

Modelos básicos de crecimiento y su aplicación a Venezuela

Eduardo J. Ortiz F.

Resumen

Uno de los principales objetivos de la política macroeconómica es lograr que el ingreso crezca consistentemente año tras año en equilibrio. Los organismos evaluadores y planificadores buscan este fin a través de sofisticados modelos, en los que un conjunto abigarrado de variables se interrelaciona en un elaborado sistema de ecuaciones contables y econométricas. Pero la teoría económica no ha olvidado la sabia tradición filosófica de que para alcanzar el conocimiento basta concentrarse en lo esencial. Por eso muchos teóricos connotados han tratado de presentar el proceso de crecimiento de una forma sencilla, y de hecho son estos modelos básicos los más citados en los manuales de teoría, matemática o historia de las ideas económicas. En el presente artículo vamos a examinar algunos de ellos tratando de aplicarlos a la realidad venezolana, en el período comprendido entre 1968 y 1995, para ver hasta qué punto explican el comportamiento efectivo de su economía¹.

En primer lugar nos fijaremos en el modelo neokeynesiano de Harrod-Domar, donde no se toma en cuenta el progreso tecnológico, y se consideran constantes tanto la propensión marginal al ahorro como la relación producto-capital.

¹ Este artículo es un resumen del trabajo *Modelos básicos de crecimiento. Aplicación al caso venezolano (1968 - 1995)* IIES-UCAB, 1998, 374 pp. Aquí sólo presentaremos sumariamente las ecuaciones fundamentales de cada modelo, sin profundizar en sus implicaciones ni en su deducción.

Posteriormente nos acercaremos al modelo neoclásico de crecimiento que hasta el momento goza de mayor aceptación (Solow), en el que desde una perspectiva microeconómica se busca la combinación de capital-trabajo y capital-producto que permitan alcanzar y mantener el equilibrio a lo largo del tiempo.

Más tarde analizaremos lo que dice James E. Meade sobre el progreso tecnológico como fuente exógena de crecimiento.

Continuaremos recogiendo el aporte de la Escuela de Cambridge, más concretamente el de Nicholas Kaldor, donde se intenta combinar los modelos neoclásicos y keynesianos, tomando a la distribución del ingreso como determinante básico del crecimiento.

Por fin, comentaremos los modelos de Michal Kalecki para economías socialistas y mixtas, donde el Estado juega un papel preponderante en las decisiones económicas.

Modelo de Harrod-Domar

Ambos autores comienzan por constatar que, aunque en una economía cerrada y sin gobierno el ahorro es contablemente igual a la inversión, todavía es posible un desequilibrio entre oferta y demanda agregada, cuando los montos planificados no coinciden con los realizados. Este desequilibrio queda reflejado en la variación "no deseada" de existencias.

Por otra parte la propensión marginal al consumo y al ahorro son constantes.

En su versión más simplificada, la función de oferta viene medida por la dotación de capital y su productividad $\delta = \Delta Q / \Delta K = \Delta Q / I \Rightarrow \Delta Q = \delta \Delta K$

En esta fórmula δ designa a la relación producto-capital.

Como el incremento de oferta no necesariamente tiene que ser igual al de la demanda, utilizamos un símbolo diferente para designar al producto (ΔQ) y al ingreso (ΔY).

La función de demanda viene definida por el multiplicador de la inversión.

Si llamamos (s) a la propensión marginal al ahorro, y si por otra parte suponemos una situación de equilibrio en la que $\Delta S = \Delta I$ tendremos entonces que $\Delta Y = \Delta I / s$

En equilibrio: $\Delta Q = \Delta Y \Rightarrow \delta \Delta K \equiv \delta I = \Delta I / s$

De ahí podemos deducir que: $\Delta I / I = s\delta$

Cuando consideramos un número indefinido de años: $I(t) = I_0 e^{s\delta t}$

Por tanto, en el modelo de Harrod-Domar, pensado para una economía cerrada, sin gobierno y carente de progreso tecnológico, la *tasa garantizada* de crecimiento en

equilibrio (Gw) de la inversión, y en último término de las demás variables macroeconómicas fundamentales, es igual al resultado de multiplicar la propensión marginal al ahorro por la relación producto-capital.

Resulta significativo que ninguno de los autores que vamos a exponer en los apartados siguientes, se haya aventurado a aplicar su modelo a ningún caso real. Esto por sí sólo indica las dificultades que se pueden encontrar al intentarlo.

Limitándonos por el momento a Harrod-Domar, comenzamos por constatar que en la realidad ninguna economía es cerrada y sin gobierno. Tampoco existe un año indiscutible en el que se haya alcanzado el equilibrio, y por tanto, para alcanzarlo desde una posición inicial de desequilibrio, la inversión tendrá que crecer más, o menos, que el resultado de multiplicar las dos relaciones constantes arriba mencionadas, según la demanda haya sido menor, o mayor, que la oferta.

Si por otro lado equiparamos la diferencia entre oferta y demanda con la variación de existencias, las estadísticas no distinguen qué parte de esa variación es deseada, y cuál no deseada. Y tampoco debemos esperar que la propensión marginal al ahorro o la relación producto-capital se mantengan constantes año tras año.

Otra dificultad consiste en elegir qué variables van a ser consideradas a la hora de medir el producto (oferta), y el ingreso (demanda). De hecho nos hemos decidido por medir la oferta a través del Producto Nacional a precio de factores, equivalente a la suma de la remuneración nacional al trabajo (REN) y al capital (EEN), y a la demanda por la suma del consumo (C) y la formación neta de capital fijo (FNCF).

Si queremos dar alguna validez al modelo de Harrod-Domar como aproximación a la economía real, podemos iniciar nuestro recorrido examinando hasta qué punto hay relación entre la variación de existencias y la diferencia entre oferta y demanda.

Una contemplación somera del cuadro I produce impresiones contradictorias. Hay años en los que se percibe cierta semejanza entre las cifras de las dos últimas columnas, pero en otros casos éstas ni siquiera coinciden en el signo.

Si para ser algo más precisos tratamos de establecer una correlación entre la *Variación de Existencias* y lo que hemos llamado *Producto menos Gasto*, el coeficiente R de Pearson alcanza un valor de 0,5598².

En las actuales circunstancias —donde se aplica a una economía abierta y con un significativo sector público un modelo pensado para una economía cerrada y sin gobierno— este resultado es sorpresivamente significativo.

2 Si hubiésemos intentado una regresión lineal, el R^2 habría sido aún menor (0,31343). Más adelante comentaremos sobre la posibilidad de una regresión logarítmica o exponencial.

CUADRO I

Producto nacional a precio de factores, gasto interno neto,
y variación de existencias

(millones de bolívares a precios de 1984)

Año	Ingreso (REN + EEN)	Gasto (C + I neta)	Variación de existencias	Ingreso menos Gasto
68	206.260	159.692	49.613	46.568
69	217.197	170.349	26.494	46.848
70	236.790	175.398	53.242	61.392
71	243.197	186.241	46.558	56.956
72	261.250	204.404	39.955	56.846
73	281.463	221.345	31.417	60.119
74	318.072	247.504	56.724	70.568
75	339.896	290.022	48.252	49.874
76	370.489	339.920	28.335	30.569
77	391.781	398.093	28.935	-6.313
78	397.814	421.343	3.482	-23.529
79	403.215	395.968	520	7.247
80	401.588	386.494	-6.270	15.093
81	401.361	422.966	-19.197	-21.605
82	385.474	398.804	21.718	-13.330
83	339.087	348.370	-83.178	-9.283
84	348.645	334.212	6.230	14.433
85	345.775	338.991	4.898	6.784
86	378.925	354.494	2.081	24.431
87	386.914	371.368	12.971	15.546
88	422.408	396.537	19.949	25.871
89	384.318	359.047	-13.663	25.271
90	424.654	363.696	-13.770	60.958
91	458.145	417.317	1.905	40.828
92	474.594	463.768	11.526	10.826
93	471.871	450.907	-2.532	20.964
94	446.555	414.258	-13.978	32.297
95	468.892	419.090	10.269	49.802

Fuente: BCV, Cálculos propios.

La lectura optimista del indicador resulta confirmada por el nivel de significación observado en la correlación, que es de $P = 0,002$ (probabilidad del 0,2 %), lo que viene a significar que si eligiéramos al azar un par de series cualesquiera de 28 términos, sólo una de cada quinientas veces nos encontraríamos con un índice de correlación semejante.

Cuando desagregamos la serie total en septenios³, los resultados varían significativamente. El septenio con mayor correlación (0,7054) es el de 1975-1981, que podríamos considerar el último respiro del país, antes de las turbulencias de la crisis cambiaría, los programas de ajuste, el levantamiento popular (1989) y los dos intentos de golpe militar (1992). De hecho en el septenio siguiente (1982 - 1988) el coeficiente baja a 0,4479, y en el último (1989 -1995) no sólo es pequeño, sino también de signo contrario al esperado (-0,2373). En el primer septenio se acerca más al valor promedio de la serie (0,5156).

La insuficiente correlación entre las series se puede deber a imprecisiones provenientes de al menos dos flancos: al instrumento de análisis elegido, o a las variables utilizadas.

En relación con el instrumento, se puede cuestionar que tenga sentido aplicar un índice de correlación lineal a dos series temporales tan largas.

Aunque esta objeción tiene su contraparte, ya que entonces los coeficientes de correlación superiores a un 0,5 parecerían hasta cierto punto aún más inverosímiles como consecuencia de un simple azar, más tarde utilizaremos un ajuste exponencial, más acorde con la teoría subyacente al modelo.

En relación con las variables escogidas, podríamos encontrar al menos tres motivos de debate sobre si se ha seguido el camino más apropiado.

En primer lugar, hasta ahora hemos tomado en cuenta las cifras del ingreso o producto a precio de factores a nivel nacional. Pero al analizar el gasto nos hemos limitado a la demanda agregada interna.

Si éste fuera el motivo fundamental de discordancia, bastaría con que consideráramos el ingreso o producto *interno* a precio de factores, y entonces obtendríamos una correlación más aceptable.

En segundo lugar hemos comparado el ingreso o producto con el gasto en consumo e inversión, pero en desequilibrio la inversión y el ahorro no tienen por qué ser iguales, y de hecho en Venezuela raramente lo son.

Una doble comparación del ingreso interno y del ingreso nacional con la suma del consumo y el ahorro, nos puede indicar si la insuficiencia en la correlación se debe a las discrepancias entre ahorro e inversión.

3 Dado que la serie total abarca 28 años, el septenio parece ser una forma adecuada de dividir el conjunto en períodos uniformes, que permitan descubrir ciertas peculiaridades típicas del corto plazo.

Por fin, la baja correlación puede haber sido ocasionada por el saldo de la balanza comercial con el exterior. Es evidente que, en una economía cerrada, si la oferta supera a la demanda aumentarán las existencias. Pero en una economía abierta puede ser que el producto nacional supere a la demanda nacional y sin embargo disminuyan las existencias debido a un gran incremento de las exportaciones; o que la demanda supere a la oferta y sin embargo se incrementen los inventarios debido a un gran flujo de importaciones. De ahí que la aparente inconsistencia de signos en la correlación de algunos septenios no sea tan inesperada ni inexplicable.

Vamos a analizar paso por paso cada uno de estos caminos.

Dado que la correlación entre ingreso interno e ingreso nacional a precio de factores es muy estrecha (99,7 %) no es de esperar que haya gran diferencia al comparar las variaciones de existencias con la diferencia entre producto *interno* y demanda interna, por una parte, y producto *nacional* y demanda interna por la otra.

Para el conjunto de los 28 años observados, el *R de Pearson* tomando el PIB como medida de la oferta toma un valor de 0,5128 y un nivel de significación de 0,005. La correlación es, por consiguiente, ligeramente menor que cuando se tomó en cuenta el ingreso nacional. Los resultados por septenios siguen las mismas pautas.

Si en vez de comparar el ingreso con la demanda agregada interna neta (consumo más inversión neta) lo comparamos con el consumo y el ahorro, la correlación desmejora considerablemente.

En términos globales ésta es de 0,2838 tomando en cuenta el ingreso interno y 0,3095 con el ingreso nacional. La desagregación por septenios tiene sin embargo algunos coeficientes aceptables (superiores a 0,5) en el 75-81 (0,5014 para el Ingreso Interno y 0,5111 para el Nacional) y en el 89-95 (0,5240 para el Ingreso Interno y 0,6126).

Podríamos decir que, tanto si consideramos el Ingreso Nacional como el Interno, la Variación de Existencias guarda mayor relación con Ingreso menos Gasto, si tomamos como gasto el Consumo más la Inversión en los catorce años que van del 1968 al 1981. Pero entre 1989 y 1995 es superior la correlación tomando como gasto la suma de Consumo y Ahorro. El septenio restante (82-88) da en todos los casos resultados inferiores a 0,50.

Por otra parte, la correlación global entre ahorro e inversión no es muy significativa (0,5320; $P = 0,004$) para el período total, y llega a tener valores negativos en los tres últimos septenios (1975 - 1995), aunque en el primero (1968 - 1974) alcance un valor bastante significativo de 0,7189.

Nos queda por examinar si se puede encontrar alguna explicación de la escasa correlación en el comportamiento del comercio internacional.

Para ello medimos por un lado el ingreso nacional a precios corrientes más las importaciones, y por el otro la suma de consumo, formación neta de capital fijo y exportaciones. Con esto no estamos abandonando completamente los supuestos de Harrod, pues él mismo apunta esta posibilidad al aplicar su modelo a una economía abierta.

En este caso todos los resultados empeoran ostensiblemente. El coeficiente de correlación para la serie total apenas alcanza un 0,0863.

¿Mejorará éste si modificamos las cifras para excluir la acción del Gobierno?

Para ver hasta qué punto es el sector público el que distorsiona los resultados, podríamos repetir las simulaciones anteriores tomando en cuenta únicamente al sector privado.

Los resultados son menos significativos que cuando se toman las cifras globales. De hecho el índice de correlación es apenas un 0,2233 si tomamos la demanda como suma de consumo y ahorro, y 0,2109 si sumamos el consumo y la formación neta de capital.

Los datos utilizados para este análisis aparecen incluidos en el cuadro II.

Por otra parte, el hecho de que la variación de existencias no sea suficientemente explicativa del desequilibrio entre oferta y demanda se puede deber a la misma volatilidad de esta variable.

Basta echar una mirada a las estadísticas para que salten a la vista sus violentas oscilaciones. Mientras que el promedio de las veintiocho observaciones recogidas es en términos reales de 12.588,84 la desviación estándar alcanza la cifra de 29.034,85. Es decir, supera 2,31 veces al promedio. En el sector privado las cifras respectivas son $\mu = 1.289,32$ y $\sigma = 7.935,16$ (6,15 veces superior).

Cuando observamos el ingreso nacional o a la demanda agregada interna (consumo + inversión neta), a precios constantes, estos valores son notablemente diferentes. En el ingreso el promedio asciende a 364.522,54 mientras que la desviación estándar es apenas de 77.939,70 (0,21 veces el valor de la media). En la demanda las cifras respectivas son 337.521,35 y 92.653,75 (0,27 veces). Algo más elevada la fluctuación por la volatilidad de la inversión ($\mu = 63.175,07$; $\sigma = 30.930,35$; 0,49 veces la media).

Claro que existen en las cuentas consolidadas variables donde, en una economía abierta, puede quedar perfectamente reflejada la discrepancia entre oferta y demanda. El Banco Central realiza este análisis por un camino que se acerca al que hemos intentado.

La oferta total está allí constituida por la producción interna bruta y las importaciones. Por el lado de la demanda se contabiliza el consumo (intermedio y final), la Inversión Bruta Fija, la variación de existencias y las exportaciones.

CUADRO II

Producto interno a precio de factores, gasto interno
y variación de existencias del sector privado
(millones de bolívares a precios de 1984)

Año	Ingreso	Consumo	Ahorro	Inv. Neta	Var. Exist
68	228.011	106.262		30.738	3.444
69	235.274	111.790		37.913	1.897
70	251.531	120.688		39.744	3.957
71	260.664	122.549		45.598	3.403
72	268.631	130.422		41.157	2.917
73	295.350	139.051		49.670	2.171
74	338.148	161.238		52.015	3.312
75	336.497	180.881		67.413	2.645
76	232.781	198.919		83.712	392
77	257.584	222.452		116.092	1.408
78	282.636	243.094	33.203	112.684	-211
79	259.696	250.149	27.256	84.890	-900
80	244.787	258.546	33.898	59.514	-1.598
81	250.124	265.216	22.272	41.319	-1.804
82	272.250	274.193	10.224	25.196	-519
83	244.770	255.185	9.007	2.791	-6.371
84	228.704	256.327	14.784	19.375	5.921
85	237.625	256.958	8.723	18.237	4.212
86	283.297	264.570	17.196	14.751	1.574
87	283.505	275.130	37.583	19.979	14.279
88	321.228	289.013	37.631	20.049	18.477
89	260.008	271.793	22.685	8.425	-15.162
90	259.140	279.590	9.964	-2.082	-19.728
91	300.964	301.891	9.661	10.680	-1.357
92	341.299	327.007	3.665	17.227	11.501
93	347.489	327.345	-11.395	16.977	597
94	320.744	316.772	-11.819	9.866	-10.746
95	343.338	321.653	4.693	3.324	12.390

Fuente: BCV, Cálculos propios.

Expresando la igualdad en símbolos: $PB + M = CI + CF + IBF + VE + X$

Si tomamos al Producto Interno Bruto (PIB) como diferencia entre la Producción Bruta y el Consumo Intermedio, y si hablamos de Exportaciones Netas ($XN = X - M$) como saldo de la Balanza Comercial, la igualdad anterior se reduce a la siguiente.

$$(PB - CI) + (M - X) = C + IBF + VE + XN \Rightarrow PIB - XN - C - IBF = VE$$

Cuando hay diferencia entre la oferta y la demanda, hay que darle un nombre. Harrod la llama capacidad ociosa. El Banco Central la denomina variación de existencias. No estábamos pues desorientados al elegir a esa magnitud, como la representación más aproximada del desequilibrio.

Tasa de crecimiento

El modelo de Harrod-Domar, además de medir el desequilibrio, nos indica que una vez eliminado éste la economía tendrá que avanzar a una tasa igual al resultado de multiplicar la propensión marginal al ahorro por la relación producto-capital. Ambos parámetros se mantienen además constantes durante considerables períodos de tiempo.

En los supuestos del modelo se hace coincidir en ambos casos los valores medios y marginales, pero al analizar la economía venezolana, los consideraremos por separado. Además dividiremos la serie en septenios, para ver si al menos en pequeños períodos de tiempo hay una cierta constancia en los valores de ambos coeficientes.

Comencemos por calcular la *propensión media al ahorro*, dividiendo en cada año el Ahorro entre el Ingreso Nacional, ambos a precios corrientes, y calculando un promedio aritmético simple de toda la serie. Para el conjunto de 28 años la propensión promedio es de 22,56 %⁴. Sin embargo las variaciones en el período son muy considerables ($\sigma = 9,31\%$), con un promedio máximo en 1974 (46,67 %) y un mínimo en el 93 (8,59 %).

Si separamos los datos por septenios obtenemos las cifras que se indican más adelante. La lectura de la última columna indica cómo el ahorro promedio se mantiene estable alrededor del 30,25% en los primeros catorce años, y luego, coincidiendo con el derrumbamiento del bolívar, desciende a la mitad.

4 Si halláramos la media geométrica, la diferencia sería insignificante (22,23 %). En cambio si calculamos la propensión media dividiendo el promedio del ahorro entre el promedio del ingreso, la diferencia es significativa (14,93 %).

Período	Promedio y Desviación Ingreso	Promedio y Desviación Ahorro	Propensión Media al Ahorro
68-74	63.401 (27.141)	20.936 (16.101)	30,24 %
75-81	203.280 (67.750)	59.864 (15.772)	30,26 %
82-88	436.477 (170.139)	64.800 (24.420)	15,27 %
89-95	4.633.098 (3.479.024)	650.841 (534.714)	14,49 %

Las *propensiones marginales* tienen un comportamiento mucho más errático. Fluctúan entre -116,37 % (1986) y 427,92 % (1982). Sin embargo, las cifras para el total del período no divergen mucho de la propensión media. Un 22,21% para los valores marginales, frente a la media de 22,56%.

Todavía podríamos pensar que puede existir una parte del ahorro que es autónoma o independiente del ingreso. En ese caso, sería más adecuado ajustar a las cifras una recta que nos dé con más precisión la pendiente o propensión marginal al ahorro.

La función econométrica correspondiente es: $\Delta S = -14.787,03 + 0,190780 \text{ DYN}$

Nos encontraríamos, por tanto, con que el ahorro aumenta en un 19,07 % (inferior al 22,21 obtenido anteriormente) en relación al incremento en el ingreso.

El ajuste es representativo. El R^2 es de 0,86828, la significatividad del coeficiente t (12,84) y del estadístico F (164,80) son excelentes (P es en ambos casos prácticamente cero), y la prueba *Durbin-Watson* (1,60685) excluye la presencia de autocorrelación.

* En relación con la propensión media al ahorro, los valores obtenidos son los siguientes: $S = 10.362,55 + 0,141483 \text{ YN}$

También aquí el valor de 14,14 % es menor que el 22,21% obtenido anteriormente (se parece en cambio al obtenido dividiendo ahorro promedio entre ingreso promedio de la serie), y se mantiene el hecho de que la propensión media es superior a la marginal.

El R^2 es en este caso de 0,96324, y tanto la significatividad del coeficiente t (26,1) como la del estadístico F (681,23) son excelentes (P vuelve a ser prácticamente cero).

* En cambio la prueba *Durbin-Watson* (1,29687) indica ahora la existencia de autocorrelación.

Algo semejante podemos hacer respecto a la *relación producto-capital*. Pero en este caso, ya que no contamos con datos representativos de la acumulación total de capital para el conjunto de la economía, nos tendremos que conformar con los cálculos de las tendencias marginales. Comparamos la inversión del año $t-1$ con el producto del año t .

A pesar de la enorme volatilidad en las relaciones anuales, que van desde un mínimo de -68,08 en el 88-89 a un 109,46 en el 89-90, el promedio de la serie corresponde bastante de cerca a los valores esperados (24,55%).

Por otra parte, llama la atención la baja productividad de los dos septenios intermedios (1975 - 81 = 15,41%; 1982 - 88 = 16,11%) comparada con la alta cifra del primero (1969 - 74 = 42,26%), y la ligera recuperación del último (1989 - 95 = 26,95%), cuyo valor es cercano al promedio.

También en este caso podemos pensar en una parte del incremento del producto que sea independiente del valor de la inversión. Si, para captar este fenómeno, ajustamos una recta, tal como lo hemos hecho con la propensión marginal al ahorro, obtenemos un valor tan bajo de R^2 (0,11367) que no merece la pena detenerse más en la ecuación resultante.

Recordemos por fin que para *mantener* el equilibrio, una economía debería crecer a una tasa igual al producto ($s \cdot \delta$) siendo (s) la propensión marginal al ahorro y (δ) la relación producto-capital.

En las páginas anteriores hemos obtenido para (δ) un valor de 0,2455. Entre los valores de (s) vamos a elegir (0,1907), ya que la bondad del ajuste logrado con esa cifra era altamente significativa. El producto de ambos términos es un 4,68 % (0,04681685).

Este valor debería corresponder a la tasa efectiva de crecimiento de todas las variables macroeconómicas fundamentales.

Si en un primer acercamiento calculamos la tasa de crecimiento promedio del ingreso real en el período estudiado, la media aritmética es 3,97 y la geométrica 3,74. Aunque estos resultados no se identifican con el 4,68% que hemos obtenido al multiplicar (s) por (δ), tampoco están demasiado alejados de él.

Por otra parte, recordemos que al hablar de tasas de crecimiento estamos frente a una ecuación exponencial del tipo: $I_t = I_0 \cdot e^{s\delta t}$

Podemos convertir la ecuación exponencial en lineal logarítmica: $\ln I_t = \ln I_0 + s\delta t$

Dada la variabilidad extrema de las cifras de inversión, vamos a probar la ecuación para el caso de las tasas de incremento del ingreso nacional real. Para eso en el cuadro III indicamos en la segunda columna (la primera señala los años) los valores estimados de acuerdo a la ecuación. En la tercera, los logaritmos neperianos de las cifras reales,

relativas al ingreso nacional de cada año, y en la cuarta señalamos las diferencias (valores reales menos estimados), siempre en términos logarítmicos.

CUADRO III
Valores reales y estimados de los logaritmos del ingreso nacional
(precios de 1984)

Año	Valores Estimados	Valores Reales	Reales menos Est.
68	12,236895	12,236895	0,000000
69	12,283711	12,288560	0,004849
70	12,330528	12,374928	0,044399
71	12,377345	12,401627	0,024282
72	12,424162	12,473233	0,049071
73	12,470979	12,547757	0,076779
74	12,517796	12,670033	0,152237
75	12,564613	12,736394	0,171782
76	12,611429	12,822578	0,211149
77	12,658246	12,878458	0,220212
78	12,705063	12,893740	0,188677
79	12,751880	12,907226	0,155346
80	12,798697	12,903181	0,104485
81	12,845514	12,902616	0,057102
82	12,892330	12,862229	-0,030102
83	12,939147	12,734012	-0,205135
84	12,985964	12,761809	-0,224155
85	13,032781	12,753545	-0,279236
86	13,079598	12,845094	-0,234504
87	13,126415	12,865958	-0,260456
88	13,173232	12,953727	-0,219504
89	13,220048	12,859226	-0,360823
90	13,266865	12,959031	-0,307834
91	13,313682	13,034941	-0,278741
92	13,360499	13,070215	-0,290284
93	13,407316	13,064461	-0,342855
94	13,454133	13,009317	-0,444815
95	13,500950	13,058129	-0,442821

Fuente: BCV, Cálculos propios

Los resultados son estimulantes. No se dan identidades, excepto en el año inicial, pero la proximidad entre los valores estimados y reales es significativa. Parece darse además una cierta regularidad en el comportamiento, que corresponde con los resultados esperados. Hasta 1982, cuando la situación nacional es relativamente estable, las cifras reales superan ligeramente a las estimadas, y a partir de ese año están por debajo de ellas.

Si intentamos correlacionar los valores estimados con los reales, obtenemos para toda la serie un coeficiente de **0,8647**.

En el primer septenio esta correlación es incluso mayor, pero se va deteriorando posteriormente hasta recuperarse levemente en los últimos años, tal como se puede apreciar en el siguiente cuadro-resumen.

Años	R	Prob.
68-95	0,8647	0,000
68-74	0,9876	0,000
75-81	0,8403	0,018
82-88	0,6074	0,148
89-95	0,7360	0,059

Si intentamos ajustar una línea a ambas series (valores estimados y reales) los resultados son también bastante satisfactorios.

La función resultante es: $\text{Ln YN real} = 5,9099 + 0,5339 \text{ Ln YN estimado}$

El R^2 es 0,74777, y la significatividad de los coeficientes $t(8,78)$ y $F(77,08118)$ son excelentes. Por otra parte el coeficiente *Durbin-Watson* (0,24530) señala la esperada existencia de una correlación positiva entre ambas series.

Modelo de Solow

Aunque son muchos los modelos de Solow, y no siempre los que más se comentan sean los más elaborados, todos ellos coinciden en unas cuantas afirmaciones básicas.

En un primer momento se retoma la formulación de Harrod con una pequeña variante. Lo que va a ser igual a la propensión marginal al ahorro por la relación producto-capital no será en este caso la tasa de crecimiento de la inversión o del ingreso, sino la mano de obra. Utilizando los mismos símbolos que hemos empleado en el modelo anterior: $n = s \delta$

Si elaboramos esta afirmación, nos encontramos con que en equilibrio crecen a la misma tasa el trabajo y el capital.

$$\Delta L / L = (S / Y) (Y / K) = S / K = I / K \Rightarrow \Delta L / L = \Delta K / K$$

Económicamente esto significa que -dada una propensión marginal al ahorro constante- los inversionistas van a buscar la relación capital-trabajo que genere una relación capital-producto de equilibrio. Una vez logrado este equilibrio, (n) se convierte en la tasa de crecimiento de toda la economía.

Claro que esto tiene sentido cuando no se toma en cuenta el progreso tecnológico. Si existen innovaciones (n) no sólo representa el incremento biológico de los trabajadores, sino también su eficiencia. En ese caso el ingreso (o el capital) crecen tanto como la población más su productividad.

Además Solow plantea una "regla de oro" por la que los consumidores van a elegir una tasa de ahorro que maximice el consumo por persona. Hay aquí cierta adaptación del modelo de Ramsey (1928) aunque dejando de lado las complicaciones originadas por las tasas de preferencia temporales, y por la constatación de que puede ser conveniente sacrificar consumo presente para mejorar el futuro ("regla de oro modificada").

En ese equilibrio óptimo se igualan la remuneración al trabajo con el consumo (REO = C), la remuneración al capital con la inversión (EE = I) y la tasa de crecimiento del capital con su productividad ($\Delta K / K = \Delta Y / \Delta K$).

Pasando a las aplicaciones al caso venezolano, habría que repetir aquí gran parte de los intentos que ya se han hecho con el modelo de Harrod-Domar. Pero nos vamos a concentrar en algunos aspectos complementarios, referidos a la introducción de la relación capital-trabajo como explicativa del equilibrio, y a la búsqueda del óptimo.

Comencemos por verificar si la tasa de crecimiento de la inversión, o del capital, es igual a (s/v). Previamente tendremos que examinar si coinciden entre sí la tasa de crecimiento del capital y la de la inversión.

Al estudiar el modelo de Harrod vimos la dificultad de responder esa pregunta, ya que no tenemos cifras sobre la acumulación de capital. Por eso tendremos que limitar nuestro primer análisis al sector manufacturero donde sí existen esos datos.

Las cifras sobre crecimiento del capital fijo (CF), inversión neta (IN) y valor agregado (VA) de la industria manufacturera son las presentadas en el Cuadro IV. La inversión neta se obtiene como diferencia entre el capital de dos años consecutivos.

Las coincidencias entre las tasas son prácticamente inexistentes. Hay varias razones que explican esta falta de sintonía. En primer lugar, no toda inversión es automáticamente productiva al año siguiente. Además, el capital existente no siempre está plenamente ocupado. Eso sin olvidar que la productividad de los equipos puede no ser igual todos los años.

CUADRO IV

Tasas de crecimiento de capital fijo, valor agregado e inversión neta en la industria manufacturera

Año	$\Delta\%$ CF	$\Delta\%$ VA	$\Delta\%$ IN
75	40,07%	36,04%	
76	10,73%	28,66%	-62,48%
77	6,59%	3,33%	-32,05%
78	10,14%	-0,56%	64,11%
79	26,65%	10,10%	189,40%
81	-5,32%	-12,90%	-125,31%
82	28,70%	6,12%	-610,29%
83	15,76%	0,86%	-29,32%
84	-23,11%	3,76%	-269,73%
85	-4,17%	3,24%	-86,13%
86	5,81%	9,00%	-233,59%
87	-12,07%	-0,29%	-319,76%
88	10,38%	0,40%	-175,68%
89	-27,51%	-1,35%	-392,46%
90	35,59%	16,20%	-193,75%
91	-7,11%	-8,27%	-127,09%
92	-2,44%	7,69%	-68,12%
93	25,70%	-11,98%	-1127,28%

Fuente: OCEI, Cálculos Propios

Lo referente a la capacidad utilizada no debería ser la causa del problema, pues es relativamente estable. Entre 1984 y 1992 oscila entre un 61,39 % en 1990 y un 69,68 en 1991.

Al intentar una correlación entre las cifras absolutas de inversión, valor agregado, capital fijo y capital utilizado los coeficientes tampoco resultan significativos.

La matriz, con sus respectivas probabilidades o niveles de significatividad aparece más adelante. Las únicas series altamente correlacionadas son, como cabría esperar, el capital fijo y el capital utilizado. La inversión y el valor agregado están correlacionados negativamente, aunque dado el bajísimo valor del coeficiente el signo no significa prácticamente nada. Todavía podemos reseñar como aceptable (superior al 50%) la relación entre capital (fijo o utilizado) y valor agregado. Al menos en el sector manufacturero esta relación es más alta que en el total de la economía, donde el coeficiente de correlación entre ingreso nacional e inversión neta, en valores reales, es de apenas 0,3248.

	IN	K util.	VA
CF	0,2601 P = 0,297	0,9732 P = 0,000	0,5795 P = 0,009
IN		0,2996 P = 0,227	- 0,0957 P = 0,705
K util.			0,5542 P = 0,014

Por otra parte, en el Cuadro IV salta a la vista el comportamiento poco convencional de las tasas de crecimiento en el período estudiado. En términos reales tanto el capital como el valor agregado decrecen en promedio uno de cada tres años. La inversión únicamente crece dos años, al comienzo del período (años 78 y 79).

El modelo de Solow dice asimismo que en equilibrio el capital y la mano de obra deben crecer a una misma tasa, en ausencia de progreso tecnológico.

Los datos sobre capital fijo (CF) y mano de obra (L) en el caso de la manufactura son los que aparecen en el cuadro V. Como se puede apreciar, las semejanzas entre ambas tasas no sólo son pocas, sino que en siete ocasiones (años 83, 84, 85, 87, 90, 91, 93) tienen signo contrario.

Sin embargo la correlación entre algunas series es más alentadora (excluyendo el caso de la inversión, cuyo comportamiento es excesivamente volátil e irregular). Para los valores absolutos, los coeficientes de correlación y sus probabilidades son los siguientes.

	CF	IN	VA
L	0,5972 P = 0,007	- 0,1689 P = 0,503	0,9384 P = 0,000

Es evidente la fuerte significación que existe en la correlación entre mano de obra (L) y producto o valor agregado (VA).

CUADRO V

Capital fijo real (millones de Bs.) y mano de obra en la industria manufacturera

Año	CF	D% CF	L	D% L
74	27.719.192		298.166	
75	38.826.785	40,07%	329.460	10,50%
76	42.994.216	10,73%	392.788	19,22%
77	45.826.105	6,59%	419.641	6,84%
78	50.473.638	10,14%	433.437	3,29%
79	63.923.451	26,65%	472.951	9,12%
81	60.519.951	-5,32%	426.474	-9,83%
82	77.887.833	28,70%	435.042	2,01%
83	90.163.980	15,76%	427.610	-1,71%
84	69.328.232	-23,11%	430.883	0,77%
85	66.438.842	-4,17%	436.110	1,21%
86	70.298.757	5,81%	457.784	4,97%
87	61.816.215	-12,07%	480.345	4,93%
88	68.235.515	10,38%	508.908	5,95%
89	49.461.473	-27,51%	482.876	-5,12%
90	67.062.836	35,59%	480.266	-0,54%
91	62.294.136	-7,11%	498.712	3,84%
92	60.773.725	-2,44%	495.179	-0,71%
93	76.392.668	25,70%	461.653	-6,77%

Fuente: OCEI, Cálculos Propios

Si recogemos estas cifras en la economía nacional en su conjunto, nos tenemos que limitar a comparar el Trabajo con la Inversión Neta y el Ingreso Nacional, a precios constantes de 1984, ya que no contamos con datos sobre la acumulación de capital ni la capacidad utilizada. Los coeficientes de correlación presentan los siguientes valores.

	L	INr	PIBr	YNr
L		-0,1184 P = 0,549	0,9310 P = 0,000	0,8816 P = 0,000
INr			0,2254 P = 0,249	0,3248 P = 0,092
PIBr				0,9864 P = 0,000

Las correlaciones del Trabajo con el PIB y el Ingreso Nacional son excelentes (más con el PIB que con el Ingreso). Por otra parte, la inversión sigue basculando sin relación sólida con el comportamiento de las demás variables.

Si hacemos estas mismas correlaciones tomando en cuenta los valores nominales, los coeficientes mejoran y la inversión comienza a recuperar el rumbo.

	L	IN	YN
L		0,7928 P = 0,000	0,7489 P = 0,000
IN			0,9768 P = 0,000

El modelo dice que es normal una relación menor entre la tasa de crecimiento de la población ocupada y el ingreso, que entre esta última y el capital ya que, una vez admitida la presencia del progreso tecnológico, los crecimientos porcentuales de ingreso y del capital deben ser iguales a la tasa de crecimiento de la población más la tasa de crecimiento de su productividad.

Sería arriesgado atribuir la diferencia entre las tasas de crecimiento del ingreso y el trabajo a las variaciones en la productividad de la mano de obra. Sin embargo, podemos preguntarnos qué valores tomarían esas variaciones si éste fuera el caso.

Comencemos por tabular los datos, tal como aparecen en el Cuadro VI. Tomamos las tasas de crecimiento reales, ya que reflejan mejor el comportamiento de la productividad.

Los resultados son bastante fluctuantes. Contrasta por una parte la regularidad en la tasa de crecimiento de la ocupación, casi siempre positiva (menos el 83 y el 84) con las variaciones de signo en el producto interno bruto y el ingreso real.

En relación con la mano de obra vemos que, a grandes rasgos, en la década de los 70 crece al 4% mientras que en la década siguiente el crecimiento es del 3%, y se percibe una pequeña recuperación en el último quinquenio.

En cambio las tasas de crecimiento del ingreso y el producto fluctúan entre un mínimo de - 8,57% (PIB entre 1988 y 1989) ó - 12,03% (Ingreso Nacional entre 1982 y 1983) y un máximo del 9,73 (PIB entre 1990 y 1991) ó 13,01% (Ingreso Nacional entre 1973 y 1974).

Además tanto el producto (- 0,10 %) como el ingreso (- 0,26 %) tienen en promedio crecimiento negativo en la década de los ochenta.

CUADRO VI

Tasas de crecimiento de la mano de obra, el producto y el ingreso

(A) Año	(B) Δ L	(C) Δ PIB	(D) Δ YN	(E) C - B	(F) D - B
69	2,73%	4,17%	5,30%	1,44%	2,57%
70	4,84%	7,64%	9,02%	2,80%	4,18%
71	5,51%	3,07%	2,71%	-2,44%	-2,80%
72	3,76%	3,26%	7,42%	-0,50%	3,67%
73	3,41%	6,26%	7,74%	2,84%	4,33%
74	2,15%	6,06%	13,01%	3,91%	10,86%
75	5,99%	6,07%	6,86%	0,08%	0,87%
76	5,15%	8,77%	9,00%	3,62%	3,85%
77	5,20%	6,72%	5,75%	1,53%	0,55%
78	3,94%	2,14%	1,54%	-1,80%	-2,40%
79	3,33%	1,34%	1,36%	-1,99%	-1,97%
80	3,78%	-1,99%	-0,40%	-5,77%	-4,19%
81	3,36%	-0,30%	-0,06%	-3,66%	-3,41%
82	2,47%	0,68%	-3,96%	-1,78%	-6,42%
83	-0,15%	-5,62%	-12,03%	-5,47%	-11,88%
84	-0,15%	-1,35%	2,82%	-1,21%	2,96%
85	5,02%	0,19%	-0,82%	-4,82%	-5,84%
86	5,32%	6,51%	9,59%	1,19%	4,27%
87	5,58%	3,58%	2,11%	-2,00%	-3,47%
88	5,76%	5,82%	9,17%	0,06%	3,41%
89	2,00%	-8,57%	-9,02%	-10,57%	-11,01%
90	4,65%	6,47%	10,50%	1,82%	5,84%
91	3,68%	9,73%	7,89%	6,05%	4,21%
92	3,47%	6,06%	3,59%	2,59%	0,12%
93	0,92%	0,28%	-0,57%	-0,65%	-1,49%
94	3,95%	-2,76%	-5,37%	-6,71%	-9,31%
95	5,19%	2,19%	5,00%	-3,01%	-0,19%

Fuente: BCV, OCEI, Cálculos Propios

Con estas oscilaciones no es de extrañar que la productividad, tomada como diferencia entre la tasa de crecimiento del Producto/Ingreso y la tasa de crecimiento de la ocupación, tenga alternativamente valores positivos y negativos.

Sin embargo, si agrupamos las cifras por décadas, podemos percibir un alza de la productividad en los años setenta, una crisis profunda en los ochenta, y una recuperación

en los noventa, donde al menos el producto (no así el ingreso) crece ligeramente por encima de la mano de obra.

Recordemos por fin que en el modelo de Solow se logra el equilibrio óptimo (máximo consumo per cápita), cuando las cantidades destinadas al consumo coinciden con la remuneración a empleados y obreros, y la inversión coincide con el excedente de explotación.

CUADRO VII
Consumo y salarios, inversión y beneficios
(millones de Bs. a precios corrientes)

Año	C	REN	IN	EEN
68	33.641	19.805	9.043	22.271
69	36.345	21.034	10.265	22.562
70	40.088	23.612	9.727	26.019
71	43.132	25.953	11.583	28.366
72	47.608	29.086	14.817	31.736
73	52.928	32.217	18.001	41.236
74	68.139	40.994	20.466	78.915
75	85.409	51.416	32.274	75.701
76	102.545	60.683	47.568	85.047
77	121.877	71.649	69.143	94.768
78	140.499	85.258	82.133	94.373
79	163.284	97.368	70.624	123.407
80	201.610	118.214	66.020	156.310
81	240.251	134.515	70.273	174.252
82	265.859	140.010	68.581	160.784
83	265.790	139.025	45.570	140.573
84	299.638	144.344	34.574	204.301
85	335.868	163.360	44.053	218.446
86	391.818	183.500	56.641	229.986
87	521.463	244.351	91.755	335.945
88	689.682	321.023	127.708	429.695
89	1.121.651	518.235	147.697	773.793
90	1.607.201	698.975	167.894	1.324.562
91	2.314.436	1.006.874	331.451	1.644.523
92	3.257.032	1.432.146	561.445	2.090.193
93	4.443.396	1.863.733	631.627	2.746.674
94	6.785.728	2.717.468	760.881	4.399.927
95	10.575.438	4.219.337	1.022.836	6.995.243

Fuente: BCV, Cálculos Propios

Por otra parte, estas igualdades son válidas cuando, además de encontrarnos en una economía cerrada y sin gobierno, ésta trabaja en mercados de competencia perfecta. Difícilmente se podrá dar entonces en la realidad una perfecta igualdad entre estas variables.

Tomamos los valores nominales, ya que interesa su correspondencia año por año, y no su comportamiento a lo largo del tiempo. En el caso de la inversión tomamos los valores netos, y en el de la remuneración de los factores los correspondientes al producto nacional.

A pesar de la discrepancia entre los valores (ver Cuadro VII), las series están estrechamente correlacionadas no solamente de dos en dos sino entre todas ellas.

Es evidente que esta relación, que es incluso mayor entre consumo e inversión o beneficios, que entre consumo y salarios, refleja la relativa estabilidad en la distribución del ingreso y los hábitos de consumo.

	C	REN	IN	EEN
C		0,8859 P = 0,000	0,9438 P = 0,000	0,9156 P = 0,000
REN			0,9631 P = 0,000	0,7789 P = 0,000
IN				0,8897 P = 0,000

Respecto a esto último, contrasta la constancia de la propensión media al consumo, tanto cuando se compara con el PIB como con el Ingreso, frente a los frecuentes altibajos de las propensiones equivalentes al ahorro o la inversión.

Aunque también aquí se aprecia el deterioro de los últimos años ya que, mientras en los dos primeros septenios se consumían tres cuartas partes de lo recibido (75,81% entre 1968 y 1974; 73,46% entre el 75 y el 81), en los últimos años esta proporción es mayor del 90 % (90,55 % entre el 82 y 88; 90,29 % entre el 89 y el 95).

Modelo de Meade

Uno de los modelos de crecimiento más sencillos es el planteado a principios de los años sesenta por James Edward Meade. De hecho, en un principio se limita a enunciar una típica función neoclásica de producción.

Según esos supuestos, una economía puede crecer por tres razones: porque crece la dotación de capital, porque se incrementa la población trabajadora, o por el desarrollo tecnológico que aumenta la productividad de los factores.

$$\Delta Y = (\delta Y / \delta L) \Delta L + (\delta Y / \delta K) \Delta K + \Delta Y'$$

donde Y' es el ingreso debido al desarrollo tecnológico.

Dado el supuesto de competencia perfecta las productividades marginales corresponden a las remuneraciones de cada factor. En consecuencia:

$$\delta Y / \delta L = \text{salario } (w) \text{ y } \delta Y / \delta K = \text{rendimiento del capital } (v)$$

$$\text{Por tanto, } \Delta Y = w \Delta L + v \Delta K + \Delta Y'$$

Haciendo algunas operaciones sencillas para relacionar tasas de crecimiento en vez de valores absolutos, $(\Delta Y / Y) = [(v K / Y) (\Delta K / K)] + [(w L / Y) (\Delta L / L)] + (\Delta Y' / Y)$

Las tasas de crecimiento de cada variable pueden ser expresadas por las minúsculas correspondientes [$y = \Delta Y / Y$; $k = \Delta K / K$; $\ell = \Delta L / L$]. Asimismo podemos designar con la letra r a la tasa de crecimiento del ingreso debida al desarrollo tecnológico (Y' / Y).

$$\text{De esta manera el modelo queda como: } y = (v K / Y) k + (w L / Y) \ell + r$$

La ventaja (y debilidad) de este planteamiento es que siempre será posible ajustar la realidad al modelo, y considerar el progreso tecnológico como un residuo que permita igualar los dos lados de la ecuación.

Podemos estimar las productividades marginales mediante una ecuación que relacione el crecimiento del ingreso con el de los factores productivos.

$$\text{El resultado de la relación es: } \Delta Y_N = -291.972,25 + 3,125886 \Delta K + 0,954730 \Delta L$$

El R^2 es bastante aceptable (0,88992), lo cual viene confirmado por el estadístico F y su significatividad ($F = 97,000866$; $P = 0,00$).

Cuando descendemos al detalle nos encontramos sin embargo con que la bondad de la relación se debe más al comportamiento de ΔK (coeficiente $t = 11,940$; $P = 0,00$) que al de ΔL ($t = 1,360$; $P = 0,1865$). El test *Durbin-Watson* nos da además una correlación positiva.

Si aceptáramos la regresión nos encontraríamos con una productividad del capital 3,27 veces mayor que la del trabajo. Por otra parte el valor de la constante, que corresponde al crecimiento del producto debido al progreso tecnológico, tiene signo negativo. Pero ya en el modelo de Solow tuvimos ocasión de comprobar que tanto el ingreso como el PIB crecieron realmente algunos años menos que la mano de obra, y que en la década de los ochenta tuvieron un crecimiento promedio negativo, por lo que dicho signo no es tan descabellado.

Por otra parte, en este modelo aparece como determinante implícito del crecimiento la distribución del ingreso, ya que si w es el salario individual, y L el número total de trabajadores, el cociente (wL / Y) equivale a la proporción del ingreso dedicada a remunerar al trabajo (Meade la llama Q). De igual manera, el cociente (vK / Y) es la proporción del ingreso dedicada a remunerar al capital (U).

Por tanto, el modelo se reduce a: $y = U k + Q \ell + r$

Podemos poner a prueba esta igualdad sometiendo los datos disponibles a una regresión, y comparando los resultados con la distribución factorial del ingreso (Cuadro VIII).

En el cuadro se puede apreciar cómo, a diferencia del comportamiento normal en países más desarrollados, la remuneración al capital es superior a la remuneración al trabajo a lo largo de todo el período. Además la participación del trabajo en el ingreso se deteriora sensiblemente con el paso del tiempo.

Por otra parte, el intento de encontrar una ecuación que relacione las variaciones porcentuales del Ingreso con las tasas de crecimiento de los factores y su remuneración, puede ser abordada desde varios frentes.

En primer lugar, se puede aceptar la distribución del ingreso como variable, e interpretar sus coeficientes como indicativos del crecimiento de los factores, es decir, en la función $[y = U k + Q \ell + r]$ se pueden tomar los coeficientes de U y Q como equivalentes a los valores de k y ℓ . Pero también se puede seguir un camino alternativo, tomando como variables k y ℓ y asumiendo que el valor de sus coeficientes equivale a U y Q respectivamente.

Si seguimos uno u otro camino, tanto con los valores reales como con los nominales, obtenemos cuatro regresiones. Pero la única medianamente representativa ($R^2 = 0,66063$) es la que compara la tasa de crecimiento del ingreso a precios corrientes con su distribución, tomando como variables U y Q , e interpretando sus coeficientes como las tasas de crecimiento nominales de los factores productivos k y ℓ .

Si corremos por separado una regresión que relacione el crecimiento del ingreso únicamente con la remuneración al capital, el coeficiente de U es 4,163316. Este valor se acerca a la tasa promedio de crecimiento de la inversión neta a precios del 84 (4,61%).

Por otra parte, dice Meade, hay cierta constancia en el crecimiento de la población, la tecnología, y la distribución factorial del ingreso. Por lo que sólo se logrará la estabilidad si el ingreso crece a la misma tasa (a) que el capital.

$$a = U a + Q \ell + r \Rightarrow a = (Q \ell + r) / (1 - U) = (Q \ell + r) / Q = \ell + (r / Q)$$

El crecimiento del ingreso tiene relación directa con el incremento de la población y su productividad (medida por el progreso técnico), e inversa con la proporción del ingreso dedicada a los salarios.

CUADRO VIII
Distribución factorial del ingreso

Año	REN / YN	EEN / YN
68	47,07	52,93
69	48,25	51,75
70	47,57	52,43
71	47,78	52,22
72	47,82	52,18
73	43,86	56,14
74	34,19	65,81
75	40,45	59,55
76	41,64	58,36
77	43,05	56,95
78	47,46	52,54
79	44,10	55,90
80	43,06	56,94
81	43,57	56,43
82	46,55	53,45
83	49,72	50,28
84	41,40	58,60
85	42,79	57,21
86	44,38	55,62
87	42,11	57,89
88	42,76	57,24
89	40,11	59,89
90	34,54	65,46
91	37,98	62,02
92	40,66	59,34
93	40,42	59,58
94	38,18	61,82
95	37,62	62,38

Fuente: BCV, Cálculos Propios

Conociendo a , Q y ℓ podríamos hallar, por diferencia cuál tendría que ser el valor de r para alcanzar el equilibrio [$r = (a - \ell) Q$].

De entrada nos encontramos con una dificultad, ya que de hecho en la economía venezolana no es igual la tasa de crecimiento del producto y la del capital. La simulación va a tener, por tanto dos resultados diferentes.

Si tomamos (a) como la tasa de crecimiento del Ingreso Nacional ($REN + EEN$), los valores promedio de r serían de 8,23 para los valores nominales y de - 0,26 para los reales. Si tomamos en cambio al valor de (a) como la tasa de crecimiento del capital, o en su defecto de la inversión neta, r tendría un valor promedio de 7,58 nominal y de 0,64 real. Esta última cifra es muy cercana al valor de la productividad del trabajo que se obtiene si restamos las tasas de crecimiento de la mano de obra y la inversión real ($4,36 - 3,74 = 0,62$).

Modelo de Kaldor

Por los mismos años y en el mismo círculo de Cambridge en el que trajinaba Meade, el húngaro de origen, pero inglés de adopción, Nicholas Kaldor elaboró un modelo de crecimiento que tenía el atractivo de unir intuiciones clásicas y keynesianas en un conjunto armónico. Además, lo que en el modelo de Meade había sido un componente, en Kaldor se convirtió en la variable decisiva. El equilibrio dependía de la distribución del ingreso.

El modelo en sí es bastante complejo, ya que comprende diversos niveles de análisis según los plazos y los supuestos implícitos sobre el crecimiento de la población.

Para nuestro análisis basta, por el momento, con enunciar que a corto plazo existirá equilibrio cuando el ahorro sea igual a la inversión, y que a largo plazo deben crecer a la misma tasa el ingreso y el capital.

De paso, percibimos que casi todos los modelos coinciden en las relaciones fundamentales, aunque varíe la forma de deducirlas y desarrollarlas. Por eso se estrecha cada vez la posibilidad de descubrir algo nuevo a partir de las cifras disponibles.

Veamos en primer lugar la función de ahorro. En ella se afirma que la propensión marginal al ahorro de un país es un promedio de las propensiones de los diversos agentes económicos, ponderadas por su participación en el ingreso.

En el modelo se toman en cuenta únicamente las propensiones al ahorro de los perceptores de salarios (β) y beneficios (α). Cuanto más favorecidos salgan estos últimos en la distribución, mayor será el ahorro.

En términos matemáticos $S_t = \alpha EEN + \beta REN$

Ya que en las cifras del BCV no se discrimina lo ahorrado por los diversos sectores sociales, una primera aproximación a estas ecuaciones, podría consistir en ajustar una recta con los datos sobre ahorro y distribución factorial del ingreso.

Con los valores nominales: $S = 40.217,39 + 0,879881 \text{ EEN} - 1,065992 \text{ REN}$

El ajuste resulta muy satisfactorio, ya que el valor de R^2 es de 0,99322, y tanto el estadístico F (1.832,23) como los estadísticos t correspondientes al EEN (12,527) y a la REN (- 9,284) tienen una significatividad de 0,00. Además el coeficiente Durbin-Watson (1,65576) excluye correlación entre las variables.

Los valores de las propensiones marginales al ahorro de los diversos agentes económicos señalan una tendencia correcta en algunos elementos aunque parecen un tanto extremos.

En efecto, por una parte la propensión marginal al ahorro de quienes reciben su participación en el ingreso como remuneración al capital es superior a la de quienes la reciben como remuneración al trabajo. Eso es lo esperado.

Nos encontramos por otra parte con que se ahorra casi un noventa por ciento de lo recibido como remuneración al capital, lo que resulta bastante improbable. En cuanto a la propensión marginal de los perceptores de sueldos y salarios, extraña aún más el signo negativo, y sobre todo la magnitud del coeficiente, si se recuerda que allí están incluidos no sólo los obreros que perciben el salario mínimo, sino también los gerentes y altos ejecutivos.

Existiría además un considerable ahorro autónomo, independiente de la participación en el ingreso de los factores productivos.

Si intentamos la regresión tomando en cuenta no las cifras nominales sino las reales, la función no resulta significativa ($R^2 = 0,09143$).

En cambio no varían mucho los valores si en vez de fijarnos en la remuneración nacional nos limitamos a la interna.

En este caso tendríamos que: $S = 38.133,92 + 0,856262 \text{ EE} - 1,094224 \text{ REO}$

También aquí los estadísticos F (1.003,44) y t correspondientes a EE (8,664) y REO (-6,466) son significativos, y el coeficiente Durbin-Watson (1,65509) excluye la correlación.

En esta ocasión disminuye algo el valor de α y aumenta algo el valor negativo de β , pero sigue siendo superior a la unidad, con lo que termina por ser bastante cuestionable. Tal situación supondría que los trabajadores consumen sistemáticamente más de lo que reciben, o que los posibles ahorros de los asalariados de altos ingresos quedan superados por los desahorros de los trabajadores de bajos ingresos.

Por un camino un tanto retorcido, podríamos intentar una estimación de los valores del ahorro por sectores de ingresos para el año 1986, ya que en ese año, el Banco Central publicó una *Encuesta sobre Presupuestos Familiares del Área Metropolitana de Caracas*.

Ahí se discriminan los gastos por estratos de la siguiente manera:

Estrato I	13.391.474.346,80
Estrato II	19.512.728.000,64
Estrato III	22.626.359.816,78
Estrato IV	<u>39.445.454.176,03</u>
Total	94.976.016.340,25

Por otro lado, un estudio de Asdrúbal Baptista⁵ calcula por deciles la distribución del ingreso entre la población total del país para ese mismo año. Presentamos las frecuencias relativas acumuladas.

Decil 1	1,71	Decil 6	29,38
Decil 2	4,85	Decil 7	39,73
Decil 3	9,07	Decil 8	51,11
Decil 4	14,42	Decil 9	70,91
Decil 5	21,10	Decil 10	100,00

Por fin, las estadísticas del BCV nos indican que en 1986 el Ingreso Interno corriente (Bs. 428.206 millones) se distribuyó en un 42,86% entre los trabajadores, y un 57,14% para los dueños del capital, y que el consumo final privado fue de Bs. 337.106 millones.

Mediante una serie de supuestos podríamos llegar a las siguientes conclusiones.

El 42,86 % del ingreso está en el decil 7 de la población. Suponiendo la distribución regular del ingreso dentro de cada decil, corresponde al 72,75 % de la población.

Si suponemos igualmente una distribución regular del consumo dentro de cada cuartil o estrato, y extrapolamos los datos de Caracas a todo el país, tendríamos que el 72,75 % de la población, que recibe el 42,86 % del ingreso, consume el 56,09% del total.

Aplicando estos porcentajes a los totales, nos encontramos con los siguientes resultados sobre Ingreso (Y), Consumo (C) y propensión Media al consumo (PMeC), para la población trabajadora (P_T) y los dueños del capital (P_K).

5 A. Baptista (1991) p. 269. En la edición de 1997 modifica ligeramente las proporciones, pero eso no afecta sustancialmente al resultado

	Y	C	PMeC
P _L	183.529,09	189.082,76	1,03
P _K	244.676,91	148.023,24	0,60
Total	428.206,00	337.106,00	0,79

A pesar de las indudables diferencias entre estos resultados y los obtenidos a través de las ecuaciones econométricas, hay algo en lo que coinciden. La propensión marginal al ahorro de los perceptores de sueldos y salarios es negativa. Aquí en un 3%; mientras que en las regresiones este valor oscilaba entre el 6,60% (tomando en cuenta las remuneraciones nacionales de los factores) y 9,42% (asumiendo las remuneraciones internas).

En cambio la propensión al ahorro de los estratos altos es aquí (60%) bastante más baja que en las regresiones (88% del Ingreso Nacional; 85,62% del Interno).

Pasemos ahora a examinar la función de inversión.

Llamamos (α') equivale a la relación capital-producto, constante año tras año.

$$\alpha' = \frac{K_{t-1}}{Y_{t-1}} \Rightarrow K_{t-1} = \alpha' Y_{t-1}$$

Por otra parte, (β') es un coeficiente que indica la relación que existe entre la proporción del ingreso que se dedica a la inversión y la tasa de beneficio del capital.

$$\alpha' = \frac{K_{t-1}}{Y_{t-1}} = \beta' \frac{P_{t-1}}{K_{t-1}} \Rightarrow I_{t-1} = \beta' \frac{P_{t-1}}{K_{t-1}} Y_{t-1}$$

Por desarrollos que no vamos a detallar aquí, se llega a la conclusión de que:

$$Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) \frac{K_t}{Y_{t-1}} + \beta' \left(\frac{P_t}{K_t} - \frac{P_{t-1}}{K_{t-1}} \right) Y_t$$

Traducida a las variables que estamos manejando en el modelo, donde el beneficio o *profit* (P) equivale al excedente de explotación (EE), y donde el ingreso se mide como ingreso interno o nacional, según el caso (YI = REO + EE; YN = REN + EEN), la función anterior quedaría convertida, si tomamos los valores internos, en:

$$IN = (YI_t - YI_{t-1}) \frac{K_t}{YI_{t-1}} + \beta' \left(\frac{EE_t}{K_t} - \frac{EE_{t-1}}{K_{t-1}} \right) Y_t$$

Nos seguimos encontrando con el problema de no contar con datos sobre la acumulación de capital. Una forma posible de resolverlo —aunque nos obligaría a adentrarnos en la comparación de los incrementos, tan volátiles a lo largo de toda la

serie— consiste en sustituir las relaciones entre valores absolutos, por relaciones entre incrementos de esas mismas variables. En este caso, la ecuación quedaría transformada de la manera siguiente:

$$IN = (YI_t - YI_{t-1}) \frac{IN_t}{\Delta YI_{t-1}} + \beta' \left(\frac{\Delta EE_t}{IN_t} - \frac{\Delta EE_{t-1}}{IN_{t-1}} \right) YI_t$$

Por otra parte, el intento de ajustar una función lineal a estos datos nos va a ofrecer un posible valor de β' que en circunstancias normales debería ser positivo, ya que el incremento en la tasa de beneficio afecta favorablemente a la inversión.

Si reducimos los datos anteriores a la expresión sencilla $IN = A + \beta' B$

donde: $A = (YI_t - YI_{t-1}) \frac{IN_t}{\Delta YI_{t-1}}$ y $B = \left(\frac{\Delta EE_t}{IN_t} - \frac{\Delta EE_{t-1}}{IN_{t-1}} \right) YI_t$ nos

encontramos con la tabla que insertamos en el Cuadro IX.

Los conjuntos **A** y **B** aparecen en el cuadro tanto en valores nominales (**An**, **Bn**) como en reales (**Ar**, **Br**).

Cuando se trata de hacer un ajuste a estas variables el resultado es bastante consistente en términos nominales, ya que el R^2 asciende a **0,88989**, y los valores de los coeficientes principales y sus probabilidades es el que aparece a continuación.

Coeficiente	Valor	Probabilidad
F	92,93940	0,00
t de KAn	12,112	0,00
t de KBn	-2,758	0,0112
Durbin-Watson	1,88112	No hay correlación
β'	-0,027846	

Puede resultar desconcertante el signo negativo del coeficiente (β') pues sugiere una relación inversa entre incremento del beneficio e incremento de la inversión. Pero si observamos las cifras de la economía venezolana, podremos percibir que en siete de los veintiséis años de esta serie (26,92% de las veces) las variaciones en la inversión y en los beneficios tienen signo contrario.

Si de los valores nominales pasamos a los reales, la regresión no resulta representativa, ya que en este caso el R^2 apenas alcanza un 0,01982.

CUADRO IX

Determinantes de la función de inversión
(millones de bolívares)

Año	An	Bn	Ar	Br
70	52.725	18.538	66.200	63.576
71	11.718	-1.800	23.729	-29.055
72	12.985	-10.541	53.539	-32.715
73	49.358	36.076	119.626	118.176
74	69.272	157.033	76.473	135.512
75	2.245	-265.398	26.369	-370.704
76	277.492	62.829	281.242	141.240
77	78.476	-8.912	98.891	-32.361
78	51.709	-27.887	39.568	-65.084
79	217.477	93.897	90.873	103.983
80	81.869	13.385	-85.341	-66.508
81	45.067	-70.250	35.186	-9.831
82	6.161	-86.227	86.454	-18.692
83	-264.362	-94.293	1.157.502	-195.261
84	-136.510	789.039	-4.650	540.582
85	22.874	-575.564	-14.443	-363.763
86	48.428	-83.123	-689.539	159.914
87	515.821	607.365	10.435	-9.152
88	132.564	-317.299	309.722	47.415
89	483.316	2.438.145	-33.145	-216.618
90	213.684	1.516.121	-33.488	693.438
91	277.762	-6.434.640	44.184	-634.705
92	852.415	-80.006	60.455	10.264
93	759.172	900.822	-7.875	-31.270
94	1.770.210	9.036.539	382.913	-42.655
95	1.602.144	2.548.518	-28.813	173.724

Fuente: BCV, Cálculos Propios

Aunque no sea éste el caso que estamos analizando, podríamos apoyarnos en el supuesto del modelo, consistente en la relativa constancia de la eficacia marginal del capital. En este caso el valor de **B** sería nulo, y la Inversión Neta debería compararse únicamente con el valor de (A).

Las regresiones bajo estos nuevos parámetros mantienen la característica fundamental de las anteriores (significativas con valores reales, pero no con los nominales), pero el R^2 disminuye ligeramente en ambos casos (0,85347 en lo nominal, y 0,00147 en lo real).

Avanzando con el modelo, a largo plazo se logra el equilibrio cuando, mediante la función de progreso técnico, se da una coincidencia entre la tasa de crecimiento del producto y la tasa de crecimiento del capital.

Esto en el caso de población constante. Si la población crece (o decrece) se supone constante la relación entre la tasa de crecimiento de la productividad per cápita, y la tasa de crecimiento del capital per cápita.

Dado que esta última es la situación real en la economía venezolana, trabajaremos bajo ese supuesto. Tomaremos asimismo en cuenta la tasa de crecimiento de la población ocupada, para obtener las relaciones per cápita. Una vez más nos veremos obligados a considerar la tasa de crecimiento de la inversión neta como equivalente al crecimiento del capital

La función de progreso técnico quedaría entonces como sigue:

$$\frac{Y_{t+1} - Y_t}{Y_t} - \ell = \alpha' + \beta' \left(\frac{I_t}{K_t} - \ell \right)$$

Ya al hablar del modelo de Solow se compararon desde diversas perspectivas las tasas de crecimiento del producto con las de los factores productivos.

Para no repetir aquí los mismos cálculos y consideraciones, vamos a asumir las tasas de crecimiento del ingreso y el capital *per cápita* tal como aparecen en el modelo; es decir, como las diferencias entre la tasa de crecimiento del producto o el capital, menos la tasa de crecimiento de la población. Y eso tanto en términos nominales como reales. Para medir el producto utilizaremos el Ingreso Nacional.

Los datos a través de los cuales vamos a obtener los valores de α'' y β'' son los que se presentan en el Cuadro X.

El intento de relacionar ambas tasas de crecimiento per cápita, sean nominales o reales, mediante una ecuación lineal no da los resultados esperados. El valor de R^2 es en el primer caso de 0,02028, y en el segundo de 0,21139.

Si limitamos el estudio al comportamiento de la industria manufacturera fabril, los resultados mejoran ligeramente ($R^2 = 0,31459$ para los valores nominales; $R^2 = 0,14536$ para los reales), pero siguen siendo muy bajos.

CUADRO X

Crecimiento del producto y la inversión per capita

Año	$\Delta\%$ (YN-L) nominal	$\Delta\%$ (IN-L) nominal	$\Delta\%$ (YN-L) real	$\Delta\%$ (IN-L) real
69	0,88%	10,78%	2,57%	8,67%
70	9,00%	-10,09%	4,18%	-13,21%
71	3,94%	13,58%	-2,80%	10,22%
72	8,22%	24,17%	3,67%	19,89%
73	17,36%	18,08%	4,33%	9,68%
74	61,09%	11,54%	10,86%	-3,78%
75	0,02%	51,70%	0,87%	29,88%
76	9,49%	42,24%	3,85%	30,32%
77	9,00%	40,16%	0,55%	27,35%
78	4,00%	14,85%	-2,40%	0,06%
79	19,58%	-17,34%	-1,97%	-27,99%
80	20,56%	-10,30%	-4,19%	-22,11%
81	9,12%	3,08%	-3,41%	28,15%
82	-5,05%	-4,87%	-6,42%	-30,86%
83	-6,90%	-33,40%	-11,88%	-37,80%
84	24,84%	-23,98%	2,96%	-31,16%
85	4,49%	22,40%	-5,84%	8,85%
86	2,98%	23,26%	4,27%	8,89%
87	34,76%	56,41%	-3,47%	5,09%
88	23,61%	33,42%	3,41%	6,68%
89	70,11%	13,66%	-11,01%	-36,13%
90	51,96%	9,02%	5,84%	-20,06%
91	27,35%	93,74%	4,21%	71,06%
92	29,38%	65,92%	0,12%	35,96%
93	29,97%	11,58%	-1,49%	-14,12%
94	50,43%	16,51%	-9,31%	-38,36%
95	52,37%	29,23%	-0,19%	-8,38%

Fuente: BCV, OCEI, Cálculos Propios

No parece posible, por tanto, aproximar satisfactoriamente los datos a lo que podría ser una función de progreso técnico con población creciente según el modelo de Kaldor.

Modelo de Kalecki

Después de haber examinado cuatro modelos que, a pesar de sus diferencias, tienen tantas similitudes entre sí, resulta difícil presentar nuevas variables o relacionarlas de una manera diferente. De todos modos, vamos a hacer algunas observaciones que traten de acercar los datos de la economía venezolana al último de los modelos que hemos seleccionado.

Kalecki dice que el crecimiento depende de la dotación y productividad del capital y la mano de obra, y que ambos deben ir al unísono para alcanzar el equilibrio. Afirmación que, expresada de una u otra forma, había estado ya presente en varios de los modelos anteriores.

Existen por otra parte algunas peculiaridades que vamos a examinar.

En primer lugar, vamos a trabajar con el PIB, ya que la depreciación tiene un significado explícito en la política económica kaleckiana como regulador del crecimiento.

Por otra parte, el producto será medido a precios de fábrica, y no de mercado, lo que obliga a excluir los impuestos y subsidios indirectos.

En términos de nuestra contabilidad nacional, esto equivale a considerar únicamente la remuneración a los factores (REO + EE) más el consumo de capital fijo (CCF).

Tendríamos que tomar asimismo en cuenta algunos parámetros referidos a la relación capital-producto (m), la rotación de inventarios (μ), la depreciación (a) o las mejoras en el proceso productivo (u).

Asimismo, al considerar la tasa de acumulación productiva, habría que contabilizar no sólo la inversión, sino también la acumulación de inventarios (E), que nos veremos obligados a identificar con la variación de existencias.

Según Kalecki, una forma de definir el ingreso sería: $Y = (I + E) + C$, lo que en nuestra terminología equivale a $Y = I + VE + C$.

Supuesto que más arriba hemos decidido asumir como medida del producto nacional el valor: $Y = REO + EE + CCF$, en nuestra contabilidad ambas identidades sólo serían idénticas en el caso, sumamente improbable de que los impuestos indirectos netos fueran iguales al saldo de la balanza comercial ($T_i - T_s = X - M$).

Es de suponer que normalmente esto no va a ser así. De hecho, en la comprobación práctica con las cifras venezolanas, ambas magnitudes nunca son idénticas, aunque sí existe una correlación significativa entre ellas (R de Pearson = 0,8246; $P = 0,00$).

Por tanto tendremos que decidirnos por una de las dos expresiones (o uno de los dos lados parciales de la cuenta del PIB) como medida del producto-ingreso.

Ya que la depreciación va a jugar un papel significativo en el modelo, nos decidiremos por la expresión: $Y = REO + EE + CCF$

Por otra parte, la acumulación de capital, como condicionante del crecimiento, nos obligará a tomar en cuenta el valor de la inversión y la variación de inventarios, contenidos en el lado derecho del PIB (el relacionado con el *Gasto dedicado al PIB*).

En lo concerniente al incremento del ingreso debido a la acumulación productiva, el modelo de Kalecki nos dice que: $\Delta Y = (1/m) I - aY + uY + E (1/\mu)$

Nuestra base de datos nos permite ajustar todas las variables y parámetros, con la excepción de u . En efecto, tanto Y como ΔY se obtienen directamente de los datos sobre remuneración a los factores y depreciación. El factor $(1/m)$ es una relación marginal producto-capital ($\Delta Y/IB$). Naturalmente, en este caso al hablar de (I) nos referimos a la inversión bruta, ya que la depreciación viene después como una sustracción.

De hecho, si transformamos la ecuación anterior nos encontramos con:

$$\Delta Y + aY = (1/m) I + (1/\mu) S + uY$$

El coeficiente (a) señala la depreciación y puede ser definido como (CCF/Y) . Esto equivale a identificar (aY) con CCF .

Por consiguiente, ΔY en la fórmula anterior se refiere al Producto Neto, y equivale al incremento en la remuneración a los factores: $\Delta Y = \Delta REO + \Delta EE$

El valor de $(1/\mu)$ es también una relación marginal, esta vez entre incremento del ingreso y variación de las existencias ($\Delta Y/VE$).

Si ejecutamos estas aproximaciones de las variables kaleckianas a nuestra contabilidad nacional, el valor de (uY) se obtendría por diferencia, y de ahí podríamos obtener directamente el valor del parámetro u , referido al progreso técnico.

$$\Delta Y + CCF - (1/m) IB - VE (1/\mu) = uY$$

Para eso tenemos que calcular primero los valores de (m) y (μ) . Una primera posibilidad sería obtenerlos por separado, ajustando dos ecuaciones lineales que relacionen el crecimiento del ingreso con la inversión bruta, por una parte, y con el incremento de inventarios o variación de existencias por la otra.

Si ajustamos la función $\Delta Y = f [(1/m) (IB)]$, nos encontramos con un R^2 muy satisfactorio de 0,92837 y una alta significación de los estadísticos t y F . Sin embargo, al efectuar el ajuste en la función $\Delta Y = f [(1/\mu)(VE)]$ el R^2 queda reducido a 0,03834.

Una primera posibilidad de arreglo de esta situación es trabajar con k que en el modelo de Kalecki, equivale a la suma de m y μ . Entonces habría que hallar el valor de k en la función lineal $\Delta Y = f [(1/k) (IB + VE)]$

Los resultados son satisfactorios. El R^2 alcanza el valor de 0,91362 que aunque ligeramente inferior al resultante al tratar de hallar m todavía mantiene un cero como probabilidad de los estadísticos t (16,261) y F (264,42).

Aún mejora ligeramente el ajuste si tomamos en cuenta como un todo esta nueva función: $\Delta Y + CCF = f [(1/k) (IB + VE)]$, que incluso parece más razonable económicamente, ya que al hablar de la inversión estamos considerando la inversión bruta.

En este último caso el R^2 vuelve a aumentar, esta vez hasta 0,92825.

La función de Kalecki queda entonces simplificada de la siguiente manera ⁶:

$$\Delta Y + CCF - (1/m) IB - (1/\mu) VE = uY \Rightarrow$$

$$\Delta Y + CCF = (1/m) IB + (1/\mu) VE + uY = (1/k) (IB + VE) + uY$$

En el ajuste concreto que nos ocupa: $(\Delta Y + CCF) = -105.053 + 2,178830 (IB + VE)$

El valor del estadístico t referido al valor de $(1/k)$ es de 17,985 y su probabilidad cero. Por otra parte, el valor del coeficiente Durbin-Watson (1,57089) excluye la correlación.

Si estas conclusiones fueran correctas, nos encontraríamos con que el valor de la constante (-105.053) equivale al del producto uY . De ahí, conocido el valor de Y , podríamos inferir el de u , es decir, el coeficiente de progreso tecnológico.

Dado que este valor ha sido obtenido con los datos de la serie total, la comprobación sólo sería válida en principio para ese conjunto de años.

Si tomamos el promedio de la variable ingreso nos encontramos con un valor de 1.334.064. Si deducimos de ahí el valor de u obtenemos apenas un - 0,0793. Este (- 7,93%) sería el porcentaje en el incremento del ingreso explicado por las mejoras tecnológicas.

Si estuviéramos acercándonos a este tema por primera vez, nos sorprendería el signo negativo, pero ya nos hemos encontrado con resultados semejantes en otros contextos.

Habría otro camino de obtener el valor de u con menor rigidez, es decir, sin necesidad de considerar su producto por el valor del ingreso como constante.

Consistiría éste en ajustar la ecuación, $(\Delta Y + CCF) = (1/k) (IB + VE) + uY$, a otra de la forma: $A = C$ (constante) + $\alpha B + \beta D$; en otras palabras, ajustar una recta de regresión múltiple donde la variable independiente sea $(\Delta Y + CCF)$ y las independientes $(IB + VE)$ por una parte, y el ingreso nacional (Y) por la otra.

6 No ignoramos que en este razonamiento se está haciendo un ajuste no del todo correcto desde el punto de vista matemático, ya que el hecho de que $(m + \mu = k)$ no implica que $[(1/m) + (1/\mu) = 1/k]$; pero en el desarrollo del modelo se puede llegar a la expresión $[r = (1/k) i = (1/k) (IB + VE)]$

Aparentemente el ajuste da excelentes resultados. Nos encontramos frente a un R^2 de 0,99056 con un estadístico F (1.259,51) cuya probabilidad es de 0,00, y a unos estadísticos t referidos a (IB + VE) y el ingreso (Y) de probabilidad 0,0047 y 0,00 respectivamente. Sin embargo, el coeficiente Durbin-Watson delata la presencia de correlación positiva entre las variables. La ecuación resultante es:

$$(\Delta Y + CCF) = -45.574,62 - 0,735352 (IB + VE) + 0,574233 Y$$

A pesar de la aparente bondad de casi todos los estadísticos, el signo negativo del coeficiente (1/k) de la acumulación es contrario al esperado. Por tanto, el alto valor conseguido en este caso para el factor u (57,42 %) es cuestionable.

Kalecki analiza también el crecimiento del ingreso relacionándolo con el crecimiento de la mano de obra y de su productividad. Ya hemos indicado, al hablar del modelo de Solow, lo que se puede comentar respecto a esta relación cuando se aplica a los datos concretos de la economía venezolana.

Al terminar este artículo podemos recordar la doble visión que pueden tener de un vaso de agua (medio vacío o medio lleno) los pesimistas y los optimistas.

Desde una perspectiva pesimista, se confirmaría la sospecha de que los autores de los modelos básicos no los aplicaron a un ejemplo concreto, porque temían la inconsistencia de los resultados. En cambio desde la otra perspectiva, podemos quedar admirados por la cantidad de relaciones significativas encontradas entre los modelos y la economía venezolana de los últimos años, a pesar de ser nuestra realidad tan lejana a los supuestos restrictivos de los modelos básicos, y a pesar de haber pasado Venezuela en el período estudiado por variaciones tan violentas de crisis y recuperación.

En todo caso, ningún analista se conformaría con estudiar unos modelos tan sencillos para diseñar una política económica. Pero su desarrollo nos ha ayudado a desentrañar algunos de los determinantes que pueden explicar qué nos ha pasado, y por qué nuestra trayectoria ha sido últimamente tan desequilibrada y sinuosa.

Bibliografía

- BANCO CENTRAL DE VENEZUELA. *Encuesta sobre Presupuestos Familiares del Área Metropolitana de Caracas*. Año 1986 y 1989.
 _____ : *Serie Estadísticas de Venezuela en los últimos cincuenta años*. (Vols I-VI), 1992-94.
 _____ : *Anuario de Cuentas Nacionales (1990-1995)*.
 BAPTISTA, Asdrúbal. *Bases Cuantitativas de la Economía Venezolana. 1830-1989*. Fundación Polar, 1997.

- DOMAR Evsey. "Capital expansion, rate of growth and employment" *Econometrica*. Vol. 14, 1946, pp.137-147.
- : "Expansion and Employment" *The American Economic Review*. Vol. 37, 1947, pp.34-55.
- HARROD, Roy F. "An essay in dynamic theory" *Economic Journal*. Vol. 49, 1939, pp.14-33.
- : *Hacia una economía dinámica*. Tecnos, 1966 (original de 1948).
- JONES, Hywell. *Introducción a las teorías modernas del crecimiento económico*. Antoni Bosch, Barcelona, 1988 (original de 1975).
- KALDOR, Nicholas. *Ensayos sobre estabilidad y desarrollo económicos*. Tecnos, 1969 (original de 1960).
- KALECKI, Michal. *Economía socialista y mixta*. F.C.E, 1976 (original de 1972).
- MEADE, James E.: *Una teoría neoclásica del crecimiento económico*. FCE, 1976 (original de 1961).
- O.C.E.I. *Encuesta de Hogares por Muestreo (1967 - 1997)*. Caracas, 1997.
- : *Principales indicadores de la industria manufacturera fabril 1982-1990. Resumen*. Caracas, 1992.
- : *Encuesta industrial. 25 años*. Caracas, 1989.
- : *Encuesta industrial 1991*. Caracas, 1993.
- : *Capacidad utilizada en la industria manufacturera fabril 1984-1992 y 1987-1992*. Caracas, 1989 y 1994.
- : *Anuario Estadístico de Venezuela (1989 - 1995)*. Caracas, 1990 a 1996.
- SEN Amartya (Ed.) *Economía del crecimiento*. FCE, 1979.
- SOLOW, Robert M. "A contribution to the theory of economic growth". *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 70, 1956, pp.65-94.
- : *La teoría del crecimiento*. FCE, 1976 (original de 1970).