

La formación del mercado laboral
para el sector minero (La expe-
riencia de Huancavelica, Perú
1950-1978)

HERACLIO BONILLA
CARMEN SALAZAR

Políticas, técnicas e instrumentos
económicos del Estado, Perú
1821-1879

JAVIER TANTALEAN ARBULU

Devaluaciones y distribución de in-
gresos en América Latina

MICHAEL J. TWOMEY

Una revisión crítica de la teoría de
producción disjunta de Sraffa

RAMON GARCIA-COBIAN J.

La economía peruana en 1982

J. IGUÍÑIZ
J. LEON
A. ESPEJO
M. TERRONES
E. SUMAR
L. ROMERO
L. SUAREZ

Reseñas

ECONOMIA

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PONTIFICIA UNIVERSIDAD
CATOLICA DEL PERU



DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS EN AMERICA LATINA

MICHAEL J. TWOMEY*
CAS & L
Universidad de Michigan,
Dearborn, EE.UU.

Este artículo estudia los efectos de devaluaciones del tipo de cambio y cambios en la demanda interna sobre los salarios reales y la distribución del ingreso. Se presentan modelos que utilizan, tanto los supuestos clásicos como neo-clásicos sobre la oferta de trabajo, mientras que las devaluaciones son analizadas con y sin restricciones de liquidez. Los resultados empíricos para nueve países latinoamericanos apoyan fuertemente la conclusión teórica de que las devaluaciones disminuyen los salarios reales y empeoran la distribución del ingreso.

I. INTRODUCCION

Aún cuando la adopción de los tipos de cambio flotantes por los países industriales puede haber reducido sus preocupaciones en el ámbito del comercio exterior, la mayoría de los países en desarrollo (LDC'S) mantienen alguna forma de tipo de cambio fijo y tienen que hacer frente, al parecer con frecuencia, a los problemas causados por grandes déficits en la balanza de pagos. A pesar del clamor sucedido por el supuesto impacto sobre los salarios reales y la distribución del ingreso del paquete típico de estabilización de la devaluación del tipo de cambio y de la contracción interna, son poco rigu-

* Se presentó una versión anterior de este artículo en las reuniones de la "Western Economics Association", en Julio de 1981. El autor desea agradecer a Jeffrey Nugent, Carlos Santiago y Elizabeth Crowell por sus provechosos y útiles comentarios a los borradores anteriores. El autor es el único responsable de todos los errores que hayan permanecido.

rosos los estudios¹ que se han realizado acerca del problema desde el trabajo de Díaz Alejandro, efectuado hace más de dos décadas. En este artículo presentamos un modelo en el cual las devaluaciones y la contracción interna² disminuyen el salario real y empeoran la distribución del ingreso, y contrastamos esta hipótesis en nueve países latinoamericanos.

Para la presentación teórica de nuestro argumento, construimos un par de curvas de oferta agregada: una utilizando la oferta de trabajo en sentido "clásico"; la otra utilizando lo que se denomina macroeconomía "neo-clásica". El lado de la demanda consta, alternativamente, de una función sencilla que representa la demanda interna, o de formulaciones de devaluaciones, utilizando cualquiera de dos hipótesis marcadamente distintas, acerca de lo que ocurre con la oferta de dinero. Aun cuando estos modelos tengan diferentes implicaciones sobre lo que acontece con la producción agregada (47), todos ellos están de acuerdo respecto a los efectos sobre los salarios reales. Un argumento breve se presenta entonces en lo que concierne a por qué, cambios en los salarios reales determinarían cambios en la participación del trabajo en la producción total o en la distribución funcional del ingreso. Nuestras hipótesis se basan en pruebas o ensayos empíricos. También discutimos la relación entre la participación del trabajo y la distribución del tamaño del ingreso, además de la cuestión, más amplia, de la redistribución intersectorial del ingreso debida a estos cambios en la demanda. Finalizamos el artículo con algunas observaciones concluyentes acerca de temas de discusión conexos.

II. EL MODELO

Nuestro modelo es el de una pequeña economía abierta que consta de dos sectores: el de bienes transables y el de bienes no transables. Este es el sistema empleado por Díaz Alejandro, aunque rechazamos su hipótesis de una oferta perfectamente elástica de bienes no transables, con respecto a su precio nominal, por ser incompatible con los datos sobre la inflación. Es decir, éste no es un modelo de economía dual del tipo Lewis-Fei-Ranis. En razón de que entendíamos originalmente como una técnica sesgada contra nuestra hipótesis, hemos preferido modelar la oferta de trabajo usando tanto supuestos clásicos como neo-clásicos, como opuestos a lo que se identifica como modelo Keynesiano de salario nominal fijo. El modelo clásico supone salarios y pre-

1. Una tentativa muy reciente de hacer modelo "neo-estructuralista" figura en el artículo de Taylor en (9). La finalidad de nuestra discusión teórica es demostrar que la mayoría de estas mismas conclusiones puede derivarse de un modo más simple.
2. Kemp (24) también demostró que, en un modelo clásico, las devaluaciones y la contracción monetaria tuvieron efectos similares sobre las variables macroeconómicas; en su caso, la balanza comercial.

cios perfectamente flexibles, hace que la oferta y la demanda de trabajo dependan del pertinente o apropiado salario real y da por resultado, o conduce, al pleno empleo, (o a ningún desempleo involuntario), con el "salario natural". El modelo "neo-clásico", o de expectativas derivado como método de interpretar la inflación en países industriales, superpone al sistema clásico la posibilidad de que los trabajadores puedan, temporalmente, juzgar mal (o equivocadamente) su verdadero salario real, originando las fluctuaciones de corto plazo, de la producción total, que fueron al principio descritas como el fenómeno de la curva de Phillips. Un tratamiento típico de libro de texto de estos temas de discusión se halla en (20).

Mercancías transables son las que se producen en el país, y que compiten con las exportaciones y las importaciones; el precio mundial constante permite amalgamarla en una sola mercancía compuesta hicksiana. Esta distinción ha logrado un uso creciente en la bibliografía de la economía internacional (13; 28; 39), así como en estudios empíricos³. Las mercancías no transables son, típicamente, servicios, inclusive los gubernamentales, u otros productos con costos de transporte prohibitivamente altos, tales como el concreto o las mercancías de fácil descomposición.

Notación. Sean:

T = Bienes Transables

N = Bienes No Transables;

sus precios, respectivamente: P_T y P_N ;

sus producciones totales: Y_T e Y_N ;

L = la cantidad de trabajo;

W = salarios nominales.

Se indican la oferta y la demanda mediante los subíndices S y D.

P = índice de precios del consumidor = promedio ponderado de P_N y P_T
 $= a P_N + (1-a)P_T$.

P_T es el producto del tipo de cambio y el precio, en moneda extranjera, de mercancías transables, que, según la hipótesis referente a los países pequeños, se supone constante.

Por ende, los cambios en P_T son idénticos a los cambios en el tipo de

3. Véase (6) para una discusión y una referencia al modelo "escandinavo", o EFO, que ha aplicado nuestro modelo de economía abierta bisectorial a los países escandinavos.

cambio, y las devaluaciones hacen que P_T suba. Sea "d" el operador de primeras diferencias.

Otras letras minúsculas representarán coeficientes, y las ecuaciones se especifican de modo que todos los coeficientes sean positivos. Los salarios tienen como índice la unidad, lo cual implica: $d(W/P) = dW - dP$.

La oferta de trabajo en el caso clásico es:

$$dL^S = s (dW - dP) \quad (1)$$

Para el modelo de expectativas, suponemos:

$$dL^S = s (dW - dP^e), \quad (2)$$

donde P^e representa el nivel de precios esperado. Esta ecuación, piedra fundamental de la macroeconomía neo-clásica, indica que los obreros determinan su participación laboral, basada parcialmente en percepciones erróneas no compartidas por los gerentes de las empresas. Para nuestro formato de estática comparativa, tomaremos de $dP^e = 0$ (cero). Sólo después que los obreros se enteren de sus errores en sus predicciones o pronósticos del nivel de precios, ajustarán la cantidad de trabajo ofrecida. En un marco dinámico, los ajustes de las expectativas de precios conducirían la economía, desde la solución dada por la ecuación (2) hasta aproximar la solución dada por la ecuación (1).

En un modelo de corto plazo en que la asignación sectorial de capital es fija y la acumulación de capital es ignorada, el cambio en la producción en cada industria es una función del producto marginal del trabajo, que es igual en todas las industrias, debido a nuestros supuestos acerca de los salarios y los precios; y, así, tenemos:

$$dY_N^S = z dL_N \quad (3)$$

$$dY_T^S = z dL_T \quad (4)$$

$$dY^S = z dL^S \quad (5)$$

La demanda de trabajo de los empresarios es una función negativa del salario producto, o:

$$dL_N^D = q(dP_N - dW) \quad (6)$$

$$dL_T^D = r(dP_T - dW) \quad (7)$$

Las ecuaciones (3) - (7), juntamente con la ecuación (1), o con la (2), nos permiten determinar algebraicamente dW , $dW - dP$, dY y dL_j , dY_j , en fun-

ción de dP_T y dP_N . Los valores de dP_T y de dP_N , a su vez, dependen de cómo cambia la demanda agregada, y a ellos nos dirigimos ahora.

Consideraremos dos cambios en la demanda agregada: uno, causado por un aumento en los gastos internos; y el otro, por una devaluación del tipo de cambio. Considerando primero el caso de un aumento en los gastos internos, supongamos que existe un aumento de una unidad en la oferta de dinero, o, alternativamente, un aumento en el concepto presupuestario pertinente tal, que la demanda agregada nominal aumente en una unidad.

A falta de un próspero mercado de bonos nacionales, los dos son equivalentes, y nos referiremos a ellos denominándolos expansión interna, lo cual expresamos como sigue:

$$dY_N + dP_N = 1 \quad (8)$$

La expansión interna aumentará el precio y la producción total de las mercancías no transables. Ello no obstante, causa un aumento en el salario nominal y, por lo tanto, con un tipo de cambio fijo, ($dP_T = 0$), una reducción en la producción total de mercancías transables. Como se demuestra en las ecuaciones (A-9) y (A-10) del apéndice $\text{sgn}(dW - dP) = \text{sgn}[q(1-a) - ar]$, en el caso de una oferta clásica de trabajo⁴; y $\text{sgn}(dW - dP) = \text{sgn}[q(1-a) - a(r + s)]$, en el caso de las expectativas. En el contexto de LDC, podríamos suponer —tal vez debido a una mayor rigidez de la industria y otros procesos productivos cuyas técnicas se importan del extranjero— que el trabajo es fácilmente sustituible por el capital en el sector de bienes no transables, o, lo que es lo mismo, que $q > r$. Como quiera que los datos que han de discutirse posteriormente sugieren que “a” es, aproximadamente, un medio, supondremos, para lo restante de este artículo, que $q(1-a) - ar$ es positivo, de modo que la expansión interna aumenta los salarios reales en el caso clásico, y, “probablemente”, también en el caso de las expectativas.

La producción total y el empleo cambian, a partir de sus “valores fijos naturales”, porque se supone que la oferta de trabajo tiene pendiente positiva. Como se notó anteriormente, la inflación que resulta de la expansión interna conducirá a un cambio en las expectativas de los precios, cuyo efecto sobre la producción total y el empleo será lo opuesto del de la expansión monetaria

4. Una explicación heurística para la ponderación de “q” y “r”, por los “pesos” “(1-a)” y “a” de sus sectores opuestos, consiste en que los efectos expansionarios sobre W/P , por la vía de L_N^D y L_T^D , de un aumento en cualquiera de los dos precios, están parcialmente compensados por los efectos de los propios cambios de precio sobre los salarios nominales que están dados por los propios “pesos” “a” y “(1-a)” de los precios. Esto deja, como el efecto neto sobre W/P (o Y), de un aumento de P_N o P_T , uno menos los “pesos” de los precios del propio sector, son “(1-a)” y “a” respectivamente. Para una discusión teórica más amplia de la variable oferta de trabajo en un ambiente de economía abierta, véase (36).

original. Puede lograrse un equilibrio caracterizado por la igualdad del nivel de precios esperado y los precios verdaderos donde haya un cambio total en la producción total, puesto que P_N cambia, mientras que P_T no lo hace. Tal posición, no es un equilibrio de largo plazo, ya que la cuenta comercial no está equilibrada. Esto sólo puede remediarse mediante una contracción monetaria, o una devaluación, a la cual nos dirigimos ahora⁵.

Para relacionar nuestro tratamiento de las devaluaciones con la bibliografía existente, consideraremos dos tipos de devaluación: aquella en la que existe un movimiento libre de capital financiero, (por la vía de la cuenta de capital de la balanza de pagos), y aquella otra en la cual no existe dicho movimiento. En el último caso de una oferta nominal fija de dinero, la subida de precios inducida por la devaluación disminuye los saldos reales de dinero, creando efectos contraccionarios. Para cada una de estas posibilidades, analizamos los efectos de la devaluación —un dP_T dado— sobre dP_N , y, por consiguiente, sobre el resto del modelo, mirando el sector no transable, para el cual suponemos que el cambio en su demanda es igual al cambio en su oferta, dado que toda la producción del bien debe consumirse internamente. Si estuviéramos interesados en la Balanza Comercial, modelaríamos la demanda interna de bienes transables de una manera paralela a (9) ó (10), y la Balanza Comercial sería entonces la diferencia entre la demanda y la oferta de bienes transables.

Para el caso de perfecta movilidad de capital, tenemos:

$$dY_N^D = jdY + k(dP_T - dP_N), \quad (9)$$

que es una curva de demanda simple. Sin movilidad de capital, y, por tanto, fijando la demanda nominal de dinero (también con índice inicial igual a la unidad), cualquier aumento en los precios tendrá un efecto contraccionario sobre la demanda agregada, en el sentido del modelo IS-LM:

$$dY_N^D = jdY + k(dP_T - dP_N) - hdP \quad (10)$$

La reducción en el gasto relativo al ingreso, que podríamos llamar atesoramiento, continuará hasta que se restablezcan, los saldos reales, por ejemplo por la vía de la monetización de los excedentes existentes en Cuenta Corriente. Al igual que la existencia de expectativas erróneas acerca del nivel de precios, el proceso de atesoramiento es un fenómeno temporal y las solucio-

5. Véase (42) para un simple modelo dinámico. El lector notará que la neutralidad de largo plazo de la cantidad de dinero es una característica de nuestros modelos. Las limitaciones de espacio y datos impiden un tratamiento detallado de los problemas afines de la política creados por la escuela de expectativas racionales.

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

nes dadas por la ecuación (13) deberían aproximarse en el tiempo, a las proporcionadas por la ecuación (12), según lo ha demostrado Dornbusch [13]. Pese a que aceptamos la afirmación de los proponentes del “Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos”, referente a la importancia del fenómeno monetario, en la determinación del resultado de una devaluación, no estamos de acuerdo con algunos de ellos en recalcar, como una cuestión empírica, la importancia del corto plazo durante el cual la oferta nominal de dinero es esencialmente fija⁶. La distinción que estamos haciendo con respecto a supuestos monetarios es equivalente a la que existe entre lo que suele llamarse “política monetaria ortodoxa” —nuestra restricción monetaria— y la “política monetaria neutral keynesiana” —nuestra perfecta movilidad de capital—, y está totalmente analizada en (31; 43).

Una devaluación con movilidad de capital, con una función de oferta de trabajo clásica incrementa todos los precios y salarios en la misma cantidad, y, por tanto, no cambia las variables reales⁷. Sin embargo, si los trabajadores están sujetos a errores de expectativas, una devaluación con movilidad de capital aumenta, temporalmente, el ingreso y reduce los salarios reales (suponiendo, de nuevo, que $q(1-a) - ra > 0$); véanse las ecuaciones (A-13) y (A-14).

En presencia de restricciones monetarias, las devaluaciones vuelven a disminuir los salarios reales y por ende, el ingreso, como lo demuestran las ecuaciones (A-15) y (A-18); aunque la magnitud de las caídas serán diferentes en cada situación.

En el caso clásico esto implica que las devaluaciones conducen a “stagflation”; este resultado puede también ser verdadero, incluso si la oferta de trabajo responde, lentamente, a los precios más altos⁸.

En todos estos casos, cuando una devaluación afecta al sector real de la economía, disminuirá los salarios reales. Hemos tratado de poner en relieve este punto demostrando que es cierto para dos funciones diferentes de oferta de trabajo y dos escenarios distintos acerca de la oferta de dinero.

Dado que nuestro sistema propone un nivel de precios estable, al igual que un tipo de cambio fijo, deberíamos hacer algunos comentarios sobre su aplicabilidad a aquellos países en desarrollo que tienen tasa de inflación de dos o tres dígitos y devaluaciones continuas. Para esta finalidad, hagamos que el símbolo “*” indique la tasa de cambio e.g., $P^* = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$. Con-

6. Para una discusión crítica del Enfoque Monetario, véase (16; 26).

7. Este es un análisis monetarista típico. Véase (26; 15; 31; 87). Consúltese Bilson (3) para resultados análogos y un análisis dinámico de salarios, precios y producción total, cuando las expectativas de precios se adaptan.

8. El caso clásico está tratado en (43). El apoyo empírico de esta conclusión puede encontrarse en (9; 10; 11).

sidérese un país que tiene una tasa alta de inflación. Haciendo abstracción de los cambios tecnológicos, etc., como antes, su curva de oferta agregada permanecerá estacionaria, si $P^* = P_T^* = P_N^* = P^{e*} = W^*$, porque, en estas condiciones, W/P , W/P^e y P_T/P_N son constantes. Análogamente, la curva de demanda agregada es estable si la oferta de dinero (M) crece con esa misma tasa ($M^* = P^*$). Esto describe una economía en equilibrio con una tasa constante y conocida de inflación, contrarrestada por una devaluación frecuente e irregular (crowling-peg). Las fluctuaciones de corto plazo en la producción total se originarían entonces debido a una aceleración inesperada en la tasa de crecimiento de la oferta de dinero, o de la tasa de devaluación, es decir, de M^* o $dP_T^* > 0$. El método de análisis sería igual al expuesto anteriormente con un “*” añadido a todas las variables nominales, manteniéndose todas las conclusiones sobre variables reales. Así, el supuesto de la estabilidad del tipo de cambio y del precio inicial es más poderoso de lo que podría considerarse a primera vista⁹. Aún cuando también puede ser posible una transición análoga a regímenes de tipos de cambio flotantes, no trataremos aquí de ninguno de ellos.

Los LDC no han permitido, en general, tipos de cambio flotantes en períodos de tiempo significativos. Además tampoco han permitido la apertura en los flujos de la cuenta de capital, que parecen estar dominando, a la par que confundiendo, la experiencia de los países desarrollados con los tipos flotantes.

III. DISTRIBUCION DEL INGRESO

La discusión en la prensa popular identifica a menudo equivocadamente, el alegado o pretendido empeoramiento de la distribución del ingreso con una baja en los salarios reales. En primer lugar, debemos establecer una diferencia entre la distribución personal y funcional del ingreso; ésta que es la proporción entre el ingreso del trabajo y el ingreso, es la medida que está disponible para algunas series de tiempo. Ahora bien, un incremento en el salario real no mejorará la participación del trabajo, si está suficientemente contrarrestado por un cambio en el número de trabajadores. Reconociendo que deseamos considerar dos supuestos diferentes acerca de la oferta de trabajo, el argumento siguiente es sugestivo en lo tocante al motivo por el que podría existir una relación positiva entre los salarios reales y la distribución funcio-

9. Nuestros experimentos empíricos no separan, directamente las experiencias realizadas con controles de cambio ajustables de las efectuadas con tipos de cambio repantantes (Crowling peg) anunciadas, debido a nuestra falta de conocimiento detallado acerca de la medida (o cuenta) del tiempo de aquellos regímenes, al igual que los grados de libertad de los problemas asociados con dicha descomposición. Un trabajo reciente sobre el tipo de cambio repantante es (5).

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

nal del ingreso. Hagamos que la PARTICIPACION sea la participación del trabajo en la producción total, es decir, $\text{PARTICIPACION} = \text{LW}/\text{YP}$, de modo que:

$$\begin{aligned} d \text{ PARTICIPACION} &= (dW-dP + dL/L-dY/Y) (L/Y) \\ &= [dW-dP + (dL/L) (1-zL/Y)] (L/Y) \quad (11) \end{aligned}$$

Para el caso de la oferta clásica de trabajo, $dL = s (dW-dP)$, y (11) implica:

$$d \text{ PARTICIPACION} = (dW-dP) [1 + (1-zL/Y)] (s/Y) \quad (12)$$

Para la oferta de expectativas de trabajo, tenemos, de (2) y (11):

$$d \text{ PARTICIPACION} = (dW (1 + (1-zL/Y) s/L) - dP) L/Y \quad (13)$$

El término zL/Y es la razón entre el producto marginal del trabajo y su producto promedio que, según la Teoría Microeconómica, debería ser menor que la unidad, si las empresas se hallan produciendo en la región de los retornos decrecientes del trabajo. “ s/L ”, la elasticidad de la oferta de trabajo, ha sido estimada en $\cong 1.4$ para los Estados Unidos¹⁰. Claro está que, cuando z está aproximada por información del sector industrial, zL/Y se calcula, con frecuencia, considerándola mayor que la unidad. Estas consideraciones sugieren que la expresión algebraica $(1-zL/Y) s/L$ será ligeramente positiva o negativa, pero que será dominada, en valor absoluto, por 1. En otros términos, en las ecuaciones (12) y (13), los cambios en la distribución funcional del ingreso $d \text{ PARTICIPACION}$ serán una función positiva de $dW-dP$ en el caso clásico, y pueden seguir siéndolo, muy de cerca, aún en situaciones en las cuales el supuesto de las expectativas de la oferta de trabajo es apropiado.

Una explicación sugestiva de esto es la siguiente:

Los macromodelos “clásicos” son, inherentemente, modelos de pleno empleo. Un caso común, pero extremo, de modelo de pleno empleo es el de producción total fija e insumo fijo de trabajo, caso en el cual (L/Y) es cero, y la $d \text{ PARTICIPACION}$ es, exactamente, $d(W/P)$. El modelo neo-clásico es una descripción de las desviaciones de corto plazo del pleno empleo; éstas

10. Véase (33; 744). No está claro si la elasticidad de la oferta de trabajo sería mayor o menor, en los LDC'S. La bibliografía sobre el desarrollo contiene ambos extremos: la oferta ilimitada y la oferta doblada hacia atrás. Haciendo abstracción del crecimiento de la población, y de otros factores a largo plazo, la exposición razonada para una pendiente positiva en los países industriales es una opción entre trabajo y ocio. Seguramente, esto debe ser menos importante en los LDC.

tendrán un menor efecto sobre la participación del trabajo cuando la elasticidad de la oferta de trabajo s/L sea también pequeña, que es lo que afirmamos anteriormente.

Debe notarse que esta discusión no aduce que los salarios reales sean los únicos determinantes de la participación del trabajo. En un contexto de más largo plazo, los cambios en la fuerza de trabajo, en el stock de capital y en la tecnología contribuirán, en su totalidad, a cambiar la participación del trabajo, y puede observarse bien un fenómeno de largo plazo, tal como la curva U de Kuznet (5). A pesar de eso, nuestro interés es el corto plazo, en el cual el impacto de estos factores es pequeño y puede descontarse.

Además de afectar la distribución del ingreso por la vía de su efecto sobre los salarios reales, la devaluación y la expansión interna también afectan, diferencialmente la cantidad de las ganancias en los sectores transables y no transables, debido a nuestro supuesto de una asignación sectorial fija de capital. La expansión interna incrementa tanto P_N como W (mientras $dP_T = 0$), de modo que las tasas de ganancia suben en el sector no transable y bajan en el sector transable. Con las devaluaciones, la tasa de beneficios aumenta en el sector transable (excepto cuando $dP_T = dP_N = dW$). El efecto de las expectativas incrementa por sí mismo, las ganancias en el sector no transable, mientras que el efecto contraccionario de las restricciones monetarias disminuye los beneficios en el sector no transable; cuando ambos están presentes, el efecto neto es indeterminado.

Nuestras predicciones teóricas sobre el impacto de las devaluaciones y de la expansión interna sobre los salarios reales y las tasas de ganancia sectorial están resumidas en la Tabla I, y son el tema de las pruebas empíricas del resto del artículo.

IV. TRABAJO EMPIRICO PREVIO

El lector habrá notado que los macromodelos neoclásicos, de los cuales el nuestro es un ejemplo, tratan los salarios reales como si fueran una variable endógena, determinada por otros factores en la economía. Este tratamiento de los salarios está en contra de gran parte de la opinión corriente, tanto en lo académico como en lo no académico, según la cual los salarios constituyen una variable exógena. Desde este distinto punto de vista, los movimientos autónomos en los salarios, dados por la acción de los sindicatos o por controles gubernamentales, por ejemplo, originan cambios en las otras variables, tales como los precios y la producción total. Un estudio empírico importante en lo que atañe a este tema en el ambiente de economía abierta es (7). Se planea un trabajo adicional que intentará separar los cambios inducidos de los cambios autónomos en los salarios, dentro de un

sistema que es, de otro modo, neo-clásico. El autor no está enterado de otros estudios realizados en esta tradición, que examinen el impacto de las políticas gubernamentales del país, mucho menos de las devaluaciones, sobre los salarios reales.

Sin embargo, nuestro macromodelo básico de la determinación del precio y de la producción total, llamado a veces la curva aumentada de expectativas de Phillips, ha estado sometido a pruebas voluminosas para países desarrollados, (17; 32), y ha sido también apoyado en estudios de países en desarrollo, singularmente los de latinoamérica¹¹.

Existen pocos estudios empíricos que relacionan la distribución del ingreso con variables, fundamentalmente a causa de la escasez de series de tiempo confiables acerca de la distribución del ingreso. Esta es una restricción menos severa en economías industriales, y, en efecto, algunos estudios anteriores (30; 44) demostraron que en los Estados Unidos la distribución del ingreso variaba a menudo significativamente, durante el ciclo económico. La explicación al parecer comúnmente aceptada de esto, consistía en que los beneficios agregados eran mucho más sensibles a las variaciones de corto plazo en el ingreso nacional de lo que eran los salarios agregados, a pesar de los cambios de empleo. Son de interés para nuestros resultados posteriores los datos citados por Moore (37), los cuales sugieren que esta relación cíclica fue la más fuerte (en los Estados Unidos) en minas, manufacturas y construcción, y que lo opuesto ocurrió en el gobierno, en el comercio y en otros sectores. Esta línea de investigación parece haber perdido interés, ya que ciertos trabajos, más amplios, mostraron diferencias significativas entre agrupaciones industriales, e, inclusive, entre empleados asalariados y no asalariados, y porque la atención se concentró, ulteriormente, en el enfoque del capital humano, en las funciones de producción (e.g. Cobb Douglas vs. CES) y en las mayores diferencias teóricas entre los "dos Cambridges".

Sea lo que fuere la lista de factores enumerados atrae la atención a causa de la macrodeterminación de la distribución del ingreso en países desarrollados, lo contrario ha ocurrido con respecto a los países en desarrollo, especialmente como lo demostró la investigación efectuada por el Banco Mundial (15). Los estímulos directos para esta investigación fueron los estudios internos llevados a cabo por el FMI, acerca del impacto de sus propios programas de estabilización (23; 40). Dos conjuntos de artículos afines o conexos son los

11. Véase (1; 4; 21). En (18) se ofrece una opinión contradictoria, y en (38) aparece un nuevo retorcimiento. El FMI ha estado activamente comprometido en esta investigación. Véase (25) para los resultados que apoyan nuestro enfoque general. Las limitaciones de datos nos impiden seguir su procedimiento de estimación mediante ecuaciones simultáneas, y los resultados econométricos indicados abajo son, únicamente, para ecuaciones de forma reducida.

publicados por Thorp y Whitehead (45), que se concentran en Latinoamérica, y Cline y Weintraub (9). El National Bureau of Economic Research ha patrocinado una serie bien conocida sobre programas de estabilización para países en desarrollo; véase, por ejemplo, (27).

Este artículo complementa muchos de aquellos estudios, afirmando y probando un modelo explícito, al igual que sacrificando el más rico detalle histórico e institucional de los trabajos citados. Al hacer esto, se encuentra con la crítica de Williamson (49), del volumen de Thorp y Whitehead (45).

V. RESULTADOS EMPIRICOS

Fuentes de Datos

Dado que la búsqueda de fuentes nacionales individuales de datos no llega a ser factible para un estudio de corte transversal, nuestro criterio para la selección de datos consistió en confiar en el estudio preparado por las diversas agencias estadísticas internacionales, principalmente: La Oficina Internacional del Trabajo, *Yearbook of Statistics (YLS)*; Fondo Monetario Internacional, *International Financial Statistic (IFS)*; Naciones Unidas, *Statistical Yearbook (SY)*; Naciones Unidas, *Yearbook of National Accounts Statistics (YNAS)*; completados por números recientes del Boletín, Estadísticas de Cuentas Nacionales.

Los investigadores que han utilizado estas fuentes tienen conocimiento de las elecciones subjetivas necesarias en la formación de las series de tiempo que abarcan, aproximadamente, tres décadas, sobre todo debido a la evolución conceptual de los datos de las cuentas nacionales. El período de tiempo escogido fue el de 1951-1979, y desde luego, no todas las series son completas. Existen tablas, utilizables del autor.

Las fuentes para las series individuales son:

Salarios: *YLS*, suplementado por *IFS*, (35) y (45, 155).

Precios, tipos de cambio y agregados monetarios (M_1): *IFS*. El tipo de cambio fue "rf".

PNB, datos en bruto para el cálculo Y_T e Y_N : básicamente, *YNAS* y *SY*; (8) para Brasil, Costa Rica y Ecuador; y (2).

W/Y: *YNAS*. La serie de salarios, como componente de PBI, fue más completa que la descomposición del ingreso nacional "per se" y, por lo tanto, se utilizó la primera de estas series, aunque era menos preferible.

Producción Agrícola: (8)

Población económicamente activa: *FAO* (Organización para la Alimentación y la Agricultura), *Production Yearbook*.

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

Siguiendo la metodología de (19), el precio agregado y los índices de la producción total para los sectores de bienes transables y no transables se calcularon para cada uno de los nueve países¹². En las tablas 2 y 3 figuran las estadísticas resumidas de estos datos. Se destacan unos cuantos puntos:

- 1) algunas correlaciones negativas entre nuestra ya calculada relación P_T/P_N y un índice observado de paridad de poder adquisitivo, PPP¹³;
- 2) las tasas de crecimiento de Y_T e Y_N son bastante similares en cada país y reflejan una tendencia total de crecimiento equilibrado;
- 3) aproximadamente, los bienes transables dan cuenta de la mitad de la producción total, mientras que la participación de los bienes transables de la agricultura es, frecuentemente, menor que la mitad;
- 4) los países seleccionados exhiben una amplia variedad de patrones de crecimiento de la producción total y los precios.

Existen datos aprovechables en lo concerniente a salarios en el sector no transable. Aunque nuestro supuesto de igualdad de salarios entre sectores es, ciertamente, discutible, las indicaciones de la Tabla 3 indican que existe una gran correlación entre los cambios en los valores reales de W_N y W_T , donde los primeros son, comúnmente, salarios de construcción o transporte, y los segundos son salarios industriales.

-
12. Este procedimiento, seguido de cerca en (4), define los bienes transables, como la agricultura, la minería y la manufactura, y los bienes no transables, como el resto de la producción nacional total. Los índices de precios se calculan estableciendo la razón geométrica entre los valores nominales y los de precio fijo de los bienes transables y no transables. A pesar de que esta metodología coloca el grueso de las subsistencias, o, supuestamente, la población "de no-mercado" en el sector de los bienes transables, no sesga, seriamente, los estimados de lo que —después de todo— se supone que sean estimados de bienes que ingresan en el comercio mundial.

Ante todo, la agricultura puede no dominar el sector de los bienes transables (véase la Tabla 2). Por otra parte, dentro de la agricultura, el valor de la producción de las subsistencias es pequeño, comparado con la producción total del mercado. Esto se debe a las grandes diferencias en productividad que existen entre la agricultura comercial y la de subsistencias. Por ejemplo, en los postreros años de la década del 60-70, el 83% de la población rural del Perú vivía en la lejana sierra o selva. Un estimado muy conservador de las cosechas vendidas o comerciadas en el mercado abarcarían productos costeros —que incluyen algodón, azúcar y arroz— junto con café, té, trigo y papas de la provincia de Junín; esto da cuenta de más del 65% del total de la producción agrícola, mientras se ignora completamente el comercio interandino. Véase (46) para una discusión más amplia.

13. PPP se calcula como el producto del índice del precio de exportación de los Estados Unidos por el tipo de cambio nacional, dividido por el índice del precio del consumidor, y debería estar grandemente correlacionado con P_T/P_N . Para unos cuantos de nuestros países se hallaban, disponibles o utilizables, índices de precios nacionales de importaciones y eran, grosso modo, similares al numerador de nuestro PPP. Una parte de la explicación de la correlación negativa estriba en el hecho de que los datos acerca del tipo de cambio utilizado en PPP no refleja las verdaderas condiciones del mercado, a causa de diversos controles. Véase (41) para los datos que indican la dispersión de los tipos de cambio controlados durante este período.

Los estimados econométricos se han presentado para ecuaciones de nuestro modelo que relacionan los salarios reales y la distribución del ingreso con los tipos de cambio y la oferta de dinero. Volviendo, en primer lugar, a los resultados de la regresión acerca de los salarios reales encontramos, en la Tabla 4, que todos nuestros coeficientes estimados para el tipo de cambio y la oferta de dinero tienen los valores predichos o pronosticados teóricamente, y más de la mitad de ellos son estadísticamente significativos al nivel del 100/o. Los R^2 fueron generalmente altos. Había considerable evidencia de autocorrelación de los residuos, lo cual se corrigió por medio del procedimiento de Cochrane-Orcutt. Aun cuando las variables independientes empleadas en el análisis teórico del multiplicador fueron P_T y M , se creyó que P_T/P^N y M/P serían preferibles para nuestro dato anual, dado que otros estudios han demostrado que los precios de los bienes no transables se ajustan rápidamente a las devaluaciones (10).

Los estimados para los dos conjuntos de variables pueden compararse en la Tabla 4. La elasticidad promedio de los salarios reales, con respecto al tipo de cambio es de, aproximadamente, -0.30 para P_T/P^N , y de -0.20 para P_T aislado. La elasticidad de los salarios reales con respecto a la oferta del dinero, real y nominal, es casi de la misma magnitud y positiva. Los datos de la Tabla 5 apoyan, ampliamente, la relación negativa su-puesta entre el tipo de cambio y la participación del trabajo en el PNB y la relación positiva entre la oferta de dinero y la participación del trabajo¹⁴. Una vez más, la elasticidad promedio de la participación del trabajo con respecto a P_T es de alrededor de -0.20 ; con respecto a M/P , es de 0.10 . Los salarios reales y la participación del trabajo están directamente relacionados en ocho de los nueve países.

¿Están bien tomados los datos sobre la participación del trabajo como aproximación de la distribución personal del ingreso? Jain (22) ha presentado compilaciones de datos de otros investigadores, que calculan $Gini$ y otras estadísticas resumen de la distribución personal del ingreso. En la Tabla 6, la mayoría de las comparaciones entre los movimientos en los coeficientes de Jain y nuestro índice están acordes en lo que se refiere a la dirección del cambio. Dada la naturaleza heterogénea de las fuentes de Jain, éste es un resultado alentador, y, tentativamente, permite la siguiente conclusión más ge-

14. Está claro que una parte de la causa del relativamente alto R^2 en el primer conjunto de estimados de la Tabla 5 es el alto nivel de significación de los términos constantes. Generalmente, los otros dos regresores no están altamente correlacionados, de manera que la multicolinealidad no es un problema serio. Dada la naturaleza tenue de nuestra serie, tanto para la PARTICIPACION cuanto para P_T/P^N , nos complace que casi todos los coeficientes estimados tengan el signo supuesto, si bien poco menos que la mitad fueron estadísticamente significativos al nivel del 100/o.

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

neral: las devaluaciones empeoran toda la distribución del ingreso. Este es también el resultado de la mayor parte de los estudios individuales de los países en (9).

Algunos analistas prefieren mirar la distribución del ingreso entre sectores, en vez de entre factores de producción (34). Anteriormente, observamos que Moore (37) encontró tendencias sectoriales diferenciales en los Estados Unidos. Nuestro Análisis teórico sugirió que las tasas de los beneficios de corto plazo divergirían entre los sectores transables y los no transables; pero los resultados de la regresión (no indicados aquí) no apoyaron esa hipótesis. El área separada, de interés para los efectos distributivos intersectoriales, es la dicotomía rural-urbana. Los datos de Jain que están en la Tabla 6, muestran una descomposición de los datos de la distribución personal del ingreso, en este sentido, para el Brasil, Colombia y Costa Rica. En el Brasil, los datos sugieren divergencias a través del tiempo entre los dos sectores¹⁵ Una manera de investigar esto, completamente, estribaría en considerar las descomposiciones detalladas de los índices de precios, incluyendo comestibles, que abarcan más de la mitad de los gastos del consumidor medio. La alternativa que hemos elegido consiste en usar dichos datos como estén a la mano, o fácilmente calculables, sobre ingresos agrícolas. ILO tiene datos sobre salarios rurales (W_{AG}) en seis de nuestros nueve países. Glystos (18) y otros han aproximado la renta agrícola media (AGP), dividiendo el valor de la producción agrícola entre la población económicamente activa del sector. Con algunas excepciones, estas dos series están grandemente correlacionadas entre sí y con los salarios industriales. Los resultados de la regresión, indicados en la Tabla 7, muestran poca evidencia de devaluaciones que bajan los salarios reales en la agricultura. En suma los datos que son corrientemente aprovechables no permiten una aserción sólida de la redistribución del ingreso intersectorial con las devaluaciones.

OBSERVACIONES FINALES

Dado que la evidencia sugiere que las devaluaciones disminuyen los salarios reales y empeoran la distribución funcional del ingreso, ¿tienen los países en desarrollo alguna alternativa cuando hacen frente a problemas concernientes a la balanza de pagos?. Nuestros resultados teóricos y empíricos sugieren que la contracción monetaria causaría el mismo efecto regresivo. Algunos proponentes del mercado libre sugieren que la supresión de controles en la

15. Existe un vivo debate en el que se intenta evaluar las tendencias en la distribución del ingreso en el Brasil. Véase (14), "American Economic Review", marzo 1980, y, también, (48).

cuenta de capital eliminaría problemas en la balanza de pagos; pero pocos de los LDC han estado dispuestos a adoptar semejantes medidas. No hemos tratado nada acerca de las diferencias en las propensiones de gastos¹⁶ porque los datos empíricos referentes a esto son extremadamente difíciles de encontrar; pero no está, de ningún modo, claro que el cambiar la distribución hacia los trabajadores baje o disminuya la demanda de transables. La respuesta a la pregunta formulada al principio del párrafo podrá tener la apariencia de ser negativa.

Desde luego, el debate continúa, y las discusiones que figuran en el volumen de Cline y Weintraub (9) ilustran la variedad de las opiniones que se emitieron. Nuestra contribución en el debate estriba en subrayar la compatibilidad teórica de una devaluación que mejora, sólo temporalmente, la balanza de pagos, mientras que, simultáneamente, causa stagflación, disminuye los salarios reales y empeora la distribución del ingreso.

16. Un factor recalado en (12; 29).

APENDICE

Primeramente, determinamos la curva de oferta agregada como función de dP_N y dP_T , resolviendo para el equilibrio en el mercado de trabajo. Para la curva de la oferta de trabajo clásica (1), $dL^S = s (dW - dP)$, tenemos, (1), (3) - (7);

$$s(dW - dP) = s(dW - adP_N - (1-a) dP_T) = q(dP_N - dW) + r(dP_T - dW)$$

$$\text{ó, } dW = [dP_N(q+as) + dP_T(r + (1-a) s)] / (s + q + r) \quad (\text{A-1})$$

$$\text{Así, } dP_N - dW = (dP_N - dP_T) (r + (1-a) s) / (s + q + r) \quad (\text{A-2})$$

$$\text{Análogamente, } dP_T - dW = (dP_T - dP_N) (q+as) / (s+q+r) \quad (\text{A-3})$$

$$\text{y, finalmente, } d(W/P) = dW - dP = (dP_N - dP_T) (q(1-a) - ra) / (s+q+r) \quad (\text{A-4})$$

Para la oferta de trabajo con expectativas, $dL^S = s (dW - dP^e) = sdW$, tenemos, usando (2) - (7);

$$sdW = q(dP_N - dW) + r(dP_T - dW), \text{ ó } dW = (qdP_N + rdP_T) / (s+q+r) \quad (\text{A-5})$$

Substituyendo da:

$$dP_N - dW = (r(dP_N - dP_T) + sdP_N) / (s+q+r) \quad (\text{A-6})$$

$$dP_T - dW = (q(dP_T - dP_N) + sdP_T) / (s+q+r) \quad (\text{A-7})$$

$$dW - dP = \{dP_N [q - a(s+q+r)] + dP_T [r - (1-a)(s+q+r)]\} / (s+q+r) \quad (\text{A-8})$$

Apliquemos éstas a los diferentes casos de demanda. En primer lugar, en el caso de expansión, (8) $dY_N + dP_N = 1$, tenemos: para la oferta de trabajo clásica,

$$zqdP_N(r+(1-a)s) / (s+q+r) + dP_N = 1, \text{ de modo que } dP_N > 0 \quad (\text{A-9})$$

$$\text{y } \text{sgn}(Y) = \text{sgn}(q(1-a) - ar), \text{ de (A-4).}$$

Para la oferta de trabajo con expectativas

$$zq(dP_N - dW) / (s+q+r) + dP_N = 1$$

$$\text{ó } zq (rdP_N + sdP_N) + (s+q+r) + dP_N = 1,$$

y de nuevo $dP_N > 0$, y por (A-8), $\text{sgn}(dW - dP) = \text{sgn}[q(1-a) - a(s+r)]$ (A-10)

Con la expansión doméstica tanto para la curva de oferta de trabajo clásica como para la de oferta de trabajo con expectativas se da que

$$\text{sgn}(dP_N - dW) = \text{sgn}(dP_N) > 0 \text{ y } \text{sgn}(dP_T - dW) = -\text{sgn}(dP_N) < 0.$$

Considerando ahora una devaluación, debemos tener en cuenta primero el caso de movilidad perfecta del capital, que es la ecuación (9) del texto;

$$jdY + k(dP_T - dP_N) = zdY_N.$$

Oferta de trabajo clásica, sustituyendo (A2), (A4) y (5) en (9) nos da:

$$(dP_T - dP_N) \{jzs[ar - q(1-a)] + k(s+q+r)\} = (dP_N - dP_T) zq(r + (1-a)s), \text{ ó,}$$

$$(dP_T - dP_N) (\cdot) = 0, \text{ ó } dP_T = dP_N = dW = dP. \quad (\text{A-11})$$

Oferta de trabajo con expectativas, sustituyendo (A-5), (A-6) y (5) en (9) tenemos:

$$jzs(qdP_N + rdP_T) + k(s+q+r)(dP_T - dP_N) = zq(rdP_N - dP_T) + sdP_N \quad (\text{A-12})$$

$$\text{ó } dP_T(k(s+q+r) + jrzs + rzq) = dP_N [(k(s+q+r) + sqz - jszq) + rzq]$$

$$= dP_N [k(s+q+r) + rzq + sqz(1-j)] = dP_N x_1 \quad (\text{A-13})$$

y tanto $dP_T - dW$ y $dP_N - dW$ son positivas por sustitución de (A-13) en (A-6) y (A-7). Igualmente, resolviendo (A-12) para dP_N y sustituyendo en (A-8) tenemos:

$$dW - dP = -s(s+q+r) [k(s+q+r) + zarj + zq(1-j)(1-a)] dP_T / x_1 \quad (\text{A-14})$$

Para analizar devaluaciones con restricciones de liquidez, usamos (10) del texto; $jdY + k(dP_T - dP_N) \cdot h(dY + dP) = zdL_N$.

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

Para la oferta de trabajo clásica, combinando (10) con (1), (A2), (A4) y (5) resulta:

$(dP_T - dP_N) \{ qz[r+s(1-a)(1-j)] + (k+ha)(s+q+r) \} = h(s+q+r) dP_T$, de donde:

$(dP_T - dP_N) = h(s+q+r) / x_3 > 0$, donde x_3 es el coeficiente de

$(dP_T - dP_N)$ en la ecuación anterior.

Por tanto,

$$\begin{aligned} \text{sgn}(dP_T - dP_N) &= -\text{sgn}(dP_N - dW) \text{ y } \text{sgn}(dW - dP) = \text{sgn}(dY) \\ &= -\text{sgn}[q(1-a)ar] \end{aligned} \quad (\text{A-15})$$

la cual, por nuestro supuesto, es menor que cero.

Para la oferta de trabajo con expectativas, sustitúyanse (2), (A-6) (5) y (6) en (10) para obtener:

$$dP_N = dP_T \{ rzs(q+js) + [k-h(1-a)](s+q+r) \} / x_4 \quad (\text{A-16})$$

donde $x_4 = (k+ah)(s+q+r) + qz[r+s(1-j)]$.

La sustitución da:

$$dW - dP = -dP_T [sk+h(q(1-a)ar) + arjzs + (1-a)zsq(1-j)] / x_4 < 0 \quad (\text{A-17})$$

$dP_T - dW > 0$,

$$\text{y } dP_N - dW = [jrzs + sk - hr - sh(1-a)] / x_4, \quad (\text{A-18})$$

con signo indeterminado.

TABLA 1
MULTIPLICADORES DE IMPACTO

	$dW - dP$	$dP_N - dW$	$dP_T - dW$
Expansión			
Clásica	+	+	-
Expectativas	±	+	-
Devaluación con Movilidad Perfecta de Capital			
Clásica	0	0	0
Expectativas	-	-	+
Devaluación con Restricción de Liquidez			
Clásica	-	+	+
Expectativas	-	±	+

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

TABLA II

DATOS SOBRE VARIABLES TRANSABLES Y NO TRANSABLES

	Tasas Exponenciales de Crecimiento de:						Coeficiente de variación de:		Razones Geométricas de:	
	Y	Y _T	Y _N	CPI	P _T	P _N	P _T /P _N	PPP	Y _T /Y	Y _{AG} /Y _T
Argentina	4.0	4.2	3.8	26	24	25	11	23	45	28
Brazil	7.2	7.1	7.3	29	29	29	9	17	39	25
Chile	3.2	2.9	3.4	41	44	45	13	54	43	19
Colombia	5.0	4.5	5.6	12	12	12	8	27	52	59
Costa Rica	6.5	5.7	7.0	4.1	4.5	3.4	10	11	40	61
Ecuador	6.2	5.0	7.6	7.1	9.6	6.9	17	9	53	62
México	6.0	5.8	6.1	7.7	8.2	8.3	2	11	39	50
Perú	4.8	4.5	5.2	10.3	9.6	11.7	32	18	47	39
Uruguay	1.0	1.2	0.9	39	38	39	10	35	34	52

Y_{AG} es producción agrícola

FUENTES: Véase el texto

TABLA III

COEFICIENTES DE CORRELACION

	(Porcentaje Anual de Tasas de Crecimiento de:)							
	PPP	W/P	W _{AG} /P	AGP	AGP	Y	Y	Y _T
	y P _T /P _N	y W _N /P	y W/P	y W _{AG} /P	y W/P	y Y _T	y Y _N	y Y _N
Argentina	0.37	0.72	0.91	0.14	-0.06	0.89	0.92	0.64
Brazil	-0.05	0.83	N.D.	N.D.	0.97	0.83	0.95	0.62
Chile	-0.76	-0.24	-0.17	-0.75	0.54	0.89	0.85	0.53
Colombia	-0.14	-0.62	0.88	0.88	0.82	0.76	0.86	0.33
Costa Rica	0.76	0.88	0.66	0.60	0.95	0.15	0.99	0.11
Ecuador	0.61	0.60	N.D.	N.D.	0.56	0.71	0.53	0.20
México	0.67	0.83	0.96	0.90	0.96	0.85	0.96	0.69
Perú	0.75	0.68	N.D.	N.D.	0.90	0.77	0.90	0.42
Uruguay	0.65	0.78	N.D.	N.D.	0.28	0.80	0.88	0.43

N.D. No disponible.

W_N es el salario de un sector no industrial, tal como la construcción o el transporte.

W_{AG} es el salario en agricultura; AGP es el producto promedio en agricultura.

TABLA IV
 RESULTADOS DE LA REGRESION SOBRE SALARIOS REALES

	$W/P = \alpha_0 + \alpha_1 + P_T/P_N + \alpha_2 M/P$						$W/P = \beta_0 + \beta_1 P_T + \beta_2 M$				
	Valores Hipotezados: $\alpha_1, \beta_1 < 0$; $\alpha_2, \beta_2 > 0$										
	n	α_0	α_1	α_2	R^2	ρ	β_0	β_1	β_2	R^2	ρ
ARGENTINA	23	-0.54 (1.14)	-0.13 (0.90)	0.19 (2.17)	0.29	0.65 (4.16)	-0.33 (0.81)	-0.09 (1.63)	0.10 (1.94)	0.02	0.28 (1.43)
BRAZIL	19	-2.42 (7.76)	-0.63 (2.75)	0.66 (12.3)	0.90	(2.57)	-1.68 (1.29)	-0.24 (1.67)	0.32 (2.64)	0.93	(2.39)
CHILE	23	-4.21 (12.9)	-0.34 (1.10)	0.23 (1.99)	0.91	0.69 (4.66)	-6.15 (6.71)	-0.17 (1.38)	0.20 (1.71)	0.91	0.68 (4.44)
COLOMBIA	26	-4.87 (11.0)	-0.21 (1.15)	0.36 (4.24)	0.95	0.83 (7.55)	5.54 (5.12)	-0.24 (1.37)	0.29 (2.24)	0.95	0.86 (8.67)
COSTA RICA	16	0.66 (4.94)	-0.08 (0.56)	0.40 (13.6)	0.95	0.23 (0.95)	0.79 (3.30)	-0.28 (3.41)	0.35 (9.39)	0.98	-0.13 (6.54)
ECUADOR	16	-0.97 (4.94)	-0.44 (2.98)	0.49 (11.0)	0.96	0.27 (1.16)	-2.96 (4.19)	-0.45 (3.13)	0.47 (5.59)	0.93	0.45 (2.06)
MEXICO	16	-0.10 (0.32)	0.99 (1.64)	0.47 (9.13)	0.96	0.63 (3.22)	-1.11 (1.30)	-0.29 (2.19)	0.37 (4.44)	0.82	0.37 (1.62)
PERU	19	-1.12 (2.33)	-0.31 (1.85)	0.22 (2.80)	0.49	0.61 (3.44)	-2.28 (5.08)	-0.10 (2.71)	0.07 (3.44)	0.70	0.05 (0.23)
URUGUAY	21	2.64 (8.26)	-0.15 (1.08)	0.17 (1.67)	0.65	0.97 (22.4)	1.53 (2.03)	-0.15 (1.74)	0.12 (1.30)	0.78	0.94 (14.1)

La regresiones correspondientes al Brazil no pusieron en evidencia ninguna autocorrelación: los números dados son de las estadísticas Durbin Watson. Todas las regresiones de esta Tabla, y de las siguientes, fueron efectuadas sobre logaritmos de las variables respectivas.

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

TABLA V

RESULTADOS DE LA REGRESION SOBRE LA PARTICIPACION
DEL TRABAJO EN EL PRODUCTO NACIONAL

PARTICIPACION = $\gamma_0 + \gamma_1 P_T/P_N + \gamma_2 M/P$ PARTICIPACION = $\delta_0 + \delta_1 W/P$										
Valores Hipotetizados: $\gamma_1 < 0$; $\gamma_2, \delta_1 > 0$										
	n	γ_0	γ_1	γ_2	R ²	ρ	δ_0	δ_1	R ²	ρ
ARGENTINA	12	-1.32 (2.70)	-0.31 (1.86)	0.08 (0.86)	0.85	0.23 (0.82)	-1.25 (13.3)	0.68 (3.59)	0.94	0.64 (2.91)
BRAZIL	18	-3.42 (8.27)	-0.28 (1.07)	0.38 (5.32)	0.81	0.35 (1.59)	-1.88 (14.1)	0.48 (4.48)	0.81	0.49 (2.41)
CHILE	17	-0.44 (1.53)	-0.26 (1.33)	0.23 (2.60)	0.53	0.93 (10.1)	1.16 (1.74)	0.44 (3.22)	0.67	0.78 (5.18)
COLOMBIA	26	-1.10 (6.23)	-0.25 (2.61)	0.01 (0.03)	0.90	0.70 (5.06)	-0.61 (2.65)	0.14 (1.94)	0.89	0.80 (6.73)
COSTA RICA	15	-0.76 (8.22)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.53)	0.36	-0.13 (0.52)	-0.73 (19.4)	-0.02 (1.03)	0.38	-0.13 (0.51)
ECUADOR	16	-0.71 (2.64)	-0.36 (2.00)	-0.06 (0.98)	0.75	0.62 (3.17)	-0.59 (3.91)	0.30 (2.20)	0.64	0.68 (3.70)
MEXICO	14	-2.14 (11.0)	-0.36 (0.85)	0.17 (5.63)	0.95	0.43 (1.82)	-1.98 (8.47)	0.34 (4.09)	0.94	0.53 (2.32)
PERU	19	-1.03 (13.0)	-0.06 (1.69)	0.02 (1.65)	0.86	0.17 (0.77)	-0.94 (135)	0.13 (4.37)	0.77	0.08 (0.38)
URUGUAY	21	-0.80 (23.9)	-0.17 (1.39)	0.17 (1.72)	0.66	0.60 (3.44)	-1.85 (4.40)	0.35 (2.44)	0.66	0.51 (2.73)

TABLA VI

DISTRIBUCION PERSONAL Y FUNCIONAL DEL INGRESO

PAIS	AÑO	CODIGOS	DATOS DE JAIN			DATOS DE LAS NACIONES UNIDAS (ONU)	
			GINI	KUZNETS	ENTROPIA	PARTICIPACION	
Argentina	1963	4 HH URB	.385	.292	.237	.358	
	1970	5 IR B.A.	.411	.306	.269	.409	
Brazil	1960	3 PEA NL	.604	.462	.511		
	1970	3 PEA NL	.641	.494	.571		
	1960	2 PEA NAG	.690	.521	.662	.270	
	1970	3 PEA NAG	.595	.454	.514	.290*	
	1960	2 PEA AG	.474	.358	.396		
	1970	3 PEA AG	.578	.431	.477		
Colombia	1962	1 IR NL	.525	.407	.416	.375	
	1964	3 IR NL	.597	.457	.512	.359	
	1970	6 IR NL	.562	.423	.472	.378	
	1964	8 IR URB	.563	.434	.459		
	1970	6 IR RRL	.552	.413	.463		
	1960	8 IR RRL	.592	.470	.535	.346	
	1970	6 IR RRL	.476	.360	.343	.378	
Costa Rica	1961	1 HH NL	.521	.412	.437	.463	
	1971	2 HH NL	.476	.364	.352	.480	
	1961	3 HH NAG	.472	.358	.348		
	1971	2 HH A	.443	.337	.304		
	1961	3 HH AG	.531	.410	.515		
	1971	2 HH RRL	.367	.279	.213		

México	1963	2 HH NL	.547	.431	.435	.321
	1967-1968	3 HH NL	.524	.402	.414	
	1968	4 HH NL	.611	.470	.560	.343
	1969	5 HH NL	.583	.458	.515	.341
Perú	1961	2 PEA NL	.612	.475	.541	.395
	1970-1971	4 PEA NL	.594	.463	.497	.410**

FUENTES: JAIN (22) y Anuarios Estadísticos de la N.U.

NOTAS

Los "códigos" se refieren a los usados por Jain. Dondequiera que los numerales sean los mismos, la fuente es la misma para diferentes entradas correspondientes a ese país. HH se refiere a hogar o familia; NL, nacional; AG, rural; URB urbano; NAG, no agrícola; IR, perceptor de ingreso; PEA, población económicamente activa.

Las disminuciones en las series de GINI, KUZNETS o ENTROPIA indican una más igual distribución del ingreso. Así, los datos son consistentes a través del tiempo, si estas series declinan o bajan, mientras los otros índices aumentan.

ARGENTINA: B.A. representa o significa Buenos Aires, y no es necesariamente comparable con URB.

BRASIL: los datos brasileños referentes a la participación excluyen la agricultura. Jain da otro conjunto de datos (4) tocantes al sector brasileño no agrícola en 1970, que indican un deterioro en la distribución del ingreso. Esta fuente no constó en ninguna lista porque fue, en general, inconsistente con las otras fuentes a nivel nacional y rural.

COSTA RICA: la A para 1971 significa "metropolitano", que es diferente a la categoría "urbano" en 1961; pero ambas dan indicaciones consistentes del cambio en la distribución del ingreso durante la década.

* 1969

** 1971

TABLA VII

RESULTADOS DE LA REGRESION PARA SALARIOS AGRICOLAS

$$W_{AG}/P = \xi_0 + \xi_1 P_T/P_N + \xi_2 M/P$$

Valores Hipotetizados: $\xi_1 < 0$, $\xi_2 > 0$

	n	ξ_0	ξ_1	ξ_2	R ²	ρ
Argentina	7	-1.89 (1.78)	-0.09 (0.25)	0.30 (1.51)	0.58	0.27 (0.73)
Brazil	n=0					
Chile	22	-1.18 (0.31)	-2.68 (0.78)	-2.21 (1.61)	0.24	0.77 (5.68)
Colombia	17	2.90 (4.99)	0.01 0.03	-0.32 (2.67)	0.86	0.55 (2.73)
Costa Rica	14	-4.96 (20.2)	0.23 (0.89)	-0.35 (6.06)	0.97	0.41 (1.71)
Ecuador	n=0					
México	14	-5.63 (5.20)	-2.55 1.85	0.20 1.18	0.96	0.86 (6.58)
Perú	n=0					
Uruguay	22	-10.8 (46.6)	-0.20 (1.50)	-0.07 (0.68)	0.98	0.96 (16.7)

REFERENCIAS

1. Alberro, José, "The Lucas Hypothesis on the Phillips Curve, Further International Evidence". *Journal of Monetary Economics*, Marzo 1981, 235-50.
2. Banco Central de Reserva del Perú, *Cuentas Nacionales del Perú*. Lima, varios años.
3. Bilson, John F. O., "A Dynamic Model of Devaluation". *Canadian Journal of Economics*, Mayo 1978, 194-209.
4. Blejer, Mario I. y Roque B. Fernández, "The Effects of Unanticipated Money Growth on Prices and on Output and its Composition in a Fixed-Exchange-Rate Open Economy". *Canadian Journal of Economics*, Febrero 1980, 83-95.
5. Blejer, Mario I. y Leonardo Leiderman, "A Monetary Approach to the Crawling Peg System: Theory and Evidence". *Journal of Political Economy*, Febrero 1981, 132-51.
6. Branson, William H. y Johann Myhrman, "Inflation in Open Economies; Supply Versus Demand Determined Models," en H. Frisch (ed.) *Inflation in Small Countries*, Berlin: Springer-Verlag, 1976.
7. Bruno, Michael, "Import Prices and Stagflation in the Industrial Countries: A Cross Section Analysis." *Economic Journal*, Setiembre 1980, 479-92.
8. Cepal, *Series Históricas del Crecimiento de América Latina*. Santiago de Chile: 1978.
9. Cline, William R. y Sidney Weintraub. *Economic Stabilization Policies in Developing Countries* Washington D. C.: Brookings, 1981.
10. Connolly, Michael y Dean Taylor, "Testing the Monetary Approach to Devaluation in Developing Countries." *Journal of Political Economy*, Agosto 1978, 849-59.

11. Cooper, Richard N. "Devaluation and Aggregate Demand in Aid Receiving Countries," en J. N. Bhagwati et al (eds). *Trade, Balance of Payments and Growth*, Amsterdam: North Holland, 1971.
12. Diaz Alejandro, Carlos F. *Exchange Rate Devaluation in a Semi-Industrialized Country: The Experience of Argentina, 1955 - 1961*. Cambridge: M.I.T. Press, 1965.
13. Dornbusch, Rudiger, "Devaluation, Money and Non-Traded Goods." *American Economic Review*, Diciembre 1973, 871-80.
14. Fields, Gary S., "Who Benefits from Economic Development? A Reexamination of Brazilian Growth in the 1960's." *American Economic Review*, Setiembre 1977, 570-82.
15. Frank, Charles R. y Richard C. Webb, eds. *Income Distribution and Growth in the Less-Developed Countries*, Washington D.C.: The Brookings Institution, 1977.
16. Frenkel, Jacob A., et al., "A Synthesis of Monetary and Keynesian Approaches to Short Run Balance of Payments Theory." *Economic Journal*, Setiembre 1980, 582-92.
17. Frisch, Helmut, "Inflation Theory 1963-1975: A Second Generation Survey." *Journal of Economic Literature*, Diciembre 1977, 1289-317.
18. Glystos, Nicholas P., "Determinants of Wages and Price Changes in Less Developed Countries." *Journal of Development Economics*, Diciembre 1977, 315-42.
19. Goldstein, Morris, et al., "Prices of Tradeable and Nontradeable Goods in Demand for Total Imports." *Review of Economics and Statistics*, Mayo 1980, 190-99.
20. Gordon, Robert J. *Macroeconomics*. Boston: Little Brown, 1978.
21. Hanson, James A., "The Short Run Relation between Growth and Inflation in Latin America: A Quasi Rational or Consistent Expectations Approach." *American Economic Review*, Diciembre 1980, 972-89.

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

22. Jain, Shail. *Size Distribution of Income*. Washington, D.C.: The World Bank, 1975.
23. Johnson, Omotunde y Joanne Salop, "Distributional Aspects of Stabilization Programs in Developing Countries." *International Monetary Fund Staff Papers*, Marzo 1980, 1-23.
24. Kemp, Murray C., "The Balance of Payments and the Terms of Trade in Relation to Financial Controls." *Review of Economic Studies*, Enero 1970, 25-32.
25. Khan, Moshin S. y Malcolm D. Knight, "Stabilization Policies in Developing Countries, a Formal Framework." *International Monetary Fund Staff Papers*, Marzo 1981, 1-53.
26. Kreinin, Mordechai E. y Lawrence H. Officer. "The Monetary Approach to the Balance of Payments: A Survey." *Princeton Studies in International Finance* No. 43, 1978.
27. Krueger, Anne O. *Liberlization Attempts and Consequences*. Cambridge, Mass: Ballinger Publishing Co., 1978.
28. _____ . "The Role of Home Goods and Money in Exchange Rate Adjustments." en W. Sellekaerts (ed.) *International Trade and Finance: Essays in Honor of Jan Tinbergen*. White Plains: IASP, 1974.
29. Krugman, Paul y Lance Taylor, "Contractionary Effects of Devaluation." *Journal of International Economics*, Agosto 1978, 445-56.
30. Kuh, Edwin, "Income Distribution and Employment over the Business Cycle," en J. Duesenberry et al. (eds.) *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, Chicago: Rand McNally & Co., 1965.
31. Kyle, John R. *The Balance of Payments in a Monetary Economy*. Princeton: Princeton University Press, 1976.
32. Lucas, Robert E., "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs." *American Economic Review*, Junio 1973, 326-34.

33. Lucas, Robert E. y Leonard A. Rapping, "Real Wages, Employment and Inflation." *Journal of Political Economy*, Setiembre/Octubre 1969, 721-54.
34. Mamalakis, Markos, "The Theory of Sectoral Clashes," en *Latin American Research Review*, Otoño 1969, 9-46.
35. Martin, John L., "Labor's Real Wage in Latin America Since 1940," en James W. Wilkie and Peter Reich (eds). *Statistical Abstract of Latin America, Vol. 18*, Los Angeles: UCLA Latin American Center Publications, 1977.
36. Martin, John P. y J. Peter Neary, "Variable Labor Supply and the Pure Theory of International Trade; And Empirical Note." *Journal of International Economics*, Noviembre 1980, 549-60.
37. Moore, Geoffrey H., *Personal Income During Business Cycles*, Princeton: Princeton University Press, 1956.
38. Nugent, Jeffrey B. y Constantine Glezakos, "Phillips Curves in Developing Countries: The Latin American Case." Forthcoming in *Economic Development and Cultural Change*.
39. Prachowny, Martin F. *Small Open Economies*. Lexington: Lexington Books, 1975.
40. Reichmann, Thomas O. y Richard T. Stillson, "Experience with Programs of Balance of Payments Adjustment: Stand-by Arrangements in the Higher Credit Tranches, 1963-1972." *International Monetary Fund Staff Papers*, Junio 1978, 293-309.
41. Reynolds, Bridget, "Exchange Rate History," en James W. Wilkie y Paul Turovsky. *Abstract of Latin America, Vol. 17*. Los Angeles: UCLA Latin American Center Publications, 1975.
42. Rodríguez, Carlos A., "A Stylized Model of the Devaluation Inflation Spiral." *International Monetary Fund Staff Papers*, Marzo 1978, 76-89.
43. Salop, Joanne, "Devaluation and the Balance of Trade Under Flexible Wages," Washington, D.C. Board of Governors of the Federal

DEVALUACIONES Y DISTRIBUCION DE INGRESOS

Reserve System International Finance Discussion Papers No. 27,
Abril, 1973.

44. Schultz, T. Paul. "Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in the United States: 1944-1965," en L. Soltow. (ed.) *Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income*, New York: Columbia University Press, 1969.
45. Thorp, Rosemary y Laurence Whitehead, *Inflation and Stabilization in Latin America*. New York: Holmes and Meier, 1979.
46. Twomey, Michael. *Ensayo sobre la agricultura Peruana*. Lima, Perú: CISEPA, 1972.
47. _____ . "Exchange Rate Devaluations and Income Distribution in Latin America." Paper presented to the Western Economics Association, Julio 1981.
48. Weisskoff, Richard, y Adolfo Figueroa, "Traversing the Social Pyramid: A Comparative Review of Income Distribution in Latin America." *Latin American Research Review*, 1976 No. 2, 71-112.
49. Williamson, John, Review of R. Thorp y D. Whitehead, eds., "Inflation and Stabilization in Latin America." *Journal of International Economics*, Febrero 1981, 142-45.

