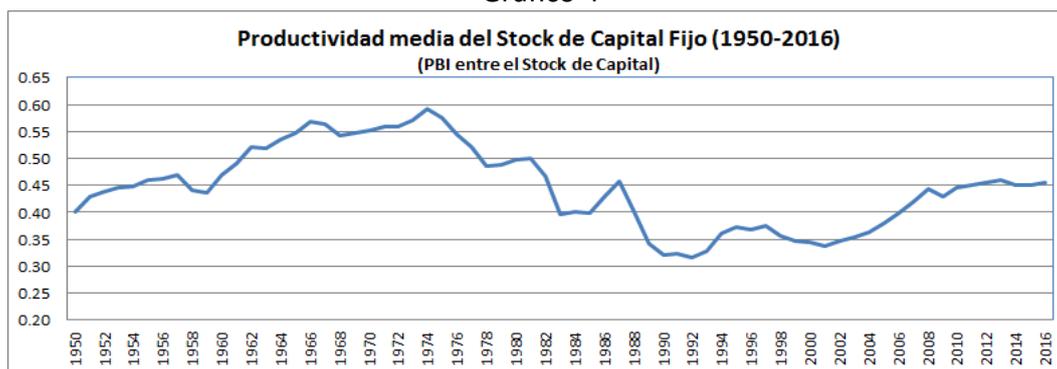
Gráfico 3



Fuente: INEI. Elaboración propia.

También es importante mencionar que en el primer periodo hay un crecimiento sostenido de la productividad media del capital, aunque sólo hasta el año 1974 (véase Gráfico 4). Después esta productividad se cae hasta encontrar su punto más bajo en el año 1992. Su posterior recuperación se acelera entre los años 2002-2008 y luego se estanca en niveles similares a los registrados en los años 1982-1983.

Gráfico 4



Fuente: INEI. Elaboración propia.

La productividad media del capital en los años de alto crecimiento del producto y de la inversión 2003-2013, no alcanza su máximo nivel alcanzado en 1974. Un comportamiento parecido registra la productividad media del trabajo, lo que revela que el comportamiento de la productividad en general, no estuvo asociado a cambios técnicos importantes, autónomos o inducidos, durante este segundo período como se verá más adelante.

### c. La relación de cointegración entre el PBI y el stock de capital fijo

Para encontrar, si existe, la mencionada relación de cointegración, primero tiene que probarse estadísticamente que las series del PBI ( $Y$ ) y del stock de capital ( $K$ ) son integradas de orden uno,  $I(1)$ . Para ello se aplica el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), incluyendo intercepto y tendencia, solo intercepto e intercepto en las primeras diferencias de ambas series. Los rezagos máximos usados fueron 5 y el criterio de selección de estos rezagos fue el de Akaike (AIC - Akaike Information Criterion).

La hipótesis nula en cada caso es que existe raíz unitaria. Los resultados de los estadísticos  $t$  muestran que no se logra rechazar la presencia de raíz unitaria en las series en niveles ya sea con intercepto solamente o con intercepto y tendencia. El test realizado con las primeras diferencias de las series indica que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria (véase Cuadros 1 y 2). Por lo tanto, dados estos los resultados, se infiere que ambas series son integradas del orden uno.

Dado que las series son integradas de orden uno, el siguiente paso es efectuar el test de cointegración de las series. Con este fin se estima la siguiente ecuación con un rezago y sin rezagos.

$$\ln Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 t + \varphi_2 \ln K_t + e_t$$

Cuadro 1

Prueba de raíz unitaria para el PBI de Perú 1950 - 2016			
Hipótesis nula:	Log del PBI tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-0.623	0.857
Valores críticos	Nivel 1%	-3.534	
	Nivel 5%	-2.907	
	Nivel 10%	-2.591	
Hipótesis nula:	Log del PBI tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-2.011	0.584
Valores críticos	Nivel 1%	-4.105	
	Nivel 5%	-3.480	
	Nivel 10%	-3.168	
Hipótesis nula:	d(log del PBI) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-5.132	0.000
Valores críticos	Nivel 1%	-3.534	
	Nivel 5%	-2.907	
	Nivel 10%	-2.591	

Fuente: INEI. Elaboración propia.

Cuadro 2

Prueba de raíz unitaria para el Stock de capital (SK) de Perú 1950 - 2016			
Hipótesis nula:	Log del SK total tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	2 con 12 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-1.073	0.722
Valores críticos	Nivel 1%	-3.536	
	Nivel 5%	-2.907	
	Nivel 10%	-2.591	
Hipótesis nula:	Log del SK total tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-1.562	0.797
Valores críticos	Nivel 1%	-4.108	
	Nivel 5%	-3.482	
	Nivel 10%	-3.169	
Hipótesis nula:	d(log SK total) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-4.489	0.001
Valores críticos	Nivel 1%	-3.536	
	Nivel 5%	-2.907	
	Nivel 10%	-2.591	

Fuente: INEI. Elaboración propia.

En ninguno de los dos casos se encuentra una relación de cointegración pues los respectivos residuos no siguen un proceso estacionario. La razón que explica este resultado es que las series del PBI y del stock de capital muestran quiebre estructural, lo que implica que el test de cointegración que se debe aplicar debe incorporar el quiebre estructural.

Para analizar si existe o no quiebre estructural se opta por el test de Gregory y Hansen (1996), que es el precisamente permite evaluar si en la relación de las variables que suponemos están cointegradas en el período 1950-2016 existe quiebre estructural. Según estos autores, si se ignora la existencia de los quiebres estructurales (en el intercepto, en la tendencia y/o en el régimen, es decir, en el coeficiente de las variables independientes), se reduce la capacidad del test de cointegración conduciéndonos a la errónea conclusión de que no hay relación de cointegración cuando en realidad sí existe.

Cuadro 3

Test de Cointegración con quiebre estructural de Gregory-Hansen					
Cambios en:	Intercepto, Tendencia y Régimen				
Hipótesis Nula:	No existe relación de cointegración entre las variables Log(PBI) y Log(SKA)				
Número de observaciones:	67				
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		Valores Críticos		
	<b>Test Estadístico</b>	<b>Año de quiebre</b>	1%	5%	10%
<b>ADF</b>	-5.53	1984	-6.02	-5.5	-5.24
<b>Zt</b>	-4.86	1986	-6.02	-5.5	-5.24
<b>Za</b>	-32.97	1986	-69.37	-58.58	-53.31

Fuente: INEI. Elaboración propia.

La aplicación del test reporta un valor del estadístico ADF de -5.53, que está por encima (en valor absoluto) de su valor crítico de -5.5 al 5%. Esto indica la existencia de un quiebre estructural en el año 1984 tomando en cuenta los tres niveles (intercepto, tendencia y cambio de régimen). Los otros dos estadísticos, Za y Zt de Phillips, no indican que exista un quiebre estructural (véase Cuadro 3). De acuerdo con esta información se incluirá una variable dummy con valores iguales a cero para el período 1950-83 e iguales a uno para el período 1984-2016.

La ecuación de cointegración que someteremos a prueba, según el test de Gregory-Hansen es la siguiente:

$$\ln Y_t = \theta_0 + \theta_1 dummy + \theta_2 t + \theta_3 dummy * t + \theta_4 \ln K_t + \theta_5 dummy * \ln K_t + e_t$$

donde Y es el PBI; t es la tendencia; K es el stock de capital (SKA); y, dummy es la variable ficticia para captar el cambio estructural en el intercepto, en la tendencia, y el cambio de régimen. En consecuencia, los parámetros  $\varphi_0$ ,  $\varphi_1$ , y  $\varphi_2$  de la ecuación (7) para

los periodos mencionados, serán:

$$\varphi_0 = \begin{cases} \theta_0 & 1950-1983 \\ \theta_0 + \theta_1 & 1984-2016 \end{cases} ; \quad \varphi_1 = \begin{cases} \theta_2 & 1950-1983 \\ \theta_2 + \theta_3 & 1984-2016 \end{cases} ; \quad \text{y,}$$

$$\varphi_2 = \begin{cases} \theta_4 & 1950-1983 \\ \theta_4 + \theta_5 & 1984-2016 \end{cases}$$

La estimación se realiza con un rezago de acuerdo al criterio de Akaike y el método utilizado fue el de Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados (FMOLS por sus siglas en inglés). Todos los coeficientes estimados de la ecuación de cointegración son altamente significativos como lo revelan los respectivos valores de los estadísticos *t* y los *p-values* (véase Cuadro 4).

Cuadro 4

Ecuación de cointegración				
Variable dependiente:	Log PBI total			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados			
Muestra:	1951 - 2016			
Observaciones:	66			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Constante	32.700	7.953	4.111	0.000
dummy	-51.473	10.97	-4.688	0.000
tendencia	0.122	0.028	4.350	0.000
dummy*tendencia	-0.161	0.034	-4.683	0.000
Log(SKA)	-1.911	0.692	-2.762	0.007
dummy*Log(SKA)	4.390	0.943	4.657	0.000
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.986</b>			

Fuente: INEI. Elaboración propia.

Cuando se les aplica a los residuos de la ecuación de cointegración estimada el test de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentado (ADF) —considerando como exógeno el intercepto y con un rezago—, se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5% de significancia (ver Cuadro 5). Por lo tanto, la estacionariedad de estos residuos muestra que hay una relación de largo plazo entre el logaritmo del PBI y el logaritmo del stock de capital con datos para el período 1950-2016.

Pero, si bien se puede afirmar que las series mantienen una relación de largo plazo porque los residuos siguen un proceso estacionario, no se puede concluir que esta relación es estable, es decir, que converja al equilibrio de largo plazo.

Para mostrar que es estable, se estima el modelo de corrección de errores mediante mínimos cuadrados ordinarios, considerando como variable dependiente la diferencia del logaritmo del PBI y como variables independientes las primeras diferencias de los logaritmos del PBI y del stock de capital, más los residuos de la ecuación de cointegración, todos con un periodo de rezago.

Cuadro 5

Prueba de cointegración			
Hipótesis nula:	Residuos con raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-4.845	0.000
Valores críticos	Nivel 1%	-3.54	
	Nivel 5%	-2.909	
	Nivel 10%	-2.592	

Fuente: INEI. Elaboración propia.

Cuadro 6

Modelo de corrección del error				
Variable dependiente:	dLog(PBI)			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios			
Muestra:	1953 - 2015			
Observaciones:	65			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.0342	0.017	2.013	0.048
d(LogPBI <sub>t-1</sub> )	0.535	0.118	4.533	0.000
d(LogSKAnu <sub>t-1</sub> )	-0.471	0.404	-1.167	0.247
Residuos <sub>t-1</sub>	-0.207	0.074	-2.783	0.007
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.316</b>			

Fuente: INEI. Elaboración propia.

Los resultados de esta estimación se encuentran en el Cuadro 6. El coeficiente del mecanismo de corrección de errores, es decir, el coeficiente de los residuos, tiene el signo negativo esperado y su valor igual a -0.207 es estadísticamente distinto de cero y altamente significativo. Este resultado permite afirmar que la relación de cointegración entre el logaritmo del PBI y el logaritmo del Stock de capital, es estable.

Por la significancia de los coeficientes estimados y porque la relación de cointegración es estable estadísticamente, entonces podemos utilizar los coeficientes estimados de la regresión de cointegración con quiebre estructural, para evaluar la pertinencia de las hipótesis de esta investigación.

#### ***d. Cambio técnico y acumulación de capital determinando por la demanda***

Como se recordará, debido al cambio estructural, la constante y los coeficientes hallados mediante la relación de cointegración, tanto del stock de capital como el de la tendencia no son los mismos para los períodos 1950-1983 y 1984-2016. El coeficiente del stock de capital en el primer período tiene un valor negativo de -1.911, mientras que en el segundo período tiene un valor positivo de 2.479. Asimismo, el coeficiente de la variable tendencia es de 0.122 en el primer período y de -0.039 en el segundo.

A partir de los coeficientes estimados de la ecuación de cointegración con quiebre estructural:

$$\ln \hat{Y}_t = \hat{\theta}(0) + \hat{\theta}(1) dummy + \hat{\theta}(2)t + \hat{\theta}(3)dummy * t + \hat{\theta}(4) \ln K_t + \hat{\theta}(5) dummy * \ln K_t$$

$$\ln \hat{Y}_t = 32.7 - 51.473 dummy + 0.122t - 0.161 dummy * t - 1.911 \ln K_t + 4.39 dummy * \ln K_t$$

se puede obtener los valores de los coeficientes «alfa» de las ecuaciones (5) y (6), para cada uno de los dos períodos de análisis.

Para el primer periodo (1950-1983) los valores estimados de la constante y de los parámetros de la tendencia y del logaritmo del stock de capital, son:

$$\hat{\theta}(0) = \frac{\hat{\alpha}_0}{1 - \hat{\alpha}_2}; \quad \hat{\theta}(2) = \frac{\hat{\alpha}_1}{1 - \hat{\alpha}_2}; \quad \hat{\theta}(4) = \frac{1}{1 - \hat{\alpha}_2}$$

Por lo tanto, los coeficientes «alpha» ( $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$ ) estimados serán:

$$\hat{\alpha}_0 = \frac{\hat{\theta}(0)}{\hat{\theta}(4)} = \frac{32.7}{-1.911} = -17.111$$

$$\hat{\alpha}_1 = \frac{\hat{\theta}(2)}{\hat{\theta}(4)} = \frac{0.122}{-1.911} = -0.0638$$

$$\hat{\alpha}_2 = \frac{\hat{\theta}(4) - 1}{\hat{\theta}(4)} = \frac{-1.911 - 1}{-1.911} = 1.523$$

El test de Wald, aplicado mediante el método Delta con restricciones, revela que todos los coeficientes «alpha» de este primer período son estadísticamente diferentes de cero (véase Cuadro 7). En particular, el coeficiente  $\alpha_2$  es estadísticamente distinto de uno o, más precisamente, mayor que la unidad. Se rechaza la hipótesis nula en cada uno de los cuatro casos.

Cuadro 7

Test de Wald para el primer periodo (1950 - 1983)					
Coficiente	Valor	H <sub>0</sub>	Desv. Estándar	t-estadístico	Probabilidad
$\alpha_0$	-17.112	$\alpha_0 = 0$	2.033	-8.414	0.000
$\alpha_1$	-0.063	$\alpha_1 = 0$	0.008	-7.469	0.000
$\alpha_2$	1.523	$\alpha_2 = 0$	0.189	8.040	0.000
$\alpha_2 - 1$	0.523	$\alpha_2 = 1$	0.189	2.762	0.007

Elaboración propia.

Para el segundo periodo (1984-2016) los valores estimados de la constante y de los parámetros de la tendencia y del logaritmo del stock de capital, incluyen los coeficientes de las respectivas variables *dummy*. Estos son:

$$\hat{\theta}(0) + \hat{\theta}(1) = \frac{\hat{\alpha}_0}{1 - \hat{\alpha}_2}; \quad \hat{\theta}(2) + \hat{\theta}(3) = \frac{\hat{\alpha}_1}{1 - \hat{\alpha}_2}; \quad \text{y,} \quad \hat{\theta}(4) + \hat{\theta}(5) = \frac{1}{1 - \hat{\alpha}_2}$$

En consecuencia los coeficientes «alpha» ( $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$ ) correspondientes al segundo periodo serán:

$$\hat{\alpha}_0 = \frac{\hat{\theta}(0) + \hat{\theta}(1)}{\hat{\theta}(4) + \hat{\theta}(5)} = \frac{-18.773}{2.479} = -7.573$$

$$\hat{\alpha}_1 = \frac{\hat{\theta}(2) + \hat{\theta}(3)}{\hat{\theta}(4) + \hat{\theta}(5)} = \frac{-0.039}{2.479} = -0.0157$$

$$\hat{\alpha}_2 = \frac{[\hat{\theta}(4) + \hat{\theta}(5)] - 1}{\hat{\theta}(4) + \hat{\theta}(5)} = \frac{2.479 - 1}{2.479} = 0.597$$

También en este segundo período, la aplicación del test de Wald con restricciones (método Delta), conduce a rechazar la hipótesis nula en cada uno de los cuatro casos analizados. Todos los parámetros «alpha» estimados son significativamente distintos de cero (véase Cuadro 8). Además, el parámetro  $\alpha_2$  es significativamente menor que la unidad.

Cuadro 8

Test de Wald para el segundo periodo (1984 - 2016)					
Coefficiente	Valor	H <sub>0</sub>	Desv. Estándar	t-estadístico	Probabilidad
$\alpha_0$	-7.572	$\alpha_0 = 0$	1.098	-6.894	0.000
$\alpha_1$	-0.015	$\alpha_1 = 0$	0.004	-3.925	0.000
$\alpha_2$	0.596	$\alpha_2 = 0$	0.104	5.727	0.000
$\alpha_2 - 1$	-0.403	$\alpha_2 = 1$	0.104	-3.872	0.000

Elaboración propia.

Los resultados anteriores permiten diferenciar los efectos de la demanda en el proceso de acumulación de capital y el cambio técnico ocurridos en cada uno de los períodos de análisis. La ecuación que resume ambos efectos para ambos periodos son:

1950-1983:

$$\frac{dy_t^*}{y_t^*} = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \frac{dY_t}{Y_t}$$

$$\frac{dy_t^*}{y_t^*} = -0.063 + 1.523 \frac{dY_t}{Y_t}$$

1984-2016

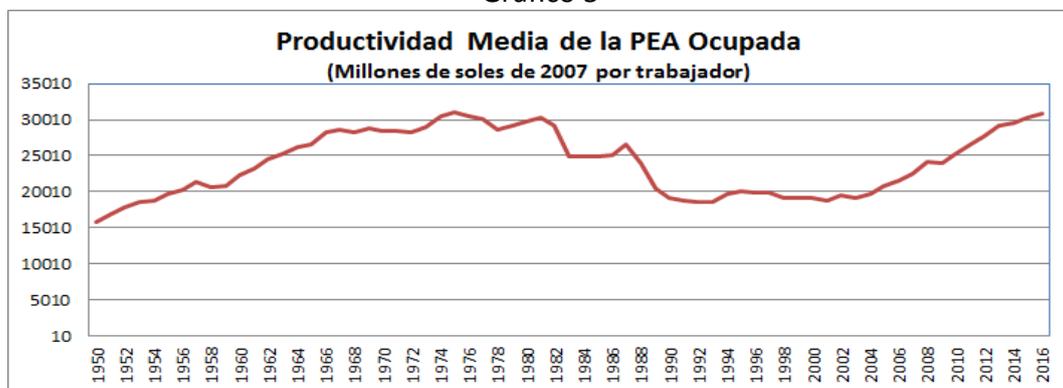
$$\frac{dy_t^*}{y_t^*} = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \frac{dY_t}{Y_t}$$

$$\frac{dy_t^*}{y_t^*} = -0.015 + 0.596 \frac{dY_t}{Y_t}$$

donde, como se recordará,  $\alpha_1 = b_1 + b_2\delta_1$  y  $\alpha_2 = b_2\delta_2$

En ambos períodos  $\alpha_2 = b_2\delta_2 > 0$ , lo que significa que  $b_2 > 0$  y  $\delta_2 > 0$ . El efecto del cambio técnico incorporado ( $b_2$ ) por el aumento del stock de capital es multiplicado por la influencia de la demanda en la acumulación de capital ( $\delta_2$ ). Es importante notar que este efecto-multiplicador es mayor en el primer período que en el segundo período. Recuérdese que en el primer período, a diferencia de lo que ocurrió en el segundo, el capital per cápita crece sostenidamente, al igual que la productividad media del capital. El producto por persona ocupada (productividad media de la PEA Ocupada) también crece sostenidamente en el primer período y en el segundo disminuye hasta el año 2003 y luego se recupera pero no llega a superar su nivel máximo alcanzado en el año 1975 (véase Gráfico 5).

Gráfico 5



Fuente: INEI. Elaboración propia.

Por otro lado, el coeficiente  $\alpha_1 = (b_1 + b_2\delta_1)$  incorpora la presencia del cambio técnico autónomo y del cambio técnico inducido multiplicado por la acumulación de capital autónoma. En ambos períodos su valor es negativo. Esto podría indicar la presencia de un efecto negativo de la tasa de acumulación autónoma ( $\delta_1 < 0$ ) que hace que  $b_2\delta_1$  sea menor que cero puesto que  $b_2$  siempre debe ser positivo. Este efecto estaría dominando a la presencia de cambio técnico autónomo positivo, ( $b_1 > 0$ ). Pero, puede que la tasa de progreso técnico autónomo sea negativo,  $b_1 < 0$ , al igual que la tasa de acumulación autónoma,  $\delta_1 < 0$ ; y, en este caso ambos componentes de  $\alpha_1$  serían negativos, ( $b_1 < 0$ ) y ( $b_2\delta_1 < 0$ ). En resumidas cuentas, todo lo que se puede decir de  $\alpha_1$  en ambos períodos es que el cambio técnico autónomo y el cambio técnico inducido multiplicado por la tasa autónoma de acumulación, son negativos en ambos períodos.

**e. El cálculo de la «capacidad económica productiva» y de la brecha del producto**

El concepto de «producto de largo plazo», es el mismo que Shaikh y Moudud (2004) denominan «capacidad económica productiva» y que Harrod (1939) incorpora en la relación producto-capital deseada por los inversionistas. Para el cálculo de este producto, se sigue el siguiente procedimiento. En primer lugar, se estima su tasa de crecimiento utilizando la ecuación (5) y los parámetros estimados mediante la regresión de cointegración. En segundo lugar, se identifican los años base en cada uno de los dos periodos (1950-1983 y 1984-2016). Y finalmente, se calcula el producto potencial aplicando a los respectivos años base sus tasas de crecimiento estimadas.

La ecuación (5) llevada al largo plazo con los parámetros estimados se transforma en:

$$\frac{dY_t^*}{Y_t^*} = \frac{\hat{\alpha}_1}{(1-\hat{\alpha}_2)} + \frac{1}{(1-\hat{\alpha}_2)} \frac{dK_t}{K_y}$$

Esta ecuación, con los valores estimados de los parámetros para cada período adopta la forma siguiente:

Periodo 1950-1983:

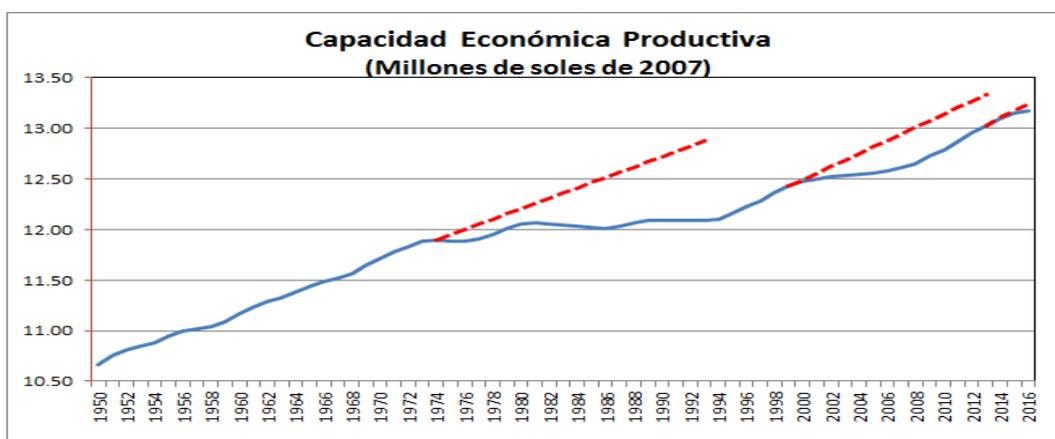
$$\frac{dY_t^*}{Y_t^*} = 0.122 - 1.911 \frac{dK_t}{K_y}$$

Periodo 1984-2016:

$$\frac{dY_t^*}{Y_t^*} = -0.039 + 2.479 \frac{dK_t}{K_y}$$

Los años base se identificaron con el criterio de la máxima relación producto-capital registrada en cada uno de los periodos. Estos años son 1974 y 2013, como se puede observar en el Gráfico 4. El PBI registrado en cada uno de estos años es considerado el PBI de largo plazo a partir de cuyos valores se completa la serie para los años restantes mediante las tasas de crecimiento estimadas. El empalme de las series de ambos periodos se efectuó sustituyendo los valores del producto de largo plazo encontrados para los años 1981-1985 por promedios móviles de cinco años centrados en el tercero. Con este procedimiento solo se morigeraron las tasas de crecimiento de los años 1983-1984, pero no cambiaron el sentido de sus variaciones.

Grafico 6

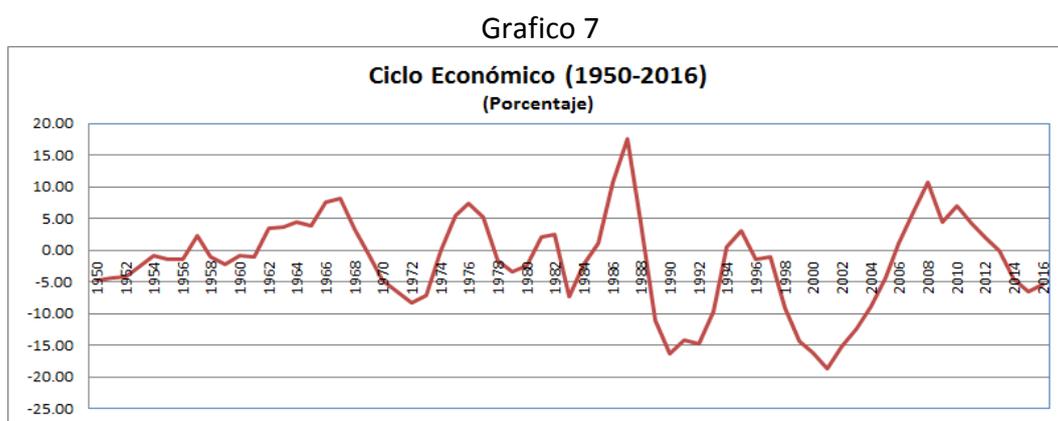


Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI. Elaboración propia.

El producto de largo plazo denominado «Capacidad Económica Productiva» puede verse en el Gráfico 6. Este gráfico revela la reducción del producto de largo plazo originado por las persistentes políticas macroeconómicas contractivas de la demanda. Destaca el último lustro de la década de los años 1970 en el que se inicia la aplicación de las políticas fiscales y monetarias contractivas y que continúan durante gran parte de la década de los años 1980. Los años 1993 a 1997 son de crecimiento que culmina con la crisis asiática y rusa. La recesión o la contracción de la demanda de los años 1998 a 2002, también impacta negativamente en el producto de largo plazo. Hay un nuevo impulso externo al crecimiento durante la década de 2003 a 2013. La contracción fiscal de los años 2014 a 2016 explica la reducción de la pendiente del producto de largo plazo de esos años.

Las líneas discontinuas indican la ruta que habría seguido el producto de largo plazo (o «capacidad económica») de no haberse aplicado de modo recurrente políticas de austeridad fiscal y restricción monetaria que contrajeron la demanda y, por lo tanto, desaceleraron el proceso de la acumulación de capital. Los otros pequeños cambios de pendiente en el producto de largo plazo que se aprecian en el período 1950-1974 también revelan los años de crisis acompañados por políticas macroeconómicas contractivas.

Una vez determinado el producto «normal», se calculó el «output gap» y la relación producto-capital deseado. El Grafico 7 muestra la brecha del producto o el ciclo económico estimado como el porcentaje del desvío del producto respecto de su nivel de largo plazo o del nivel de la «capacidad económica productiva». Se reproducen claramente las fases de auge y de recesión registradas en los últimos 66 años. Hay siete periodos de auge: 1957, 1962-1967, 1974-1977, 1981-1982, 1985-1988, 1994-1995 y 2006-2013, y ocho períodos de recesión: 1950-1956, 1958-1961, 1969-1973, 1978-1980, 1983-1984, 1989-1993, 1996-2005 y 2014-2016. Estos periodos, al igual que los años-pico y años-valle del ciclo son similares a los encontrados en otros trabajos (véase, por ejemplo, Jiménez, 2011).



Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI. Elaboración propia.

De otro lado, como era de esperarse, la relación producto deseado-capital ( $Y^*/K$ ), o la productividad media deseada del capital es menor en el segundo período 1983-2016 (véase Gráfico 8). Esta relación crece hasta el año 1973, después registra una tendencia decreciente hasta que alcanza un mínimo en 1994. Su recuperación posterior, acentuada en el último período de auge por los altos precios de los minerales, permite que se alcance un máximo en el año 2016 pero que es solo el 81.1% de su nivel de 1973 y el 98.2% de su nivel de 1981.

La tasa de crecimiento de la «capacidad económica productiva» se desacelera precisamente en el segundo período. Entre 1950 y 1970 crece a una tasa promedio anual de 5.4%. Si extendemos el periodo en 10 años (1950-1980), la tasa de crecimiento disminuye a 4.73%. Recuérdese que en la segunda mitad de la década de 1970 se aplican políticas de demanda restrictivas que se acentúan en la década de 1980. En los veintiséis años de neoliberalismo, 1990-2016, la tasa de crecimiento de la «capacidad económica productiva» alcanza solo el 4.2% promedio anual. Pero si consideramos el periodo de 1990 a 2010, la tasa de crecimiento de la capacidad productiva se reduce a 3.5% promedio anual.

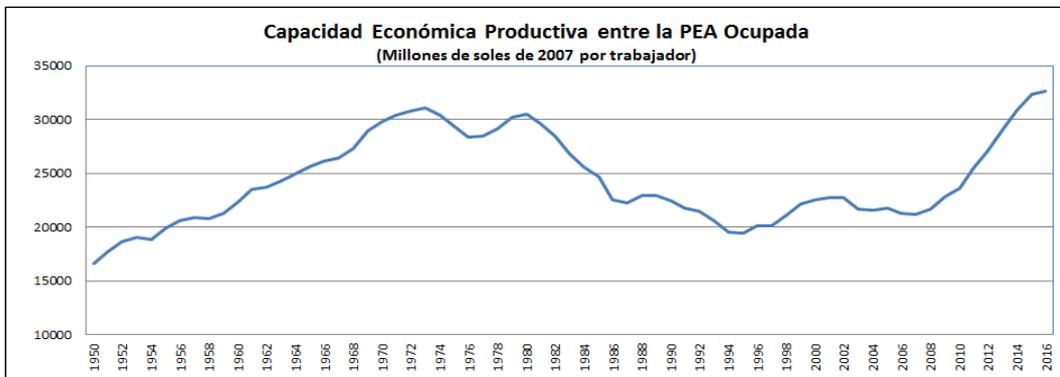
Gráfico 8



Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI. Elaboración propia.

Finalmente, esta desaceleración tuvo que haber reducido la capacidad de absorción de la fuerza de trabajo que año tras año se incorpora al mercado. Con una menor «capacidad económica productiva» por persona ocupada, la posibilidad de encontrar empleo — sobre todo, empleo formal—, se reduce (véase Gráfico 9). En efecto, la «capacidad económica productiva» por trabajador crece en el período 1950-1970 a la tasa de 3.0% promedio anual mientras que en el período 1990-2016 lo hace solo a la tasa de 1.4%. Esta tasa se explica por el alto crecimiento que se registra en los últimos seis años, pero que se trunca con la crisis internacional y la caída de las inversiones.

Gráfico 9



Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI. Elaboración propia.

El impacto negativo de las políticas restrictivas de demanda que se aplicaron desde la segunda mitad de la década de los años 1970 en adelante redujo la capacidad productiva de manera sistemática haciéndola retroceder hasta alcanzar un nivel mínimo en el año 1995 y que equivale a solo el 97.5% del registrado en 1955. Después de 1995 crece lentamente hasta el año 2010 a la tasa de 1.3% promedio anual. Su aceleración posterior permite que la capacidad productiva se recupere hasta superar, el año 2016, al nivel máximo de 1973 en 4.9%.

### **f. Capacidad Productiva y Política Macroeconómica: fiscal y monetaria**

De acuerdo al enfoque desarrollado hasta aquí la «capacidad económica productiva» está determinada por el comportamiento de la demanda a lo largo del tiempo. Se sabe, además, que la política económica, fiscal y monetaria, afecta este comportamiento de la demanda agregada. Por lo tanto, tiene que haber una relación estrecha entre estas políticas macroeconómicas y la «capacidad económica productiva».<sup>4</sup>

En efecto, para corroborar esta hipótesis estimamos una relación de largo plazo entre la «capacidad económica productiva» ( $Y^*$ ) y las políticas macroeconómicas mediante el método de cointegración. Como *proxies* de las políticas fiscal y monetaria utilizamos las series inversión pública (InvPub) y de crédito doméstico en moneda nacional (CredMN), ambos a precios de 2007. La experiencia indica que los impulsos y también ajustes fiscales se realizan mediante las variaciones de la inversión pública que es básicamente inversión en infraestructura económica y social. Si hay una preocupación por el tamaño del déficit fiscal, se opta por la reducción del gasto en inversión pública, bajo el entendido de que los gastos corrientes son rígidos. De la misma manera si el objetivo es salir de una recesión, se opta por el aumento de la inversión pública.

Por otro lado, el comportamiento del crédito en moneda nacional se toma como expresión de la política monetaria. En las primeras décadas del período de análisis, las variaciones de la cantidad de dinero en la economía gestionadas por el Banco Central tenían efectos en el mismo sentido en las variaciones del crédito en moneda nacional. Desde comienzos de este siglo, el Banco Central sustituyó el uso del agregado monetario por el de la tasa de interés de referencia como instrumento de política como parte de un esquema institucional de *inflation targeting*. El supuesto realista es que los movimientos de la tasa de referencia del Banco Central (de cortísimo plazo) generan movimientos en el mismo sentido en el resto de la estructura de tasas de interés del bancario. Si la tasa de referencia del Banco Central se reduce, entonces, se abarata el crédito y, viceversa.

---

<sup>4</sup> Los efectos de la reciente crisis internacional ha despertado el interés de los economistas por estudiar los efectos de los cambios en la demanda sobre la producción de largo plazo. En un reciente *paper* Janet L. Yellen (2016) dice: «¿Hay circunstancias en las cuales los cambios en la demanda agregada pueden tener un efecto apreciable y persistente en la oferta agregada? Antes de la Gran Recesión, la mayoría de los economistas probablemente habrían respondido a esta pregunta con un "no" calificado. Habrían estado ampliamente de acuerdo con Robert Solow que el producto de largo plazo está determinado principalmente por factores de oferta —que la cantidad de producción de bienes y servicios que la economía es capaz de producir depende de sus recursos de mano de obra y capital y las tecnologías existentes. La demanda agregada, en cambio, fue vista como una explicación de las fluctuaciones a corto plazo en torno a la producción de largo plazo determinada por factores de oferta exógenos. Esta conclusión merece ser reconsiderada a la luz del fracaso del nivel de actividad económica para volver a su tendencia previa a la recesión en la mayoría de las economías avanzadas. Esta experiencia posterior a la crisis sugiere que los cambios en la demanda agregada pueden tener un efecto apreciable y persistente en la oferta agregada, es decir, en el producto potencial» (pp. 1-2).

Las series de «capacidad económica productiva» —estimada según la metodología descrita en la sección anterior—, de inversión pública y de crédito doméstico en moneda nacional, son integradas de orden uno, de acuerdo a los resultados de las pruebas de raíz unitaria con intercepto, y con intercepto y tendencia. La hipótesis nula de que las series tienen raíz unitaria no logra ser rechazada en ningún caso. Más precisamente, cuando la el test se aplica a los niveles de las series el logaritmos no se rechaza la hipótesis nula de que las series tienen raíz unitaria: el estadístico  $t$  es menor que su valor crítico al 1% de significancia en los tres casos.

Cuadro 9

Prueba de raíz unitaria para la Capacidad Económica Productiva de Perú 1959 - 2016			
Hipótesis nula:	Log del Y* tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-0.001	0.954
	Nivel 5%	-3.555	
	Nivel 10%	-2.915	
		-2.596	
Hipótesis nula:	Log del PBI* tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-1.758	0.711
	Nivel 5%	-4.134	
	Nivel 10%	-3.494	
		-3.176	
Hipótesis nula:	d(log del PBI*) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-3.545	0.010
	Nivel 5%	-3.555	
	Nivel 10%	-2.916	
		-2.596	

Elaboración propia.

Finalmente, cuando el test se aplica a las series en primeras diferencias, se rechaza la hipótesis nula de que las series en primeras diferencias tienen raíz unitaria; en otras palabras, los resultados indican que éstas se hacen estacionarias. En el caso de la inversión pública el rechazo es al 1% de significancia, mientras que en los casos de la «capacidad económica productiva» y el crédito doméstico en moneda nacional, se rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia (véase los Cuadros 9, 10 y 11).

Cuadro 10

Prueba de raíz unitaria para la Inversión Pública de Perú 1959 - 2016			
Hipótesis nula:	Log del InvPub tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos		-1.940	0.312
	Nivel 1%	-3.533	
	Nivel 5%	-2.906	
	Nivel 10%	-2.591	
Hipótesis nula:	Log del InvPub tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos		-2.685	0.246
	Nivel 1%	-4.103	
	Nivel 5%	-3.479	
	Nivel 10%	-3.167	
Hipótesis nula:	d(log del InvPub) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos		-8.173	0.000
	Nivel 1%	-3.535	
	Nivel 5%	-2.907	
	Nivel 10%	-2.591	

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Cuadro 11

Prueba de raíz unitaria para el Crédito en M. N. de Perú 1959 - 2016			
Hipótesis nula:	Log del CreMN tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos		-1.485	0.534
	Nivel 1%	-3.555	
	Nivel 5%	-2.916	
	Nivel 10%	-2.596	
Hipótesis nula:	Log del CreMN tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos		-1.351	0.864
	Nivel 1%	-4.134	
	Nivel 5%	-3.494	
	Nivel 10%	-3.176	
Hipótesis nula:	d(log del CreMN) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos		-3.507	0.011
	Nivel 1%	-3.555	
	Nivel 5%	-2.916	
	Nivel 10%	-2.596	

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Con estos resultados se podría estimar directamente la relación de largo plazo entre las tres variables, mediante el método de cointegración de Johansen-Juselius. Sin embargo, como las variables, crédito e inversión pública, muestran quiebres estructurales, primero se evalúa si estos quiebres influyen en la relación de largo plazo entre las tres

variables. Para ello se aplica el test de Gregory Hansen (1996) a dicha relación conjunta. El test reporta la existencia de un quiebre estructural en el año 1985 en el intercepto y la tendencia. El valor del estadístico ADF es -6.5, que se encuentra por encima, en valor absoluto, del valor crítico igual a -6.02, al 1% de significancia (véase Cuadro 12).

Cuadro 12

Test de Cointegración con quiebre estructural de Gregory-Hansen					
Cambios en:	Intercepto y tendencia				
Hipótesis Nula:	No existe relación de cointegración entre las variables Log(Y*), Log(CredMN) y Log(InvPub)				
Número de observaciones:	58				
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		Valores Críticos		
	<b>Test Estadístico</b>	<b>Año de quiebre</b>	<b>1%</b>	<b>5%</b>	<b>10%</b>
<b>ADF</b>	-6.5	1985	-6.02	-5.5	-5.24
<b>Zt</b>	-4.56	1967	-6.02	-5.5	-5.24
<b>Za</b>	-22.29	1967	-69.37	-58.58	-53.31

Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI y del BCRP. Elaboración propia.

Con este resultado, se somete a evaluación si hay una relación de cointegración incluyendo una dummy con valores igual a 0 para los años 1959-1984, y valores igual a 1 para el resto del periodo analizado. La forma de la ecuación de cointegración que se sometió a evaluación contiene las variables de política macroeconómica descritas, una constante y la tendencia, y tiene la forma siguiente:

$$\ln Y_t^* = a_0 + a_1 Dummy85 + a_2 t + a_3 \ln InvPub_t + a_4 \ln CredMN_t$$

Cuadro 13

Prueba de cointegración de Johansen						
Rezagos	Test de Traza			Test de Máximo Valor Propio		
	Hipótesis Nula	$\lambda$ traza	VC (5%)	Hipótesis Nula	$\lambda$ traza	VC (5%)
3	$r = 0$	82.9005	63.8761	$r = 0$	47.99752	32.11832
	$r \leq 1$	<b>34.90298</b>	<b>42.91525</b>	$r \leq 1$	<b>18.79681</b>	<b>25.82321</b>
	$r \leq 2$	16.10617	25.87211	$r \leq 2$	9.782441	19.38704

Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI y del BCRP. Elaboración propia.

En efecto, de acuerdo con el test de Johansen-Juselius (véase Cuadro 13) se rechaza la hipótesis de inexistencia de cointegración. Tanto el test de la traza como el de valor propio indican el mismo resultado.

La ecuación de cointegración estimada (véase Cuadro 14) tiene un intercepto igual a 8.946 para el primer periodo 1950-1984, y 9.072 para el periodo 1985-2016. Es importante señalar que los coeficientes de las variables de política fiscal y monetaria son altamente significativos, lo que valida la hipótesis de que las políticas de demanda de corto plazo influyen en la «capacidad económica productiva» o producción de largo plazo.

Podemos decir —parfraseando a Solow (1988)— que es imposible creer que lo que ocurra con la producción de largo plazo no sea afectada por los eventos de corto plazo. «En particular, la cantidad y la dirección de la formación de capital se verán afectadas por el ciclo económico, ya sea mediante la inversión bruta en equipos nuevos o

mediante el desecho acelerado de equipos viejos. (...) Entonces, un análisis simultáneo de la tendencia y las fluctuaciones realmente implica una integración de largo y corto plazo, o del equilibrio y desequilibrio» (pp. 311-312). El producto de largo plazo o lo que estamos llamando la «capacidad económica productiva» dependerá, entonces, de la cantidad de acumulación de capital que haya tenido lugar durante el corto plazo y del cambio técnico influido por las fluctuaciones de la demanda agregada.

Cuadro 14

Ecuación de cointegración de Johansen						
Muestra	Log(Y*)	Constante	Dummy85	Tendencia	Log(InvPub)	Log(CreMN)
1959-2016	1	8.946	0.126	0.019	0.153	0.116
			(0.065)	(0.002)	(0.024)	(0.017)
			[1.957]	[8.294]	[6.531]	[6.945]

Fuente: Estimaciones en base a datos del INE y del BCRP. Elaboración propia.

## 2.2 EL PRODUCTO DE EQUILIBRIO DE LA BALANZA DE PAGOS DE THIRLWALL (1979)

Las reformas y políticas neoliberales aplicadas en los últimos veinticinco años transformaron la estructura productiva, haciéndola menos agrícola y manufacturera, con un marcado sesgo primario exportador, y más productora de servicios de baja productividad, y en donde se concentra la mano de obra no calificada y de bajos ingresos. Como consecuencia de este cambio estructural se redujo la participación de la producción para el mercado interno en el abastecimiento de la demanda interna, al mismo tiempo que se acrecentó la participación de las importaciones. La economía se habría hecho entonces más dependiente de importaciones y de la demanda externa para sostener su crecimiento en el largo plazo.<sup>5</sup> Esto equivale a decir que el comportamiento del producto de largo plazo consistente con el equilibrio de la Balanza de Pagos (en adelante «producto de equilibrio de la Balanza de Pagos»), habría sido influido por la demanda externa a través de las exportaciones y/o los ciclos de los términos del intercambio, a través de su impacto en las inversiones dirigidas al sector primario exportador. Anthony Thirlwall (1979) propone un modelo de crecimiento restringido por la demanda externa según el cual la economía no puede crecer en el largo plazo por encima de la tasa de crecimiento de equilibrio de la balanza de pagos. Se supone que el financiamiento externo de los déficits en la cuenta corriente de la balanza de pagos, no puede ser indefinido.

### a. El modelo general de equilibrio de la Balanza de Pagos

Para corroborar esta hipótesis se parte del modelo de Harrod-Thirlwall, conocido como la Ley de Thirlwall, (McCombie y Thirlwall, 1994; Thirlwall, 1983; Thirlwall, 2003) para el

<sup>5</sup> Para un análisis de las restricciones al crecimiento de la economía peruana en el período 1950-1981, véase Jiménez (1984). La aplicación del modelo de Thirlwall para el período 1950-1985 puede verse en Jiménez (1988).

período 1950-2016, primero considerando solo el papel de las exportaciones y después incorporando los términos de intercambio. El modelo contiene una condición de equilibrio de la balanza de pagos y las ecuaciones de demanda de exportaciones y de importaciones:

$$(8) \quad P_{dt}X_t = P_{ft}M_t$$

$$(9) \quad M_t = \left( \frac{P_{ft}}{P_{dt}} \right)^\eta (Y_t)^\pi$$

$$(10) \quad X_t = \left( \frac{P_{dt}}{P_{ft}} \right)^\delta (Y_t^*)^\theta$$

Donde  $P_{dt}$  y  $P_{ft}$  son los precios de las exportaciones y de las importaciones, ambos expresados en moneda doméstica, y  $X_t$  y  $M_t$  son las cantidades de exportaciones e importaciones a precios constantes. En las ecuaciones de demanda cuya forma es estándar,  $Y_t$  y  $Y_t^*$  son los ingresos doméstico y del resto del mundo, y los exponentes  $\eta$  y  $\delta$  son las elasticidades precios de la demanda de importaciones y exportaciones, mientras que  $\pi$  y  $\theta$  son las elasticidades ingreso de las importaciones y exportaciones, respectivamente.

Tomando logaritmos y diferenciando las ecuaciones de demanda se obtiene:

$$\dot{m}_t = \eta(\dot{p}_{ft} - \dot{p}_{dt}) + \pi\dot{y}_t$$

$$\dot{x}_t = -\delta(\dot{p}_{ft} - \dot{p}_{dt}) + \theta\dot{y}_t^*$$

Aplicando el mismo procedimiento a la ecuación de equilibrio de la balanza de pagos, se obtiene:

$$\dot{p}_{dt} + \dot{x}_t = \dot{p}_{ft} + \dot{m}_t$$

$$\dot{p}_{dt} - \delta(\dot{p}_{ft} - \dot{p}_{dt}) + \theta\dot{y}_t^* = \dot{p}_{ft} + \eta(\dot{p}_{ft} - \dot{p}_{dt}) + \pi\dot{y}_t$$

$$\pi\dot{y}_t = (1 + \delta + \eta)(\dot{p}_{dt} - \dot{p}_{ft}) + \theta\dot{y}_t^*$$

Como:

$$\dot{x}_t - \delta(\dot{p}_{dt} - \dot{p}_{ft}) = \theta\dot{y}_t^*$$

Reemplazando en la ecuación anterior, la tasa de crecimiento de equilibrio de la balanza de pagos es igual a:

$$\pi\dot{y}_t = (1 + \delta + \eta)(\dot{p}_{dt} - \dot{p}_{ft}) + \dot{x}_t - \delta(\dot{p}_{dt} - \dot{p}_{ft})$$

$$(11) \quad \dot{y}_t = \frac{(1+\eta)(\dot{p}_{dt}-\dot{p}_{ft})+\dot{x}_t}{\pi}$$

**b. Producto de equilibrio de la Balanza de Pagos determinado por las exportaciones**

Se supone, en primera instancia, siguiendo a Thirlwall y Hussain (1982), que los términos de intercambio no afectan el producto en el largo plazo, lo que hace que la tasa teórica de crecimiento de equilibrio de la balanza de pagos, se reduzca a:<sup>6</sup>

$$(12) \quad \dot{y}_t = \frac{\dot{x}_t}{\pi}$$

Esta ecuación es conocida como la ley de Thirlwall, donde  $1/\pi$  es multiplicador del comercio exterior de Harrod. Las exportaciones son concebidas como el determinante más importante del crecimiento de largo plazo. De acuerdo con Thirlwall (2003) «Si no hay ingresos de exportación para financiar el contenido importado de los otros componentes del gasto, entonces la demanda deberá ser restringida. En este aspecto, las exportaciones son de gran significado si el equilibrio de la cuenta corriente de la balanza de pagos es un requerimiento a largo plazo. Esto significa que las exportaciones tienen no sólo un efecto directo sobre la demanda, sino que, además, tienen un efecto indirecto al permitir que todos los otros componentes de la demanda crezcan más rápido que en cualquier otro caso» (p. 84). Se supone, entonces, que la ley de Thirlwall expresa una relación de largo plazo, por lo tanto, para estimar esta relación mediante la técnica de cointegración<sup>7</sup> hay que expresarla en términos de los logaritmos del PBI ( $\ln Y_t$ ) y de las Exportaciones Reales de Bienes y Servicios ( $\ln X_t$ ).

Integrando la ecuación (12) y agregándole una perturbación aleatoria, se obtiene:

$$(13) \quad \ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + e_t, \text{ donde } \beta_1 = \frac{1}{\pi}$$

**El test raíz unitaria y la cointegración**

Esta es, entonces, la ecuación que se va a estimar mediante el método de cointegración. Sabemos que el logaritmo del PBI tiene raíz unitaria por lo tanto, solo se tiene que evaluar si el logaritmo de las exportaciones también es integrada de orden uno.

<sup>6</sup> Los precios relativos no afectan el producto porque se supone que están estables en el largo plazo, de modo que se cumple la paridad del poder adquisitivo (Thirlwall, 1979)

<sup>7</sup> Para el uso de esta técnica en la estimación del modelo de Thirlwall, véase H: Sonmez Atesoglu (1977); y, J. C. Moreno Brid (1998).

En efecto, el resultado del test de raíz unitaria de Dickey y Fuller aumentado (ADF) considerando intercepto, e intercepto y tendencia en conjunto, indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el logaritmo de las exportaciones tiene raíz unitaria (véase Cuadro 15). Cuando se aplica el test a las primeras diferencias del logaritmo de las exportaciones, utilizando solo el intercepto, se confirma su estacionariedad.

Cuadro 15

Prueba de raíz unitaria para las Exportaciones totales (Xbss) de Perú 1950 - 2016			
Hipótesis nula:	Log de Xbss total tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-0.766	0.822
	Nivel 5%	-3.533	
	Nivel 10%	-2.906	
		-2.591	
Hipótesis nula:	Log del Xbss total tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-1.679	0.750
	Nivel 5%	-4.103	
	Nivel 10%	-3.479	
		-3.167	
Hipótesis nula:	d(log Xbss total) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-7.740	0.000
	Nivel 5%	-3.535	
	Nivel 10%	-2.907	
		-2.591	

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

En consecuencia, dado que ambas series, el logaritmo del PBI y el de las exportaciones, son integradas de orden uno, se puede proceder a ahora estimar la ecuación (13) mediante el método de cointegración. Sin embargo, previamente se tiene que realizar los test de cambio estructural para identificar estadísticamente si hay quiebres resultantes de los cambios en los regímenes de política y del entorno internacional que afectaron el comportamiento de las exportaciones.

Debido a que el test de cointegración con quiebre estructural de Gregory y Hansen — que permite analizar quiebres en la relación conjunta de los logaritmos del PBI y de las Exportaciones—, reportó un cambio estructural en el año 1990 pero que no es estadísticamente significativo (véase Cuadro 16), se optó por evaluar solo la serie de Exportaciones mediante el test de Zivot y Andrews. Recuérdese que en el caso del PBI se encontró un quiebre en 1988 considerando tanto el intercepto como el intercepto y tendencia en conjunto.

Cuadro 16

Test de Cointegración con quiebre estructural de Gregory-Hansen					
Cambios en:	Intercepto, Tendencia y Régimen				
Hipótesis Nula:	No existe relación de cointegración entre las variables Log(PBI) y Log(Xbss)				
Número de observaciones:	67				
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		Valores Críticos		
	<b>Test Estadístico</b>	<b>Año de quiebre</b>	1%	5%	10%
<b>ADF</b>	-5.17	1990	-6.02	-5.5	-5.24
<b>Zt</b>	-4.93	1989	-6.02	-5.5	-5.24
<b>Za</b>	-33.97	1989	-69.37	-58.58	-53.31

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Al aplicar el test de Zivot y Andrews considerando solo el intercepto, el quiebre estructural para las exportaciones se sitúa en el año 1980 (Véase Cuadro 17). Esto puede explicarse por la caída notable en la tasa de crecimiento de las exportaciones después del año 1979, que da lugar al estancamiento de sus niveles. El valor real que las exportaciones alcanzan en 1979 solo se llega a superar en 1994.

El estancamiento de las exportaciones en el período 1980-1993 se puede ver en el Gráfico 9. Este gráfico revela cambios en el intercepto durante los años 1950 a 2016. Por ejemplo, podría decirse hay un intercepto para el periodo 1950-1979, otro para 1980-1993, y el último para el 1994-2016. Cuando se toma en cuenta únicamente la tendencia, el test reporta un quiebre estructural en el año 1991. Y es precisamente en este año cuando las exportaciones empiezan a recuperarse. En el período anterior 1980-1990 las exportaciones decrecieron a la tasa de -1.4% promedio anual. Después, entre 1990 y 2008, crecen sostenidamente a la tasa de 8.1% promedio anual. En los años 2009, 2013 y 2014 decrecen (-0.8%, -1.3% y -0.9%, respectivamente); pero en el conjunto del período 2008-2016 la exportaciones crecen a la tasa de 3.0% promedio anual. Finalmente, al aplicarse el test considerando intercepto y tendencia, se registra un quiebre estructural en el año 1983 (véase Gráfico 10 y Cuadro 17).

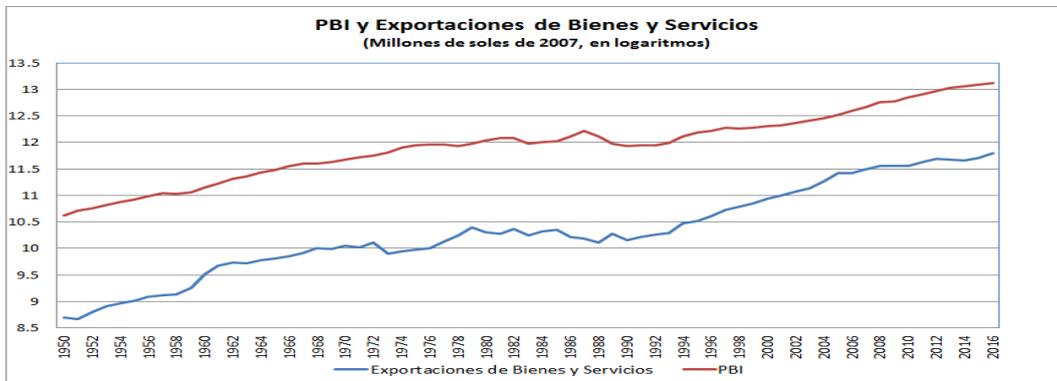
Tomando en cuenta los resultados del análisis del cambio estructural, para la estimación de la ecuación (13) mediante el método de cointegración, se incorpora una variable dummy (dummy84) con el valor de 1 desde el año 1984 en adelante, la misma que multiplicará al logaritmo de las exportaciones de bienes y servicios. La idea es que esta dummy capte en cambio de régimen debido a la existencia de dos períodos claramente distintos en el comportamiento de las exportaciones de bienes y servicios. Asimismo, se incluye otra variable dummy (dummy91) con el valor de uno para el período 1991-2016 con el propósito de captar el cambio en la tendencia en la relación entre las series de PBI y de Exportaciones.

Cuadro 17

Test de Raíz Unitaria de Zivot y Andrews para las Exportaciones	
Muestra:	1950 - 2016
Observaciones:	67
Hipótesis nula:	log(Xbss) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en el intercepto
Rezagos	0 (con 4 como máximos)
Año de quiebre	<b>1980</b>
	t-estadístico
Test estadístico de Zivot-Andrews	<b>-3.202</b>
valor crítico al 1%:	-5.34
valor crítico al 5%:	-4.93
valor crítico al 10%:	-4.58
Muestra:	1950 - 2016
Observaciones:	67
Hipótesis nula:	log(Xbss) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en la tendencia
Rezagos	0 (con 4 como máximos)
Año de quiebre	<b>1991</b>
	t-estadístico
Test estadístico de Zivot-Andrews	<b>-2.424</b>
valor crítico al 1%:	-4.8
valor crítico al 5%:	-4.42
valor crítico al 10%:	-4.11
Muestra:	1950 - 2016
Observaciones:	67
Hipótesis nula:	log(Xbss) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en el intercepto y tendencia
Rezagos	0 (con 4 como máximos)
Año de quiebre	<b>1983</b>
	t-estadístico
Test estadístico de Zivot-Andrews	<b>-3.058</b>
valor crítico al 1%:	-5.57
valor crítico al 5%:	-5.08
valor crítico al 10%:	-4.82

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Gráfico 10



Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Los resultados de la estimación de la ecuación de cointegración pueden verse en el Cuadro 18. La ecuación incluye una constante, la tendencia, la tendencia multiplicada por la dummy91, el logaritmo de las exportaciones de bienes y servicios y, finalmente, esta última variable multiplicada por la dummy84. El método de estimación utilizado fue el de Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados (FMOLS por sus siglas en inglés).

Cuadro 18

Ecuación de cointegración				
Variable dependiente:	Log PBI total			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados			
Muestra:	1951 - 2016			
Observaciones:	66			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Constante	8.062	0.526	15.342	0.000
tendencia	0.033	0.003	9.610	0.000
tendencia*dummy91	-0.004	0.001	-5.744	0.000
Log(Xbss)	0.297	0.059	5.000	0.000
Log(Xbss)*dummy84	-0.031	0.005	-6.067	0.000
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.984</b>			

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos. El coeficiente de la tendencia tiene un valor de 0.033 para los años 1950-1990, y un valor de 0.029 para el periodo 1991-2016. De otro lado, el coeficiente del logaritmo de las exportaciones tiene un valor de 0.297 para el período 1950-1983 y de 0.266 para el período 1984-2016.

Cuadro 19

Prueba de cointegración			
Hipótesis nula:	Residuos con raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-3.996	0.003
Valores críticos	Nivel 1%	-3.537	
	Nivel 5%	-2.908	
	Nivel 10%	-2.591	

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

La existencia de cointegración entre los logaritmos del PBI y de las exportaciones se confirma con el test de estacionariedad de los residuos. El test de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentado (ADF), aplicado a los residuos con intercepto y un rezago, revela que estos son estacionarios (véase Cuadro 19). El valor del estadístico *t* estimado igual a -3.996, es mayor, en valor absoluto, que del valor crítico (-3.537) al 1%.

Para corroborar que la relación de cointegración con cambios estructurales es estable, se estima el Modelo de Corrección Errores, incorporando como variable dependiente la primera diferencia del logaritmo del PBI y como variables independientes los residuos de la ecuación de cointegración con rezago de un periodo, la primera diferencia del logaritmo del PBI rezagado un periodo y del logaritmo de las exportaciones de bienes y servicios (Troncoso-Valverde, 2004). El coeficiente correspondiente al mecanismo de corrección de errores es negativo y estadísticamente significativo, con valor de -0.254 (véase Cuadro 20).

Cuadro 20

Modelo de corrección del error				
Variable dependiente:	dLog(PBI)			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios			
Muestra:	1952 - 2015			
Observaciones:	65			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.018	0.007	2.668	0.010
d(LogPBI <sub>t-1</sub> )	0.584	0.114	5.106	0.000
d(LogXbss <sub>t-1</sub> )	-0.079	0.064	-1.132	0.262
Residuos <sub>t-1</sub>	-0.254	0.070	-3.644	0.001
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.326</b>			

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

### ***El Producto de equilibrio de la Balanza de Pagos y la brecha del producto***

La ecuación de cointegración estimada reporta coeficientes de las exportaciones distintos de cero que permiten obtener dos elasticidades de importaciones a PBI: 3.3 para el período 1950-1983 y 3.7 para el período 1984-2016. Sin embargo, estas dos elasticidades, según el test de Wald, no son significativamente diferentes desde el punto de vista estadístico. La estimación de dichos coeficientes no capta el incremento de la elasticidad de las importaciones respecto a la demanda interna ocurrido en los últimos 26 años: la liberalización comercial y la apreciación cambiaria incrementaron notablemente la penetración de las importaciones en el mercado doméstico.<sup>8</sup>

Sin embargo, se puede decir que la generación de una misma tasa de crecimiento del producto que corresponda al equilibrio del sector externo de la economía, requiere, en el segundo período, una tasa de crecimiento mayor de exportaciones que el que se requería en el primer período. Pero, además, se puede decir que una misma tasa de crecimiento de la producción aumenta más las importaciones en el segundo período que en el primero. Las políticas neoliberales habrían hecho más vulnerable el sector externo de la economía peruana, aunque el boom primario exportador de los años 2003-2013, por lo altos precios de las materias primas, dispuso temporalmente este efecto.

Con los coeficientes estimados se obtuvieron las tasas de crecimiento teóricas de equilibrio de la balanza de pagos; es decir, tasas de crecimiento que corresponden al equilibrio de la cuenta corriente de la balanza de pagos, mediante las siguientes ecuaciones que resultan de integrar la relación de largo plazo estimada:

<sup>8</sup> Según Ros (2009) la apreciación del tipo de cambio real puede estimular la inversión fija al reducir los precios relativos de la maquinaria y equipo importados, pero esta reducción de precios favorece a las actividades de producción de bienes no transables, reduce la rentabilidad en las actividades de bienes transables y, por lo tanto, afecta negativamente la acumulación de capital en este último tipo de actividades.

Periodo 1950-1983

$$\underbrace{\ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)}_{\text{Tasa Teórica}} = \underbrace{0.033 + 0.297\ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)}_{\text{Tasa Estimada}}$$

Período 1984-1990

$$\underbrace{\ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)}_{\text{Tasa Teórica}} = \underbrace{0.033 + 0.266\ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)}_{\text{Tasa Estimada}}$$

Período 1991-2016

$$\underbrace{\ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)}_{\text{Tasa Teórica}} = \underbrace{0.029 + 0.266\ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)}_{\text{Tasa Estimada}}$$

Como hemos mencionado en otro trabajo, el comportamiento gravitacional de las tasas observadas alrededor de las tasas teóricas de crecimiento de equilibrio de la Balanza de Pagos, nos estaría indicando que las segundas actúan como limitantes de las primeras. Si esto es así las diferencias entre las tasas observadas y las tasas teóricas deben replicar los auges y los periodos de recesión del ciclo económico (Jiménez, 2009). Pero con estas tasas teóricas se puede obtener la serie de «producto de equilibrio de la Balanza de Pagos», es decir, el producto que «equilibra», teóricamente, la Balanza de Pagos. Para ello identificamos un año base en cada uno de los períodos. Los años escogidos fueron 1959 y 1990, porque en esos años la balanza de comercial y servicios alcanzó un valor cercano a cero como porcentaje del PBI. También en el año 2003 se registra una balanza aproximadamente igual a cero, pero el empalme de la serie dio un mejor resultado en el sentido económico.

Con los años base y las tasas teóricas de crecimiento se obtiene el «producto de equilibrio de la balanza de pagos». Como puede observarse en el Cuadro 21 y el Gráfico 11, el producto de largo plazo que equilibra la Balanza de Pagos sigue el comportamiento de las exportaciones. En el primer período 1950-1982, el PBI y las Exportaciones crecen a tasas similares: 4.6% y 4.9%, respectivamente. En el período intermedio 1983-1990, ambas decrecen. Después, en el período 1991-2016, crecen a las tasas de 4.7% y 6.6%, respectivamente.

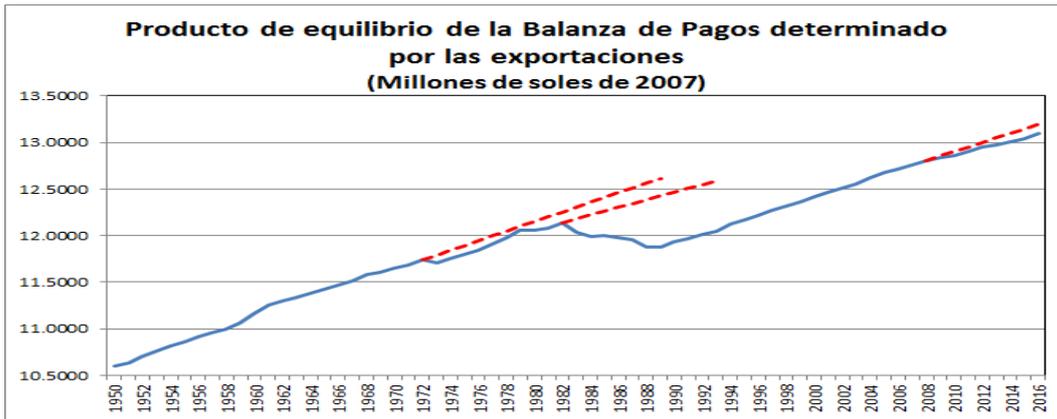
Cuadro 21

Tasas de Crecimiento - Promedio Anual								
Periodo	PBI*		PBI		Exportaciones		Importaciones	
	$\bar{g}_y^*$	$\sigma_y^*$	$\bar{g}_y$	$\sigma_y$	$\bar{g}_x$	$\sigma_x$	$\bar{g}_M$	$\sigma_M$
1950-1982	0.048	0.025	0.046	0.030	0.049	0.097	0.064	0.143
1983-1990	-0.023	0.049	-0.006	0.090	-0.011	0.139	-0.027	0.175
1991-2016	0.045	0.012	0.047	0.030	0.066	0.058	0.069	0.107

\* Se denomina PBI\* al Producto que equilibra la balanza de pagos.  
 \*\* $\bar{g}_n$  denota la tasa de crecimiento para la variable n en el periodo correspondiente.  
 \*\*\* $\sigma_n$  denota la desviación estándar de las tasas de crecimiento para la variable n en el periodo correspondiente.

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Gráfico 11

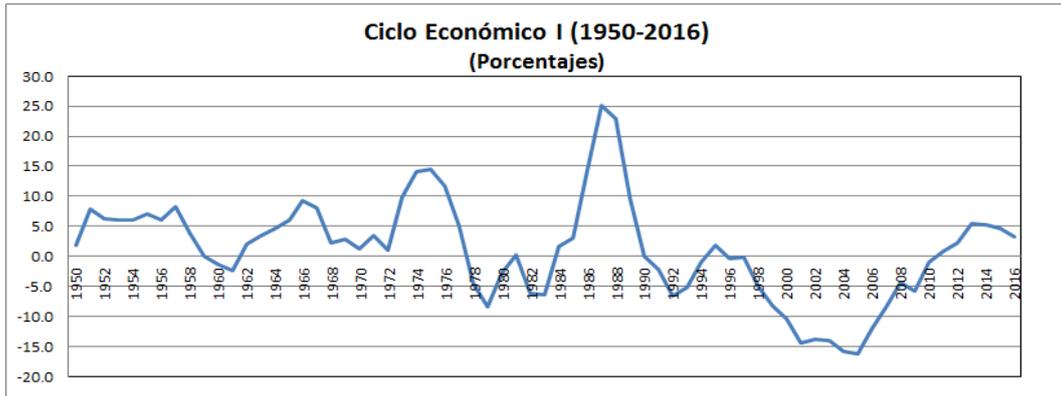


Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Finalmente, con la serie de producto observado y el producto que equilibra la balanza de pagos, se obtiene la brecha del producto (véase el Gráfico 12). Este gráfico replica solo aproximadamente los ciclos obtenidos con el modelo de Shaikh y Moudud (2004) en el período 1950-1990. El producto observado se encuentra por encima del producto de equilibrio de la balanza de pagos en gran parte del período 1950-1988. Entre 1958 y 1962 hay una crisis de balanza de pagos que hace caer el producto por debajo del que corresponde al equilibrio de la balanza de pagos. En los años 1968 a 1972 el producto se aproxima a su nivel de equilibrio de la balanza de pagos, para después alejarse de él hasta el año 1977. Entre 1978 y 1983 se aplican políticas de ajuste que hacen caer la producción por debajo de su nivel que corresponde al equilibrio de la balanza de pagos. Igual ocurre en los años 1989-1993. Estos cuatro períodos son de crisis de la balanza de pagos. Lo que ocurre después es un largo período de contracción de la producción por debajo del nivel que equilibra la balanza de pagos. Desde 1991 hasta 1998 se acrecienta el déficit comercial y de la balanza de pagos; y, desde 2001 a 2007 mejora la balanza comercial y la cuenta corriente de la balanza de pagos.

Según el Gráfico 12 el producto que equilibra la cuenta corriente de la balanza de pagos habría estado por encima del producto observado durante los años 1996 a 2010, aunque en el período 2011-2016 ocurre lo contrario: el producto observado está por encima del producto que equilibra la balanza de pagos. Entre los años 1996 a 2010, la tasa de crecimiento del producto que equilibra la balanza de pagos (4.8%) es ligeramente superior a la tasa de crecimiento observada del PBI (4.6%).

Gráfico 12



Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Según el Gráfico 12 el producto que equilibra la cuenta corriente de la balanza de pagos habría estado por encima del producto observado durante los años 1996 a 2010, aunque en el período 2011-2016 ocurre lo contrario: el producto observado está por encima del producto que equilibra la balanza de pagos. Entre los años 1996 a 2010, la tasa de crecimiento del producto que equilibra la balanza de pagos (4.8%) es ligeramente superior a la tasa de crecimiento observada del PBI (4.6%).

Gráfico 13



Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP y del INEI. Elaboración propia.

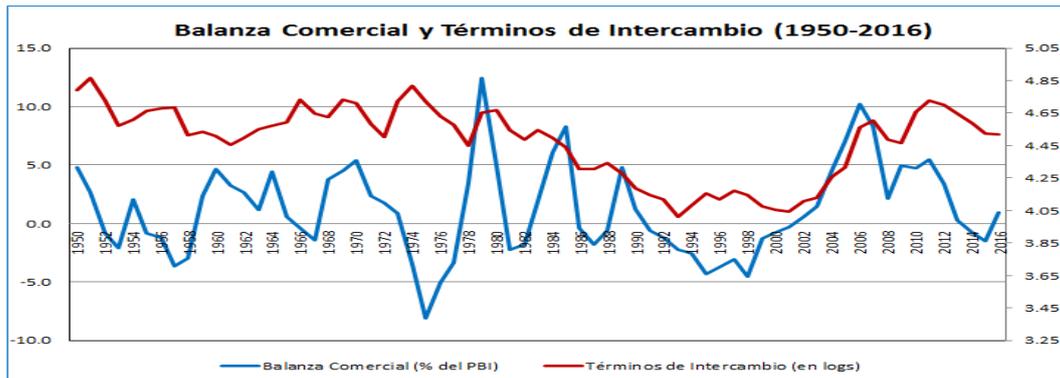
Como el producto que equilibra la balanza de pagos está por encima del nivel del PBI observado, esto significaría que para equilibrar la balanza de pagos se requerían niveles de producción más altos para compensar la fuerte penetración de importaciones. En gran parte de estos años la cuenta corriente es deficitaria (véase Gráfico 15).

De otro lado, el producto por trabajador que equilibra la balanza de pagos de Thirlwall también muestra dos tipos de comportamiento (véase Gráfico 13). En el período 1950-1982 crece sostenidamente, aunque presenta un ligero bache en los años 1970-1976. De 1983 en adelante decrece hasta alcanzar un mínimo en el año 1989 después del cual crece hasta alcanzar en el año 2016 un nivel similar al registrado en 1978.

**c. Producto de equilibrio de la Balanza de Pagos determinado por las exportaciones y los términos de Intercambio**

Las exportaciones peruanas son predominantemente de productos primarios tradicionales (más del 70% del total) y, en particular de productos minerales (alrededor de 60% en los últimos años). Por esta razón, la tendencia de los términos del intercambio y la de la balanza comercial están estrechamente asociadas.

Gráfico 14

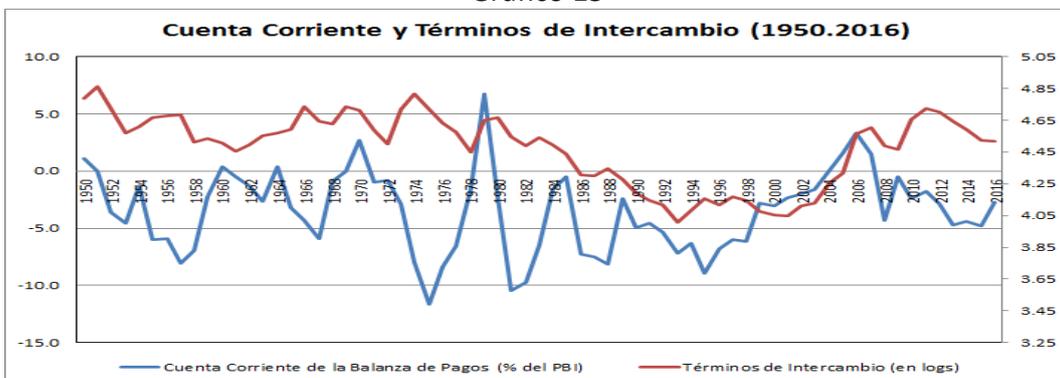


Fuente: BCRP. Elaboración propia.

El Gráfico 14 muestra caídas de los términos del intercambio con descensos del superávit comercial o con la profundización del déficit. Se ve, por ejemplo, que desde 1980 hasta fines de la década de los años 1990, la caída de los términos de intercambio son acompañados por una tendencia decreciente en el superávit comercial. De 2001 hasta 2011 el aumento notable de los términos del intercambio dio lugar a superávits comerciales significativos, con excepción de la crisis de 2008, año en el que el superávit comercial se reduce hasta el 2.1% del PBI.

El Gráfico 15 también muestra una estrecha asociación entre la Cuenta Corriente de la Balanza de pagos y los términos de intercambio. El déficit en cuenta corriente como porcentaje del PBI es relativamente mucho menor en el período 2003-2016, que incluye altos precios de los productos minerales.

Gráfico 15



Fuente: BCRP. Elaboración propia.

En resumidas cuentas se puede decir que los términos del intercambio son relativamente importantes en el crecimiento de la economía compatible con el equilibrio de la balanza de pagos.<sup>9</sup> Por esta razón, la ecuación de la tasa de crecimiento de equilibrio de la balanza de pagos que incorpora los términos de intercambio es la ecuación (11):

$$(11) \quad \dot{y}_t = \frac{(1+\eta)(\dot{p}_{dt} - \dot{p}_{ft}) + \dot{x}_t}{\pi}$$

Integrando esta ecuación se obtiene:

$$\ln Y_t = \theta_0 + \theta_1 \ln X_t + \theta_2 \ln \frac{P_{dt}}{P_{ft}} + e_t$$

$$(14) \quad \ln Y_t = \theta_0 + \theta_1 \ln X_t + \theta_2 \ln TI + e_t$$

Donde,  $TI = \frac{P_{dt}}{P_{ft}}$  representa los términos de intercambio; y,  $\theta_1 = \frac{1}{\pi}$  y  $\theta_2 = \frac{1+\eta}{\pi}$ .

### ***El test raíz unitaria y la cointegración***

La ecuación (14) es la que se estima con el método de cointegración, para lo cual se procede a analizar si la serie de TI es integrada de orden uno. Ya se demostró que las series de PBI y exportaciones tienen raíz unitaria. En efecto, el test de raíz unitaria ADF indica que la serie de los términos de intercambio es integrada de orden 1 (véase el Cuadro 22). No se puede rechazar la existencia de raíz unitaria tanto cuando se considera un intercepto como cuando se considera intercepto y tendencia. Además, la primera diferencia de la serie no tiene raíz unitaria; es estacionaria. Por lo tanto, la serie de TI puede incorporarse en la estimación de la ecuación de cointegración.

No obstante lo anterior, antes de realizar la estimación de la relación de cointegración se debe examinar la existencia de quiebres en la serie de los TI. De la misma manera, se tiene que mostrar si existe o no quiebres estructurales en la relación conjunta del PBI, las exportaciones y los TI.

El test de quiebre estructural de Zivot y Andrews para los términos de intercambio indica la existencia de un quiebre en el intercepto en el año 2004. Si se incluye solo la tendencia se reporta un quiebre en el año 1999. Por último, cuando se aplica el test considerando el intercepto y la tendencia, hay un quiebre en el año 1986 (véase Cuadro 23 y Gráficos 15). En el gráfico se observa que hasta el año 1985, la variable términos de intercambio

---

<sup>9</sup> Sobre el papel de los términos de intercambio puede verse Matesanz y Presno (2015), Alonso (1999) y Alonso y Garcimartin (1998).

se comporta como una serie estacionaria. Después sufre una caída sistemática hasta alcanzar un mínimo en el año 1993.

Cuadro 22

Prueba de raíz unitaria para los Términos de Intercambio (TI) de Perú 1950 - 2016			
Hipótesis nula:	Log de TI tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
		-1.586	0.484
Valores críticos	Nivel 1%	-3.537	
	Nivel 5%	-2.908	
	Nivel 10%	-2.591	
Hipótesis nula:	Log del TI tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
		-1.256	0.890
Valores críticos	Nivel 1%	-4.108	
	Nivel 5%	-3.486	
	Nivel 10%	-3.169	
Hipótesis nula:	d(log TI total) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
		-7.275	0.000
Valores críticos	Nivel 1%	-3.537	
	Nivel 5%	-2.908	
	Nivel 10%	-2.591	

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Cuando se aplica el test de Gregory-Hansen (1996) para la relación del conjunto de las tres series con el logaritmo del PBI como variable dependiente, hay un quiebre en año 1990 cuando se considera simultáneamente el intercepto, la tendencia y el régimen (véase Cuadro 24). La forma de la ecuación que incorpora el test de Gregory-Hansen, es la siguiente:

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Dummy + \alpha_2 Trend + \alpha_3 Dummy * Trend + \alpha_4 \ln X_t + \alpha_5 Dummy * \ln X_t + \alpha_6 \ln TI + \alpha_7 Dummy * \ln TI_t + e_t$$

Se rechaza la hipótesis nula de inexistencia de cointegración con quiebre estructural en los tres niveles (intercepto, tendencia y régimen) porque el estadístico del test ADF tiene un valor igual a -6.87 que está por encima (en valor absoluto) del valor crítico igual a -6.45 al 1%. Por lo tanto, a un nivel de confianza de 99% se podría indicar que existe un quiebre estructural en el año 1990. Por lo tanto, la variable *Dummy* debe tomar valores iguales a cero en los años del periodo 1950-1989 y valores iguales a uno en los años del periodo 1990-2016.

Cuadro 23

Test de Raíz Unitaria de Zivot y Andrews para los Términos de Intercambio	
Muestra:	1950 - 2016
Observaciones:	67
Hipótesis nula:	log(TI) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en el intercepto
Rezagos	2 (con 4 como máximos)
Año de quiebre	<b>2004</b>
	t-estadístico
Test estadístico de Zivot-Andrews	<b>-3.320</b>
valor crítico al 1%:	-5.34
valor crítico al 5%:	-4.93
valor crítico al 10%:	-4.58
Muestra:	1950 - 2016
Observaciones:	67
Hipótesis nula:	log(TI) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en la tendencia
Rezagos	2 (con 4 como máximos)
Año de quiebre	<b>1999</b>
	t-estadístico
Test estadístico de Zivot-Andrews	<b>-2.470</b>
valor crítico al 1%:	-4.8
valor crítico al 5%:	-4.42
valor crítico al 10%:	-4.11
Muestra:	1950 - 2016
Observaciones:	67
Hipótesis nula:	log(TI) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en el intercepto y tendencia
Rezagos	2 (con 4 como máximos)
Año de quiebre	<b>1986</b>
	t-estadístico
Test estadístico de Zivot-Andrews	<b>-3.122</b>
valor crítico al 1%:	-5.57
valor crítico al 5%:	-5.08
valor crítico al 10%:	-4.82

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Cuadro 24

Test de Cointegración con quiebre estructural de Gregory-Hansen					
Cambios en:	Intercepto, Tendencia y Régimen				
Hipótesis nula:	No existe relación de cointegración entre las variables Log(PBI), Log(Xbss) y Log(TI)				
Número de observaciones:	67				
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		Valores Críticos		
	Test Estadístico	Año de quiebre	1%	5%	10%
<b>ADF</b>	-6.87	1990	-6.45	-5.96	-5.72
<b>Zt</b>	-5.45	1989	-6.45	-5.96	-5.72
<b>Za</b>	-38.87	1989	-79.65	-68.43	-63.1

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Utilizando el quiebre en 1990, se estimó una ecuación de cointegración descartando la influencia de la *Dummy* en la tendencia y en los términos de intercambio, porque los resultados obtenidos con una primera estimación fueron no significativos estadísticamente y/o no tenían sentido económico.

El método utilizado fue el de Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados (FMOLS).

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Dummy + \alpha_2 Trend + \alpha_3 \ln X_t + \alpha_4 Dummy * \ln X_t + \alpha_5 \ln TI + e_t$$

Los resultados indican que los coeficientes de las respectivas variables incluidas de la estimación de la anterior ecuación con cambio estructural, son altamente significativos

desde el punto de vista estadístico (véase Cuadro 25). Hay dos períodos claramente diferenciados por los coeficientes respectivos de de las exportaciones: 1950-1989 y 1990-2016. Se puede afirmar que estos resultados permiten diferenciar los efectos de las reformas y políticas neoliberales en el comportamiento de las importaciones.

Cuadro 25

Ecuación de cointegración				
Variable dependiente:	Log PBI total			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados			
Muestra:	1951 - 2016			
Observaciones:	66			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Constante	5.486	0.578	9.494	0.000
Dummy	1.884	0.537	3.511	0.001
Tendencia	0.025	0.003	10.099	0.000
Log(Xbss)	0.413	0.056	7.350	0.000
Dummy*Log(Xbss)	-0.203	0.049	-4.157	0.000
Log(TI)	0.334	0.071	4.656	0.000
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.990</b>			

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Las ecuaciones con los coeficientes estimados para cada uno de los dos períodos, son las siguientes:

Período 1950-1989

$$\ln Y_t = 5.486 + 0.025Trend + 0.413 \ln X_t + 0.334 \ln TI_t$$

Período 1990-2016

$$\ln Y_t = 7.37 + 0.025Trend + 0.210 \ln X_t + 0.334 \ln TI_t$$

Las elasticidades-ingreso de las importaciones cambian notablemente. En el primer período es igual a 2.421, mientras que en el segundo (que es el período neoliberal) aumenta a 4.762. De acuerdo con el test de Wald estas elasticidades son estadísticamente diferentes. La economía se hizo más dependiente de importaciones precisamente como resultado de la liberalización comercial y de la sostenida apreciación cambiaria en gran parte del período 1990-2016.

El coeficiente estimado de 0.334 correspondiente a los términos de intercambio es distinto de cero y significativamente menor que la unidad. Además, es el mismo para ambos periodos al igual que el coeficiente de la tendencia. A partir de este valor y de las elasticidades-ingreso de las importaciones, se puede encontrar la elasticidad-precio de la demanda de importaciones para ambos periodos.

Período 1950-1989:

Como  $0.413 = \frac{1}{\pi}$  y  $0.334 = \frac{1+\eta}{\pi}$ , entonces  $\eta = -0.192$

Período 1990-2016:

$0.210 = \frac{1}{\pi}$  y  $0.334 = \frac{1+\eta}{\pi}$ , entonces  $\eta = 0.589$

El signo de la elasticidad precio en el segundo período debería ser negativo. Sin embargo, de acuerdo con el test de Wald, ambas elasticidades —la del primer periodo con el signo correcto y la del segundo período con el signo incorrecto—, no son estadísticamente distintas de cero (véase Cuadro 26).

De acuerdo con el test de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentado (ADF), los residuos obtenidos con la estimación de la ecuación de cointegración son estacionarios (considerando como exógeno al intercepto y tomando solo un rezago). Como puede verse en el Cuadro 27, el valor del estadístico  $t$  igual a  $-4.788$  es mayor, en valor absoluto, que el valor crítico de  $-3.536$  al 1%. Este resultado valida la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo.

Cuadro 26

Test de Wald				
<b>Elasticidad ingreso de la demanda de importaciones</b>				
1950 - 1989		1990 - 2016		
$\pi_1 = 1/\alpha_3$		$\pi_2 = 1/(\alpha_3+\alpha_4)$		
Hipótesis nula	Valor	Desv. Estándar	t-estadístico	Probabilidad
$\pi_1 - \pi_2 = 0$	-2.341	1.120	-2.090	0.041
<b>Elasticidad precio de la demanda de importaciones</b>				
1950 - 1989		1990 - 2016		
$\eta_1 = (\alpha_5/\alpha_3) - 1$		$\eta_2 = (\alpha_5/(\alpha_3+\alpha_4)) - 1$		
Hipótesis nula	Valor	Desv. Estándar	t-estadístico	Probabilidad
$\eta_1 = 0$	-0.192	0.215	-0.895	0.374
$\eta_2 = 0$	0.589	0.706	0.839	0.405
$\eta_1 - \eta_2 = 0$	-0.781	0.506	-1.543	0.128

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Cuadro 27

Prueba de cointegración			
Hipótesis nula:	Residuos con raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-4.788	0.000
Valores críticos	Nivel 1%	-3.536	
	Nivel 5%	-2.908	
	Nivel 10%	-2.591	

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Lo que resta es mostrar que esta relación de cointegración entre los logaritmos de las variables PBI, exportaciones y términos de intercambio, es estable. Para ello se estima el Modelo de Corrección de Errores mediante mínimos cuadrados ordinarios, incorporando como variable dependiente la primera diferencia del logaritmo del PBI y como variables independientes las primeras diferencias, con un período de rezago, de los logaritmos del PBI, de las exportaciones y de los términos de intercambio, además de los residuos de la ecuación de cointegración, también con un período de rezago (véase Cuadro 28).

Cuadro 28

Modelo de corrección del error				
Variable dependiente:	dLog(PBI)			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios			
Muestra:	1952 - 2015			
Observaciones:	65			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.020	0.007	2.875	0.006
d(LogPBI <sub>t-1</sub> )	0.560	0.123	4.552	0.000
d(LogXbss <sub>t-1</sub> )	-0.061	0.066	-0.916	0.363
d(LogTI <sub>t-1</sub> )	-0.042	0.062	-0.672	0.504
Residuos <sub>t-1</sub>	-0.296	0.094	-3.160	0.003
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.302</b>			

Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

El coeficiente correspondiente al mecanismo de corrección de errores —el coeficiente de los residuos—, tiene el signo negativo esperado, con un valor de -0.296 estadísticamente distinto de cero. En consecuencia, la relación de largo plazo entre las variables cointegradas es estable.

### ***El Producto de Equilibrio de la Balanza de Pagos y la Brecha del Producto***

Integrando las ecuaciones estimadas para cada uno de los periodos se obtiene la tasa de crecimiento teórica de equilibrio de la Balanza de Pagos. Las ecuaciones utilizadas para obtener estas tasas de equilibrio son las siguientes:

Período 1950-1989

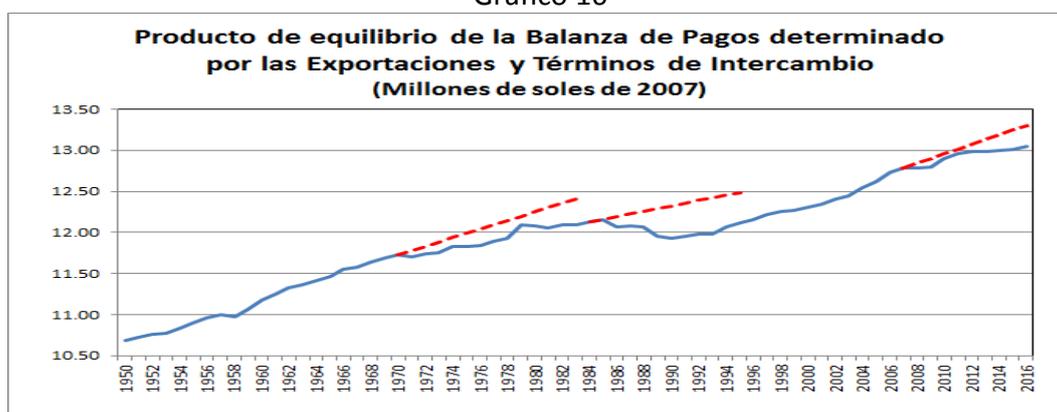
$$\ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}} = 0.025 + 0.413 \ln \frac{X_t}{X_{t-1}} + 0.334 \ln \frac{TI_t}{TI_{t-1}}$$

Período 1990-2016

$$\ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}} = 0.025 + 0.210 \ln \frac{X_t}{X_{t-1}} + 0.334 \ln \frac{TI_t}{TI_{t-1}}$$

El producto de largo plazo que equilibra la balanza de pagos se obtiene aplicando estas tasas teóricas a los valores del producto de los años base identificados para cada uno de los períodos. Estos años son, como en el caso anterior, 1959 y 1990. Se supone que en estos años base el PBI es el mismo que el PBI teórico que equilibra la balanza de pagos, precisamente porque en esos años se registra saldos de la balanza comercial y de servicios aproximadamente iguales a cero.

Grafico 16



Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

El producto de largo plazo obtenido mediante este procedimiento puede verse en Gráfico 16. Su tendencia es parecida a la del producto de equilibrio obtenido solo con las exportaciones. Sin embargo, de acuerdo con el quiebre estructura reportado por el test de Gregory-Hansen, hay solo dos sub-períodos claramente diferenciados: 1950-1989 y 1990-2016. En el primer periodo las exportaciones y el producto crecen a las tasas de 3.8% y 3.5% promedio anual, respectivamente; mientras que los términos de intercambio decrecen a la tasa de -1.3% promedio anual (véase Cuadro 29). En el segundo período 1990-2016, tanto las exportaciones como los términos de intercambio influyen positivamente en el crecimiento del producto.

Cuadro 29

Tasas de Crecimiento - Promedio Anual										
Periodo	PBI*		PBI		Exportaciones		Importaciones		Términos de Inter.	
	$\bar{g}_Y$	$\sigma_Y$	$\bar{g}_Y$	$\sigma_Y$	$\bar{g}_X$	$\sigma_X$	$\bar{g}_M$	$\sigma_M$	$\bar{g}_T$	$\sigma_T$
1950-1989	0.033	0.049	0.035	0.053	0.038	0.108	0.038	0.157	-0.013	0.094
1990-2016	0.043	0.034	0.046	0.035	0.065	0.068	0.072	0.105	0.013	0.087

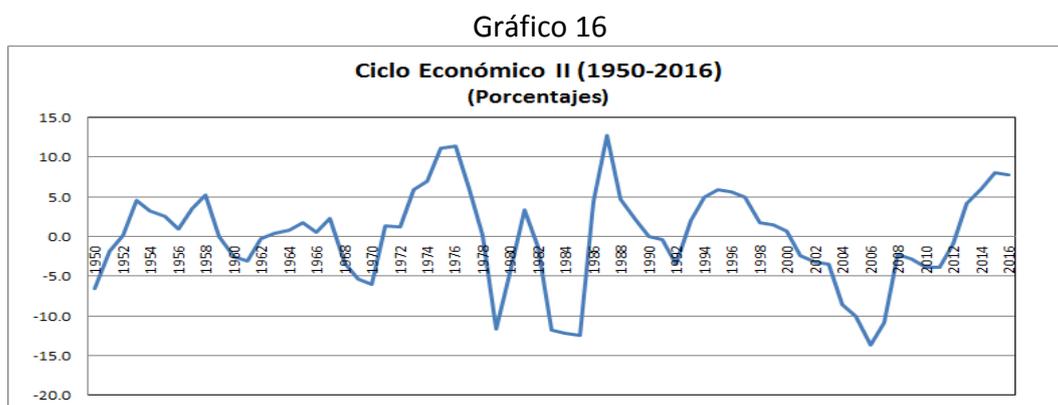
\* Se denomina PBI\* al Producto que equilibra la balanza de pagos.  
 \*\* $\bar{g}_n$  denota la tasa de crecimiento para la variable n en el periodo correspondiente.  
 \*\*\* $\sigma_n$  denota la desviación estándar de las tasas de crecimiento para la variable n en el periodo correspondiente.

Fuente: BCRP. Elaboración propia.

Es importante señalar que las exportaciones son más volátiles en el primer periodo que en el segundo. Igual ocurre con las importaciones. Se podría decir que la restricción

externa es más evidente en el primer período y que en el segundo hay un relativo relajamiento de esta restricción por el alto crecimiento de las exportaciones.

De otro lado, el GAP o ciclo económico —diferencia de los logaritmos del PBI y del PBI que equilibra la balanza de pagos (véase Gráfico 16)—, es similar al obtenido anteriormente tomando en cuenta solo el efecto de las exportaciones para corroborar la ley de Thirlwall.



Fuente: Estimaciones en base a datos del BCRP. Elaboración propia.

Este gráfico registra con mayor precisión los períodos de crisis de la balanza de pagos: 1959-1962, 1968-1970, 1979-1980, 1982-1984 y 1990-1993. Entre los años 1994 a 1997 la economía crece impulsada por el crecimiento de la demanda mundial, en particular de la economía norteamericana. Luego la crisis asiática y rusa reduce la producción desde el año 1998 hasta situarla por debajo del nivel que equilibra la balanza de pagos. En los años 2001 a 2012 hay un relajamiento de la restricción de la balanza de pagos por el crecimiento de la demanda mundial y de los términos de intercambio. El déficit comercial se reduce sistemáticamente desde el año 1998 y se genera superávit comercial recién en el año 2003 alcanzando un pico en los años 2006-2007. Luego de la crisis de 2008 este superávit se reduce hasta aproximarse a cero, en los últimos años del período de análisis. De otro lado, la cuenta corriente de la balanza de pagos registró superávit sólo durante tres años: 2005 a 2007; después se hizo deficitaria. Nótese que la cuenta corriente de la balanza de pagos es deficitaria en 34 de los 37 años que comprende el período 1979-2016.

El crecimiento de la demanda mundial y de los términos de intercambio explican la ausencia de una crisis de balanza de pagos de envergadura durante este largo período (véase Gráfico 13). Pero el hecho que el producto de equilibrio de la balanza de pagos se mantenga por encima del producto observado, significa que se requiere un nivel de producción más alto para contrarrestar el efecto del crecimiento de las importaciones. Entre 1950 y 1982 las importaciones crecen a la tasa de 6.6% promedio anual; entre 1982 y 1990 decrecen a la tasa de -2.6% promedio anual; y, entre 1990 y 2013 lo hacen a la tasa de 8.5% promedio anual. En los tres últimos años su crecimiento se desacelera, por esta razón su tasa de crecimiento entre 1990 y 2016 es de 7.5% promedio anual. El

coeficiente de importaciones a demanda interna aumenta de 9.9% en 1950 hasta alcanzar un máximo de 17.9% en 1974. Su crecimiento es mucho mayor en el período neoliberal: de 13.1% en 1990 crece hasta un máximo de 27% en 2013. Su valor en 2016 fue de 25.1%.

### III. EL PRODUCTO POTENCIAL DETERMINADO POR FACTORES DE OFERTA: EL MODELO DE SOLOW-SWAN

De acuerdo con el modelo neoclásico la máxima producción de largo plazo (producto potencial) que puede alcanzar una economía depende de los factores de producción, capital y trabajo. El producto potencial es entonces un producto de pleno empleo de los factores. En este documento estimamos el producto potencial a partir de la siguiente ecuación:

$$(15) \quad \text{Ln } Y_t = \alpha \text{Ln } K_t + (1 - \alpha) \text{Ln } N_t + a_t$$

donde  $\text{Ln } Y_t$  es el logaritmo de la producción (PBI);  $\text{Ln } K_t$  y  $\text{Ln } N_t$  son los logaritmos de los factores de producción stock de capital (SKA) y mano de obra (PEA);  $\alpha$  es la elasticidad del producto con respecto al factor trabajo que usualmente se identifica con la participación promedio del ingreso de los trabajadores en la producción. La elasticidad del stock de capital con respecto al producto es  $1 - \alpha$ . La productividad total de los factores, que presenta valores con la misma periodicidad que los factores de producción respectivos, es  $a_t$ . La ecuación descrita es la representación de una función de producción neoclásica con rendimientos constantes a escala.

La estimación de la ecuación anterior como expresión de una relación de largo plazo, se hizo de acuerdo con la metodología de Jiménez (2011) resumida en las siguientes etapas:

- a) Se calcula la participación de los factores de producción capital y trabajo mediante el método de cointegración de Johansen y Juselius (1990), bajo el supuesto que la relación entre la producción y los factores de producción es de largo plazo. El factor trabajo, en este caso, es el número de trabajadores. Se supone la existencia de rendimientos constantes a escala.
- b) Con las participaciones estimadas y los factores de producción, se calcula el PBI explicado exclusivamente por el crecimiento de estos factores  $PBI_{fac}$ . Para este cálculo se estima la serie de empleo tendencial ( $\text{Ln } N_t^*$ ) mediante el filtro Hodrick-Prescott.<sup>10</sup> No se filtra el stock de capital (Antón, 2008). La plena utilización del

---

<sup>10</sup> Se utiliza el filtro Hodrick-Prescott con un  $\lambda=39$ . Esta elección se hizo debido a que los ciclos más importantes tienen una longitud mínima de 9 años y longitudes mayores que se acercan a 12 años (1997 y 2008, por ejemplo) (Jiménez, 2011).

stock de capital, corresponde a la máxima producción. Se supone que no hay restricción por el lado de la oferta de trabajo disponible.

- c) La productividad total de los factores (PTF) se calcula como el residuo o diferencia del PBI observado y el explicado por los factores de producción. La PTF es la que se denomina  $a_t$ .
- d) La tendencia de la productividad conjunta de los factores  $a_t^*$  se estima con el filtro Hodrick-Prescott.
- e) Finalmente, el producto potencial  $Y_t^*$  se obtiene como una función de la tendencia de la productividad conjunta de factores  $a_t^*$ , del stock de capital ( $\ln K_t$ ), y del empleo potencial ( $\ln N_t^*$ ). La ecuación del producto potencial será entonces:

$$\ln Y_t^* = \alpha \ln K_t + (1 - \alpha) \ln N_t^* + a_t^*$$

Para estimar la ecuación de cointegración hay que comprobar que la serie del factor trabajo (PEA) en logaritmos, es integrada de orden uno, como lo son los logaritmos de las series de PBI y stock de capital.

En el Cuadro 30 se muestra los resultados de aplicar el respectivo test de ADF. La serie es integrada de orden uno con intercepto y, con intercepto y tendencia. Además, la serie en primeras diferencias, con intercepto, es estacionaria. En consecuencia, ya se puede estimar la ecuación (15) mediante el método de cointegración entre los logaritmos del PBI y de las variables stock de capital y trabajo.

En el Cuadro 31 puede verse los test de traza y de máximo valor propio, que nos permitieron estimar un vector de cointegración. Se rechaza la hipótesis de inexistencia de una ecuación de cointegración. Tanto el test de la traza como el de valor propio indican el mismo resultado. La forma de la ecuación de cointegración que se evaluó cuenta con las variables descritas, una constante y tendencia. Por otro lado, debido al quiebre estructural encontrado en la serie de stock de capital, se incorporó una dummy que toma los valores de 1 desde 1983 hasta 2016, y valores de 0 para el resto de años.

Para la estimación de la ecuación se restringe a uno la suma de los valores de los coeficientes de los factores capital y trabajo, por el supuesto de rendimientos a escala constantes en todo el periodo.

La ecuación de cointegración estimada (véase Cuadro 32) reporta un intercepto de 0.755 para el primer periodo 1950-1982, y -0.062 para el segundo. El coeficiente de la tendencia toma el valor de 0.019, mientras que los coeficientes del stock de capital y la PEA son 0.545 y 0.455, respectivamente.

Cuadro 30

Prueba de raíz unitaria para la PEA de Perú 1950 - 2016			
Hipótesis nula:	Log de PEA total tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-0.117	0.943
	Nivel 5%	-3.533	
	Nivel 10%	-2.906	
		-2.591	
Hipótesis nula:	Log del PEA total tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-2.419	0.366
	Nivel 5%	-4.108	
	Nivel 10%	-3.482	
		-3.169	
Hipótesis nula:	d(log PEA total) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC		
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		Estadístico t	Probabilidad
Valores críticos	Nivel 1%	-6.987	0.000
	Nivel 5%	-3.535	
	Nivel 10%	-2.907	
		-2.591	

Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI. Elaboración propia.

Cuadro 31

Prueba de cointegración de Johansen						
Rezagos	Test de Traza			Test de Máximo Valor Propio		
	Hipótesis Nula	$\lambda$ traza	VC (5%)	Hipótesis Nula	$\lambda$ traza	VC (5%)
4	$r = 0$	129.689	63.876	$r = 0$	74.696	32.118
	$r \leq 1$	54.993	42.915	$r \leq 1$	34.348	25.823
	$r \leq 2$	<b>20.645</b>	<b>25.872</b>	$r \leq 2$	<b>14.009</b>	<b>19.387</b>

Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

La ecuación de cointegración estimada (véase Cuadro 32) reporta un intercepto de 0.755 para el primer periodo 1950-1982, y -0.062 para el segundo. El coeficiente de la tendencia toma el valor de 0.019, mientras que los coeficientes del stock de capital y la PEA son 0.545 y 0.455, respectivamente.

Cuadro 32

Ecuación de cointegración de Johansen						
Muestra	Log(PBI)	Constante	Dummy	Tendencia	Log(SKA)	Log(PEA)
1950-2016	1	0.755	-0.816775	0.019	0.545	0.455
			(-0.074)	(0.003)	(0.279)	(0.274)
			[11.0257]	[5.799]	[1.984]	[1.659]

Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

A los residuos obtenidos de la ecuación se les aplica el test de raíz unitaria ADF, en este caso considerando como exógeno el intercepto y con un rezago. Los resultados obtenidos muestran que se rechaza la existencia de raíz unitaria en los residuos al 5%

de significancia (véase Cuadro 33). Con ello y los resultados anteriores se concluye que existe una relación de cointegración entre las variables consideradas.

Cuadro 33

<b>Test de Raíz unitaria en residuos</b>			
Hipótesis nula:	Residuos con raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-3.959	0.003
Valores críticos	Nivel 1%	-3.550	
	Nivel 5%	-2.914	
	Nivel 10%	-2.595	

Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

Finamente, se tiene que comprobar que la relación de cointegración es estable (véase Cuadro 34). En el modelo de corrección de errores estimado con el método de Johansen-Juselius (1990), el término de corrección del error (ECT) que es el coeficiente que multiplica a los residuos de la ecuación de cointegración, tiene el signo negativo esperado y es estadísticamente significativo. La relación de largo plazo entre el producto y los factores de producción es, entonces, estable. La tasa de ajuste de las desviaciones de cada periodo es de 0.206.

Cuadro 34

<b>Modelo de corrección de Errores</b>				
Variable dependiente:	dLog(PBI)			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios			
Muestra:	1955 - 2015			
Observaciones:	62			
Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.107	0.028	3.874	0.000
ECT <sub>t-1</sub>	-0.206	0.056	-3.694	0.001
d(LogPBI <sub>t-1</sub> )	0.527	0.144	3.660	0.000
d(LogPBI <sub>t-2</sub> )	-0.031	0.196	-0.158	0.875
d(LogPBI <sub>t-3</sub> )	0.446	0.191	2.333	0.024
d(LogPBI <sub>t-4</sub> )	-0.112	0.184	-0.610	0.545
d(LogSKA <sub>t-1</sub> )	-0.942	0.855	-1.101	0.276
d(LogSKA <sub>t-2</sub> )	-2.013	1.307	-1.540	0.131
d(LogSKA <sub>t-3</sub> )	2.804	1.301	2.155	0.036
d(LogSKA <sub>t-4</sub> )	-1.870	0.810	-2.307	0.025
d(LogPEAO <sub>t-1</sub> )	-0.385	0.371	-1.038	0.304
d(LogPEAO <sub>t-2</sub> )	-0.785	0.353	-2.226	0.031
d(LogPEAO <sub>t-3</sub> )	-0.175	0.367	-0.478	0.634
d(LogPEAO <sub>t-4</sub> )	-0.108	0.378	-0.285	0.777
d(LogDUM83 <sub>t-1</sub> )	0.178	0.048	3.716	0.001
d(LogDUM83 <sub>t-2</sub> )	0.053	0.053	0.999	0.323
d(LogDUM83 <sub>t-3</sub> )	0.158	0.050	3.186	0.003
d(LogDUM83 <sub>t-4</sub> )	0.120	0.054	2.228	0.031
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.406</b>			

Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

### Producto Potencial y Productividad Total de Factores (PTF)

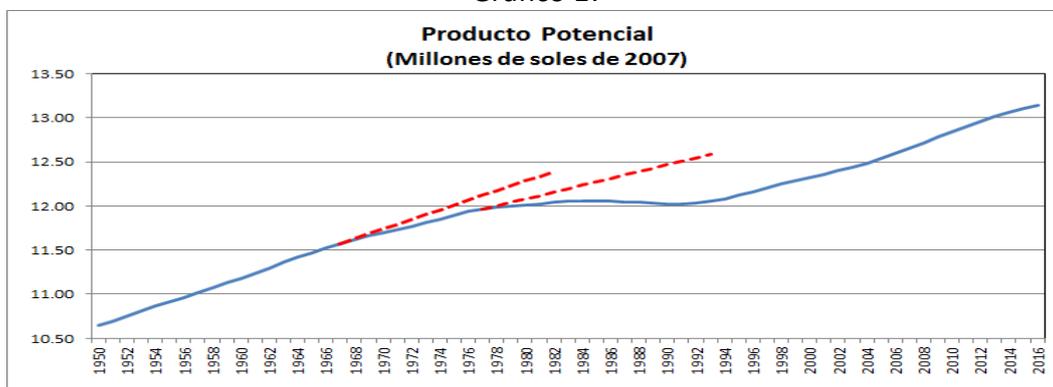
Para calcular la productividad total de factores ( $a_t^*$ ) de largo plazo, en primer lugar se obtiene por diferencia la parte del PBI que no es explicado por los factores capital y trabajo, es decir,  $LnY_t^* = \alpha LnK_t + (1 - \alpha) LnN_t^* + a_t^*$ ; y, en segundo lugar, se filtra la serie de productividad total de factores ( $a_t$ ) utilizando el filtro HP sin restricción de colas y con restricción de colas, para obtener la Productividad Total de Factores de largo plazo ( $a_t^*$ ).

El producto potencial será la suma del producto explicado por los factores de producción y la productividad total de factores de largo plazo. En consecuencia, la ecuación del producto potencial (PBIPOT) con sus respectivos coeficientes tiene la forma siguiente:

$$LN(PBITOT) = 0.545Ln(SKA_t) + 0.455Ln(PEA_t^*) + a_t^*$$

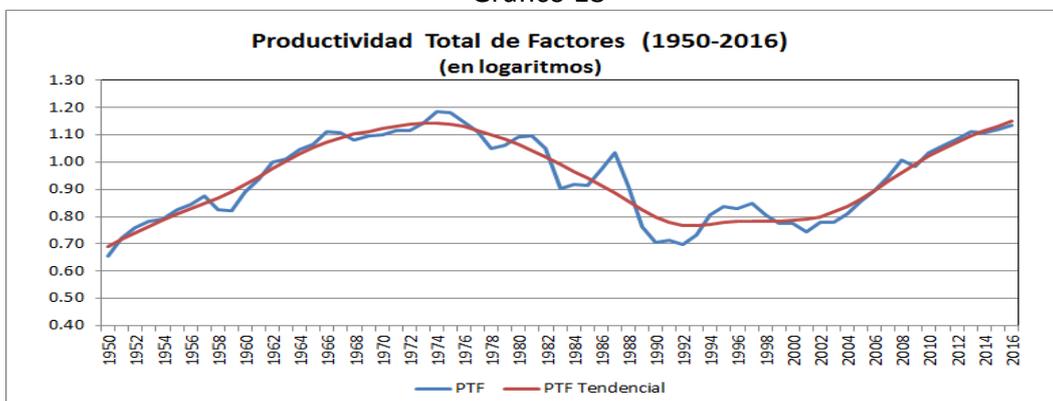
Como puede verse en el Gráfico 17, el producto potencial crece sostenidamente hasta fines de la década de los años 1960, luego se desacelera hasta estancarse en la década de los años 1980. Claramente hay una reducción del nivel del producto potencial que recién a principios de la década de 1990 empieza a recuperarse.

Gráfico 17



Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

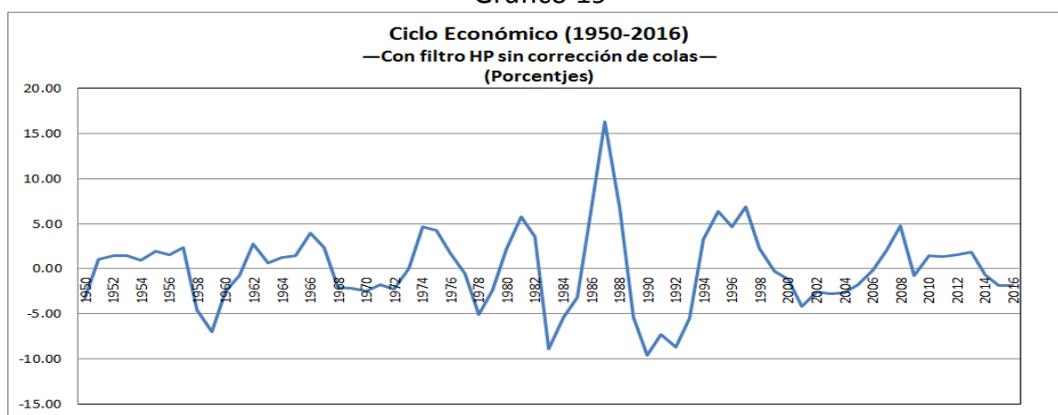
Gráfico 18



Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

Por su parte, la PTF aumenta de forma sostenida desde 1950 hasta los años 1974-1975 en los que alcanza un máximo (véase Gráfico 18). Esto quiere decir que el crecimiento del período 1950-1975 tiene como una de sus fuentes el crecimiento de la PTF. De 1975 a 1992 registra una tendencia decreciente. En el año 1992 alcanza un mínimo, con un valor similar al alcanzado en 1951. Este enorme retroceso ocurre precisamente en los años de ajustes fiscales y monetarios, y cubre la denominada década perdida de América Latina que también lo fue para la economía peruana. De 1992 a 2002, la PTF registra una tendencia ligeramente decreciente. En realidad, la tendencia de su crecimiento es insignificante; lo que significa que el crecimiento del PBI de los años 1993 a 1997 fue básicamente por acumulación de factores. A partir del año 2003 crece sostenidamente hasta el año 2016. Este fue un período de alto crecimiento de la economía que estuvo asociado a los altos precios de los minerales que exporta el país.

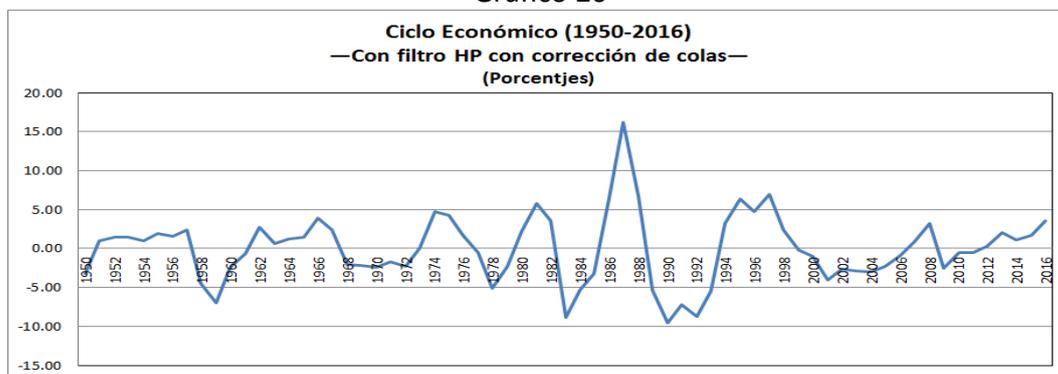
Gráfico 19



Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

Los Gráficos 19 y 20 muestran las respectivas brechas del producto o ciclo económico. Curiosamente cuando se aplica el filtro HP a la productividad total de factores sin corrección de colas, los dos últimos años son de recesión económica (véase Gráfico 15). Si se aplica el filtro con corrección de colas, la economía estaría atravesando un período de auge desde el año 2013 (véase Gráfico 19).

Gráfico 20

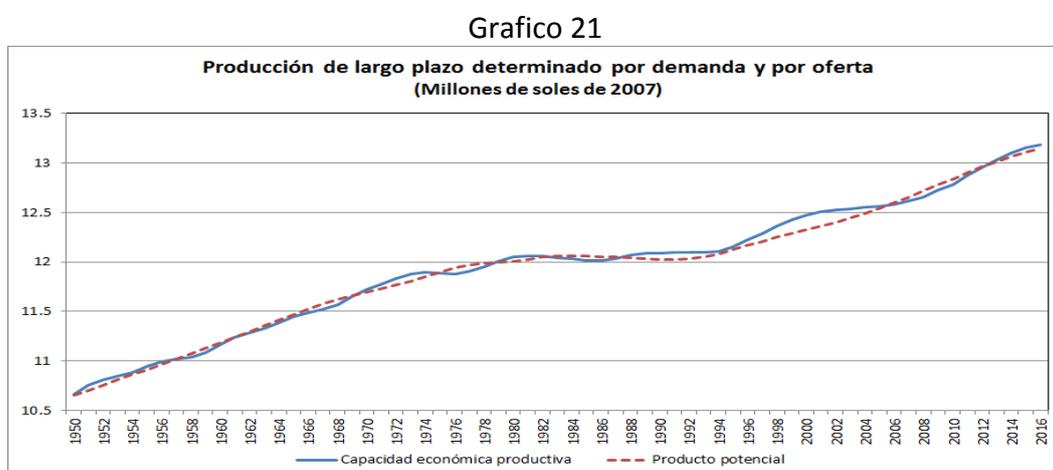


Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

#### IV. CONCLUSIONES

La «capacidad económica productiva» —estimada mediante el modelo modificado de Shaikh-Moudud (2004)— representa la máxima producción deseada por los inversionistas y está determinada por la demanda. El propio proceso de acumulación de capital y el cambio técnico responden al comportamiento de la demanda agregada. Las políticas que estimulan o deprimen la demanda tienen efectos en el proceso de acumulación de capital y, por lo tanto, en la producción de largo plazo. La «capacidad económica productiva» — máxima producción normal de largo plazo—, entonces, no responde a factores de oferta. Sus fases de crecimiento, de estancamiento o de desaceleración, están asociadas con las políticas macroeconómicas que aumentan, estancan o deprimen la demanda. En otras palabras, la demanda y los efectos de las políticas sobre la demanda afectan no solo a la tasa de utilización de la capacidad sino también a la capacidad económica de largo plazo.

De otro lado, el «producto potencial» —estimado mediante en modelo de Solow-Swan—, también representa la máxima producción de largo plazo, solo que en este caso está determinado por el pleno uso de los factores de producción disponibles y la tecnología existente. Estos recursos —capital, trabajo y tecnología— se consideran exógenamente dados. Se supone que la demanda no juega papel alguno en la determinación del producto potencial. La demanda, según este enfoque, solo influye en las fluctuaciones de la producción alrededor del producto potencial (véase Gráfico 21)



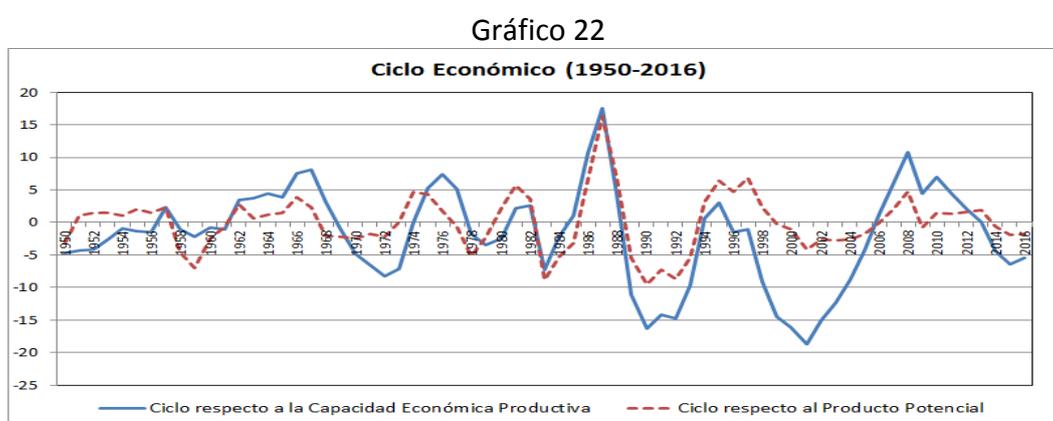
Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

La «capacidad económica», como hemos mostrado, co-varía con el stock de capital en el largo plazo. Esta relación se obtiene de un modelo donde la demanda influye en la tasa de acumulación de capital y, la productividad deseada del capital (capacidad económica/stock de capital) responde a un cambio técnico básicamente incorporado en el proceso de acumulación de capital. Por lo tanto, la «capacidad económica productiva» difiere teóricamente del «producto potencial» obtenido sobre la base de la una función

de producción agregada con rendimientos constantes a escala. Este producto de largo plazo co-varía con los recursos disponibles dada la restricción de que las participaciones de los ingresos del capital y del trabajo en la producción sumen uno.

Ambos tipos de «máxima» producción de largo plazo pueden verse en el Gráfico 18. Se observa que siguen una tendencia similar. Sin embargo, en 39 años de los 66 que comprende el período de análisis, la «capacidad económica productiva» está por encima del producto potencial determinado por los recursos disponibles.

La tasa de utilización de la «capacidad económica» y la tasa de utilización del «producto potencial» —a la que se ha denominado Ciclo Económico— puede verse en el Gráfico 22. No coinciden completamente en los periodos de auge ni en los periodos de recesión.



Fuente: Estimaciones en base a datos del INEI Elaboración propia.

Los años en los que la producción está por debajo del «producto potencial» de terminado por factores de oferta son: 1950, 1958-1961, 1977-1979, 1983-1985, 1989-1993, 1999-2006, 209 y 2014-2016. Estos períodos de recesión no coinciden con los períodos en los que la tasa de utilización está por debajo de la «capacidad económica productiva» determinada por la demanda. Estos son: 1950-1956, 1958-1961, 1969-1973, 1978-1980, 1983-1984, 1989-1993, 1996-2005 y 2014-2016. Estos son períodos de insuficiencia de demanda y, como puede verse en el gráfico, son más acentuados y prolongados, comparados con las recesiones que se obtienen mediante los desvíos del producto respecto de su nivel potencial.

También se han estimado dos series de producción de largo plazo que corresponden al equilibrio de la balanza de pagos, siguiendo el modelo de Thirlwall (1979). La primera solo considerando las exportaciones de bienes y servicios y la segunda incorporando los términos de intercambio. Conceptualmente son niveles de producción que no tienen por qué coincidir. Hay un nivel y una tasa de crecimiento de la producción que equilibra la balanza de pagos; y ese nivel no tiene por qué coincidir ni con el pleno uso de la capacidad económica» ni con el «producto potencial». Si la producción se aleja del nivel de producción que equilibra la balanza de pagos, se contrae la demanda, y, si se sitúa

por debajo de dicho nivel, hay espacio para estimular la demanda y no alejarse de dicho nivel.

Además, como señala Thirlwall: «Si bien un país no puede crecer más rápido que su tasa de crecimiento de equilibrio de la balanza de pagos durante mucho tiempo, a menos que pueda financiar un déficit cada vez mayor, poco se puede hacer para detener a un país que crece más lentamente y acumula grandes excedentes. Esto puede ocurrir particularmente cuando la tasa de crecimiento del equilibrio de la balanza de pagos es tan alta que un país simplemente no tiene la capacidad física para crecer a ese ritmo» (Thirlwall, 1979, p. 49).

Finalmente, los cuadros 33 y 34 muestran las diferencias estadísticas de los desvíos de la producción respecto a los cuatro niveles de largo plazo estimados. Estos cuatro niveles de producción de largo plazo, como se recordará, son: la «capacidad económica productiva» (Shaikh-Moudud); el producto de equilibrio de la balanza de pagos determinado por las exportaciones (Thirlwall (X)); el producto de equilibrio de la balanza de pagos determinado por las exportaciones y los términos del intercambio (Thirlwall (X y TI)); y, el producto potencial (Neoclásico).

Todos los desvíos (o ciclos económicos) son estacionarios (véase Cuadro 35). De acuerdo con el estadístico del test ADF, se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 1% de significancia. La media refleja las diferencias de niveles. Por su parte, el coeficiente de variación muestra la volatilidad general de las series. El que tiene la mayor volatilidad es el desvío del producto respecto del producto que equilibra la balanza de pagos estimado solo con las exportaciones (Thirlwall (X)) y le sigue la tasa de utilización de la «capacidad económica productiva» (Shaikh-Moudud). El que tiene menor volatilidad es el ciclo estimado con el modelo neoclásico.

Cuadro 35

<b>Estadísticas descriptivas de los Ciclos Económicos</b>				
Método	Media	Desviación Estándar	Coefficiente de variación	ADF
Shaikh-Moudud	0.984	0.071	0.072	-4.667 <sup>a</sup>
Thirlwall (X)	1.015	0.085	0.083	-3.871 <sup>b</sup>
Thirlwall (X y TI)	1.001	0.058	0.058	-4.635 <sup>c</sup>
Neoclásico	1.001	0.041	0.041	-5.265 <sup>d</sup>
<sup>a</sup> 1% de significancia con 1 rezago		<sup>b</sup> 1% de significancia con 1 rezago		
<sup>c</sup> 1% de significancia con 1 rezago		<sup>d</sup> 1% de significancia con 5 rezagos		

Fuente: INEI y BCRP. Elaboración propia.

El Cuadro 36 muestra las correlaciones entre las cuatro series de desvíos. Los ciclos Shaikh-Moudud y Neoclásico son los que están altamente correlacionados; su coeficiente de correlación y su estadístico t son los más altos. Se podría decir que los coeficientes de correlación mayores a 0.5 indican que no hay diferencias significativas

entre las variables de desvío (ciclos) correspondientes. Estos son los casos de los pares de variables Shaikh-Moudud y Neoclásico (0.699); Shaikh-Moudud y Thirlwall (X); Thirlwall (X) y Thirlwall (X y TI) (0.644); y Thirlwall (X) y Neoclásico (0.515).

Cuadro 36

<b>Correlación entre los Ciclos Económicos (*)</b>				
	Shaikh-Moudud	Thirlwall	Thirlw. Con T.I.	Neoclásico
Shaikh-Moudud	1.000	0.542	0.226	0.699
		(5.205)	(1.870)	(7.880)
Thirlwall	0.542	1.000	0.644	0.515
	(5.205)		(6.779)	(4.848)
Thirlw. con T.I.	0.226	0.644	1.000	0.485
	(1.870)	(6.779)		(4.468)
Neoclásico	0.699	0.515	0.485	1.000
	(7.880)	(4.848)	(4.468)	
(*) Los estadísticos-t se encuentran entre paréntesis: $t = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}}$				

Fuente: INEI y BCRP. Elaboración propia.

## APÉNDICE

Año	PBI <sup>a</sup>	SKA <sup>b</sup>	Xbss <sup>c</sup>	TI <sup>d</sup>	PEAO <sup>e</sup>	CreMN <sup>f</sup>	InvPub <sup>g</sup>	PBI <sup>h</sup> <sub>CEP</sub>	PBI <sup>i</sup> <sub>BP</sub>	PBI <sup>j</sup> <sub>BP-TI</sub>	PBI <sup>k</sup> <sub>POT</sub>
1950	40920	101953	5943	120	3248	-	620	42922	40201	43706	42267
1951	44711	104009	5824	130	3349	-	656	46688	41281	45565	44261
1952	47347	107680	6692	113	3353	-	1468	49376	44444	47264	46683
1953	50085	112368	7328	97	3422	-	1226	51433	47170	47843	49381
1954	52762	117618	7826	101	3569	-	960	53265	49691	51080	52238
1955	55858	121428	8213	106	3593	-	2102	56634	52076	54427	54768
1956	58484	126325	8889	108	3651	-	1663	59342	55077	57968	57599
1957	62371	132759	9147	108	3690	-	1384	60985	57384	60260	60905
1958	61706	139920	9210	91	3797	-	1422	62333	59402	58566	64576
1959	63653	145822	10416	93	3879	16466	940	65092	63653	63653	68263
1960	69946	149122	13388	91	3987	19059	857	70477	70853	71784	71694
1961	75085	152912	15797	86	4090	21106	2158	75913	76886	77476	75621
1962	82620	158771	16862	90	4209	22951	1903	79837	80984	82850	80399
1963	86196	165760	16559	95	4269	24057	1971	83090	83211	85862	85671
1964	91840	171596	17701	97	4388	25129	2677	87887	87683	91148	90697
1965	97003	177222	18215	99	4550	27376	3464	93378	91356	95277	95618
1966	104995	184773	19067	114	4648	28646	4001	97434	95668	104466	100965
1967	109040	193737	20189	104	4808	26287	3457	100575	100525	106561	106525
1968	109206	201154	22181	102	4892	28101	3060	105781	106795	112959	111437
1969	113044	206184	21790	110	4976	29754	3641	114026	109744	119191	115540
1970	116849	211568	23035	111	5132	34354	4373	122660	115260	124136	119729
1971	122213	218333	22360	98	5289	39420	5051	130520	118022	120593	124340
1972	126463	226546	24439	90	5447	46852	5490	137444	125190	124891	129340
1973	134401	235336	19914	112	5613	50860	6478	144420	121690	126634	134330
1974	147017	248555	20950	124	5797	49134	10171	147017	127623	137075	140269
1975	153340	266526	21432	112	5920	50984	11381	145388	132736	137281	146942
1976	155559	285025	22167	103	6086	43190	10732	144521	138506	138754	152901
1977	156102	299894	25038	97	6237	40449	7867	148191	148361	146910	157010
1978	151977	312704	28277	86	6384	30132	6514	154598	158911	151854	159950
1979	158194	323553	32989	105	6531	26163	7432	163679	171863	177730	161956
1980	167596	336258	29747	106	6644	29376	9678	171839	172167	175545	164049
1981	176901	354480	28973	94	6941	37402	12045	173200	176469	171102	167002
1982	176507	373727	31856	89	7129	38068	12475	172078	187518	178987	170403
1983	158136	398468	28197	94	7193	32772	10983	170075	168401	177881	172834
1984	163842	409665	30288	90	7283	34108	11065	167422	161272	185000	172847
1985	167219	419970	31534	85	7452	26345	8937	165536	162174	189446	172664
1986	182981	426867	27328	74	7870	34062	8523	164565	158513	175004	171499
1987	200778	438002	26351	74	8152	31822	8112	168473	156273	176750	170654
1988	181822	453161	24601	77	8265	7375	5518	174086	144503	173587	169906
1989	159436	464678	29218	72	8322	6054	6376	178174	144593	156072	168271
1990	151492	472171	25797	66	8293	3136	4664	178290	151492	151492	166638
1991	154854	479820	27297	63	8367	4181	5073	178438	158163	155464	166481
1992	154017	487624	28482	61	8381	3985	6096	178615	164512	159527	168040
1993	162093	495396	29371	55	8562	3963	7113	178650	170581	158905	171257
1994	182044	505891	35057	59	9122	6247	9264	180981	183894	173361	176289
1995	195536	523896	37001	64	9616	8897	8857	189822	191861	184313	183433
1996	201009	547864	40282	62	9800	10500	8872	203971	201831	190124	191870
1997	214028	569959	45559	65	10320	11419	10148	216370	214486	203588	199794
1998	213190	597035	48099	63	10605	11483	10861	233468	223795	209389	208398
1999	216377	623391	51774	59	11162	10372	12006	249917	234716	213212	216845
2000	222207	644730	55911	58	11323	10094	10202	261273	246382	220606	224752
2001	223580	663259	59729	57	11862	9985	7794	269563	257884	228900	233013
2002	235773	678374	64237	61	12034	10557	7313	274145	270406	243632	241972
2003	245593	693082	68194	62	12837	10823	7479	278057	282558	254469	252472
2004	257770	707825	78580	71	13060	11695	7467	281744	301769	280842	264749
2005	273971	723389	90527	75	13124	15667	8224	285978	322266	302755	278955
2006	294598	740297	91251	96	13683	19972	9665	291251	332136	337878	294992
2007	319693	762298	97501	100	14197	27731	11322	301203	347660	356423	313292
2008	348923	786868	104429	89	14459	38401	14356	313381	364142	356863	332809
2009	352584	823597	103641	87	14758	42973	19093	337483	373746	362586	355314
2010	382380	855409	105044	105	15090	50114	21965	356546	385755	397555	376674
2011	407052	900215	112310	113	15307	57126	19509	389174	403853	423375	400858
2012	431273	945089	118819	110	15541	63877	23307	422258	421616	435595	424583
2013	456366	990695	117286	104	15684	78168	25887	456435	432113	437784	447916
2014	467280	1034510	116282	99	15797	90299	25600	488690	443388	440042	470345
2015	482797	1073007	120991	92	15919	116877	23175	514554	460844	445432	491389
2016	501699	1102111	132478	92	16205	121139	23326	528816	485533	464496	510409

<sup>a</sup>Producto Bruto Interno, en millones de soles de 2007.

<sup>b</sup>Stock de Capital, en millones de soles de 2007.

<sup>c</sup>Exportaciones de Bienes y Servicios, en millones de soles de 2007.

<sup>d</sup>Términos de Intercambio.

<sup>e</sup>Población Económicamente Activa Ocupada, en miles.

<sup>f</sup>Crédito en moneda nacional, en millones de soles de 2007.

<sup>g</sup>Inversión Pública, en millones de soles de 2007.

<sup>h</sup>Capacidad Económica Productiva, en millones de soles de 2007.

<sup>i</sup>Producto Bruto Interno de Equilibrio de la Balanza de Pagos, en millones de soles del 2007.

<sup>j</sup>Producto Bruto Interno de Equilibrio de la Balanza de Pagos (incluyendo los términos de intercambio).

<sup>k</sup>Producto Bruto Interno Potencial determinado por factores de oferta, en millones de soles de 2007.

## REFERENCIAS

- Acevedo, R., & Tadeu, G. (2007). A structural economic Dynamics approach to balance-of-payments-constrained growth. *Cambridge Journal of Economics*, 31(5), 755–774.
- Al-Mahish, M. (2017). Does Balance of Payments Constrained Growth Model Hold in Saudi Arabia? *Journal of Finance & Economics Research*, 2(1), 1-15.
- Alonso, J. (1999). Growth and the External Constraint: Lessons from the Spanish Case. *Applied Economics*, 31(2), 245-253.
- Alonso, J., & Garcimartín, C. (1998). A New Approach to Balance-of-Payments Constraint: Some Empirical Evidence. *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(2), 259-282.
- Amado, A., & Dávila-Fernández, M. (2016). Conciliating Prebisch-Singer and Thirlwall: An assessment of the dynamics of terms-of-trade in a BOPC growth model. *3ra edición Premio Ministerio de Fazenda de Economía*.
- Arellano, J. (1988). La literatura económica y los costos de equilibrar la balanza de pagos en América Latina. En R. Cortazar (Ed.), *Políticas Macroeconómicas: Una perspectiva latinoamericana* (págs. 63-94). Santiago, Chile: CEPLAN.
- Atesoglu, H.S. (1997). Economic balance-of-payments-constrained growth model and its implications for the United States. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 19, 3, pp. 327-335.
- Ball, L. (2014). *Long-term Damage from the Great Recession in OECD Countries*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 20185.
- Barbosa Filho, N. H. (2005). *Estimating Potential Output: a Survey of the Alternative Methods and their Applications to Brazil*. Brasilia: Texto para Discussão número 1092, IPEA.
- Blanchard, O. (2014). Where Danger Lurks. *Finance & Development*, 51(3), 28-31.
- Britto, G. (2008). *Thirlwall's Law and the long-term Equilibrium Growth Rate: an Application for Brazil (1951-2006)*. Cambridge: Cambridge Centre for Economic and Public Policy, Working Paper 01-08.
- Byrne, J., & Nagayasu, J. (2008). Structural Breaks in the Real Exchange Rate and Real Interest Rate Relationship. *Global Finance Journal*, 21(2), 138-151.
- De Long, J. Bradford & Lawrence Summers (1988). How Does Macroeconomic Policy Affect Output?. *Brookings Pappars on Economic Activity*, 2, 433-494.
- De Miguel, M. (2015). La Condición Marshall-Lerner y la Estabilidad del Mercado Cambiario. Una nota teórica. *Revista Argentina de Economía Internacional*(4), 87-94.
- Dritsakis, N. (2012). Structural Breaks, Cointegration and the Demand for Money in Greece. *The IUP Journal of Applied Economics*, XI(3), 5-21.

- Eres, B. (2011). Alternative Measures of RATE of Capacity Utilization for the Turkish Economy: A comparative analysis in means of adequacy for empirical investigation and growth models. *Sosyoekonomi*, 212-237.
- Fatás, A., & Summers, L. (2015). *The Permanent effects of fiscal consolidations*. Londres: Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper n° 10902.
- Feder, G. (1982). On Exports and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 12, 59-73.
- Fiorito, A., Guaita, N., & Guaita, S. (2015). Neodesarrollismo y el Tipo de Cambio Competitivo. *Cuadernos de Economía*, 34(64), 45-88.
- Fugarolas, G., & Matesanz, D. (2008). Long- and Short-run Balance of Payments Adjustment: Argentine Economic Growth Constrained. *Applied Economic Letters*(15), 815-820.
- Gregory, A., & Hansen, B. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Gregory, A., & Hansen, B. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 555-560.
- Haltmaier, J. (2012). Do Recessions Affect Potential Output? *International Finance Discussion Papers*.
- Harrod, R. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *The Economic Journal*, 49(193), 14-33.
- Holland, M., Vieira, F., & Canuto, O. (2004). Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint in Latin America. *Investigación Económica*, LXIII, 45-74.
- Ignacio, P. (2008). Crecimiento Restringido por la Balanza de Pagos en Países Exportadores de Alimentos. *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, 39(155), 29-51.
- Iribarren Viertel, A. (2006). *Paridad del poder de compra: Una Revisión de la literatura empírica*. Santiago de Chile: Escuela de Economía y Administración, Universidad de Chile. Seminario para optar el título de ingeniero comercial.
- Jiménez, F. (2009). La Economía Peruana frente a la crisis y las restricciones al crecimiento económico. En Ó. Dancourt, & F. Jiménez (Edits.), *Crisis Internacional. Impactos y respuestas de la política económica en el Perú* (págs. 157-211). Lima: Fondo Editorial Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Jiménez, F. (2011). Producto Potencial, Fuentes del Crecimiento y Productividad en la Economía Peruana (1950-2008). *El Trimestre Económico*, LXXVIII(312), 913-940.
- Jiménez, F. (2017). *Crecimiento y desindustrialización prematura en Perú. Un análisis kaldoriano*. Lima: Departamento de Economía PUCP, Documento de Trabajo n° 441.

- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth. *The Economic Journal*, 67(268), 591-624.
- Korhan, G., Sehnaz, Z., & Taspinar, N. (2015). The Export-led Growth: A Case Study of Costa Rica. *Procedia Economics and Finance*, 25, 471-477.
- Krishna Dutt, A. (2002). Thirlwall's Law and Uneven Development. *Journal of Post Keynesian Economics*, 24(3), 367-390.
- López, J., & Cruz B., A. (2000). "Thirlwall's Law" and Beyond: The Latin American Experience. *Journal of Post Keynesian Economics*, 22(3), 477-495.
- Martin, R., Munyan, T., & Wilson, B. A. (2015). *Potential Output and Recessions: Are We Fooling Ourselves?* Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers n° 1145.
- Matesanz, D., & Fugarolas, G. (2010). *Export-led-growth Hypothesis Revisited. A Balance of Payments Approach for Argentina, Brazil, Chile and Mexico*. Fundación de las Cajas de Ahorros, Documento de Trabajo n° 508.
- Matesanz, D., & Presno, M. J. (2015). Balance of Payments Constraint in Argentine Economic Development. A New Economic Cycle Driven by Commodities? *Revista de Economía Mundial*(41), 213-236.
- McCombie, J., & Thirlwall, A. (1994). *Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint*. Londres: St. Martin's Press.
- Moreno-Brid, J.C. (1998). On capital flows and the balance of payments constrained growth model. *Journal of Post Keynesian Economics* 21, pp. 283-298.
- Naciones Unidas. (1957). *Analyses and Projections of Economic Development, VI: The Industrial Development of Peru*. Nueva York.
- Pacaci, S., & Campbell, A. (2008). *The balance of payments as a constraint on Turkey's growth: 1960-2004*. Utah: Universidad de Utah-Departamento de Economía, Working paper No. 2008-13.
- Pérez Jurado, M., & Vega, J. (1993). *Paridad del Poder de Compra: Un Análisis Empírico*. Madrid: Servicio de Estudios Banco de España, Documento de Trabajo n° 9322.
- Pizarro Ríos, J. (1992). Contrastes de cointegración sobre la paridad del poder de compra: Una aplicación a los datos de la economía peruana. *Economía*, XV(29), 131-165.
- Reifschneider, D., Wascher, W., & Wilcox, D. (2013). *Aggregate Supply in the United States: Recent Developments and implications for the Conduct of Monetary Policy*. Washington DC: International Monetary Fund.

- Ros, J. (2009). *Estancamiento y crisis en la economía mexicana*. Ciudad de México: Trabajo preparado para la XVIII Conferencia Internacional de AFEIEAL, Facultad de Economía, UNAM.
- Semančíková, J. (2016). Trade, Trade Openness and Macroeconomic Performance. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 220, 407-416.
- Shaikh, A., & Moudud, J. (2004). *Measuring Capacity Utilization in OECD Countries: A Cointegration Method*. Nueva York: The Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper No. 415.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Solow, R. M. (1988). Growth Theory and After. *The American Economic Review*, 78(3), 307-317.
- St. Amant, P., & van Norden, S. (1997). *Measurement of the Output Gap: a Discussion of Recent Research at the Bank of Canada*. Ottawa: Banco de Canadá, Technical Report n° 79.
- Swan, T. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32(63), 334-361.
- Thirlwall, A. (1979). The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 32(128), 45-53.
- Thirlwall, A. P. (2003). *La Naturaleza del Crecimiento Económico : Un marco alternativo para comprender el desempeño de las naciones*. México D.F.: Fondo de Cultura Económica.
- Thirlwall, A. P., & Hussain, M. (1982). The Balance of Payments Constraint, Capital Flows, and Growth Rate Differences between Developing Countries. *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, 34(3), 498-510.
- Troncoso-Valverde, C. (2004). *Structural Breaks, Cointegration and the Domestic demand for Chilean wine*. Talca: Universidad de Talca, Facultad de Ciencias Empresariales, Working Paper N° 1.
- Yee Ee, C. (2016). Export-Led Growth Hypothesis: Empirical Evidence from Selected Sub-Saharan African Countries. *Procedia Economics and Finance*, 35, 232-240.
- Yellen, Janet L. (2016). Macroeconomic Research After the Crisis: a speech at "The Elusive 'Great' Recovery: Causes and Implications for Future Business Cycle Dynamics" 60th annual economic conference sponsored by the Federal Reserve Bank of Boston, Boston, Massachusetts, October 14, 2016.

## ÚLTIMAS PUBLICACIONES DE LOS PROFESORES DEL DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

### ▪ Libros

Waldo Mendoza

2017 *Macroeconomía Intermedia para América Latina. Tercera edición actualizada y Aumentada.*

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

2017 *Estado de la educación en el Perú, Análisis y perspectivas de la educación.*

Adolfo Figueroa

2017 *Economics of the Anthropocene Age.* 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.

Mario D. Tello

2017 *La productividad total de factores agregada en el Perú. Nacional y Departamental.* Lima, Instituto Nacional de Estadística e Informática.

Félix Jiménez

2017 *Veinticinco años de modernización neocolonial: Críticas de las políticas neoliberales en el Perú.* Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

Carlos Contreras y Elizabeth Hernández (editores)

2017 *Historia económica del norte peruano. Señoríos, haciendas y minas en el espacio regional.* Lima, Banco Central de Reserva del Perú e Instituto de Estudios Peruanos.

José Rodríguez y Pedro Francke (editores)

2017 *Exclusión e inclusión social en el Perú. Logros y desafíos para el desarrollo.* Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Iván Rivera

2017 *Principios de Macroeconomía. Un enfoque de sentido común.* Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Ismael Muñoz, Marcial Blondet y Gonzalo Gamio (Editores).

2017 *Ética, agencia y desarrollo humano. V Conferencia de la Asociación Latinoamericana y del Caribe para el Desarrollo Humano y el Enfoque de Capacidades.* Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Waldo Mendoza y Janneth Leyva

2017 *La economía del VRAEM. Diagnósticos y opciones de política.* Lima, USAID-CIES.

Félix Jiménez

2017 *Macroeconomía. Enfoques y modelos*. Lima, Editorial Macro.

Máximo Vega-Centeno

2017 *Ética y deontología*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

▪ *Documentos de Trabajo*

- No. 453 “Determinantes del poder de mercado en el sector regulado de las microfinanzas peruanas”. Giovanna Aguilar y Jhonatan Portilla, Marzo, 2018.
- No. 452 “Inmigración masiva, salarios reales y empleo: un modelo keynesiano”. Oscar Dancourt, Febrero, 2018
- No. 451 “Dimensiones espaciales del crimen en Lima Metropolitana”. Javier Herrera Zuñiga y Carmen Armas Montalvo, Febrero, 2018
- No. 450 “¿Qué hubiera pasado en 2014-2016 si..? Un modelo macroeconómico para el Perú”. Rodolfo Cermeño, Oscar Dancourt, Gustavo Ganiko y Waldo Mendoza, Enero, 2018.
- No. 449 “Derecho a la salud, cáncer y política fiscal en el Perú”. Pedro Francke, Enero 2018.
- No. 448 “Effect of the Juntos social program on female labor supply in Peru “. Luis García y Erika Collantes, Diciembre, 2017
- No. 447 “El derecho a la educación intercultural bilingüe y la política fiscal en Perú”. Luis García y Erika Collantes, Noviembre, 2017.
- No. 446 “Cambio técnico en el sector regulado de la microfinanzas peruanas: 2003-2015”. Giovanna Aguilar y Jhonatan Portilla. Octubre, 2017.
- No. 445 “Teaching Modern Macroeconomics in the Mundell-Fleming Language: The IS-MR-UIP-AD-AS Model”. Waldo Mendoza Bellido. Setiembre, 2017.
- No. 444 “La experiencia de la Banca de Desarrollo en el Perú: 1990-2015”. Oscar Dancourt Masías y Renzo Jiménez Sotelo. Agosto, 2017.
- No. 443 “Teaching Modern Macroeconomics in the Traditional Language: The IS-MR-AD-AS Model”. Waldo Mendoza Bellido. Julio, 2017.
- No. 442 “Has the Gender Wage Gap been Reduced during the ‘Peruvian Growth Miracle?’ A Distributional Approach”. Juan Manuel del Pozo Segura. Julio, 2017.
- No. 441 “Crecimiento y desindustrialización prematura en Perú. Un análisis Kaldoriano”. Félix Jiménez. Junio, 2017.

No. 440 “La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que los separa”. Waldo Mendoza Bellido y Erika Collantes Goicochea. Mayo, 2017.

No. 439 “¿Es la educación un mecanismo de salida hacia mejores ocupaciones para las trabajadoras del hogar?” Cecilia Garavito. Mayo, 2017.

▪ *Materiales de Enseñanza*

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.

Departamento de Economía - Pontificia Universidad Católica del Perú  
Av. Universitaria 1801, Lima 32 – Perú.  
Telf. 626-2000 anexos 4950 - 4951  
<http://departamento.pucp.edu.pe/economia/>