

# Economía y Desafíos del Desarrollo

AÑO 3 - VOLÚMEN 1 | NÚMERO 5 | DICIEMBRE 2019 - MAYO 2020

ISSN: 2591-5495

CICLO ECONÓMICO Y DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO.  
ANÁLISIS DEL MODELO DE GOODWIN EN ARGENTINA 1950-2015  
GROWTH CYCLES AND INCOME DISTRIBUTION.  
TESTING GOODWIN'S MODEL IN ARGENTINA 1950-2015

Por Facundo Ezequiel Malvicino

pp. 2-28



UNIVERSIDAD  
NACIONAL DE  
SAN MARTÍN



# CICLO ECONÓMICO Y DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO. ANÁLISIS DEL MODELO DE GOODWIN EN ARGENTINA 1950-2015

GROWTH CYCLES AND INCOME DISTRIBUTION. TESTING GOODWIN'S MODEL IN ARGENTINA 1950-2015

Facundo Ezequiel Malvicino<sup>a</sup>

**RESUMEN:** El modelo de ciclo de crecimiento económico de Goodwin (1967) formalizó el argumento de Marx en el cual los salarios, las ganancias y el desempleo interactúan para mantener un grupo persistente de mano de obra desempleada. La propuesta explica el ciclo económico a partir del conflicto distributivo sobre la base de un sistema dinámico del tipo depredador-presa de Lotka-Volterra. En el presente trabajo nos proponemos testear el modelo empíricamente a partir de series de participación de asalariados en el producto y tasas de empleo ciclos de Argentina para el período 1950-2015. En una primera instancia el análisis es cualitativo, buscando identificar los ciclos en los datos disponibles. Entre 1990 y 2015 se observa un ciclo acorde al modelo, con el salario jugando el rol de “depredador” y el empleo de “presa”. Los ciclos son analizados de acuerdo a los acontecimientos históricos y diferentes regímenes institucionales. En una segunda instancia, la evaluación cuantitativa del modelo no arroja buenos resultados tanto en su capacidad predictiva como en la validez empírica de los supuestos.

**ABSTRACT:** Goodwin's growth cycle model explains the conflict between capital and labor from a Marxist approach, considering labor share, profits and unemployment. The macroeconomic model is a 'predator-prey' dynamic system of the type proposed by Lotka-Volterra. The objective of this paper is to test the model empirically using data of income share and employment from Argentina between 1950 and 2015. Firstly, we identify cycles at a qualitative level finding encouraging results between 1990 and 2015. This analysis is historically contextualized considering institutional changes. Secondly, at a quantitative level, the model is found not to be adequate as the estimated parameter values poorly predict the cycles' centers and the assumptions are not justified.

**Palabras clave:** ciclos económicos; distribución del ingreso; economía política; modelos no-lineales.

**Códigos JEL** O100-F630-P160

**Fecha recepción:** 03-09-2019 **Fecha de aceptación:** 13-11-2019

**Key words:** growth cycles; income distribution; political economy; non-linear models.

**JEL Codes** JEL: C10, E11, E32

<sup>a</sup> Facundo Ezequiel Malvicino, Universidad Nacional de Río Negro - CIETES / Bariloche, Río Negro  
E-mail: femalvicino@unrn.edu.ar

El presente trabajo fue realizado en el marco del Proyecto de Investigación financiado por la Universidad Nacional de Río Negro: PI 40-B-722 “Neodesarrollismo e instrumentos de política industrial y tecnológica en la Argentina (2003-2015)”. Se agradecen los comentarios y observaciones realizadas por Alfredo Azcoitia, Francisco Aristimuño, Mariano Lanza, Manuel Lugones de la UNRN-Sede Andina, como así también a Damián Kennedy, Martín Novella, Iván Weigandi y el Evaluador 1 del artículo. Los errores u omisiones que puedan existir en el artículo son de exclusiva responsabilidad del autor.

## I. INTRODUCCIÓN

**E**l modelo de Goodwin (1967, 1983) explica el ciclo de crecimiento económico por el conflicto capital-trabajo, a partir de la dinámica presa-depredador tipo Lotka-Volterra. En este desarrollo, el autor sigue a Marx demostrando que la retroalimentación entre salarios reales, rentabilidad y empleo, generan un nivel de desempleo permanente, esto es, un *ejército de reserva*.

Los trabajos asociados a la propuesta de Goodwin son abundantes, principalmente en lo que respecta a desarrollos teóricos. Este modelo ha generado particular atracción por su simplicidad, siendo la base para la formulación de propuestas más realistas y generales. Asimismo, si bien los trabajos empíricos han ido en aumento, son relativamente menores a los teóricos, particularmente para países en desarrollo. En relación a los primeros, se destacan las investigaciones y extensiones del modelo desde perspectivas clásicas y post-keynesianas, incorporando en algunos casos restricciones de Balanza de Pagos, el principio de demanda efectiva y dinámicas caóticas (Barbosa-Filho y Taylor, 2006; Dávila-Fernández y Sordi, 2018; Desai, 1973; Desai, Henry, Mosley, y Pemberton, 2006; Harvie, Kelmanson, y Knapp, 2007; Shaikh, 2016; Skott, 1989; Solow, 1990; Sordi, 1999, 2001; Tavani y Zamparelli, 2015).

Los trabajos empíricos sobre el modelo para distintos países con diferentes niveles de desarrollo, suelen encontrar períodos (o sub-períodos) con ciclos cualitativamente similares a los de Goodwin. Sin embargo, como es de esperar dado el carácter restrictivo de los supuestos (incluso alguno de estos carentes de validez empírica), la capacidad predictiva del modelo es pobre. Entre los primeros aportes, se destacan particularmente el temprano trabajo de Desai (1984) y, posteriormente, el de Harvie (2000). Este último estudia diez países de la OECD entre 1951 y 1994, a partir de un análisis tanto cualitativo como cuantitativo. Los resultados son aceptables en el primer caso, aunque limitados en el segundo. La metodología utilizada por el autor es la que adoptaremos en el presente documento.

Existen también trabajos para países con diferentes niveles de desarrollo. El estudio de Moreno (2002) testea empíricamente el modelo de Goodwin para Colombia durante el período 1957-1991, encontrando débil correspondencia cualitativa y problemas en las estimaciones econométricas. Un estudio para países con diversos grados de desarrollo es llevado a cabo por García Molina

y Herrera Medina (2010). Los autores, siguiendo el trabajo de Harvie (2000), realizan tanto un análisis cualitativo como cuantitativo y cruzan los resultados con las clasificaciones de los países de acuerdo al nivel de ingreso per cápita (vgr.: ingreso alto, medio y bajo). Los autores buscan identificar correspondencia entre países con diferentes patrones institucionales y los ciclos que se comportan *à la* Goodwin (erosión de beneficios), tipo keynesianos (impulsados por la demanda), o atípicos. La discusión se encuadra sobre el tipo de crecimiento de las economías de acuerdo al nivel de desarrollo (vgr.: crecimiento impulsado por salarios o por beneficios; *wage-led* o *profit-led*, en inglés). Finalmente, Moura Jr y Ribeiro (2013) testean la existencia de ciclos de acuerdo al modelo de Goodwin en Brasil, siguiendo las modificaciones propuestas por Desai-Henry-Mosley-Pemberton. Sus resultados son opuestos a otros trabajos realizados para este país que utilizan el método de Harvie (2000). Consideran que los datos de Brasil ajustan bien, aunque el modelo de Goodwin requiere variaciones y los resultados no son concluyentes: no se observa un único centro para los ciclos (vgr.: participación constante de los salarios en el ingreso), y no siempre las variables presentan la dinámica esperada. Esto puede ser adjudicado a cambios institucionales como la instauración del Plan Real.

El objetivo del presente trabajo es realizar un análisis cualitativo y cuantitativo del modelo durante el período 1950-2015 en Argentina, poniendo atención a los cambios producidos en el último decenio. El primero implica observar el comportamiento de la participación del salario en el producto y la tasa de empleo, buscando identificar los comportamientos cíclicos asociados a la puja distributiva. El segundo objetivo consiste en evaluar las predicciones del modelo en cuanto al valor de equilibrio del modelo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el segundo apartado describimos el modelo original, destacando el objetivo del mismo, los supuestos más limitantes y las conclusiones alcanzadas. En el tercer apartado detallamos los datos utilizados y presentamos los resultados para Argentina en el período 1950-2015, prestando especial atención al período 1990-2015 donde se observan los comportamientos esperados por el modelo. Finalmente, presentamos las conclusiones del trabajo.

## **MODELO DE GOODWIN**

El modelo de ciclo de crecimiento de Goodwin formalizó el argumento de Marx en el cual los

salarios, las ganancias y el desempleo interactúan para mantener un grupo persistente de mano de obra desempleada (vgr.: ejército de reserva). El mecanismo del modelo es el siguiente. Cuando la tasa de empleo (vgr.: presa) aumenta por encima de su nivel de equilibrio (cae el desempleo), los trabajadores se fortalecen y presionan por mayores salarios. Luego, la participación de los trabajadores en el producto nacional aumenta, haciendo las veces de la población depredadora y erosionando la rentabilidad, lo cual debilita la inversión. Una menor inversión con un crecimiento de la productividad y la oferta de trabajo constante, provoca un mayor nivel de desempleo, mejorando la posición de poder de la clase capitalista para revertir la puja distributiva a su favor: la participación del salario en el producto cae. Finalmente, la mayor rentabilidad se traduce en mayor inversión y aumento del empleo, cerrando el ciclo.

El atractivo de la formulación de Goodwin radica en la simplicidad del modelo, cuyo comportamiento refleja la dinámica depredador-presa que genera un ciclo recurrente (vgr.: un centro dinámico) de la tasa de empleo y la participación salarial. El mismo, presenta una función de producción de coeficientes fijos para un único bien que puede consumirse o acumularse como capital. Tanto el crecimiento de la productividad como el de la fuerza de trabajo se consideran exógenos. La oferta de trabajo ( $n$ ) y el empleo ( $l$ ), no necesariamente coinciden, por lo que no se asume pleno empleo. Asimismo, el autor considera una composición de capital constante (vgr.: ratio entre capital constante y variable), lo cual es equivalente a un ratio capital-producto constante. A continuación presentamos las ecuaciones básicas del modelo:

$$a = a_0 \cdot e^{\alpha \cdot t} \quad (1)$$

$$n = n_0 \cdot e^{\beta \cdot t} \quad (2)$$

$$\sigma = k/y \quad (3)$$

$$l = y/a \quad (4)$$

$$u = \frac{\omega l}{y} = \frac{\omega}{a} \quad (5)$$

$$v = l/n \quad (6)$$

$$\dot{k} = (1 - u)y \quad (7)$$

$$\frac{\dot{\omega}}{\omega} = -\gamma + \rho v \quad (8)$$

Donde  $a$  es productividad (vgr.: producto por trabajador y no por horas de trabajo ya que se busca ver el desplazamiento de mano de obra);  $n$  es la oferta de trabajo,  $k$  es el stock total de capital y  $\dot{k}$  es la variación del capital en el tiempo (vgr.: inversión);  $y$  es el producto real;  $l$  es empleo;  $\omega$  es el salario real. Asimismo,  $u$  es la participación de los trabajadores en el producto nacional,  $v$  es la tasa de empleo y  $\sigma$  es el ratio capital-producto.

Las ecuaciones de cambio en el tiempo quedan conformadas de la siguiente manera:

$$\dot{u} = [-(\alpha + \gamma) + \rho \cdot v]u \quad (9)$$

$$\dot{v} = \left[ \frac{1-u}{\sigma} - (\alpha + \beta) \right] v \quad (10)$$

La solución del modelo es una familia de órbitas en torno a un centro caracterizado por  $(u^*; v^*)$  y el período  $T$ , de la forma<sup>1</sup>:

$$u^* = 1 - (\alpha + \beta)\sigma \quad (11)$$

$$v^* = (\alpha + \gamma)/\rho \quad (12)$$

$$T = \frac{2\pi}{\left[ (\alpha + \gamma) \left( \frac{1}{\sigma} - (\alpha + \beta) \right) \right]^{\frac{1}{2}}} \quad (13)$$

Las soluciones alcanzadas pueden caer por fuera del espacio  $[0,1] \times [0,1]$ , lo cual carece de sentido. Esto requiere que en (11), la suma  $(\alpha + \beta) < 0$ , o bien, que en (12), el numerador supere al denominador, ambos casos perfectamente posibles. Asimismo, aun cuando las soluciones se hallen dentro del espacio señalado, las órbitas podrían estar quedando por fuera. Si bien esto fue considerado por Goodwin oportunamente, al momento de desarrollar el modelo optó por trabajar con una curva de Phillips lineal. Desai *et al.* (2006) señalan este aspecto del modelo y formulan una extensión del mismo que contempla no sólo una curva de Phillips no lineal, sino también una corrección de la función de inversión que contempla niveles mínimos de beneficios. Esta característica del modelo es fácilmente identificable en el esquema tradicional que considera la tasa empleo como el ratio entre ocupados sobre fuerza de trabajo disponible (vgr.: complemento de la tasas desempleo). De acuerdo a esta modalidad, la tasa de empleo puede acercarse

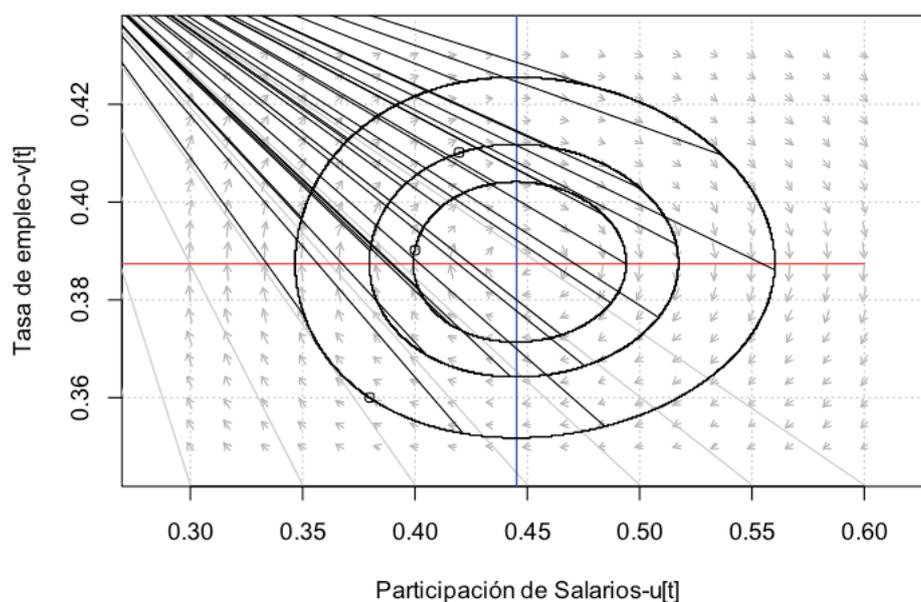
<sup>1</sup> Matemáticamente, el modelo admite otro punto de equilibrio en  $(u^*; v^*) = (0; 0)$ , aunque esta solución resulta trivial en términos económicos.

a 1 en períodos de mayor actividad económica. Si se considera la tasa de empleo de acuerdo a la tradición del sistema estadístico argentino, tomando el ratio ocupados sobre población total (*véase Datos y Metodología de Análisis*), en términos absolutos la tasa es menor y dista de 1.

A partir de (11) y (13), se obtienen conclusiones sobre el comportamiento de las variables en el largo plazo. Dado que el empleo oscila sobre un punto fijo, en el largo plazo crece a la tasa de crecimiento poblacional, mientras que el producto lo hará a su tasa ‘natural’ (vgr.: suma de la tasa de crecimiento poblacional y de la productividad). Por otro lado, dado que la participación de la masa salarial oscila sobre un punto constante, esto implica que el salario real fluctúa en torno a una tendencia que crece al ritmo de la productividad del trabajo. Se trata de un modelo que integra tendencia y ciclo (Solow, 1990, p. 35).

Dado que el equilibrio no es asintóticamente estable, cualquier familia de ciclos es posible (vgr.: órbitas negras) y depende de las condiciones iniciales. Si las trayectorias son perturbadas, representadas por los marcadores vacíos sobre las órbitas, no hay mecanismo que lo permita retornar y el ciclo habrá pasado a oscilar en una nueva trayectoria (véase GRÁFICO 1).

**GRÁFICO 1: DIAGRAMA DE FASE TEÓRICO EN EL MODELO DE GOODWIN**



Fuente: Elaboración propia

En el modelo se parte del supuesto que el ahorro proviene únicamente de las ganancias y que se ahorra todo el beneficio. La igualdad a corto plazo de ahorro e inversión (demanda y oferta), implica que la tasa de acumulación es igual a la tasa de ganancia y no existen problemas de realización o principio de demanda efectiva, por lo que modelo queda asociado a la Ley de Say, tema que es abordado en Goodwin (1983). La utilización de la capacidad también está implícitamente en el nivel normal. Estos dos supuestos lo convierten en un caso especial de un modelo impulsado por el ahorro en la tradición de Kaldor-Pasinetti. En el caso de Goodwin, la tasa de ahorro de los trabajadores es nula y la tasa de ahorro de los capitalistas es igual a uno, lo que hace que la tasa de acumulación sea igual a la tasa de ganancia. Esta última está vinculada al empleo a través de una curva de Phillips de salario real, en la que la tasa de cambio de los salarios reales aumenta o disminuye a medida que la tasa de empleo se mueve por encima o por debajo de un nivel crítico. Este supuesto, conjuntamente con el de capital-producto constante, son de los más cuestionados en el modelo y han impulsado extensiones del mismo que contemplan alternativas como curvas de Phillips con salarios monetarios, inflación y cambio tecnológico que relaja el supuesto sobre el ratio capital-producto (Desai, 1984; Desai *et al.*, 2006; Flaschel, Tavani, Taylor, y Teuber, 2008; Harvie, 2000; Shaikh, 2013, 2016)<sup>2</sup>. Asimismo, se trata de un modelo de un sólo sector en una economía cerrada por lo que la heterogeneidad estructural y la influencia del tipo de cambio real en dinámica de acumulación, se omiten.

## DATOS Y METODOLOGÍA DE ANÁLISIS

Los datos de distribución funcional del ingreso fueron obtenidos a partir de las estimaciones realizadas por Kidyba y Vega (2015) y Kennedy, Pacífico, y Sánchez (2018). Esto nos permite contar con información sobre puestos de trabajo de empleo asalariado, valor agregado bruto (VAB) y la remuneración al trabajo asalariado (RTA)<sup>3</sup>. Para establecer la participación de los trabajadores asalariados en el VAB, Harvie (2000) considera ingresos del total de ocupados, lo que implicaría considerar el ingreso bruto mixto y el de patrones en las series consideradas. Esta información no está disponible, por lo que nuestro enfoque se limita a considerar asalariados<sup>4</sup>.

Para el indicador de empleo, se trabajó con el ratio de puestos de empleo asalariado y población

---

<sup>2</sup> En la TABLA A.2D del ANEXO ESTADÍSTICO se testea el supuesto del ratio capital-producto constante, encontrando evidencia en contra de la validez del supuesto, tal como era esperado.

<sup>3</sup> La conceptualización de las variables se puede consultar en Kidyba y Vega (2015, pp. 9–13).

<sup>4</sup> A partir de ahora se considera empleo/ocupados/trabajadores en relación a asalariados.

total. Esto plantea una diferencia metodológica con el resto de la bibliografía considerada, la cual utiliza el ratio empleo sobre fuerza de trabajo (vgr.: población económicamente activa (PEA), de acuerdo a la terminología del sistema estadístico argentino). Este indicador tiene la ventaja de ofrecer mayor facilidad de interpretación de las variables, en particular cuando se relaciona con el pleno empleo. A pesar de ello, optamos por seguir la lógica utilizada en Argentina. Las razones que justifican nuestra elección son de aspecto tanto técnico como teórico: en Argentina, la tasa de empleo se analiza en base a puestos de trabajo sobre población total y no sobre la PEA. La PEA remite a la oferta de trabajo y se calcula en función de personas ocupadas o bien, desocupadas que están buscando activamente. El ratio empleo-PEA hace referencia al desempleo, pero no tiene en cuenta a los trabajadores desalentados. Además el ratio entre ocupados y población total registra menos volatilidad y están disponibles junto con las estimaciones de participación de asalariados en el valor agregado. Asimismo, creemos que esta relación respeta el espíritu del modelo: las ecuaciones de comportamiento expresan la variación del empleo en función del costo laboral lo que responde a la decisión del capitalista de demandar trabajo, mientras que los salarios (participación de la masa salarial), dependen de la capacidad de negociación de los trabajadores en función del nivel de empleo alcanzado o alternativamente, de la dimensión del ejército de reserva.

Harvie (2000) estima productividad media a partir del producto y los trabajadores empleados. La estimación de los parámetros de la ecuación (1) se realiza por mínimos cuadrados ordinarios, tomando logaritmos de ambos miembros para obtener la tasa  $\alpha$ . En este caso se trabajó con el ratio producto-empleo. Para el producto, se tomó el PIB en dólares de 2011, a paridad de poder de compra de la *Penn World Table* (Feenstra, 2015), mientras que para el empleo se utilizó la serie de puestos de trabajo de CEPAL y CEPED. El mismo procedimiento se emplea para calcular la tasa de crecimiento de la oferta de trabajo ( $\beta$ ) de la ecuación (2). El parámetro se estimó a partir del crecimiento poblacional, a partir de los datos de población provistos por CEPAL. Los parámetros del modelo fueron estimados por Mínimos Cuadrados Ordinarios y los resultados puntuales pueden consultarse en el ANEXO ESTADÍSTICO.

Al considerarse el ratio capital-producto constante,  $\sigma$  se calcula a partir del promedio de la serie. Esta se construyó a partir del ratio de stock de capital y PBI de la *Penn World Table*. El supuesto sobre este parámetro carece de validez empírica, siendo uno de los supuestos más controvertidos.

En la sección 6.2 del ANEXO ESTADÍSTICO se estima una ecuación (3'), alternativa a la (3), de acuerdo a la extensión propuesta por Desai (1973, p. 536).

$$\sigma = \sigma^* v^{-\mu} \quad (3')$$

En dicha propuesta, el ratio capital-producto muestra un comportamiento cíclico en torno a un  $\sigma^*$  promedio, en la medida que el stock de capital se exprese en relación al empleo ( $v$ ): durante los períodos de desempleo, el valor de  $\sigma$  se encontrará por debajo del “verdadero” valor  $\sigma^*$ . La estimación realizada en el presente trabajo incorpora también una tendencia y rezagos de la variable dependiente (Harvie, 2000, p. 364). Dado que tanto los coeficientes de la tendencia y la tasa de empleo son conjuntamente significativos, el supuesto no está empíricamente justificado.

La estimación de la curva de Phillips se lleva a cabo *discretizando* la ecuación (8) y utilizando rezagos distribuidos para obtener las relaciones de largo plazo entre las variables. Siendo  $w'_t = (\Delta w_{(t+1)})/w_t$  y  $m$  los rezagos para especificar correctamente el modelo, los resultados de la estimación de la ecuación (14) están disponibles en el ANEXO ESTADÍSTICO.

$$w'_t = -\hat{\gamma} + \sum_{j=0}^m \hat{\beta}_j \cdot v_{t-j} + \sum_{j=1}^m \hat{\phi}_j \cdot w'_{t-j} + \epsilon_t \quad (14)$$

La ecuación (14) también protagonizó modificaciones, tal como la versión de Desai (1973), Flaschel *et al.* (2008) y Shaikh (2016), entre otros. Para la estimación de la ecuación (14), los salarios reales se calcularon dividiendo la RTA por los asalariados ocupados y se deflactaron por el índice de precios al consumidor, siguiendo el mismo criterio que Harvie (2010). Para esto último se consideró la serie histórica de Ferreres (2011) hasta 2009 y se actualizaron los datos restantes con el índice calculado por el Centro de Estudios y Formación de la República Argentina (CIFRA, 2012).

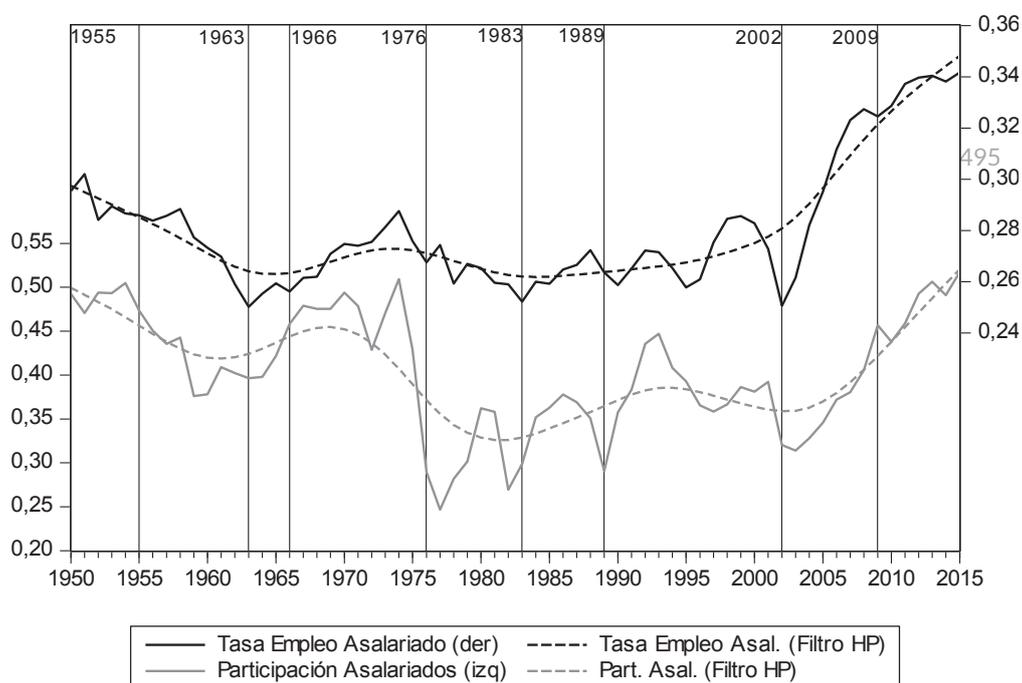
## PROCEDIMIENTO DE ANÁLISIS Y PRESENTACIÓN DE RESULTADOS

Una primera aproximación a la relación entre la participación de los trabajadores en el producto y la tasa de empleo es analizar la relación de largo plazo de las series. Para el período 1950-2015, la población Argentina creció al 1,4% acumulativo anual aproximadamente y el

empleo asalariado lo hizo al 1,65% (a.a.), mientras que la productividad creció al 3,2% (a.a.)<sup>5</sup>. De esta manera, el crecimiento promedio tanto de la tasa de empleo como la participación de los asalariados en el producto, no es significativa para todo el período: el promedio histórico para la participación de los asalariados en el producto y la tasa de ocupación son del 40,5% y el 28%, con coeficientes de variación del 16,7% y el 8,6%, respectivamente. Esto no quiere decir que no hayan existido períodos de cambios importantes como los que se observan entre 1976 y 1983 (véase GRÁFICO 2).

En términos generales puede identificarse que la tasa de ocupación anticipa a la participación de los trabajadores en el producto, en particular a partir de mediados de los años 70 (véase sección 6.1 del ANEXO ESTADÍSTICO). Sin embargo, el GRÁFICO 2 permite identificar sub-períodos con comportamientos distintos.

## GRÁFICO 2. TRAYECTORIA TEMPORAL DE EMPLEO Y PARTICIPACIÓN DE ASALARIADOS

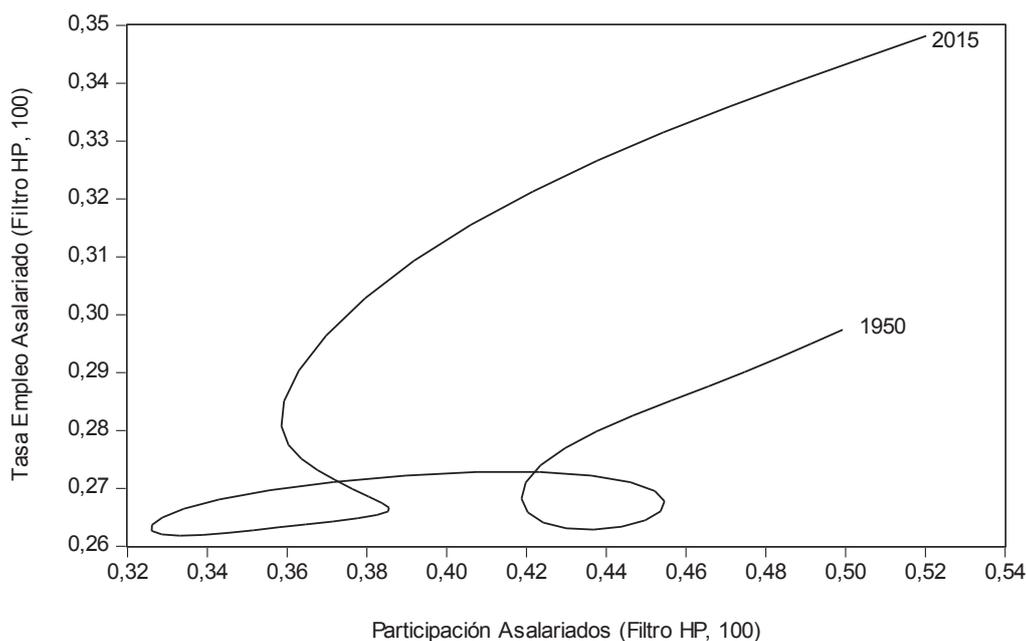


Fuente: Elaboración propia sobre la base de Kidyba y Vega (2015) y Kennedy et al. (2018)

<sup>5</sup> Este último dato varía sensiblemente si se consideran otras series de PBI y/o VAB (Graña, 2018), alcanzándose valores aproximados de 2,2% (a.a.). Aun así, para las estimaciones consideradas, no afecta las conclusiones generales dado que el punto de equilibrio calculado se aleja aún más del promedio histórico de la participación de los asalariados en el producto. Se agradecen los comentarios del Evaluador 1 en relación a los resultados que se alcanzan con diferentes series.

En el GRÁFICO 3 se presenta la relación de largo plazo a partir de las series suavizadas por el filtro Hodrick-Prescott ( $\lambda=100$ ). La aplicación del filtro permite alcanzar una representación estilizada lo que ofrece mayor claridad expositiva. El gráfico refleja dos comportamientos bien marcados: por un lado, desde 1950 hasta principio de los años 90, el sentido del ciclo es contra-horario, mientras que el segundo período reflejaría el ciclo *à la* Goodwin. Esto permite preguntarse si el comportamiento reflejado en estas dos grandes etapas puede asociarse a un crecimiento impulsado por la demanda en el primer caso, y a un crecimiento motorizado por los beneficios en el segundo. La respuesta a este planteo será abordada en futuras investigaciones, mientras que a continuación señalaremos algunos rasgos sobresalientes de los sub-períodos.

**GRÁFICO 3: DIAGRAMA DE FASE: CICLOS DE LARGO PLAZO EN ARGENTINA (1950-2015)**



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Kidyba y Vega (2015) y Kennedy et al. (2018)

Los valores obtenidos en las estimaciones de las series originales (sin filtro) se sintetizan en la TABLA 1. Los puntos de equilibrio calculados de acuerdo a las ecuaciones (11) y (12) son  $(u^*;v^*)=(0,88;0,37)$  y yacen fuera de las órbitas observadas, donde las mayores diferencias se asocian con la participación de los asalariados en el producto. Estos resultados se corresponden con los obtenidos en los trabajos empíricos citados anteriormente en la *Introducción*, ilustrando

la baja capacidad predictiva del modelo. En relación a esto último, no fue la intención de Goodwin formular un modelo sumamente realista, sino poder representar en forma estilizada los conflictos de clase en una sociedad puramente capitalista.

**TABLA 1: SÍNTESIS DE ESTIMACIONES**

Parámetros	Estimación
$\alpha$	0,032
$\beta$	0,014
$\sigma$	2,492
$-\gamma^{lp}$	0,079
$\rho^{lp}$	0,305
$u^*$	0,88
$v^*$	0,37
$T^*(\text{años})$	31,4

### ANÁLISIS POR SUB-PERÍODOS

El análisis cualitativo busca identificar los ciclos en los datos disponibles. En el espacio de fase  $v-u$  se observan comportamientos tanto en sentido horario como anti-horario para distintos sub-períodos, mostrando diferencias en los centros de las órbitas. Por lo tanto, proponemos una periodización con fines prácticos y a los fines de analizar los ciclos observados. Las series se separan en tres períodos: i) 1950-1975; ii) 1976-1989; iii) 1990-2015.

El primer sub-período señalado se corresponde con las políticas de industrialización y las crisis recurrentes de Balanza de Pagos. Durante esta etapa, Argentina entró en la etapa final del proceso de industrialización por sustitución de importaciones (ISI), caracterizado por un crecimiento sostenido aunque con características fluctuantes del tipo *stop & go*, a partir de los problemas de restricción externa y la estructura productiva desequilibrada (Braun y Joy, 1981; Diamand, 1972). Entre los aspectos positivos de este período, se implementaron políticas orientadas a la industrialización, la equidad distributiva y las mejoras en las exportaciones de algunos sectores manufactureros (Rougier y Odisio, 2019, p. 52). Las políticas económicas desarrollistas se orientaron a la sustitución de importaciones y la generación de eslabonamientos hacia atrás, mientras que existieron al menos tres intentos por modificar la distribución del ingreso a favor

de los trabajadores sin alterar fundamentalmente la estructura de propiedad y las relaciones económicas vigentes: los dos peronismos (1946-1952 y 1973-1976) y el gobierno de Illia (1963-1966) (Canitrot, 1975). Simultáneamente, se trató de un período de fuerte conflicto de clases a partir de la resistencia de los trabajadores a los procesos de racionalización y los avances del capital para incrementar los niveles de productividad laboral por encima del incremento salarial (Félic y Pérez, 2004). Durante este período se observaron los mayores niveles de participación de asalariados sobre el producto, promediando un 45%, con un máximo del 52% en 1974. Asimismo, los estudios sobre el período asignan un rol dinamizante a la demanda, en particular sobre el sector industrial, a partir de las políticas salariales orientadas a promover una distribución del ingreso favorable a los trabajadores.

El segundo sub-período representa un cambio significativo en cuanto a los valores promedio de empleo y participación salarial por las medidas implementadas durante la dictadura cívico-militar<sup>6</sup>. En este período, se prohibió la actividad gremial y los salarios nominales pasaron a ser fijados por el Estado, lo que redundó en que la participación de los asalariados en el valor agregado pasara del 51% en 1974, uno de los registros más altos de la historia argentina, al 24,7% en 1977. Durante los primeros años del período del gobierno *de facto*, se impuso el “congelamiento” de los salarios monetarios, provocando una brusca caída de los salarios reales respecto al primer lustro de la década. Aun cuando dicha política se fuera relajando posteriormente, los salarios no recuperaron los niveles previos de poder adquisitivo y la participación de los mismos promedió el 30% del producto, siendo el valor más bajo de la serie considerada. El período democrático que se inicia en 1983 se encontró con serios problemas macroeconómicos y estructurales. La elevada inflación, la deuda externa, la inequitativa distribución del ingreso y regresiva restructuración de la industria fueron algunas de las condiciones generales con las que el gobierno de Alfonsín tuvo que lidiar desde el inicio y que se profundizarían durante su gestión. Las primeras políticas económicas a cargo del ministro Bernardo Grispun, se orientaron a recomponer el salario real, mejorar las condiciones de empleo y la distribución del ingreso, impulsando la actividad económica y el crecimiento del PBI como prioridad. Estas medidas permitieron mejorar la participación del trabajo asalariado elevándose al 38% en 1987. Sin embargo, las propias inconsistencias del plan y las fuertes transformaciones socioeconómicas

---

<sup>6</sup> Para un análisis en términos de salario real, productividad y renta de la tierra, véase Jaccoud *et al.* (2015). Un enfoque diferente sobre el período puede consultarse en Orsatti (1983).

que había provocado la dictadura, fue dando lugar a enfoques ortodoxos sobre la política económica que se evidencian a partir de 1987/88. El final del período es conocido por el estallido de la hiperinflación, los desequilibrios macroeconómicos, la consolidación de una élite empresaria ganadora durante la dictadura y, en particular, una participación del salario de los trabajadores sobre el producto en los niveles similares a los de 1983 (Ortiz y Schorr, 2006). En este contexto, la inversión registró fuertes caídas durante toda la década del ochenta, en particular a partir de 1987, cuando registra un máximo local, y hasta 1991: entre 1980 y 1990, la inversión bruta fija (IBIF) tuvo variaciones negativas en siete años; la IBIF promedio de la década fue un 25% menor respecto a la década anterior (Ferrerres, 2011). Más allá de las continuidades estructurales señaladas, vale destacar que la incorporación en este sub-período del primer gobierno democrático posterior a la dictadura no pretende establecer una continuidad política ni mucho menos institucional. Asimismo, dicha periodización reviste un carácter práctico a partir del comportamiento observado en los ciclos y que quedan vinculados a las características señaladas sobre los períodos.

A partir de la década del 90 se inicia un período que buscó estabilizar y promover el crecimiento económico. Desde mediados de los años setenta, la economía estaba sumida en el estancamiento productivo con elevados niveles de inflación que redundaron en la reducción del salario y la disminución del empleo formal y de calidad, aumentando la pobreza y la desigualdad en la distribución del ingreso. A partir de 1991 se sancionó el régimen de convertibilidad, a partir de la Ley N° 23.928 que duraría hasta la *crisis del 2001*, junto con una serie de medidas de privatizaciones, liberalización comercial y financiera y la flexibilización laboral que profundizaron las políticas implementadas durante la última dictadura cívico-militar. En este período existió una parcial recuperación del salario real y fases ascendentes, de estancamiento y de caída del empleo de acuerdo a los niveles de actividad económica observados entre 1990 y 2002 (Beccaria, 2004). La estabilidad relativa alcanzada en el salario real por la estabilización de la inflación, contrastó con la fluctuación del empleo, por lo que las mejoras de la participación del salario en el producto alcanzarían un máximo hasta 1995 (crisis mexicana), para luego decrecer en la fase posterior del ciclo por el aumento del desempleo. Habría que esperar hasta el año 2009 para volver a observar los mismos niveles de participación salarial. Durante esta etapa se observó un fuerte crecimiento de la productividad en términos de empleo por encima del salario real, facilitado por las transformaciones productivas y a pesar de la nueva normativa laboral que promovía

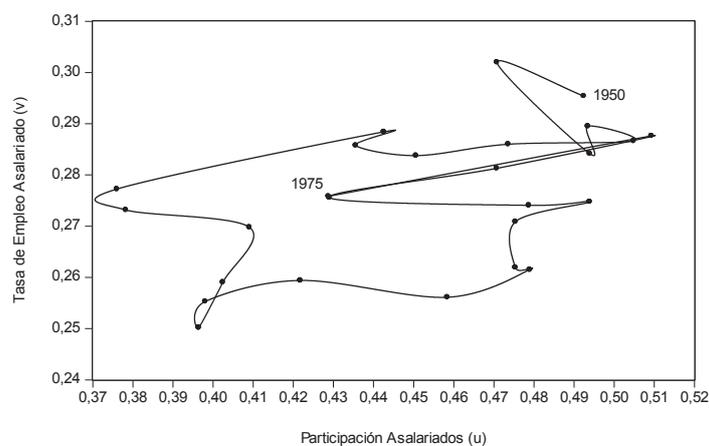
la alineación entre dichas variables: el capital había recuperado el control sobre el trabajo social, lo que se manifestó en la disminución de la conflictividad laboral (Félic y Pérez, 2004). El régimen de convertibilidad en Argentina alcanzó su final con la crisis económica y social de 2001. Entre el año 2000 y 2002, según datos del INDEC, el PBI cayó casi un 15%, el tipo de cambio superó los \$4 por dólar para estabilizarse en \$3,40 en el 2002, año en el cual el desempleo alcanzó el 19,7%, la participación de los asalariados en el producto cayó al 31% y la pobreza mostró niveles inéditos superiores al 50%, con el consecuente deterioro del resto de las variables sociales. A partir de 2003, el país comienza a evidenciar la recuperación económica a partir de un crecimiento económico que se sostendría ininterrumpidamente hasta 2009 cuando se produce la crisis internacional de las hipotecas en EEUU, para luego retomar el crecimiento hasta 2011. Desde entonces, la economía argentina ha vuelto a oscilar, alternando con años de crecimiento (años pares) y de caída (años impares) del producto.

Una primera aproximación al modelo de Goodwin en Argentina podría centrarse en el período 1990-2015. En los dos sub-períodos previos, el sentido del ciclo es anti-horario, en especial entre 1950-1975 donde el comportamiento en el espacio de fases v-u es más claro (GRÁFICO 4A). Entre 1976-1989, la dinámica de las variables es un tanto errática: durante los años 1976-1978 y 1983-1989, el sentido de las variables es anti-horario, aunque entre 1978 y 1982 se evidencia un ciclo corto de cinco años de acuerdo a lo esperado por el modelo, con el empleo comportándose como la “población presa” y la participación de los asalariados como “población depredadora” (GRÁFICO 4B). Recién a partir de 1990, se aprecia un comportamiento de acuerdo a lo planteado por Goodwin, observándose dos ciclos de 6 y 7 años con un desplazamiento del centro hacia noroeste; a partir de la crisis del 2002, dicho desplazamiento es hacia noreste, promovido por un fuerte crecimiento de la tasa de ocupación que redundó en una mayor participación de la masa salarial en el producto. En 2008 se alcanza un pico de empleo que es acompañado por un aumento de la participación de salario en 2009, durante la crisis internacional de las hipotecas (vgr.: *crisis sub-prime*). En los años posteriores el empleo vuelve a recuperarse, siendo acompañado posteriormente por aumento de los salarios en el producto, mostrando un desplazamiento del centro del ciclo. Sin embargo, a partir de 2011, dicho desplazamiento sería sólo hacia la derecha, lo que se corresponde con la desaceleración del nivel de actividad que caracterizó al período (GRÁFICO 4C). De mantenerse esta relación y la desaceleración económica, deberíamos esperar una caída en el empleo con la posterior disminución de la participación de los asalariados,

lo cual evidencia los límites estructurales que presenta la economía argentina en términos de distribución del ingreso (Jaccoud et al., 2015).

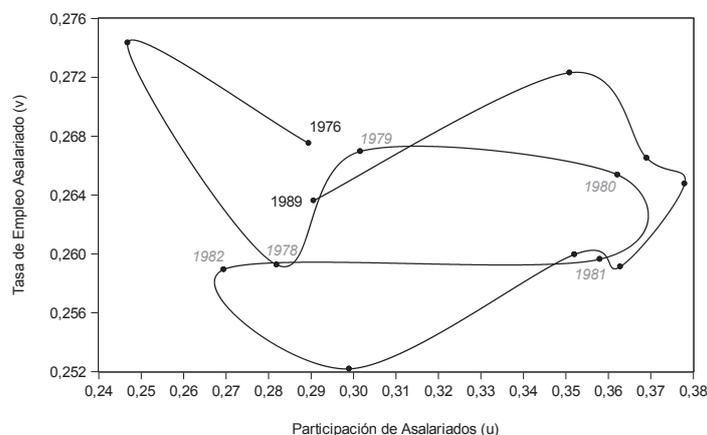
Esta periodización permite formular al menos dos conclusiones. La primera es que los tres períodos muestran desplazamientos de los centros, lo que en ocasiones se relaciona a cambios institucionales (Moura Jr y Ribeiro, 2013; Tavani y Zamparelli, 2015). El promedio de las series de participación de asalariados y empleo para los tres sub-períodos es: i)  $(u^*;v^*)_i=(0,45;0,28)$ ; ii)  $(u^*;v^*)_{ii}=(0,32;0,26)$ ; iii)  $(u^*;v^*)_{iii}=(0,40;0,29)$ <sup>7</sup>. La segunda conclusión es que en los dos primeros sub-períodos, el ciclo no se comporta de acuerdo al modelo de Goodwin: recién entre 1990 y 2015 se observa un ciclo en el sentido horario, con el salario jugando el rol de “depredador” y el empleo de “presa”. Para una mayor claridad expositiva, en el GRÁFICO 4A, 4B y 4C se presentan los tres sub-períodos por separados.

**GRÁFICO 4: ESPACIO DE FASE (U,V) EN ARGENTINA 1950-2015 (SUB-PERÍODOS)**  
**GRÁFICO 4.A: ESPACIO DE FASE (U,V) EN ARGENTINA: SUB-PERÍODO 1950-1975**

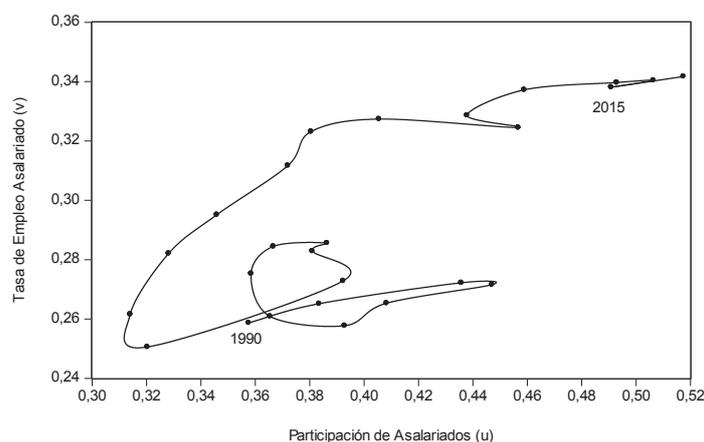


<sup>7</sup> Si omitimos la “crisis del 2001”, esto es quitar los años 2002 y 2003, los valores promedios mencionados ascienden a  $(u^*;v^*)=(0,41;0,30)$ .

### GRÁFICO 4.B: ESPACIO DE FASE (U,V) EN ARGENTINA: SUB-PERÍODO 1976-1989



### GRÁFICO 4.C: ESPACIO DE FASE (U,V) EN ARGENTINA: SUB-PERÍODO 1990-2015



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Kidyba y Vega (2015) y Kennedy et al. (2018)

Considerando la aproximación lineal del modelo<sup>8</sup> para el tercer período, se observa que los datos se ordenan de acuerdo a los signos esperados. Renombrando los parámetros para reescribir las ecuaciones (9) y (10), tenemos:

$$a_1 = 1/\sigma - (\alpha + \beta) \quad (15)$$

$$b_1 = 1/\sigma \quad (16)$$

$$a_2 = (\alpha + \gamma) \quad (17)$$

$$b_2 = \rho \quad (18)$$

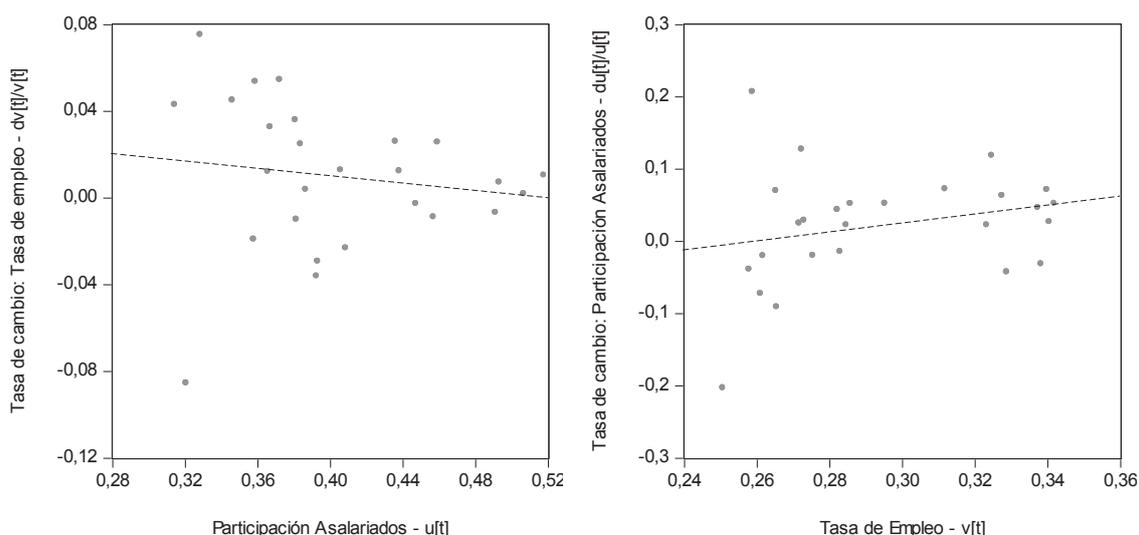
<sup>8</sup> Moura Jr y Ribeiro (2013) realizan la aproximación a partir de considerar la extensión del modelo aportada por Desai-Henry-Mosley-Pemberton.

De esta manera, el sistema se puede reescribir en forma más sencilla:

$$\begin{cases} \frac{du}{u} = -a_1 + a_2 v \\ \frac{dv}{v} = b_1 - b_2 u \end{cases} \quad (19)$$

Si bien no es de esperar que esta curva ajuste de manera correcta, la aproximación lineal permite el ejercicio de calcular el equilibrio teórico, independientemente de las estimaciones individuales de los parámetros que se llevó a cabo anteriormente.

### GRÁFICO 5: APROXIMACIÓN LINEAL DEL MODELO DE GOODWIN PARA ARGENTINA ENTRE 1990 Y 2015



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Kidyba y Vega (2015) y Kennedy et al. (2018).

Nota: La crisis del 2001 aplana la recta del gráfico de la derecha, al mismo tiempo que aumenta la pendiente de la recta del gráfico derecho. Aún así, se mantienen los signos esperados de los parámetros de acuerdo a modelo propuesto.

En el GRÁFICO 5, se observa que las tendencias de los gráficos de dispersión contienen parámetros cuyos signos se corresponden con lo esperado por el modelo, a pesar de que el ajuste no sea estadísticamente significativo. Más allá de los valores puntuales que puedan alcanzarse (los cuales carecen de rigurosidad y no tienen más utilidad que el ejercicio teórico), se puede observar que la tasa de cambio de la participación de los asalariados aumenta (se acelera), cuando crece la tasa de ocupación, mientras que la tasa de cambio de la ocupación decrece ante un aumento de la participación de los asalariados en el producto.

#### 4. CONCLUSIÓN: DISCUSIÓN DE RESULTADOS

El presente trabajo es un estudio empírico del modelo de Richard Goodwin (1967) a partir de los datos disponibles para Argentina. Los resultados alcanzados no difieren de otros trabajos empíricos para países con diferentes niveles de desarrollo: en términos generales y a partir de una evaluación cualitativa, pueden encontrarse comportamientos cíclicos que evidencian el conflicto distributivo señalado por el autor; sin embargo, las estimaciones de los parámetros arrojan resultados poco satisfactorios en cuanto a la capacidad predictiva del modelo.

En particular, en Argentina se observaron comportamientos que permiten discutir diferentes tipos de crecimiento económico (vgr.: impulsados por salarios o por beneficios). A pesar de la evidencia de causalidad estadística en la dirección empleo-participación de asalariados, el trabajo permitió identificar al menos dos sub-períodos donde el sentido de los ciclos no se desarrolla en la forma planteada por el modelo. Hasta 1975, la dirección del ciclo fue claramente contraria a lo predicho por el modelo; durante el período de la dictadura cívico-militar, se observaron ambos comportamientos, registrándose un ciclo de cinco años en el sentido horario entre 1978 y 1982. Durante el primer gobierno democrático, la fase *v-u* retoma el sentido anti-horario, mientras que a partir del período 1990-2015, los ciclos se comportaron en sentido horario.

Estos resultados constituyen hechos estilizados que permiten plantear una serie de inquietudes. Por un lado, vale preguntarse si existen fundamentos para pensar que la economía argentina evidenció un cambio de comportamiento en la dinámica de crecimiento a partir del período mencionado, encontrando a la participación de los asalariados en el rol de “depredador” de acuerdo a la lógica del modelo. A partir de este período, se consolidan cambios estructurales sobre el empleo que cambian la dinámica de negociación salarial y la participación del Estado en esta disputa. Esta posibilidad toma mayor relevancia si consideramos la interpretación de Félix y Pérez (2004): a partir de los años 90, hiperinflación y régimen de convertibilidad mediante (vgr.: considerando apertura financiera y comercial, flexibilización laboral, etc.), se consolida nuevamente el control del capital sobre el trabajo social y la valorización (precaria) en escala ampliada.

Por otro lado, el desplazamiento del ciclo observado durante la posconvertibilidad y los limitantes estructurales señalados por varios autores (Fernández Bugna y Porta, 2007; Jaccoud *et al.*, 2015; Rougier y Schorr, 2015; Souto Simão, 2014; Wainer, 2017; Wainer y Schorr, 2014),

permite preguntarnos si existe un límite “tolerado” para la participación de los asalariados (vgr.: ‘50-50’), tal como fuera planteado por Desai *et al.* (2006), de forma que la puja distributiva y la conflictividad laboral anticipen los períodos recesivos. Esta expresión debe comprenderse en el contexto teórico más amplio, incluso en los términos que consideró Goodwin para su modelo, esto es, que la puja distributiva provoque una disminución de la tasa de ganancia y por lo tanto de la inversión que impulsa el crecimiento, dando lugar al estancamiento con disminución de la creación de empleo y la posterior crisis.

El modelo considerado goza de amplio interés por su simplicidad matemática, claridad expositiva<sup>9</sup> y por la condensación de conceptos de la economía política. Sin embargo, también son reconocidas las limitaciones que evidencia a partir de los supuestos restrictivos y poco sostenibles empíricamente que considera. Aun así el modelo puede ser ampliado considerando los factores mencionados como el sector externo, utilización de la capacidad instalada, modificaciones en la función de inversión y la ecuación de salarios, entre otros componentes. En particular, esto abre una serie de desafíos y discusiones para abarcar países en desarrollo: heterogeneidad estructural, fuga de capitales, etc. Las discusiones sobre las crisis económicas argentinas deben contemplar la restricción externa y el tipo de cambio como factores relevantes, sobre todo en la determinación de la rentabilidad y las decisiones de inversión (Astarita, 2010; Canitrot, 1975). El presente trabajo buscó una aproximación empírica para Argentina, que contribuya al resto de las investigaciones realizadas y (oportunamente) motive el desarrollo de extensiones del modelo que incorporen las problemáticas regionales.

## 5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Astarita, R. (2010). *Economía política de la dependencia y el subdesarrollo: Tipo de cambio y renta agraria en la Argentina*. Bernal: Universidad Nacional de Quilmes Editorial.
- Barbosa-Filho, N. H., y Taylor, L. (2006). “Distributive and demand cycles in the US economy —A structuralist Goodwin model”. *Metroeconomica*, 57(3), 389–411.
- Beccaria, L. (2004). “Reformas estructurales, convertibilidad y mercado de trabajo”. En R. Boyer y J. C. Neffa (Eds.), *La economía argentina y su crisis (1976—2001): Visiones institucionales y regulacionistas* (1. ed, pp. 151–175). Buenos Aires: Miño y Davila.

---

<sup>9</sup> Vale recordar que el autor se propuso hacer un modelo simple que sintetizara lo que consideraba como aspectos centrales de la dinámica capitalista (Harvie, 2000, p. 365).

Braun, O., y Joy, L. (1981). “Un modelo de estancamiento económico-Estudio de caso sobre la economía argentina”. *Desarrollo económico*, 585–604.

Canitrot, A. (1975). “La experiencia populista de redistribución de ingresos”. *Desarrollo Económico*, 15(59), 331–351.

CIFRA (2012). “Propuesta de un indicador alternativo de inflación”. Informe Temático, Marzo 2012. *Centro de Investigación y Formación de la República Argentina-Central de Trabajadores de la Argentina* (CTA), Buenos Aires.

Dávila-Fernández, M. J., y Sordi, S. (2018). “Distributive cycles and endogenous technical change in a BoPC growth model”. *Economic Modelling*, 77, 216-233.

Desai, M. (1973). “Growth cycles and inflation in a model of the class struggle”. *Journal of Economic Theory*, 6(6), 527–545.

Desai, M. (1984). “An Econometric Model of the Share of Wages in National Income: UK 1855–1965”. En *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems. Nonlinear Models of Fluctuating Growth* (pp. 253–277). Springer, Berlin, Heidelberg.

Desai, M., Henry, B., Mosley, A., y Pemberton, M. (2006). “A clarification of the Goodwin model of the growth cycle”. En *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(12), 2661–2670.

Diamand, M. (1972). “La estructura productiva desequilibrada argentina y el tipo de cambio”. *Desarrollo económico*, 12(45), 25–47.

Feenstra, Robert C., Robert Inklaar and Marcel P. Timmer (2015), “The Next Generation of the Penn World Table”. En *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182.

Féliz, M., y Pérez, P. E. (2004). “Conflicto de clase, salarios y productividad: Una mirada de largo plazo para Argentina”. En R. Boyer y J. C. Neffa (Eds.), *La economía argentina y su crisis (1976—2001): Visiones institucionales y regulacionistas* (1. ed, pp. 175–221). Miño y Davila, Buenos Aires.

Fernández Bugna, C., y Porta, F. (2007). “El crecimiento reciente de la industria argentina. Nuevo régimen sin cambio estructural”. En B. Kosacoff (Ed.), *Crisis, recuperación y nuevos dilemas. La economía argentina, 2002-2007*. CEPAL, pp. 63–105).

Ferreres, O. J. (Ed.). (2011). *Dos siglos de economía argentina: 1810-1910-2010: historia argentina en cifras* (Edición Bicentenario [2. ed. actualizada]). Editorial El Ateneo: Fundación Norte y Sur. Buenos Aires

Flaschel, P., Tavani, D., Taylor, L., y Teuber, T. (2008). “Demand Driven Goodwin Growth Cycles with a Three-Regimes Wage Phillips Curve”. *Bielefeld University: CEMM working paper*, (153).

- García Molina, M., y Herrera Medina, E. (2010). “Are there Goodwin employment-distribution cycles? International empirical evidence”. *Cuadernos de Economía*, 29(53), 1–29.
- Goodwin, R. M. (1967). “A growth cycle”. En *Capitalism and economic growth* (C. H. Feinstein, pp. 54–58). Cambridge University Press.
- Goodwin, R. M. (1983). “A note on wages, profits and fluctuating growth rates”. *Cambridge Journal of Economics*, 7(3/4), 305–309.
- Granger, C. W. J. (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods”. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Graña, J. M. (2018). “Evolución comparada del sector industrial argentino y estadounidense, entre el rezago productivo y el deterioro salarial”. En D. Kennedy (Ed.), *Debates en torno a las condiciones actuales de reproducción de la fuerza de trabajo argentina en perspectiva histórica* (1ra ed., pp. 59–81). Universidad de Buenos Aires. Facultad de Ciencias Económicas. Buenos Aires.
- Harvie, D. (2000). “Testing Goodwin: Growth cycles in the OECD countries”. *Cambridge Journal of Economics*, 24(3), 349–376.
- Harvie, D., Kelmanson, M. A., y Knapp, D. G. (2007). “A Dynamical Model of Business-Cycle Asymmetries: Extending Goodwin”. *Economic Issues*, 12(1).
- Jaccoud, F., Arakaki, A., Monteforte, E., Pacífico, L., Graña, J. M., y Kennedy, D. (2015). “Estructura productiva y reproducción de la fuerza de trabajo: La vigencia de los limitantes estructurales de la economía argentina”. *Cuadernos de Economía Crítica*, (2), 79–112.
- Kennedy, D., Pacífico, L., y Sánchez, M. A. (2018). “La evolución de la economía argentina a partir de la publicación de la base 2004 de las cuentas nacionales: Reflexiones a partir de la consideración del doble carácter del producto social en perspectiva histórica”. *Cuadernos de Economía Crítica*, 4(8), 43–69.
- Kidyba, S., y Vega, D. (2015). “Distribución funcional del ingreso en la Argentina, 1950-2007”. *CEPAL*, Buenos Aires.
- Moreno, Á. M. (2002). “El modelo de ciclo y crecimiento de Richard Goodwin: Una evaluación empírica para Colombia”. *Cuadernos de economía*, 21(37), 13–31.
- Moura Jr, N., y Ribeiro, M. B. (2013). “Testing the Goodwin growth-cycle macroeconomic dynamics in Brazil”. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 392(9), 2088–2103.
- Orsatti, A. (1983). “La nueva distribución funcional del ingreso en la Argentina”. *Desarrollo Económico*, 23(91), 315–337.
- Ortiz, R., y Schorr, M. (2006). “La economía política del gobierno de Alfonsín: Creciente

subordinación al poder económico durante la “década perdida””. En A. R. Pucciarelli (Ed.), *Los años de Alfonsín: ¿El poder de la democracia o la democracia del poder?* (pp. 291–335). Siglo Veintiuno Editores. Buenos Aires.

Rougier, M., y Schorr, M. (2015). “Desempeño industrial bajo el gobierno del peronismo clásico y del kirchnerismo: Un abordaje en clave comparativa”. *Desarrollo Económico*, 55(215), 49–81.

Shaikh, A. (2013). “Wages, unemployment and social structure: A new Phillips Curve”. *G. & L E R*, 17(2).

Shaikh, A. (2016). *Capitalism: Competition, Conflict, Crises*. Oxford ; New York, NY: OUP USA.

Skott, P. (1989). “Effective Demand, Class Struggle and Cyclical Growth”. *International Economic Review*, 30(1), 231–247.

Solow, R. M. (1990). “Goodwin’s growth cycle: Reminiscence and rumination”. En *Nonlinear and multisectoral macrodynamics* (pp. 31–41). Palgrave Macmillan, London.

Sordi, S. (1999). “Economic models and the relevance of “chaotic regions”: An application to Goodwin’s growth cycle model”. *Annals of Operations Research*, 89, 3–19.

Sordi, S. (2001). “Growth cycles when workers save: A reformulation of goodwin’s model along Kaldorian–Pasinettian lines””. *Central European Journal of Operations Research*, 9(1–2), 97–117.

Souto Simão, M. (2014). “Entre el dicho y el hecho...: Una revisión de la industria argentina en la posconvertibilidad (2002-2010)”. *Desarrollo Económico*, 54(213), 231–263.

Tavani, D., y Zamparelli, L. (2015). “Endogenous technical change, employment and distribution in the Goodwin model of the growth cycle”. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(2), 209–216.

Wainer, A. G. (2017). “Sector externo y ciclos económicos: Un análisis comparativo de la industrialización por sustitución de importaciones y la posconvertibilidad”. *Revista Economía y Desafíos del Desarrollo*, 1(1).

Wainer, A. G., y Schorr, M. (2014). “La economía argentina en la posconvertibilidad: Problemas estructurales y restricción externa”. *Realidad Económica*, (286).

Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la Econometría*. 4e. Edición en español, Ciudad de México, México, Edit. Cengage Learning, 1-865.

## 6 ANEXO ESTADÍSTICO

### 6.1 CAUSALIDAD ESTADÍSTICA

Se analizó la causalidad estadística en sentido de Granger (Granger, 1969; Wooldridge, 2010). Los resultados arrojan causalidad estadística unidireccional desde la tasa de ocupación hacia la participación del salario, pero no en el sentido contrario. Esta relación es más fuerte a partir de 1975.

**TABLA A.1: ESTIMACIÓN DE CAUSALIDAD (1950-2015)**

Dependent Variable: u(t) Method: Least Squares Date: 10/11/19 Time: 07:43 Sample (adjusted): 1953 2015 Included observations: 63 after adjustments Convergence achieved after 6 iterations					Dependent Variable: v(t) Method: Least Squares Date: 10/11/19 Time: 15:03 Sample (adjusted): 1953 2015 Included observations: 63 after adjustments Convergence achieved after 7 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.076756	0.138250	0.555197	0.5809	C	0.309959	0.070647	4.387445	0.0000
v(-1)	1.163218	0.489698	2.375380	0.0208	u(-1)	0.001023	0.028487	0.035910	0.9715
AR(1)	1.041197	0.128156	8.124480	0.0000	AR(1)	1.224136	0.127367	9.611063	0.0000
AR(2)	-0.283268	0.127645	-2.219185	0.0303	AR(2)	-0.248645	0.132047	-1.883003	0.0646
R-squared	0.756076	Mean dependent var	0.401511		R-squared	0.908611	Mean dependent var	0.279825	
Adjusted R-squared	0.743673	S.D. dependent var	0.067151		Adjusted R-squared	0.903964	S.D. dependent var	0.025107	
S.E. of regression	0.033998	Akaike info criterion	-3.863659		S.E. of regression	0.007780	Akaike info criterion	-6.813022	
Sum squared resid	0.068195	Schwarz criterion	-3.727587		Sum squared resid	0.003572	Schwarz criterion	-6.676950	
Log likelihood	125.7053	Hannan-Quinn criter.	-3.810141		Log likelihood	218.6102	Hannan-Quinn criter.	-6.759504	
F-statistic	60.95967	Durbin-Watson stat	1.900880		F-statistic	195.5310	Durbin-Watson stat	1.860571	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.52+ .11i	.52-. 11i			Inverted AR Roots	.97	.26		

**TABLA A.1-BIS: ESTIMACIÓN DE CAUSALIDAD (1975-2015)**

Dependent Variable: u(t) Method: Least Squares Date: 10/11/19 Time: 15:01 Sample: 1975 2015 Included observations: 41 Convergence achieved after 5 iterations					Dependent Variable: v(t) Method: Least Squares Date: 10/11/19 Time: 14:58 Sample: 1975 2015 Included observations: 41 Convergence achieved after 8 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.093499	0.091852	-1.017930	0.3153	C	0.319909	0.104395	3.064426	0.0041
v(-1)	1.666039	0.323751	5.146059	0.0000	u(-1)	0.000216	0.036637	0.005893	0.9953
AR(1)	0.830917	0.143732	5.781035	0.0000	AR(1)	1.261340	0.168253	7.496705	0.0000
AR(2)	-0.393772	0.136748	-2.879546	0.0066	AR(2)	-0.285735	0.175559	-1.627570	0.1121
R-squared	0.772118	Mean dependent var	0.376661		R-squared	0.915412	Mean dependent var	0.283438	
Adjusted R-squared	0.753641	S.D. dependent var	0.065423		Adjusted R-squared	0.908554	S.D. dependent var	0.029295	
S.E. of regression	0.032473	Akaike info criterion	-3.924376		S.E. of regression	0.008859	Akaike info criterion	-6.522304	
Sum squared resid	0.039015	Schwarz criterion	-3.757198		Sum squared resid	0.002904	Schwarz criterion	-6.355126	
Log likelihood	84.44971	Hannan-Quinn criter.	-3.863499		Log likelihood	137.7072	Hannan-Quinn criter.	-6.461427	
F-statistic	41.78818	Durbin-Watson stat	1.921913		F-statistic	133.4718	Durbin-Watson stat	1.828882	
Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.42+ .47i	.42-. 47i			Inverted AR Roots	.97	.30		

Nota: u(t) es la participación de los asalariados en el producto; v(t) es la tasa de ocupación. Las estimaciones fueron realizadas por el paquete estadístico EViews 8.0.

## 6.2 ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS

Las estimaciones econométricas se presentan en las Tablas siguientes.

**TABLA A.2A: ESTIMACIÓN DE CRECIMIENTO DE LA FUERZA DE TRABAJO**

Dependent Variable: *ln n*  
Method: Least Squares  
Date: 09/02/19 Time: 10:14  
Sample: 1950 2015  
Included observations: 66

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.888337	0.005245	550.6684	0.0000
t	0.014332	0.000139	102.9358	0.0000
R-squared	0.993996	Mean dependent var		3.354127
Adjusted R-squared	0.993902	S.D. dependent var		0.275952
S.E. of regression	0.021548	Akaike info criterion		-4.807190
Sum squared resid	0.029718	Schwarz criterion		-4.740837
Log likelihood	160.6373	Hannan-Quinn criter.		-4.780970
F-statistic	10595.77	Durbin-Watson stat		0.016981
Prob(F-statistic)	0.000000			

**TABLA A.2B: ESTIMACIÓN DE TASA DE PRODUCTIVIDAD**

Dependent Variable: *ln Y/N*  
Method: Least Squares  
Date: 09/02/19 Time: 14:58  
Sample: 1950 2015  
Included observations: 66

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.611601	0.041108	39.20387	0.0000
t	0.032402	0.001091	29.69367	0.0000
R-squared	0.932326	Mean dependent var		2.664675
Adjusted R-squared	0.931269	S.D. dependent var		0.644185
S.E. of regression	0.168884	Akaike info criterion		-0.689381
Sum squared resid	1.825385	Schwarz criterion		-0.623028
Log likelihood	24.74957	Hannan-Quinn criter.		-0.663161
F-statistic	881.7139	Durbin-Watson stat		0.135338
Prob(F-statistic)	0.000000			

£

**TABLA A.2C: ESTIMACIÓN DE CURVA DE PHILLIPS**

Dependent Variable:  $w_t'$   
 Method: Least Squares  
 Date: 10/11/19 Time: 08:01  
 Sample (adjusted): 1952 2015  
 Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\gamma$	-0.076149	0.146633	-0.519317	0.6054
$v_t$	4.273645	1.518765	2.813894	0.0066
$v_{t-1}$	-3.978781	1.589526	-2.503124	0.0151
$w_{t-1}'$	0.043209	0.122156	0.353720	0.7248
R-squared	0.122191	Mean dependent var		0.009169
Adjusted R-squared	0.078300	S.D. dependent var		0.101887
S.E. of regression	0.097817	Akaike info criterion		-1.750975
Sum squared resid	0.574090	Schwarz criterion		-1.616045
Log likelihood	60.03122	Hannan-Quinn criter.		-1.697820
F-statistic	2.783998	Durbin-Watson stat		2.065184
Prob(F-statistic)	0.048480			

En la salida anterior, vemos que si bien no todos los parámetros son estadísticamente significativos, los signos obtenidos se adecúan a lo esperado. A partir de estas estimaciones, podemos obtener la relación de largo plazo, calculada a partir de igualar las variables en el tiempo. Esto significa reescribir la ecuación (14) de forma:

$$w^{lp} = \gamma^{lp} + \rho^{lp} v^{lp} \quad (20)$$

Donde  $w^{lp} = w_t' = w_{t-1}'$  y  $v^{lp} = v_t = v_{t-1}$ . Por lo tanto, los parámetros  $\hat{\beta}_j$  ( $j=0, 1$ ) quedan:

$$\hat{\gamma}^{lp} = \gamma / (1 - \hat{\phi}) \quad (21)$$

$$\hat{\rho}^{lp} = (\hat{\rho}_0 + \hat{\rho}_1) / (1 - \hat{\phi}) \quad (22)$$

De esta manera, los valores de largo plazo serían:

$$\widehat{\gamma}^{lp} = -0,079 \quad (23)$$

$$\widehat{\rho}^{lp} = 0,305 \quad (24)$$

**TABLA A.2D: TEST SOBRE SUPUESTO DE RATIO K/Y CONSTANTE**

Dependent Variable:  $\ln \sigma$   
 Method: Least Squares  
 Date: 11/12/19 Time: 16:23  
 Sample (adjusted): 1951 2015  
 Included observations: 65 after adjustments  
 Convergence achieved after 8 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$\ln \sigma^*$	-0.966139	0.252155	-3.831522	0.0003
$\ln v(t)$	-1.161384	0.147640	-7.866330	0.0000
$t$	0.011409	0.002713	4.204532	0.0001
AR(1)	0.914883	0.053049	17.24597	0.0000
R-squared	0.973326	Mean dependent var	0.894795	
Adjusted R-squared	0.972015	S.D. dependent var	0.196027	
S.E. of regression	0.032793	Akaike info criterion	-3.937645	
Sum squared resid	0.065598	Schwarz criterion	-3.803837	
Log likelihood	131.9735	Hannan-Quinn criter.	-3.884849	
F-statistic	741.9709	Durbin-Watson stat	1.572624	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.91			

Esta ecuación es estimada por Harvie (2010) siguiendo la propuesta por Desai (1984). La operación consiste en relajar el supuesto sobre el ratio capital-producto, admitiendo la influencia del empleo ( $v_t$ ) y una tendencia que capte el crecimiento secular de la relación ( $t$ ). Los resultados permiten rechazar el supuesto capital-producto constante.