

CAMBIO TECNOLÓGICO, PRODUCTIVIDAD Y PRODUCTO DE LARGO PLAZO DE PERÚ

Félix Jiménez^a

Fecha de recepción: 15 de noviembre de 2019. Fecha de aceptación: 15 de junio de 2020.

<https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2021.Especial.69802>

Resumen. Este artículo presenta las estimaciones del producto de largo plazo 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 de Shaikh y Moudud (2004) con una modificación para captar el cambio técnico determinado por la demanda en el sentido kaldoriano (Kaldor, 1957); y el 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. El segundo enfoque es el neoclásico de Solow (1956) y Swan (1956). Para este enfoque el crecimiento de largo plazo está limitado por factores de oferta (los factores de producción capital y trabajo).

Palabras clave: producto de largo plazo; productividad; cambio técnico; demanda; capital y trabajo producto potencial.

Clasificación JEL: B23; D24; E12; E13; E23; O47.

TECHNOLOGICAL CHANGE, PRODUCTIVITY AND PERU'S LONG-TERM OUTPUT

Abstract. This article estimates long-term output using two distinct theoretical approaches. The first is the demand-led growth approach. In this approach, two long-term output models are estimated: that of Shaikh and Moudud (2004), with a modification to capture demand-driven technical change in the Kaldorian sense (Kaldor, 1957); and that of Thirlwall (1979), according to which the theoretical long-term growth rates of the economy are determined by export growth rates. The second approach is the neoclassical approach of Solow (1956) and Swan (1956). In this approach, long-term growth is limited by supply factors (the factors of production capital and labor).

Key Words: long-term output; productivity; technical change; demand; capital and labor; potential output.

^a Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú. Correo electrónico: fjimene@pucp.edu.pe

1. INTRODUCCIÓN

Las consecuencias de la crisis financiera global de 2008 han originado un intenso debate sobre los efectos de los *shocks* adversos en el Producto Interno Bruto (PIB) de largo plazo, más conocido como Producto Potencial. Diversas investigaciones para los países avanzados muestran que las recesiones y políticas macroeconómicas recesivas impactan negativamente en dicho producto y que las brechas se cierran con la revisión hacia abajo del producto potencial. No se cumple la idea de que el PIB retorna a su nivel potencial previo al *shock*. Los *shocks* tienen efectos permanentes. Por lo tanto, se puede decir que los *shocks* adversos de demanda tienen efectos permanentes, ya que impactan en el producto de largo plazo (Haltmaier, 2012; Reifschneider *et al.*, 2013; Ball, 2014; Fatás y Summers, 2015; Martin *et al.*, 2015).

Los economistas de la corriente convencional sostienen que, al quitarle al producto su tendencia 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 1980, según la cual las políticas de administración de la demanda no afectan el nivel de producción de largo plazo (De Long y Summers, 1988). Como apunta Blanchard 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” (2014, pp. 28 y 29).

Una de las razones que explican por qué las recesiones –y, en general, las políticas económicas– impactan en el producto de largo plazo, es la caída de las inversiones. La consecuente desaceleración de la acumulación de capital impacta negativamente en el crecimiento de la capacidad productiva y, por lo tanto, del producto de largo plazo (Ball, 2014). Además, se sabe que las políticas económicas pueden retrasar o acelerar el crecimiento económico y, así, determinar el comportamiento del producto de largo plazo. La década perdida de América Latina y, en particular, de Perú –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, impactaron el crecimiento de la capacidad productiva y del producto de largo plazo.

Existen dos enfoques alternativos sobre el crecimiento económico y 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 para la economía peruana primario-exportadora. Por un lado, está el modelo de Shaikh y Moudud (2004) que se reformuló para captar el cambio técnico determinado por la demanda en el sentido kaldoriano (Kaldor, 1957). Como bien señala Ros (2004 y 2013), el cambio técnico y el crecimiento de la productividad dependen de la acumulación de capital y esta última responde, en el largo plazo, a las variaciones de la demanda. La productividad de los trabajadores aumenta cuanto más y nuevos equipos y máquinas que incorporen desarrollos tecnológicos recientes se integren al proceso de producción; y, cuanto mayor sea la tasa de crecimiento de la productividad, mayor será la tasa de crecimiento de la economía y de la acumulación de capital, generando un proceso de causación circular acumulativa (Ros, 2004 y 2013).

Por otro lado, está el modelo de Thirlwall (1979) que permite estimar tasas teóricas de crecimiento que corresponden al equilibrio de la cuenta corriente (Jiménez, 2009). A partir de estas tasas teóricas se obtiene el producto de largo plazo (en adelante “producto de equilibrio de la balanza de pagos”). Es importante mencionar que, para Clavijo y Ros (2015) el patrón de especialización, factor que revela las condiciones de oferta de la economía, influye en el crecimiento que es lo esencial en Thirlwall. Si un país –dicen– “impulsara un proceso vigoroso de industrialización que reasignara recursos hacia aquellos sectores con mayor dinamismo internacional, generaría cambios en las elasticidades ingreso (de las exportaciones e importaciones) relajando así la restricción externa y acelerando el crecimiento económico” (Clavijo y Ros, 2015, p. 28).

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

En resumen, el objetivo de este artículo es estimar el producto de largo plazo de la economía peruana a partir de los dos enfoques teóricos mencionados, utilizando una misma técnica econométrica para facilitar su comparación. Como se trata de la estimación del producto de largo plazo, se utiliza la técnica de cointegración pues permite estimar relaciones de largo plazo entre las variables consideradas en los modelos.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se aborda el enfoque del crecimiento dirigido por la demanda y se estima el producto de largo plazo sobre la base de dos modelos: el de Shaikh y Moudud (2004) reformulado con un cambio técnico al de Kaldor y el de

Thirlwall (1979) de equilibrio de la balanza de pagos. En la tercera sección se presenta el enfoque neoclásico de Solow (1956) y Swan (1956) del crecimiento determinado por factores de oferta y se estima el respectivo producto de largo plazo o producto potencial. Finalmente, se incluye una breve sección de conclusiones en la que se comparan estadísticamente las tres estimaciones.

2. CRECIMIENTO DE LA CAPACIDAD PRODUCTIVA, CAMBIO TÉCNICO Y PRODUCTIVIDAD DETERMINADOS POR LA DEMANDA

Capacidad productiva según el enfoque modificado de Shaikh y Moudud

Según este enfoque, el nivel de producción deseado con un *stock* de capital dado es lo que constituye el producto de largo plazo, al que los autores denominan capacidad económica productiva, y que co-varía con el *stock* de capital. No es la máxima producción posible determinada técnicamente para un *stock* de capital dado; tampoco es el producto potencial definido como el producto de pleno empleo de los factores productivos como sostiene la teoría neoclásica. Es el nivel de producción “deseado” en el sentido de Harrod (1939). El marco teórico adoptado aquí es keynesiano-kaldoriano. Se introduce siguiendo a Kaldor (1957) una ecuación de la tasa de crecimiento del *stock* de capital como variable endógena determinada por la demanda agregada.

*“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 expresarse 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 (o producto deseado) que Shaikh y Moudud (2004) denominan “capacidad económica”,

y, K_t es el *stock* de capital. El producto y el *stock* de capital son variables reales observables. Si se identifican cada uno de los dos factores, la identidad anterior adopta la siguiente forma:

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

Donde:

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

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

Tomando logaritmos, la identidad se transforma en:

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

La tasa de utilización de la capacidad fluctúa alrededor de la unidad. En otras palabras, el desvío $Y_t - Y_t^*$ puede ser menor, mayor o igual a 0. La tasa de utilización en logaritmos es un error estocástico con media igual a 0.

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

Siguiendo a Kaldor (1957), la tasa de crecimiento del *stock* de capital es una variable endógena y responde, a 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:

$$\frac{dK_t}{K_t} = \delta_1 + \delta_2 \frac{dY_t}{Y_t} \quad (3)$$

Donde: $\delta_1 > 0$ 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) 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 reconoce que:

gran parte del progreso tecnológico, tal vez la mayor parte, podría llegar a la producción real sólo 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 sólo 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 (1988, pp. 314-315).

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

$$\frac{dy_i^*}{y_i^*} = b_1 + b_2 \frac{dK_t}{K_t} \quad (4)$$

Donde: $b_1 > 0$ y $b_2 > 0$.

La tasa de acumulación de capital incorpora un cambio técnico que influye positivamente en la productividad “deseada” 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), se obtiene una relación entre la tasa de variación de la relación producto deseado-capital y la tasa de variación del producto.

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

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

$$\frac{dy_t^*}{y_t^*} = \alpha_1 + \alpha_2 \frac{dY_t}{Y_t} \quad (5)$$

Donde: $\alpha_1 = (b_1 + b_2\delta_1)$ y $\alpha_2 = b_2\delta_2$.

Según esta ecuación, la “capacidad económica productiva” –que se puede definir también como la relación entre el producto “deseado” 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:

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

El coeficiente $\alpha_1 = (b_1 + b_2\delta_1)$ capta la influencia en el producto de largo plazo, primero, del cambio técnico autónomo y, segundo, del cambio técnico inducido multiplicado por la acumulación de capital autónoma. Un valor negativo de este coeficiente α_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 $\delta_1 < 0$.

Se supone 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 (δ_2) son mayores que 0. 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 α_2 será siempre mayor que 0 ($\alpha_2 = b_2\delta_2 > 0$).

Combinando las ecuaciones (1), (2) y (6), se obtiene:

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

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

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

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

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

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

La ecuación (7) es diferente a la ecuación (4) de Shaikh y Moudud (2004) incluyendo el término de error. La ecuación 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) se denomina “capacidad económica productiva”.

Nótese que el parámetro φ_2 puede ser menor que 0 o mayor que 0, pues los parámetros del cambio técnico incorporado b_2 y de la influencia de la demanda en la acumulación de capital δ_2 son ambos positivos. Si el valor estimado del parámetro φ_2 es menor que 0 ($\varphi_2 < 0$), entonces α_2 será mayor que 1 ($\alpha_2 > 1$). Si $\varphi_2 > 0$ y mayor que la unidad, entonces α_2 será menor que 1 ($\alpha_2 < 1$). Una vez determinado el producto deseado, es posible encontrar la brecha de producto y la relación capital-producto.

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, actualizando las series de inversión total y de las inversiones en construcción y equipamiento.

El cálculo del stock de capital

Para construir la nueva serie de *stock* de capital, se parte de la ecuación de definición del *stock* de capital para el año t :

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

Partiendo de esta 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).

$$\frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} K_{t-1} = I_t - \delta_t K_{t-1}$$

$$(g_{wt} + \delta_t) K_{t-1} = I_t$$

$$K_{t-1} = \frac{I_t}{(g_{wt} + \delta_t)} \quad (9)$$

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 PIB y el *stock* de capital crecen a una tasa que asegura que la utilización del *stock* de capital sea la deseada por los capitalistas (Barbosa Filho, 2005; Jiménez, 2011). Por su parte, la tasa de depreciación (δ_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 de Perú 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.¹ La gráfica 1 muestra las tasas de variación porcentual del *stock* de capital fijo desde 1950 hasta 2016.

Gráfica 1. Perú: *stock* de capital fijo (1950-2016) (tasa de crecimiento porcentual)



Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

¹ La serie calculada puede verse en el Apéndice.

Como estas tasas representan el porcentaje de la inversión neta respecto al *stock* de capital total, es importante señalar que durante 1950-1983 la tasa de acumulación de capital fue de 4.2% promedio anual; mientras que durante 1983-2016 fue de sólo 3.1%. En nueve años de este último periodo (1996-1999, 2009 y 2010-2014) la tasa de acumulación de capital superó el 4% anual.

La baja tasa de acumulación en el segundo periodo se refleja en la intensidad de capital (o ratio capital/trabajo) (véase gráfica 2) que, como se sabe, es un indicador de modernización de la economía. Crece sostenidamente de 1950 a 1983, después muestra una tendencia decreciente hasta 2007 cuando alcanza un valor cercano al que se registra en 1975. Podría decirse que el proceso de modernización sostenido que experimentó la economía peruana en el primer periodo estuvo asociado al proceso de industrialización que implicó un incremento significativo de la inversión en maquinaria y equipo. Su participación en la inversión total creció, mientras se redujo la de la inversión en construcción.

Gráfica 2. Perú: relación capital/trabajo (1950-2016) (Miles de soles de 2007 por trabajador)

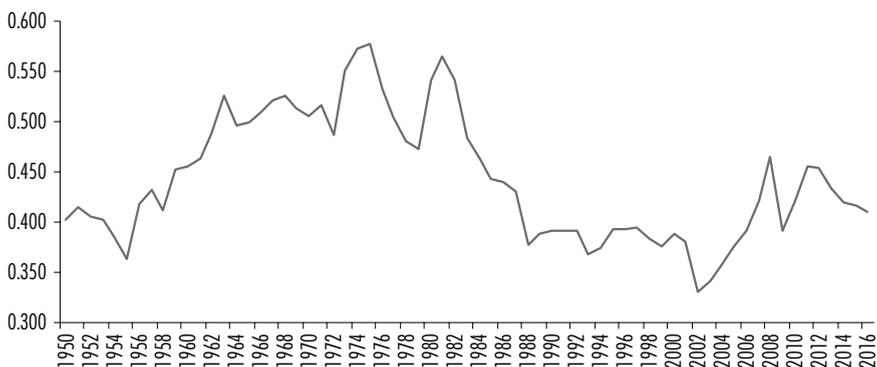


Fuente: INEI. Elaboración propia.

Lo contrario ocurrió en el periodo 1984-2016 (véase gráfica 3). Ya que, además de la crisis de 1980, se presenta 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 su crecimiento se desacelera. Es importante mencionar que en el primer periodo hay un crecimiento sostenido de la productividad media del capital, aunque sólo hasta 1974 (véase gráfica 4). Después

esta productividad cae hasta encontrar su punto más bajo en 1992. Su posterior recuperación se acelera en los años de 2002-2008, para luego estancarse en niveles similares a los registrados en los años de 1982-1983. 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 periodo como se verá más adelante.

Gráfica 3. Perú: inversión en maquinaria y equipo (1950-2016) (porcentaje de participación en el total de inversión)



Fuente: INEI. Elaboración propia.

Gráfica 4. Perú: productividad media del stock de capital fijo (1950-2016) (PIB entre el stock de capital)



Fuente: INEI. Elaboración propia.

La relación de cointegración entre el PIB y el stock de capital fijo

Para comprobar si existe la relación de cointegración, primero tiene que probarse estadísticamente que las series del PIB (Y) y del *stock* de capital (K) son integradas de orden 1, $I(1)$. Para ello se aplica el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), incluyendo intercepto y tendencia, sólo intercepto, e intercepto en las primeras diferencias de ambas series. Los rezagos máximos usados fueron cinco y el criterio de selección fue el de Akaike (Akaike Information Criterion, AIC, por sus siglas en inglés).

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 (véanse cuadros 1 y 2). Por lo tanto, estos resultados indican que ambas series son integradas del orden 1, en el periodo 1950-2016.

Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria para el PIB de Perú 1950 - 2016

Hipótesis nula:	Log del PIB tiene raíz unitaria	
Exógenas:	Intercepto	
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-0.623
Valores críticos	Nivel 1%	-3.534
	Nivel 5%	-2.907
	Nivel 10%	-2.591
Hipótesis nula:	Log del PIB tiene raíz unitaria	
Exógenas:	Intercepto y tendencia	
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-2.011
Valores críticos	Nivel 1%	-4.105
	Nivel 5%	-3.480
	Nivel 10%	-3.168

Continúa

Hipótesis nula:	d(Log del PIB) tiene raíz unitaria	
Exógenas:	Intercepto	
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-5.132
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	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-1.073
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	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-1.562
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	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-4.489
Valores críticos	Nivel 1%	-3.536
	Nivel 5%	-2.907
	Nivel 10%	-2.591

Fuente: INEI. Elaboración propia.

Dado que las series son integradas de orden 1, 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.

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

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 PIB y del *stock* de capital muestran quiebre estructural, lo que implica que el test de cointegración que se debe aplicar debe incorporar dicho quiebre.

El test de Gregory y Hansen (1996a y 1996b) permite evaluar si en la relación de las variables que se supone están cointegradas existe quiebre estructural. Según estos autores, si se ignora la existencia de los quiebres estructurales (en el intercepto, en la tendencia y 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 la hay.

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%. Lo que indica la existencia de un quiebre estructural en 1984 tomando en cuenta los tres niveles (intercepto, tendencia y cambio de régimen). Los otros dos estadísticos, Z_a y Z_t de Phillips, no indican que exista un quiebre estructural (véase cuadro 3).

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(PIB) y Log(SKA)				
Número de observaciones:	67				
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC			Valores críticos	
	<i>Test estadístico</i>	<i>Año de quiebre</i>	<i>1%</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>
ADF	-5.53	1984	-6.02	-5.50	-5.24
Z_t	-4.86	1986	-6.02	-5.50	-5.24
Z_a	-32.97	1986	-69.37	-58.58	-53.31

Fuente: INEI. Elaboración propia.

De acuerdo con esta información se incluirá una variable *dummy* con valores iguales a 0 para el periodo 1950-1983 e iguales a 1 para el periodo 1984-2016. La ecuación de cointegración que se someterá a prueba, según el test de Gregory-Hansen, es la siguiente:

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

donde Y es el PIB; 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 en el cambio de régimen. Por lo tanto, los parámetros φ_0 , φ_1 , y φ_2 de la ecuación (7) para los periodos mencionados, serán:

$$\varphi_0 = \begin{cases} \theta_0 & 1950-1983 \\ \theta_0 + \theta_1 & 1984-2016; \end{cases}$$

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

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

La estimación se hizo 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 cointegración son altamente significativos como lo revelan los respectivos valores de los estadísticos t y los *p-values* (véase cuadro 4).

Cuando se les aplica a los residuos de la ecuación de cointegración estimada, el test de raíz unitaria de ADF —considerando como exógeno el intercepto y con un rezago—, se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5% de significancia (véase cuadro 5). Por lo tanto, la estacionariedad de estos residuos muestra que hay una relación de largo plazo entre los logaritmos del PIB y del *stock* de capital durante el periodo 1950-2016.

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 sea 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 de-

pendiente la diferencia del logaritmo del PIB y como variables independientes las primeras diferencias de los logaritmos del PIB y del *stock* de capital, más los residuos de la ecuación de cointegración, todos con un rezago.

Cuadro 4. Ecuación de cointegración

Variable dependiente:	Log PIB total			
Método:	Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados			
Muestra:	1951 - 2016			
Observaciones:	66			
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Constante	32.700	7.953	4.111	0.000
<i>dummy</i>	-51.473	10.970	-4.688	0.000
tendencia	0.122	0.028	4.350	0.000
<i>dummy</i> *tendencia	-0.161	0.034	-4.683	0.000
Log(SKA)	-1.911	0.692	-2.762	0.007
<i>dummy</i> *Log(SKA)	4.390	0.943	4.657	0.000
R ² ajustado	0.986			

Fuente: INEI. Elaboración propia.

Cuadro 5. Prueba de cointegración

Hipótesis nula:	Residuos con raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC		
		<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-4.845	0.000
Valores críticos	Nivel 1%	-3.540	
	Nivel 5%	-2.909	
	Nivel 10%	-2.592	

Fuente: INEI. Elaboración propia.

El coeficiente del mecanismo de corrección de errores (o coeficiente de los residuos), tiene el signo negativo esperado y su valor igual a -0.207 es estadísticamente distinto de 0 y altamente significativo (véase cuadro 6). Se puede, entonces, afirmar que la relación de cointegración entre el logaritmo del PIB y el logaritmo del *stock* de capital es estable.

Debido a la significancia de los coeficientes y a que la cointegración es estable estadísticamente, se pueden utilizar los coeficientes estimados de la cointegración con quiebre estructural, para evaluar la pertinencia de las hipótesis de esta investigación.

Cuadro 6. Modelo de corrección del error

Variable dependiente:	dLog(PIB)			
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(LogPIB _{t-1})	0.535	0.118	4.533	0.000
d(LogSKAnu _{t-1})	-0.471	0.404	-1.167	0.247
Residuos _{t-1}	-0.207	0.074	-2.783	0.007
R ² ajustado	0.316			

Fuente: INEI. Elaboración propia.

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 periodos 1950-1983 y 1984-2016. El coeficiente del *stock* de capital en el primer periodo tiene un valor negativo de -1.911 , mientras que en el segundo periodo tiene un valor positivo de 2.479 . Asimismo, el coeficiente de la variable tendencia es de 0.122 en el primer periodo y de -0.039 en el segundo.

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

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

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

se puede obtener los valores de los coeficientes “alfa” de las ecuaciones (5) y (6), para cada uno de los dos periodos 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:

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

Por lo tanto, los coeficientes “alpha” (α_0 , α_1 y α_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 con restricciones (método Delta) revela que todos los coeficientes “alpha” de este primer periodo son estadísticamente diferentes de 0 (véase cuadro 7). En particular, el coeficiente α_2 es estadísticamente distinto de 1 (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)

Coefficiente	Valor	H_0	Desv. Estándar	t-estadístico	Probabilidad
α_0	-17.111	$\alpha_0 = 0$	2.033	-8.414	0.000
α_1	-0.063	$\alpha_1 = 0$	0.008	-7.469	0.000
α_2	1.523	$\alpha_2 = 0$	0.189	8.040	0.000
α_{2-1}	0.523	$\alpha_2 = 1$	0.189	2.762	0.007

Fuente: 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” (α_0 , α_1 y α_2) del 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 periodo, la aplicación del test de Wald con restricciones (método Delta) conduce a rechazar la hipótesis nula en cada uno de los cuatro casos analizados.

Cuadro 8. Test de Wald para el segundo periodo (1984 - 2016)

<i>Coficiente</i>	<i>Valor</i>	H_0	<i>Desv. Estándar</i>	<i>t-estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>
α_0	-7.573	$\alpha_0 = 0$	1.098	-6.894	0.000
α_1	-0.015	$\alpha_1 = 0$	0.004	-3.925	0.000
α_2	0.597	$\alpha_2 = 0$	0.104	5.727	0.000
α_{2-1}	-0.403	$\alpha_2 = 1$	0.104	-3.872	0.000

Fuente: elaboración propia.

Todos los parámetros “alpha” estimados son significativamente distintos de 0 (véase cuadro 8). Además, el parámetro α_2 es significativamente menor que la unidad.

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 periodos de análisis. La ecuación que resume ambos efectos para ambos periodos son:

1950-1983:

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

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

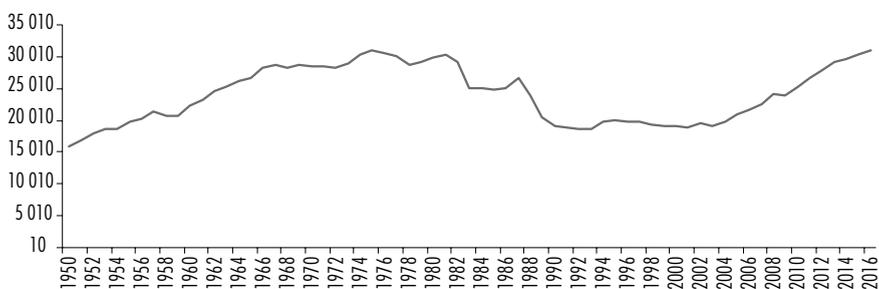
1984-2016:

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

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

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

Gráfica 5. Perú: productividad media de la PEA Ocupada. (Soles de 2007 por trabajador)



Fuente: INEI. Elaboración propia.

En ambos periodos $\alpha_2 = b_2\delta_2 > 0$, 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 (δ_2). Es importante notar que este efecto-multiplicador es mayor en el primer periodo que en el segundo. Recuérdese que, en el primero, a diferencia de lo que ocurrió en el segundo, el capital per cápita crece sostenidamente, al igual que la productividad media del capital.

La productividad media de la Población Económicamente Activa (PEA) Ocupada también crece sostenidamente en el primer periodo y en el segundo disminuye hasta el 2003 y luego se recupera, pero no llega a superar su nivel máximo alcanzado en 1975 (véase gráfica 5).

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 periodos 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 0 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 α_1 serían negativos ($b_1 < 0$) y ($b_2\delta_1 < 0$). En resumen, todo lo que se puede decir de α_1 en ambos periodos es que el cambio técnico autónomo y el cambio técnico inducido multiplicado por la tasa autónoma de acumulación, son negativos en ambos periodos.

*El cálculo de la “capacidad económica productiva”
y de la brecha del producto*

El 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 tiene el siguiente procedimiento. En primer lugar, se estima su tasa de crecimiento utilizando la ecuación (7) 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 de largo plazo aplicando a los respectivos años base sus tasas de crecimiento estimadas.

La ecuación (7) llevada al largo plazo con los parámetros estimados, se transforma en:

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

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

Periodo 1950-1983:

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

Periodo 1984-2016:

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

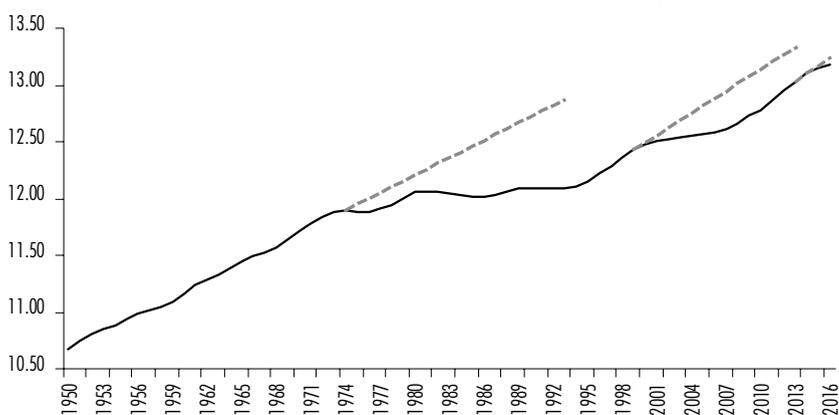
Los años base se identificaron con el criterio de la máxima relación producto-capital registrada en cada uno de los periodos. Estos años son 1974 y 2013, como se puede observar en la gráfica 4. El PIB registrado en cada uno de estos años es considerado el PIB de largo plazo a partir de cuyos valores 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 de 1981-1985 por promedios móviles de cinco años centrados en el tercero; procedimiento que modera las tasas de crecimiento de los años de 1983-1984, sin cambiar el sentido de sus variaciones.

El producto de largo plazo (o “capacidad económica productiva”) (véase gráfica 6), en la que se 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 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 1980. Los años de 1993-1997 son de crecimiento que culminan con la crisis asiática y rusa. La recesión o la contracción de la demanda de los años de 1998-2002 también impacta negativamente en el producto de largo plazo. Hay un nuevo impulso externo al crecimiento durante la década de 2003-2013. La contracción fiscal de los años de 2014-2016 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 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 periodo 1950-1974 también revelan los años de crisis acompañados por políticas macroeconómicas contractivas.

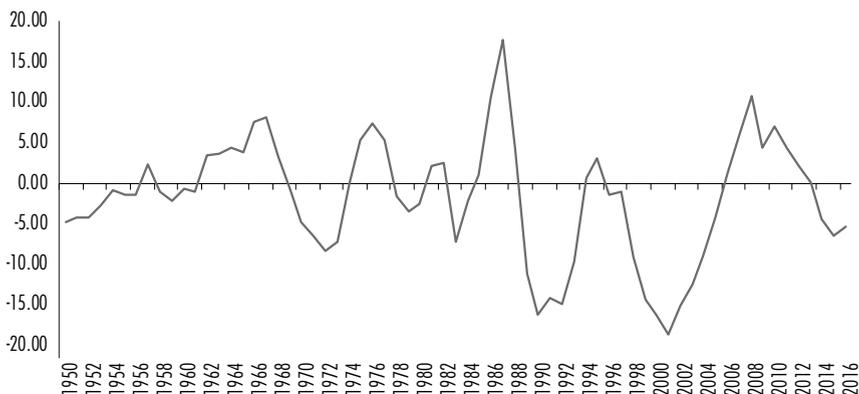
Gráfica 6. Perú: capacidad económica productiva. (Millones de soles de 2007, en logaritmos)



Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

Una vez determinado el producto de largo plazo, se calculó la brecha de producto y la relación producto deseado-capital. La gráfica 7 muestra la brecha estimada como el porcentaje del desvío del producto respecto de su nivel de largo plazo (o “capacidad económica productiva”). Se reproducen claramente las fases de auge y de recesión registrados 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 periodos 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 (Jiménez, 2011).

Gráfica 7. Perú: ciclo económico (1950-2016) (porcentaje)



Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

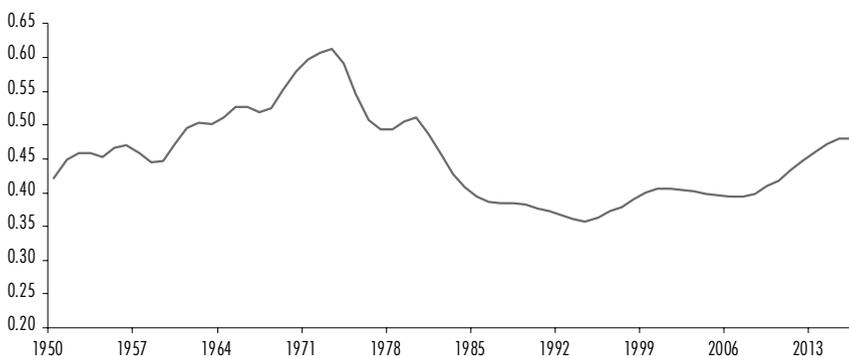
Por otro lado, como era de esperarse, la relación producto deseado-capital (Y^*/K), o la productividad media deseada del capital es menor en el segundo periodo 1983-2016 (véase gráfica 8). Esta relación crece hasta 1973, después registra una tendencia decreciente hasta alcanzar un mínimo en 1994. Su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

La tasa de crecimiento de la “capacidad económica productiva” se desaceleró precisamente en el segundo periodo. Entre 1950 y 1970 crece a una tasa promedio anual de 5.4%. Si se extiende 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 26 años de neoliberalismo (1990-2016),

la tasa de crecimiento de la “capacidad económica productiva” alcanzó 4.2% promedio anual. Si se considera el periodo 1990-2010, la tasa de crecimiento de la capacidad productiva se reduce a 3.5% promedio anual.

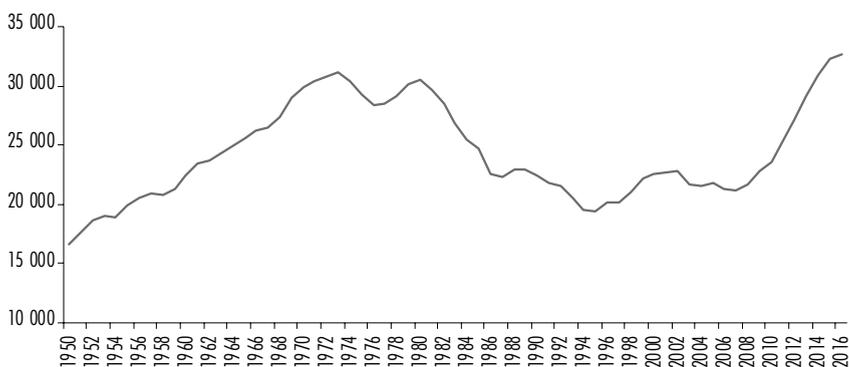
Esta desaceleración tuvo que reducir la capacidad de absorción de la fuerza de trabajo que anualmente se incorpora al mercado. Con una menor “capacidad económica productiva” por persona ocupada, la posibilidad de encontrar empleo –sobre todo, empleo formal– se reduce (véase gráfica 9). En efecto, la “capacidad económica productiva” per cápita crece durante 1950-1970 a la tasa de 3.0% promedio anual, mientras que durante 1990-2016 lo hace sólo a la tasa de 1.4%. Esta tasa se explica por el alto crecimiento económico de los últimos seis años que se trunca con la crisis internacional y la caída de las inversiones.

Gráfica 8. Perú: relación producto deseado entre el stock de capital



Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

Gráfica 9. Capacidad económica productiva entre la PEA Ocupada. (Soles de 2007 por trabajador)



Fuente: estimaciones con base en 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 1970, en adelante redujo la capacidad productiva de manera sistemática haciéndola retroceder hasta alcanzar un nivel mínimo en 1995 y que equivale a 97.5% del registrado en 1955. Después de 1995 crece lentamente hasta el 2010 a la tasa de 1.3% promedio anual. Su aceleración posterior permite que la capacidad productiva se recupere hasta superar en 2016 al nivel máximo de 1973 en 4.9%.

El producto de equilibrio de la balanza de pagos de Thirlwall

Las reformas y políticas neoliberales aplicadas en los últimos 30 años transformaron la estructura productiva, haciéndola menos agrícola y manufacturera, con un marcado sesgo primario exportador, y más productora de servicios de baja productividad donde se concentra la mano de obra no calificada y de bajos ingresos. Este cambio estructural redujo la participación de la producción para el mercado interno, al mismo tiempo que acrecentó la penetración de las importaciones. La economía se hizo entonces más dependiente de importaciones y de la demanda externa para sostener su crecimiento en el largo plazo.² En consecuencia, podría afirmarse que el comportamiento del producto de equilibrio de la balanza de pagos habría sido influido por la demanda externa a través de las exportaciones y los ciclos de los términos del intercambio (Thirlwall, 1979). Según este autor, 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.

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 y Hussain, 1982; Thirlwall, 2003), para el periodo 1950-2016. El modelo contiene una condición de equilibrio de la cuenta corriente de la balanza de pagos (en

² Un análisis de las restricciones al crecimiento de la economía peruana durante 1950-1981 puede verse en Jiménez (1984) y la aplicación del modelo de Thirlwall para el periodo 1950-1985 en Jiménez (1988).

adelante “equilibrio de la balanza de pagos”) y las ecuaciones de demanda de exportaciones y de importaciones:

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

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

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

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 η y δ son las elasticidades precio de la demanda de importaciones y exportaciones, mientras que π y θ 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:

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

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

*Producto de equilibrio
de la balanza de pagos*

Se supone, 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:³

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

Esta ecuación es conocida como la Ley de Thirlwall, donde $1/\pi$ es el 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, p. 84):

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.

³ 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).

La Ley de Thirlwall expresa, entonces, una relación de largo plazo; por lo tanto, para estimar esta relación mediante la técnica de cointegración⁴ habrá de expresarse en términos de los logaritmos del PIB ($\ln Y_t$) y de las exportaciones reales de bienes y servicios ($\ln X_t$).

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

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + e_t \quad (13)$$

donde: $\beta_1 = \frac{1}{\pi}$

El test raíz unitaria y la cointegración

Esta ecuación es la que se va a estimar mediante el método de cointegración. El logaritmo del PIB tiene raíz unitaria, por lo tanto, sólo se tiene que evaluar si el logaritmo de la serie de exportaciones también es integrada de orden 1.

El resultado del test de raíz unitaria de 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 9). Cuando se aplica el test a las primeras diferencias del logaritmo de las exportaciones, utilizando sólo el intercepto, se confirma su estacionariedad.

Por lo tanto, dado que ambas series —el logaritmo del PIB y el de las exportaciones—, son integradas de orden 1, se puede proceder a 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.

⁴ Para el uso de esta técnica en la estimación del modelo de Thirlwall, véase Atesoglu (1997) y Moreno-Brid (1998).

Cuadro 9. 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	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-0.766
		0.822
Valores críticos	Nivel 1%	-3.533
	Nivel 5%	-2.906
	Nivel 10%	-2.591
Hipótesis nula:	Log del Xbss total tiene raíz unitaria	
Exógenas:	Intercepto y tendencia	
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-1.679
		0.750
Valores críticos	Nivel 1%	-4.103
	Nivel 5%	-3.479
	Nivel 10%	-3.167
Hipótesis nula:	d(Log Xbss total) tiene raíz unitaria	
Exógenas:	Intercepto	
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC	
		<i>Estadístico t</i>
		<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		-7.740
		0.000
Valores críticos	Nivel 1%	-3.535
	Nivel 5%	-2.907
	Nivel 10%	-2.591

Fuente: estimaciones con base en datos del BCRP. Elaboración propia.

El test de cointegración con quiebre estructural de Gregory y Hansen –que permite analizar quiebres en la relación conjunta de los logaritmos del PIB y de las exportaciones– reportó un cambio estructural en 1990, pero que no es estadísticamente significativo (véase cuadro 10). Por lo tanto, se optó por evaluar sólo la serie de exportaciones mediante el test de Zivot y Andrews.

Cuadro 10. 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(PIB) y Log(X _{bss})				
Número de observaciones:	67				
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC			Valores críticos	
	<i>Test Estadístico</i>	<i>Año de quiebre</i>	<i>1%</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>
ADF	-5.17	1990	-6.02	-5.5	-5.24
Z _t	-4.93	1989	-6.02	-5.5	-5.24
Z _a	-33.97	1989	-69.37	-58.58	-53.31

Fuente: estimaciones con base en datos del BCRP. Elaboración propia.

Al aplicar el test de Zivot y Andrews sólo con el intercepto, el quiebre estructural para las exportaciones se sitúa en el año 1980 (véase cuadro 11). Lo que puede explicarse por la caída notable en su tasa de crecimiento después de 1979, que da lugar al estancamiento de sus niveles. El valor real que las exportaciones alcanzan en 1979 sólo se llega a superar en 1994.

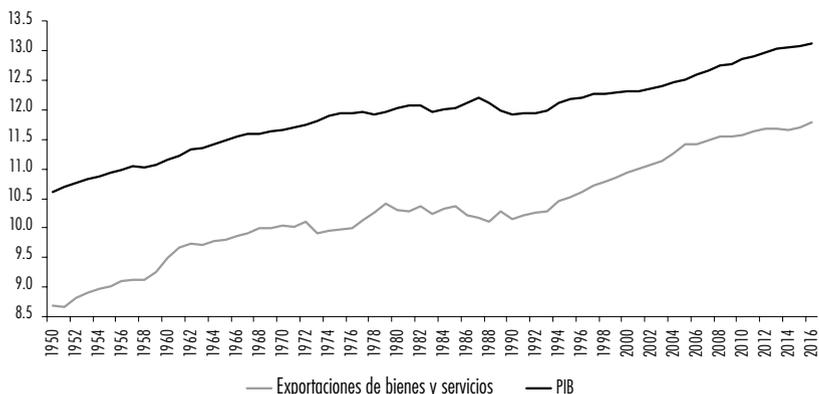
El estancamiento de las exportaciones en el periodo 1980-1993 (véase gráfica 9) revela cambios en el intercepto durante los años de 1950-2016. Podría decirse que hay un intercepto para el periodo 1950-1979, otro para 1980-1993 y el último para 1994-2016. Cuando se toma en cuenta únicamente la tendencia, el test reporta un quiebre estructural en 1991, que es el año en que las exportaciones empiezan a recuperarse. En el periodo 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 periodo 2008-2016, las 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 1983 (véanse cuadro 11 y gráfica 10).

Cuadro 11. Test de raíz unitaria de Zivot y Andrews para las exportaciones

Muestra:	1950 - 2016
Observaciones:	67
Hipótesis nula:	Log(X _{bss}) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en el intercepto
Rezagos:	0 (con 4 como máximos)
Año de quiebre:	1980
<i>t-estadístico</i>	
Test estadístico de Zivot-Andrews	-3.202
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(X _{bss}) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en la tendencia
Rezagos	0 (con 4 como máximos)
Año de quiebre	1991
<i>t-estadístico</i>	
Test estadístico de Zivot-Andrews	-2.424
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(X _{bss}) tiene raíz unitaria con un quiebre estructural en el intercepto y tendencia
Rezagos	0 (con 4 como máximos)
Año de quiebre	1983
<i>t-estadístico</i>	
Test estadístico de Zivot-Andrews	-3.058
valor crítico al 1%	-5.57
valor crítico al 5%	-5.08
valor crítico al 10%	-4.82

Fuente: estimaciones con base en datos del BCRP. Elaboración propia.

Gráfica 10. Perú: PIB y exportaciones de bienes y servicios
(Millones de soles de 2007, en logaritmos)



Fuente: estimaciones con base en datos del BCRP. Elaboración propia.

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

Los resultados de la estimación de la ecuación de cointegración pueden verse en el cuadro 12. 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 FMOLS.

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

Cuadro 12. Ecuación de cointegración

Variable dependiente:	Log PIB total			
Método:	Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados			
Muestra:	1951 - 2016			
Observaciones:	66			
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
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
R ² ajustado	0.984			

Fuente: estimaciones con base en datos del BCRP. Elaboración propia.

La existencia de cointegración entre los logaritmos del PIB y de las exportaciones se confirma con el test de estacionariedad de los residuos. El test de raíz unitaria de ADF, aplicado a los residuos con intercepto y un rezago, revela que son estacionarios (véase cuadro 13). El valor estimado del estadístico *t* igual a -3.996, es mayor, en valor absoluto, que su valor crítico (-3.537) al 1%.

Cuadro 13. Prueba de cointegración

Hipótesis nula:	Residuos con raíz unitaria	
Exógenas:	Intercepto	
Rezagos:	1 con 5 como máximo, AIC	
	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
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 con base en datos del BCRP. Elaboración propia.

Para corroborar si esta relación de cointegración es estable, se estima el modelo de corrección errores, incorporando como variable dependiente la primera diferencia del logaritmo del PIB y como variables independientes los residuos de la ecuación de cointegración con rezago de un periodo, la primera diferencia del logaritmo del PIB 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 14).

Cuadro 14. Modelo de corrección del error

Variable dependiente:	dLog(PIB)			
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(LogPIB _{t-1})	0.584	0.114	5.106	0.000
d(LogXbss _{t-1})	-0.079	0.064	-1.132	0.262
Residuos _{t-1}	-0.254	0.070	-3.644	0.001
R ² ajustado	0.326			

Fuente: estimaciones con base en 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 0 que permiten obtener dos elasticidades de importaciones a PIB: 3.3 para el periodo 1950-1983 y 3.7 para el periodo 1984-2016. Pero, según el test de Wald, no son significativamente diferentes. Los coeficientes estimados no captan 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. Además, siguiendo a Ros (2009), la apreciación del tipo de cambio real habría estimulado 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.

Por otro lado, puede decirse que la generación de una misma tasa de crecimiento del producto que corresponda al equilibrio de la balanza de pagos, requiere, en el segundo periodo, una tasa de crecimiento mayor de exportaciones que el requerido en el primer periodo. Asimismo, se puede decir que una misma tasa de crecimiento de la producción aumenta más las importaciones en el segundo periodo 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 los altos precios de las materias primas, dispó temporalmente este efecto.

Con los coeficientes estimados se obtuvieron las tasas de crecimiento teóricas 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:

Periodo 1950-1983

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

Periodo 1984-1990

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

Periodo 1991-2016

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

Con las tasas de crecimiento teóricas se puede obtener la serie del producto que “equilibra” la cuenta corriente de la balanza de pagos (Jiménez, 1988 y

2009). Para ello se identificó un año base en cada uno de los periodos. Los años elegidos fueron 1959 y 1990, ya que en esos años la balanza comercial y de servicios alcanzó un valor cercano a 0 como porcentaje del PIB. También en el año 2003 se registra una balanza aproximadamente igual a 0, pero el empalme de la serie dio un mejor resultado en el sentido económico con los años anteriores.

Con los años base y las tasas teóricas de crecimiento se obtiene el producto de equilibrio de la balanza de pagos. El cuadro 15 y la gráfica 11 muestran que el producto de equilibrio de la balanza de pagos sigue el comportamiento de las exportaciones. En 1950-1982, el PIB y las exportaciones crecen a tasas similares: 4.6 y 4.9%, respectivamente. En 1983-1990, ambas decrecen. Después, en 1991-2016, crecen a las tasas de 4.7 y 6.6%, respectivamente.

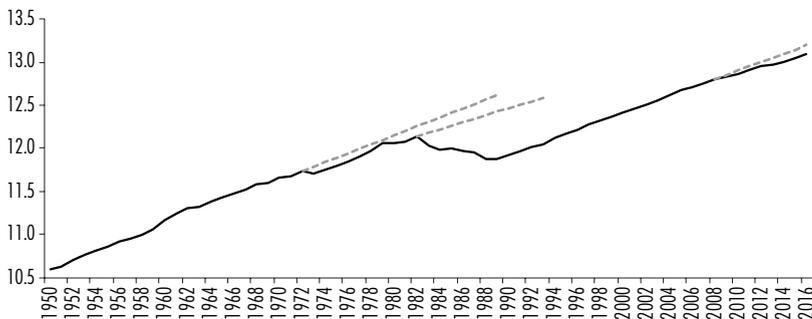
Cuadro 15. Tasas de crecimiento. Promedio anual

Periodo	PIB*		PIB		Exportaciones		Importaciones	
	g_Y^*	σ_Y^*	g_Y	σ_Y	g_X	σ_X	g_M	σ_M
1950-1982	0.048	0.025	0.046	0.03	0.049	0.097	0.064	0.143
1983-1990	-0.023	0.049	-0.006	0.09	-0.011	0.139	-0.027	0.175
1991-2016	0.045	0.012	0.047	0.03	0.066	0.058	0.069	0.107

Notas: *se denomina PIB al producto que equilibra la balanza de pagos; ** g_n denota la tasa de crecimiento para la variable n en el periodo correspondiente; *** σ_n denota la desviación estándar de las tasas de crecimiento para la variable n en el periodo correspondiente.

Fuente: estimaciones con base en datos del BCRP. Elaboración propia.

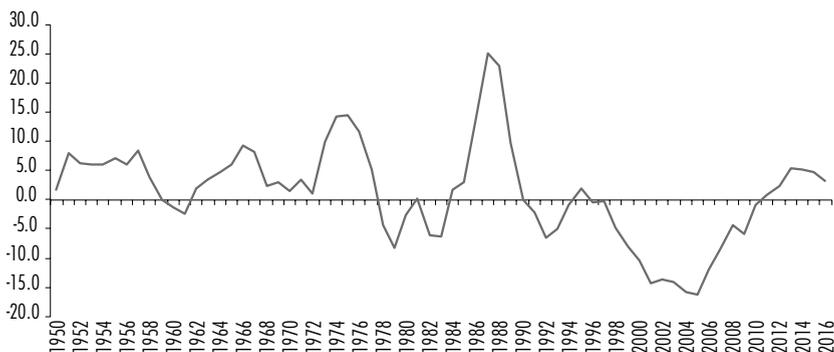
Gráfica 11. Perú: producto de equilibrio de la balanza de pagos determinado por las exportaciones (Millones de soles de 2007, en logaritmos)



Fuente: estimaciones con base en 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 gráfica 12).

Gráfica 12. Perú: ciclo económico (1950-2016) (porcentajes)



Fuente: estimaciones con base en datos del BCRP. Elaboración propia.

Esta gráfica replica aproximadamente los ciclos obtenidos con el modelo de Shaikh y Moudud (2004) en el periodo 1950-1990. El producto de equilibrio de la balanza de pagos está por encima del producto observado durante los años de 1996-2010, y en el periodo de 2011-2016 ocurre lo contrario. Cuando el producto que equilibra la balanza de pagos se encuentra por encima del nivel del PIB observado, se requieren niveles de producción más altos para equilibrar la cuenta corriente y compensar la fuerte penetración de importaciones. En gran parte de estos años la cuenta corriente es deficitaria (véase Apéndice).

Por otra parte, el producto per cápita de equilibrio de la balanza de pagos también muestra dos tipos de comportamiento (véase gráfica 13). En el periodo 1950-1982 crece sostenidamente, aunque presenta un ligero bache en los años de 1970-1976. De 1983 en adelante decrece hasta alcanzar un mínimo en 1989 después del cual crece hasta alcanzar en 2016 un nivel similar al registrado en 1978.

Gráfica 13. Perú: producto de equilibrio de la balanza de pagos entre la PEA Ocupada
(Soles de 2007 por trabajador)



Fuente: estimaciones con base en datos del BCRP y del INEI. Elaboración propia.

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

Para el modelo neoclásico la máxima producción de largo plazo (producto potencial) se alcanza con el pleno uso de los factores de producción, capital y trabajo; es entonces, un producto de pleno empleo de los factores. Se estima este producto potencial a partir de la siguiente ecuación:

$$\ln Y_t = \alpha \ln K_t + (1 - \alpha) \ln N_t + a_t \quad (14)$$

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

La estimación de la ecuación (14) 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 y exhibe rendimientos constantes a escala. El factor trabajo, en este caso, es el número de trabajadores.
- b) Con las participaciones estimadas y los factores de producción, se calcula el PIB explicado exclusivamente por el crecimiento de estos factores PIB_{fac} . Para este cálculo se estima la serie de empleo tendencial (LnN_t^*) mediante el filtro Hodrick-Prescott.⁵ No se filtra el *stock* de capital (Antón, 2008). La plena utilización del *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 PTF se calcula como el residuo o diferencia del PIB observado y explicado por los factores de producción. La PTF es la que se denomina a_t .
- d) La tendencia de la PTF, 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 (LnK_t), y del empleo potencial (LnN_t^*).

La ecuación del producto potencial será entonces:

$$LnY_t^* = \alpha LnK_t + (1 - \alpha) LnN_t^* + a_t^*$$

Para estimar la ecuación de cointegración hay que comprobar que la serie del factor trabajo (PEA) en logaritmos es integrada de orden 1, como lo son los logaritmos de las series de PIB y *stock* de capital. En el cuadro 16 se muestra los resultados de aplicar el respectivo test de ADF. La serie es integrada de orden 1 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 de cointegración entre los logaritmos del PIB y de las variables *stock* de capital y trabajo.

⁵ Se utiliza el filtro Hodrick-Prescott con un $l=39$, debido a que los ciclos más importantes tienen una longitud mínima de 9 años y longitudes mayores que se acercan a 12 años (Jiménez, 2011).

Cuadro 16. 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	
	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado	-0.117	0.943
Valores críticos	Nivel 1%	-3.533
	Nivel 5%	-2.906
	Nivel 10%	-2.591
Hipótesis nula:	Log del PEA total tiene raíz unitaria	
Exógenas:	Intercepto y tendencia	
Rezagos:	2 con 5 como máximo, AIC	
	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado	-2.419	0.366
Valores críticos	Nivel 1%	-4.108
	Nivel 5%	-3.482
	Nivel 10%	-3.169
Hipótesis nula:	d(Log PEA total) tiene raíz unitaria	
Exógenas:	Intercepto	
Rezagos:	0 con 5 como máximo, AIC	
	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado	-6.987	0.000
Valores críticos	Nivel 1%	-3.535
	Nivel 5%	-2.907
	Nivel 10%	-2.591

Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

En el cuadro 17 contiene los test de traza y de máximo valor propio, que permiten 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.

Cuadro 17. Prueba de cointegración de Johansen

Rezagos	Test de traza			Test de máximo valor propio		
	Hipótesis nula	λ traza	VC (5%)	Hipótesis nula	λ 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
	$r \leq 2$	20.645	25.872	$r \leq 2$	14.009	19.387

Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

Para la estimación de la ecuación se restringe a 1 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 18) 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 18. Ecuación de cointegración de Johansen

Muestra	Log(PIB)	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 con base en datos del INEI. Elaboración propia.

A los residuos obtenidos de la ecuación se les aplica el test de raíz unitaria de 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 19). Con ello y los resultados anteriores se concluye que existe una relación de cointegración entre las variables consideradas.

Cuadro 19. Test de raíz unitaria en residuos

Hipótesis nula:		Residuos con raíz unitaria	
Exógenas:		Intercepto	
Rezagos:		1 con 5 como máximo, AIC	
		<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
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 con base en datos del INEI. Elaboración propia.

Por último, se tiene que comprobar que la relación de cointegración es estable (véase cuadro 20). En el modelo de corrección de errores estimado con el método de Johansen y Juselius (1990), el término de corrección del error, 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 20. Modelo de corrección de errores

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

Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

Producto potencial y productividad total de factores

Para calcular la productividad total de factores de largo plazo (a_t^*), en primer lugar, se obtiene por diferencia la parte del PIB que no es explicado por los factores capital y trabajo; en segundo lugar, se filtra la serie de productividad total de factores (a_t) utilizando el filtro Hodrick-Prescott sin restricción de colas y con restricción de colas.

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 (PIBOT) con sus respectivos coeficientes tiene la forma siguiente:

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

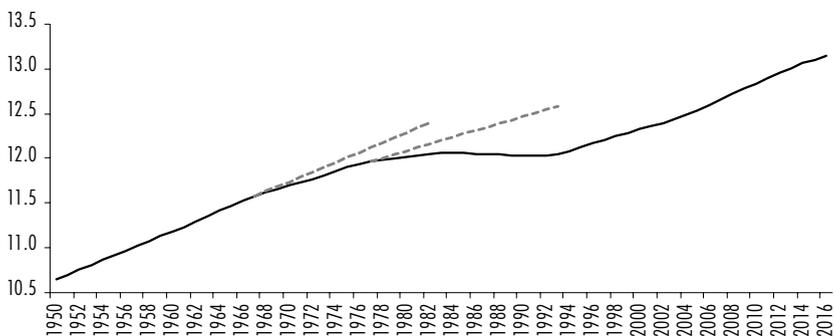
$$\ln(\text{PIBOT}) = 0.545 \ln(\text{SKA}_t) + 0.455 \ln(\text{PEA}_t^*) + a_t^*$$

Como puede verse en la gráfica 14, el producto potencial crece sostenidamente hasta fines de la década de 1960, luego se desacelera hasta estancarse en la década de 1980. Claramente hay una reducción del nivel del producto potencial que recién a principios de la década de 1990 empieza a recuperarse.

Por su parte, la PTF aumenta de forma sostenida desde 1950 hasta los años de 1974-1975 en los que alcanza un máximo (véase gráfica 15). De 1975 a 1992 registra una tendencia decreciente. En 1992 alcanza un mínimo, con un valor similar al de 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 1992-2002, la PTF registra una tendencia ligeramente creciente. En realidad, esta tendencia es insignificante; lo que indica que el crecimiento del PIB de los años de 1993 a 1997 fue básicamente por acumulación de factores. Luego crece sostenidamente desde 2003 hasta 2016. Este fue un periodo de alto crecimiento económico asociado a los altos precios de los minerales que exporta el país.

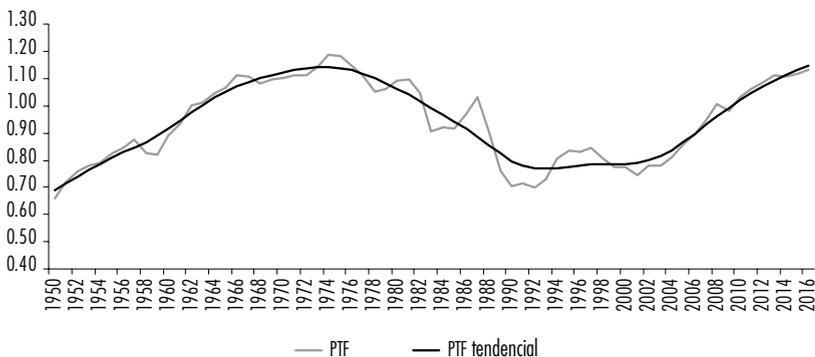
La gráfica 16 muestra el ciclo económico. Cuando se aplica el filtro Hodrick-Prescott a la productividad total de factores sin corrección de colas, los dos últimos años son de recesión económica (véase gráfica 16). Si se aplica el filtro con corrección de colas, la economía estaría atravesando un periodo de auge desde 2013 (véase gráfica 17).

Gráfica 14. Perú: producto potencial (millones de soles de 2007, en logaritmos)



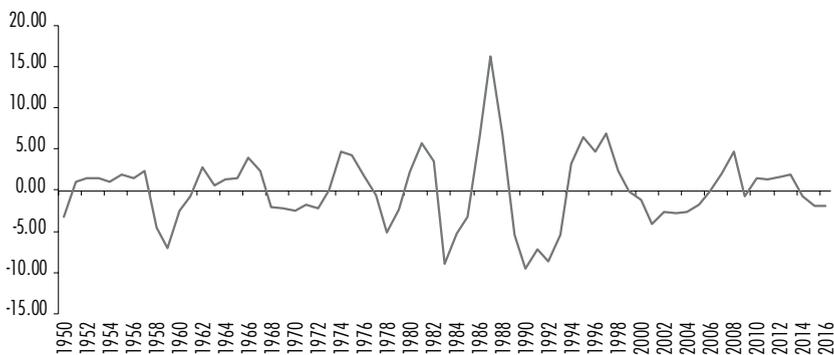
Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

Gráfica 15. Perú: productividad total de factores (1950-2016) (en logaritmos)



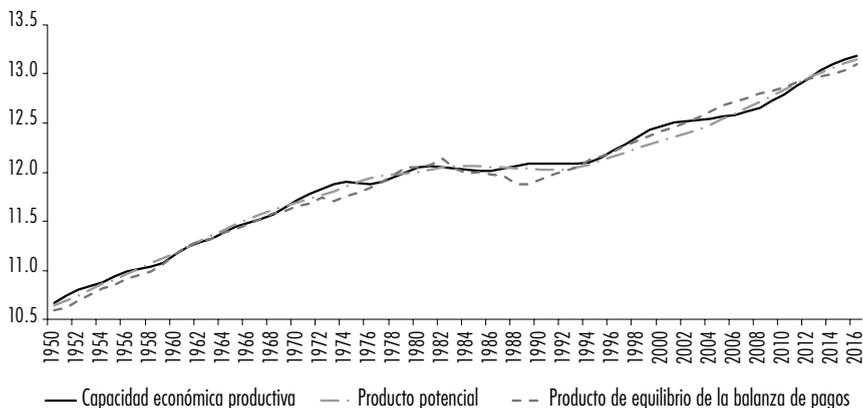
Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

Gráfica 16. Perú: ciclo económico (1950-2016) (porcentjes)



Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

Gráfica 17. Perú: producción de largo plazo determinado por demanda y por oferta
(Millones de soles de 2007, en logaritmos)



Fuente: estimaciones con base en datos del INEI. Elaboración propia.

4. CONCLUSIONES

La “capacidad económica productiva” estimada, siguiendo a Shaikh y 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. En tanto que, el “producto potencial” –estimado siguiendo a Solow y Swan–, también representa la máxima producción de largo plazo, sólo que en este caso se determina por el pleno uso de los factores de producción disponibles y la tecnología existente. Se supone que la demanda sólo influye en las fluctuaciones de la producción. Finalmente, también se estimó el “producto de equilibrio de la balanza de pagos”, siguiendo a Thirlwall (1979).

Los tres tipos de producción de largo plazo pueden verse en la gráfica 17. Se observa que siguen una tendencia similar, pero no coinciden en varios tramos del periodo de análisis 1950-2016.

Tampoco coinciden los respectivos ciclos económicos. Los cuadros 21 y 22 muestran las diferencias estadísticas de estos ciclos. Todos los ciclos económicos son estacionarios, de acuerdo con el estadístico del test ADF (véase cuadro 21). El que tiene la mayor volatilidad es el estimado a partir de Thirlwall (1979). De otro lado, los ciclos estimados con los métodos de Shaikh y Moudud y el neoclásico son los únicos que están altamente correlacionados.

Cuadro 21. Estadísticas descriptivas de los ciclos económicos

Método	Media	Desviación estándar	Coficiente de variación	ADF
Shaikh-Moudud	0.984	0.071	0.072	-4.667 ^a
Thirlwall	1.015	0.085	0.083	-3.871 ^b
Neoclásico	1.001	0.041	0.041	-5.265 ^c

Notas: ^a 1% de significancia con 1 rezago; ^b 1% de significancia con 1 rezago; ^c 1% de significancia con 1 rezago.

Fuente: estimaciones con base en datos del INEI y BCRP. Elaboración propia.

Cuadro 22. Correlación entre los ciclos económicos (*)

	Shaikh y Moudud	Thirlwall	Thirlwall Con T.I.	Neoclásico
Shaikh y Moudud	1.000	0.542 (5.205)	0.226 (1.870)	0.699 (7.880)
Thirlwall	0.542 (5.205)	1.000	0.644 (6.779)	0.515 (4.848)
Neoclásico	0.699 (7.880)	0.515 (4.848)	0.485 (4.468)	1.000

Nota: (*) Los estadísticos-t se encuentran entre paréntesis: $t = r \sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}}$

Fuente: estimaciones con base en datos del INEI y BCRP. Elaboración propia.

APÉNDICE

Año	PIB ^a	SKA ^b	Xbss ^c	PEAO ^d	BCC ^e	PIB ^f _{CEP}	PIB ^g _{BP}	PIB ^h _{POT}
1950	40920	101953	5943	2584	11.6	42922	40201	42267
1951	44711	104009	5824	2642	0.1	46688	41281	44261
1952	47347	107680	6692	2646	-49.3	49376	44444	46683
1953	50085	112368	7328	2700	-63.5	51433	47170	49381
1954	52762	117618	7826	2816	-18.2	53265	49691	52238
1955	55858	121428	8213	2835	-95.1	56634	52076	54768
1956	58484	126325	8889	2881	-107.7	59342	55077	57599
1957	62371	132759	9147	2912	-155.4	60985	57384	60905

Cambio técnico, productividad y estimaciones alternativas del producto de largo plazo

<i>Año</i>	<i>PIB^a</i>	<i>SKA^b</i>	<i>X_{bss}^c</i>	<i>PEAO^d</i>	<i>BCC^e</i>	<i>PIB^f_{CEP}</i>	<i>PIB^g_{BP}</i>	<i>PIB^h_{POT}</i>
1958	61706	139920	9210	2996	-122.3	62333	59402	64576
1959	63653	145822	10416	3061	-40.0	65092	63653	68263
1960	69946	149122	13388	3146	7.9	70477	70853	71694
1961	75085	152912	15797	3227	-12.4	75913	76886	75621
1962	82620	158771	16862	3369	-37.2	79837	80984	80399
1963	86196	165760	16559	3417	-81.8	83090	83211	85671
1964	91840	171596	17701	3512	14.1	87887	87683	90697
1965	97003	177222	18215	3641	-142.5	93378	91356	95618
1966	104995	184773	19067	3720	-228.4	97434	95668	100965
1967	109040	193737	20189	3801	-281.9	100575	100525	106525
1968	109206	201154	22181	3867	-40.6	105781	106795	111437
1969	113044	206184	21790	3933	1.3	114026	109744	115540
1970	116849	211568	23035	4108	165.3	122660	115260	119729
1971	122213	218333	22360	4288	-64.5	130520	118022	124340
1972	126463	226546	24439	4466	-63.8	137444	125190	129340
1973	134401	235336	19914	4641	-269.9	144420	121690	134330
1974	147017	248555	20950	4839	-906.7	147017	127623	140269
1975	153340	266526	21432	4956	-1566.0	145388	132736	146942
1976	155559	285025	22167	5095	-1107.0	144521	138506	152901
1977	156102	299894	25038	5198	-816.4	148191	148361	157010
1978	151977	312704	28277	5303	-164.0	154598	158911	159950
1979	158194	323553	32989	5421	953.6	163679	171863	161956
1980	167596	336258	29747	5623	-394.2	171839	172167	164049
1981	176901	354480	28973	5847	-2197.1	173200	176469	167002
1982	176507	377327	31856	6033	-2055.3	172078	187518	170403
1983	158136	398468	28197	6335	-1075.7	170075	168401	172834
1984	163842	409665	30288	6558	-276.3	167422	161272	172847
1985	167219	419970	31534	6712	-70.2	165536	162174	172664
1986	182981	426867	27328	7284	-1473.1	164565	158513	171499
1987	200778	438002	26351	7559	-2066.8	168473	156273	170654
1988	181822	453161	24601	7598	-1830.2	174086	144503	169906
1989	159436	464678	29218	7776	-600.1	178174	144593	168271

Continúa

Apéndice (continuación)

Año	PIB ^a	SKA ^b	X _{bss} ^c	PEAO ^d	BCC ^e	PIB ^f _{CEP}	PIB ^g _{BP}	PIB ^h _{POT}
1990	151492	472171	25797	7932	-1459.4	178290	151492	166638
1991	154854	479820	27297	8201	-1518.7	178438	158163	166481
1992	154017	487624	28482	8296	-1916.1	178615	164512	168040
1993	162093	495396	29371	8669	-2464.3	178650	170581	171257
1994	182044	505891	35057	9236	-2701.3	180981	183894	176289
1995	195536	523896	37001	9744	-4624.5	189822	191861	183433
1996	201009	547864	40282	10120	-3643.9	203971	201831	191870
1997	214028	569959	45559	10758	-3368.0	216370	214486	199794
1998	213190	597035	48099	11082	-3336.0	233468	223795	208398
1999	216377	623391	51774	11262	-1379.9	249917	234716	216845
2000	222207	644730	55911	11573	-1545.8	261273	246382	224752
2001	223580	663259	59729	11862	-1202.8	269563	257884	233013
2002	235773	678374	64237	12034	-1093.7	274145	270406	241972
2003	245593	693082	68194	12837	-929.9	278057	282558	252472
2004	257770	707825	78580	13059	59.8	281744	301769	264749
2005	273971	723389	90527	13124	1158.9	285978	322266	278955
2006	294598	740297	91251	13683	2912.4	291251	332136	294992
2007	319693	762298	97501	14197	1520.5	301203	347660	313292
2008	348923	786868	104429	14459	-5285.5	313381	364142	332809
2009	352584	823597	103641	14758	-613.9	337483	373746	355314
2010	382380	855409	105044	15090	-3564.4	356546	385755	376674
2011	407052	900215	112310	15307	-3373.8	389174	403853	400858
2012	431273	945089	118819	15541	-6091.0	422258	421616	424583
2013	456366	990695	117286	15684	-10379.6	456435	432113	447916
2014	467280	1034510	116282	15797	-9085.9	488690	443388	470345
2015	482797	1073007	120991	15919	-9525.9	514554	460844	491389
2016	501699	1102111	132478	16197	-5064.4	528816	485533	510409

Notas: ^a Producto Interno Bruto, en millones de soles de 2007; ^b Stock de Capital, en millones de soles de 2007; ^c Exportaciones de Bienes y Servicios, en millones de soles de 2007; ^d Población Económicamente Activa Ocupada, en miles; ^e Balanza en Cuenta Corriente, millones de US\$; ^f Capacidad Económica Productiva, en millones de soles de 2007; ^g Producto de Equilibrio de la Balanza de Pagos, en millones de soles de 2007; ^h Producto Potencial determinado por factores de oferta, en millones de soles de 2007.

Fuente: elaboración propia.

BIBLIOGRAFÍA

- Antón, A. (2008), *El problema al final de la muestra en la estimación del PIB potencial*, Documento de Trabajo no. 442, División de Economía, CIDE.
- 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, núm. 3.
- 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 and Development*, vol. 51, núm. 3.
- Clavijo, P. y Ros, J. (2015), “La Ley de Thirlwall: una lectura crítica”, *Investigación Económica*, vol. LXXIV, núm. 292, abril-junio.
- De Long, J. B. y Summers, L. (1988), “How does macroeconomic policy affect output?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Fatás, A. y Summers, L. (2015), *The permanent effects of fiscal consolidations*, Londres, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper no. 10902.
- Gregory, A. y Hansen, B. (1996a), “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics*, vol. 70, núm. 1.
- Gregory, A. y Hansen, B. (1996b), “Tests for cointegration in models with regime and trend shifts”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, núm. 3.
- Haltmaier, J. (2012), “Do recessions affect potential output?”, *International Finance Discussion Papers*.
- Harrod, R. (1939), “An essay in dynamic theory”, *The Economic Journal*, vol. 49, núm. 193.
- Jiménez, F. (1984), “La balanza de pagos como factor limitativo del crecimiento y el desequilibrio estructural externo de la economía peruana”, *Socialismo y Participación* 25.
- _____ (1988), *Economía peruana: límites internos y externos al crecimiento económico*, Lima, Fundación Friedrich Ebert.
- _____ (2009), “La economía peruana frente a la crisis y las restricciones al crecimiento económico”, en O. Dancourt y F. Jiménez (eds.), *Crisis in-*

- ternacional. Impactos y respuestas de la política económica en el Perú*, Lima, Fondo Editorial Pontificia Universidad Católica del Perú.
- _____ (2011), “Producto potencial, fuentes del crecimiento y productividad en la economía peruana (1950-2008)”, *El Trimestre Económico*, vol. LXX-VIII, núm. 312.
- _____ (2017), *Crecimiento y desindustrialización prematura en Perú. Un análisis kaldoriano*, Pontificia Universidad Católica del Perú, Departamento de Economía, Documento de Trabajo 441, junio.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990), “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, núm. 2.
- Kaldor, N. (1957), “A model of economic growth”, *The Economic Journal*, vol. 67, núm. 268.
- Martin, R., Munyan, T. y 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 no. 1145.
- McCombie, J. y 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.
- Naciones Unidas (1957), *Analyses and projections of economic development, VI: The industrial development of Peru*, Nueva York.
- Reifschneider, D., Wascher, W. y 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. (2004), *La teoría del desarrollo y la economía del crecimiento*, México, Fondo de Cultura Económica.
- _____ (2009), *Estancamiento y crisis en la economía mexicana*. Trabajo preparado para la XVIII Conferencia Internacional de AFEIEAL, México, Facultad de Economía, UNAM.
- _____ (2013), *Algunas tesis equivocadas sobre el estancamiento económico de México*, México, El Colegio de México-UNAM.
- Shaikh, A. y 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*, vol. 70, núm. 1.
- _____ (1988), “Growth theory and after”, *The American Economic Review*, vol. 78, núm. 3.

- Swan, T. (1956), "Economic growth and capital accumulation", *Economic Record*, vol. 32, núm. 63.
- Thirlwall, A. (1979), "The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 32, núm. 128.
- _____ (2003), *La naturaleza del crecimiento económico: un marco alternativo para comprender el desempeño de las naciones*, México, Fondo de Cultura Económica.
- Thirlwall, A. y Hussain, M. (1982), "The balance of payments constraint, capital flows, and growth rate differences between developing countries", *Oxford Economic Papers*, vol. 34, núm. 3.
- Troncoso-Valverde, C. (2004), *Structural breaks, cointegration and the domestic demand for chilean wine*, Talca, Universidad de Talca, Facultad de Ciencias Empresariales, Working Paper no. 1.

