



América Latina Hoy
Universidad de Salamanca
latin hoy@usal.es
ISSN (Versión impresa): 1130-2887
ESPAÑA

2004

Scott Mainwaring / Aníbal Pérez Liñán
NIVEL DE DESARROLLO Y DEMOCRACIA: EL EXCEPCIONALISMO
LATINOAMERICANO (1945-1996)
América Latina Hoy, abril, número 036
Universidad de Salamanca
Salamanca, España
pp. 189-248

NIVEL DE DESARROLLO Y DEMOCRACIA:
EL EXCEPCIONALISMO LATINOAMERICANO (1945-1996)

*Level of development and democracy:
Latin American exceptionalism, 1945-1996*

Scott MAINWARING y Aníbal PÉREZ-LIÑÁN
University of Notre Dame / University of Pittsburgh
✉ mainwaring.1@nd.edu
✉ asp27@pitt.edu

BIBLID [1130-2887 (2004) 36, 189-248]

Fecha de recepción: abril del 2003

Fecha de aceptación y versión final: diciembre del 2003

RESUMEN: En este artículo analizamos la relación que existe entre el grado de modernización y la democracia en una región concreta del mundo, América Latina entre 1945 y 1996, apoyándonos en datos cuantitativos. Los argumentos que defendemos son tres. En primer lugar, mostramos cómo el nivel de desarrollo ha tenido una influencia relativamente débil en la probabilidad de que surgieran regímenes democráticos en América Latina durante el período 1945-1996. La democracia en América Latina ha sobrevivido en un contexto de escaso desarrollo pero también ha colapsado a pesar de unos niveles de renta per cápita relativamente altos. En segundo lugar, demostramos que, en América Latina, la renta per cápita permite predecir la democracia en menor medida que en el resto del mundo e incluso que en otros países con niveles de renta similares. Para entender las peculiaridades de esta relación en América Latina identificamos una función no lineal cuya forma se ajusta específicamente a esta región. En tercer lugar, consideramos una serie de posibles explicaciones a este excepcionalismo latinoamericano. Ninguna de las explicaciones estructurales ofrecidas hasta el momento resulta satisfactoria por lo que creemos que este tema merece ser estudiado en mayor profundidad en futuras investigaciones.

Palabras clave: democracia, América Latina, nivel de desarrollo.

ABSTRACT: In this paper, we analyze the relationship between modernization and democracy for one region of the world, Latin America from 1945 to 1996, on the basis of quantitative data. We make three arguments. First, we show that the level of development had a modest impact on the likelihood of democracy in Latin America for the 1945-1996 period. Democracy in Latin America has survived in the face of a low level of development, and it has faltered des-

pite moderately high per capita income. Second, we show that per capita income is a markedly worse predictor of democracy in Latin America than in the entire world or in other countries in the same income range. To account for this pattern we identify a distinctive, non-linear functional shape for this relationship in Latin America. Third, we address some potential explanations for this Latin American exceptionalism. No existing structural explanation suffices; this issue merits further exploration in future research.

Key words: democracy, Latin America, level of development.

I. INTRODUCCIÓN¹

¿Cuál es la relación entre el nivel de desarrollo y la democracia? ¿Es esta relación universal o, por el contrario, adopta una forma peculiar en cada región y contexto histórico? Éstas son algunas de las principales preguntas que desde hace tiempo ocupan un lugar preeminente en los trabajos de política comparada y de sociología política. En este trabajo analizamos esta cuestión basándonos en una región concreta del mundo, América Latina entre 1945 y 1996, y apoyándonos en datos cuantitativos. En concreto, examinamos a) si el nivel de desarrollo² es un factor significativo a la hora de explicar la democracia en América Latina; b) si la influencia del nivel de desarrollo se produce a través de los niveles de renta per cápita, de la educación, o de los cambios en la estructura de clases; c) si la relación entre la renta per cápita y la democracia es lineal (éste es un supuesto que la literatura acerca de los regímenes burocrático-autoritarios ya ha puesto en cuestión) y d) si la relación entre la renta per cápita y la democracia en América Latina es similar a la que existe en el resto del mundo.

Si la literatura sobre la relación entre el nivel de desarrollo y la democracia es ya extensa, ¿por qué analizar este problema en una región concreta del mundo? Tres son las razones que nos han empujado a ello. En primer lugar, distintas regiones del mundo podrían generar diferentes dinámicas políticas y, en ese caso, el nivel de desarrollo podría tener un impacto diferente sobre la democracia. Saber si, efectivamente, existen efectos característicos de una región que tiene unas implicaciones muy relevantes para los estudios de política comparada. Esta subdisciplina a menudo se organiza en estudios de área y, supuestamente, una de las razones para ello es que las distintas regiones o áreas tienen dinámicas políticas propias. Sin embargo, apenas se han analizado los efectos específicos de la relación entre el nivel de desarrollo y la democracia en una región concreta. Si el nivel de desarrollo tiene la misma influencia sobre la democracia en todo el mundo, el interés de fijarse en áreas específicas se vería cuestionado.

1. Queremos agradecer a Leslie Anderson, Daniel Brinks, Michael Coppedge, Frances Hagopian, Paul Mueller, Gerardo Munck, Guillermo O'Donnell, Ben Radcliff, Mariano Torcal y dos lectores anónimos de *América Latina Hoy* sus valiosos comentarios. Estamos también muy agradecidos a Michael Álvarez y José Antonio Cheibub por facilitarnos la base de datos Álvarez/Cheibub/Limongi/Przeworski y a Daniel Brinks por ayudarnos a recopilar los datos en los que está basado este artículo.

2. Utilizamos los términos «nivel de desarrollo» y «modernización» como sinónimos y a menudo nos referiremos al primero de forma abreviada como «desarrollo».

En segundo lugar, el debate acerca de si se deben esperar efectos específicos en las distintas regiones todavía no ha sido resuelto por la literatura sobre el tema. La mayoría de los trabajos basados en un gran número de casos asumen que no existen tales efectos y Coppedge (1997), en concreto, así lo ha señalado de forma explícita. Sin embargo, otros estudios influyentes (Collier, 1975; O'Donnell, 1973) han argumentado que los casos latinoamericanos parecen desviarse de los resultados globales. La confirmación estadística de esta afirmación plantearía toda una serie de interesantes cuestiones acerca de por qué esto es así y de qué es lo que implica el excepcionalismo latinoamericano para las teorías de aplicación general.

En tercer lugar, varios autores han señalado que los países más ricos a menudo también son democráticos mientras que los más pobres casi nunca lo son. En el grupo de casos latinoamericanos los valores de la renta per cápita no son ni extremadamente altos ni extremadamente bajos. Esta característica nos permite comprobar la posibilidad de que la fuerte relación que se observa de forma general sea, en gran medida, el resultado de la presencia de los países más ricos y de los países más pobres. En cambio, en los países de rentas intermedias dicha relación podría ser bastante más débil. Este resultado afectaría considerablemente a nuestra valoración del impacto que el nivel de desarrollo tiene sobre el tipo de régimen.

A pesar de la cuantiosa literatura sobre la relación entre el nivel de desarrollo y la democracia a nivel mundial, esta relación no ha sido suficientemente estudiada en el caso de América Latina. Esto supone que cuestiones tan relevantes como las anteriores han recibido una escasa atención en la literatura especializada sobre América Latina. Tanto O'Donnell (1973) como Rueschemeyer, Stephens y Stephens (1992) constituyen excepciones a esta afirmación, pero ninguno de ellos ha afrontado la cuestión utilizando métodos cuantitativos que permiten controlar por más de una variable independiente.

Nosotros defendemos tres argumentos. En primer lugar, demostramos que tres variables que a menudo se utilizan como indicadores del nivel de desarrollo (renta per cápita, porcentaje de la población trabajadora en el sector agrícola y educación) han tenido una influencia relativamente pequeña sobre la democracia en América Latina durante el periodo 1945-1996. La democracia en América Latina ha sobrevivido a pesar del escaso nivel de desarrollo y, por otra parte, ha colapsado a pesar de unos niveles de renta relativamente altos. Por lo tanto, no parece que el nivel de desarrollo ayude a predecir el tipo de régimen en América Latina.

En segundo lugar, argumentamos que la relación entre el nivel de desarrollo y la democracia en América Latina es diferente a la que existe en el resto del mundo, incluidos los países con un nivel de renta similar al de esta región. La renta per cápita no sólo predice peor la supervivencia de la democracia en América Latina en comparación con otras regiones, sino que la forma de esta relación también es diferente. Aportamos argumentos que demuestran que la relación entre la renta per cápita y la democracia en América Latina es curvilínea y en forma de N, lo que confirma observaciones realizadas con anterioridad por Muller (1988 y 1995) y por O'Donnell (1973). Esta relación no lineal no es la típica de los estudios que abarcan muestras de todo el

mundo o de países no latinoamericanos con un nivel de renta similar. En estos casos la probabilidad de la democracia es una función monótonica de la renta per cápita.

En tercer lugar, llevamos a cabo una serie de comprobaciones básicas de las (escasas) teorías estructurales que podrían explicar este fenómeno del excepcionalismo latinoamericano. Las explicaciones existentes se centran en el agotamiento de una de las fases de industrialización (O'Donnell, 1973) y en el impacto que tienen las desigualdades sociales (Muller, 1988 y 1995). Nuestros resultados sugieren que ninguna de estas explicaciones estructurales resuelve el entramado de las peculiaridades que América Latina presenta en esta cuestión. El excepcionalismo latinoamericano, en lo que se refiere a la relación entre el desarrollo y la democracia, es el resultado tanto de países con un nivel sorprendentemente alto de democracia en relación a su nivel de desarrollo (*democratic overachievers*) como de países «rezagados» en sus niveles de democratización dado su ingreso per cápita (*democratic underachievers*). Creemos que una teoría universal es incapaz de explicar el excepcionalismo latinoamericano puesto que éste surge de dos componentes absolutamente distintivos; es improbable que una sola teoría pueda explicar estos dos tipos de anomalía.

II. EL EFECTO DEL NIVEL DE DESARROLLO SOBRE LA DEMOCRACIA: LA LITERATURA

Se ha escrito mucho acerca de la relación entre el nivel de desarrollo económico y la democracia. En esta literatura existe un cierto consenso acerca de dos cuestiones clave. Casi todos los trabajos sobre este tema basados en una muestra grande de casos han demostrado que el desarrollo económico, a menudo operacionalizado a través de la renta per cápita, es un claro predictor de la democracia³.

La mayoría de los autores están de acuerdo, además, en que la relación entre la renta per cápita y la democracia no es lineal. Jackman (1973) ha señalado que el impacto de la modernización disminuye cuando los niveles de desarrollo son altos, puesto que llega un momento en que el nivel de democracia en los países desarrollados se estabiliza. Dahl (1971: 66-68), Huntington (1984 y 1991), Diamond (1992) y Przeworski y Limongi (1997) también han apuntado que, por encima de un determinado nivel, la probabilidad de la democracia es tan alta que subidas adicionales en la renta per cápita no tienen mucho impacto. Domínguez (1993) y Hadenius (1992) subrayaron asimismo el carácter no lineal de la relación entre la renta per cápita y la democracia. Algunos autores (Dahl, 1971: 68) también han argumentado que en los países extremadamente pobres era poco probable que un crecimiento de la riqueza tuviera algún efecto significativo ya que el surgimiento de la democracia era muy improbable mientras no se alcanzase un umbral mínimo.

3. K. BOLLEN (1980); K. BOLLEN y R. JACKMAN (1985); R. BURKHART y M. LEWIS-BECK (1994); M. COPPEDGE (1997); P. CUTRIGHT (1963); R. DAHL (1971: 62-80); L. DIAMOND (1992); S. HUNTINGTON (1984); R. JACKMAN (1973); S. LIPSET (1959); S. LIPSET *et al.* (1993); J. LONDEGRAN y K. POOLE (1996); A. PRZEWORSKI y F. LIMONGI (1997); A. PRZEWORSKI *et al.* (2000); D. RUESCHEMEYER, E. STEPHENS y J. STEPHENS (1992).

Gran parte de la literatura ha asumido, por lo general, un impacto uniforme del nivel de desarrollo sobre el tipo de régimen en todas las regiones. Sin embargo, algunos autores han señalado que este resultado que se observa a nivel mundial podría no tener una aplicación uniforme en todas las regiones y que en América Latina, en particular, podrían existir efectos específicos de esta región. Algunos autores (Collier, 1975; O'Donnell, 1973) han apuntado que la relación entre modernización y democracia es más débil en América Latina de lo que los teóricos de la modernización sostienen. O'Donnell (1973), en concreto, considera que los cuellos de botella del desarrollo en los países más industrializados de América Latina fomentaron el surgimiento de regímenes militares durante las décadas de 1960 y 1970. Su trabajo supone una contestación a la teoría de la modernización al sugerir que, en determinados niveles de desarrollo, la modernización podría favorecer la vuelta de regímenes autoritarios. En un análisis en el que se daban puntos de encuentro con O'Donnell, Huntington (1968) defendía que la modernización podría desatar las demandas de participación y de beneficios económicos, lo que desembocaría en dificultades para unos sistemas políticos que carecían de instituciones consolidadas. Muller (1988 y 1995) también argumentaba que, en determinados niveles intermedios de renta, la probabilidad de la democracia se reduce cuando la renta per cápita aumenta.

Hasta la década de 1990, al mismo tiempo que muchos estudios basados en un gran número de casos consistían en demostrar el fuerte impacto que la modernización tenía en la democracia, varios trabajos influyentes pusieron en duda este resultado para el caso de América Latina. En la década de 1990 varios autores llegaron a conclusiones que ofrecían una vía de reconciliación entre los resultados basados en muestras de múltiples casos y las dudas que existían acerca de su aplicabilidad a América Latina. Lipset, Seong y Torres (1993: 161-64) encontraron que la probabilidad de la democracia disminuía en determinados niveles de desarrollo. Burkhart y Lewis-Beck (1994) demostraron que la relación entre la renta per cápita y la democracia es menos sólida en los países de la periferia y los de la semiperiferia que en los del centro. A pesar de que encontraron que el efecto era fuerte en los tres grupos de países, su trabajo sugiere que es probable que la modernización tenga un efecto más débil sobre la democracia en América Latina que en los países del centro. Londregan y Poole (1996) llegaron a una conclusión similar. Estos argumentos apuntaban hacia la existencia de unos efectos peculiares del nivel de desarrollo sobre la democracia en los países con niveles intermedios de renta, incluida América Latina, pero no indicaban ningún efecto específico de esta región. Todavía carecemos, pues, de un conocimiento consensuado acerca de si las pautas latinoamericanas se desvían, o no, de las generales.

III. CUATRO INDICADORES DE DEMOCRACIA Y SU EVOLUCIÓN EN AMÉRICA LATINA

Para medir nuestra variable dependiente utilizamos cuatro indicadores de democracia: una escala de democracia con tres valores posibles (Mainwaring *et al.*, 2001), la medida dicotómica (ACLP) elaborada por Przeworski y sus colaboradores (Álvarez *et*

al., 1996; Przeworski *et al.*, 2000), las puntuaciones de *Freedom House* para el periodo posterior a 1972 (Gastil, 1991) y la escala del Proyecto *Polity* (Gurr, Jagers y Moore, 1990). La medida tricotómica de Mainwaring *et al.* clasifica a los gobiernos del periodo 1945-1996 como democráticos, semidemocráticos o autoritarios. *Freedom House* evalúa cada año el estado de las libertades civiles y los derechos políticos en casi todos los países del mundo y los puntúa entre 2 (máximo valor democrático) y 14 (máximo valor autoritario). Nosotros hemos invertido esta escala de forma que los valores más altos representen los niveles más altos de democracia y hemos creado una escala con valores entre 0 (máximo valor autoritario) y 12 (máximo valor democrático). La base de datos *Polity* cubre todos los países de nuestra muestra durante el periodo 1800-1999 (Proyecto *Polity* IV, 2000). Esta fuente contiene un indicador de democracia institucional y otro de autocracia, ambos con valores comprendidos entre 0 y 10. Hemos restado el último indicador del primero, construyendo así una escala única de democracia con valores entre -10 y 10⁴.

Las cuatro medidas de democracia están fuertemente correlacionadas entre sí. La escala de tres valores de Mainwaring *et al.* (2001) está correlacionada (coeficiente de correlación de Pearson) en un 0,82 con la dicotómica de la ACLP, en un 0,82 con las puntuaciones del *Freedom House* y en un 0,85 con la variable de *Polity*. La variable dicotómica de ACLP está correlacionada en un 0,79 con la de *Polity* y en un 0,80 con las puntuaciones de *Freedom House* y la clasificación de *Polity* está correlacionada en un 0,85 con la de *Freedom House*. Todas las correlaciones son significativas para un nivel de 0,01 (test de dos vías o *two-tailed*).

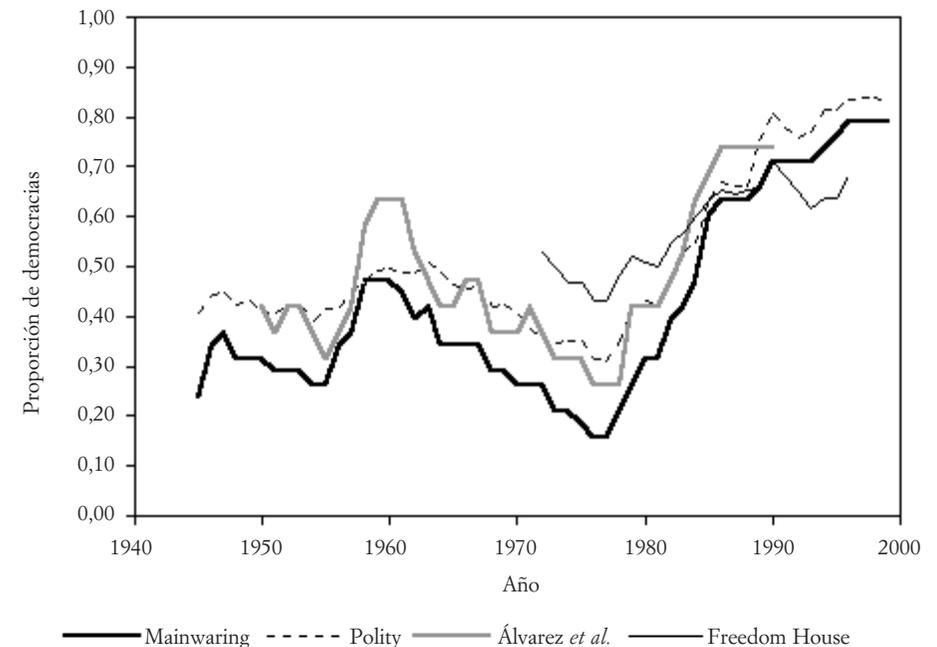
Utilizamos cuatro medidas diferentes de democracia porque ninguna de ellas resulta del todo satisfactoria y porque trabajar con medidas múltiples de la variable dependiente hace que nuestros resultados sean más robustos. Elkins (2000) y Mainwaring *et al.* (2001) han demostrado cómo los resultados pueden cambiar de forma significativa cuando se utilizan medidas diferentes de la variable dependiente, aun cuando éstas estén altamente correlacionadas entre sí.

El Gráfico I que aparece más abajo representa la evolución de la democracia según nuestros cuatro indicadores en diecinueve países de América Latina⁵. En este gráfico (y sólo en éste) los indicadores han sido estandarizados reconvirtiéndolos a un rango entre 0 y 1 por razones de comparabilidad. La puntuación de *Polity* ha sido estandarizada como $POLITYN = (POLITY+10)/20$. La de *Freedom House* ha sido recodificada como $FHN = FH/12$.

4. Hemos considerado todos los valores de «transición» en el índice *POLITY* (-88, -66) como valores perdidos.

5. Los países son Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, la República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. No incluimos Cuba puesto que la Comisión Económica para América Latina y el Caribe, muchos de cuyos datos hemos utilizado, no ofrece información sobre Cuba en la mayor parte de sus publicaciones.

GRÁFICO I
EVOLUCIÓN DE LA DEMOCRACIA EN AMÉRICA LATINA (1945-1999)



Nota: Los países incluidos en la muestra son Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, Méjico, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Las series de *Polity* y de *Freedom House* indican la media por año en una escala estandarizada.

Los cuatro indicadores muestran una tendencia similar. La democracia comenzó a extenderse en cierta medida a finales de la década de 1950 y principios de la década de 1960, durante la década de 1970 tocó fondo y tuvo un resurgir sin precedentes durante la década de 1980. Por tanto, el Gráfico I confirma la existencia de una ola de democratización que comenzó a finales de la década de 1970 y que se estabilizó durante la década de 1990.

IV. METODOLOGÍA

En este trabajo hemos analizado qué factores favorecen la presencia de democracia en un momento determinado. Se trata de una cuestión diferente a la planteada por Przeworski y Limongi (1997) y Przeworski *et al.* (2000), quienes se fijan fundamentalmente en la tasa de supervivencia de los regímenes políticos una vez establecidos. Nosotros nos fijamos en los factores que favorecen la democracia en un momento

concreto debido a que el número de quiebras de la democracia es demasiado pequeño (cinco casos entre 1945 y 1996 ó 21 casos si incluimos los casos de crisis de semi-democracia) para llevar a cabo un análisis cuantitativo. En nuestro análisis de series temporales de corte transversal, un caso equivale a un régimen en un año concreto. Para cualquiera de los años hay 19 casos (uno por cada país) y cada país cuenta con 52 casos (uno por año), que suman un total de 988 observaciones entre 1945 y 1996.

Dado que para la comprobación de nuestros resultados utilizamos cuatro escalas diferentes de democracia, nos vemos obligados a llevar a cabo tres tipos de análisis de regresión diferentes. En el caso de la clasificación tricotómica de los regímenes hemos utilizado un modelo logístico multinomial (MNLN). La regresión logística multinomial también es conocida como *logit* multicategorico o policotómico (Agresti, 1996: 205-211; Long, 1997: capítulo 6) y modeliza el impacto de nuestras variables independientes sobre una variable dependiente que tiene más de dos categorías (en nuestro caso democracia, semidemocracia y autoritarismo). El MNLN estima de forma simultánea la probabilidad de que un caso esté relacionado con cada uno de los tipos de régimen frente a la probabilidad de que esté relacionado con el que se considera la categoría de referencia, que en nuestro caso es el autoritarismo⁶. Para la clasificación dicotómica (democracia-dictadura) de los regímenes políticos de Przeworski *et al.* (2000) llevamos a cabo una regresión logística binaria (también comprobamos modelos de efectos fijos). Para las variables democráticas de intervalo (*Freedom House* y *Polity IV*), utilizamos la estimación por el método de los mínimos cuadrados con errores típicos corregidos para datos de panel (Beck y Katz, 1995)⁷.

6. La clasificación de regímenes políticos de S. MAINWARING *et al.* (2001) es de tipo ordinal, el MNLN no asume ningún orden entre las categorías. Hemos optado por el MNLN en lugar de por *logits* ordenados, a pesar de que estos últimos están específicamente diseñados para escalas ordinales, debido a que los *logits* ordenados asumen coeficientes de regresión iguales aun cuando las pendientes son diferentes. Los *logits* ordenados permiten modelos más parsimoniosos y facilitan la interpretación de los resultados pero, desafortunadamente, las comprobaciones que hemos realizado (*score-tests*) (S. LONG, 1997: 142-145) nos indicaban que nuestros modelos violaban este supuesto de «regresión en paralelo», por lo que hemos decidido no imponer estas restricciones a nuestro análisis (ver A. AGRESTI, 1996: 211-216).

7. La especificación de nuestro modelo no incluye una variable dependiente retardada por razones tanto teóricas como econométricas. La literatura no establece que la democracia en el momento *t* sea una función aditiva de los niveles previos de democracia y de los niveles actuales de desarrollo. Más bien, tradicionalmente se ha asumido que son los niveles absolutos de desarrollo los que guían el proceso de democracia en cualquiera de las fases. Además, la utilización de una variable dependiente retardada no resulta apropiada en el caso de variables con tendencias muy fuertes, tampoco es viable para resultados de tipo categórico. No obstante, de forma ilustrativa, aportamos alguna información sobre los modelos AR(1) (modelo autorregresivo de primer orden). A pesar de estas complicaciones, hemos intentado en todo momento mantener una especificación del modelo que fuera consistente para las cuatro medidas de democracia.

V. RENTA PER CÁPITA Y DEMOCRACIA EN AMÉRICA LATINA: EFECTOS LINEALES

Comenzamos utilizando la renta per cápita como un indicador del nivel de desarrollo. Si bien la renta per cápita no es necesariamente el factor más importante de los asociados con el desarrollo y con el fomento de la democracia, existen dos razones que nos llevan a comenzar de esta forma: los datos sobre renta per cápita están disponibles y normalmente están fuertemente correlacionados con casi todo el resto de medidas de desarrollo y, en segundo lugar, esta medida en concreto ha sido utilizada con frecuencia por lo que nos facilita la comparación con los resultados hallados hasta el momento.

Empezamos con una simple relación bivariada entre la renta per cápita y la democracia. La Tabla I ordena los datos de una forma sencilla, utilizando puntos de corte. En la categoría más baja de renta y en la más alta, los datos se muestran consistentes con nuestro argumento de que es más probable que los países más ricos sean democracias y menos probable que lo sean los más pobres. Sin embargo, más allá de este resultado, la pauta de los países latinoamericanos diverge de la pauta global encontrada por Przeworski y Limongi (1997). Estos autores demostraron que existía una relación monotónica entre la renta per cápita y la probabilidad de la democracia, incluso en los niveles altos de renta. En América Latina esta pauta no es en absoluto monotónica. La probabilidad de la democracia aumenta hasta el 59% en el tramo de renta per cápita entre 1.200-1.799 dólares EE.UU.⁸ pero, a partir del mismo, cae hasta el 38% en el tramo 1.800-2.399 dólares y hasta el 23% en la categoría correspondiente al tramo 2.400-3.199 dólares.

TABLA I
RENTA PER CÁPITA Y TIPOS DE RÉGIMEN EN AMÉRICA LATINA, 1945-1996

PIB per cápita	Tipo de régimen # años-país			% Democracias	Total
	D	SD	A		
Por debajo de 400 \$	0	0	58	0	58
400-799 \$	58	87	195	17	340
800-1.199 \$	46	46	104	23	196
1.200-1.799 \$	103	22	51	59	176
1.800-2.399 \$	35	7	49	38	91
2.400-3.199 \$	12	16	25	23	53
3.200 o más \$	56	1	17	76	74
Total	310	179	499	31	988

Codificación del tipo de régimen:

D = Democracia
SD = Semidemocracia
A = Autoritarismo

Fuente: S. MAINWARING *et al.* (2001) para la clasificación de regímenes; Comisión Económica para América Latina (CEPAL) para el PIB per cápita.

8. Todas las cifras en dólares hacen referencia al valor del dólar de Estados Unidos en 1980, excepto cuando nos referimos a las Tablas V y VI (datos de PPA de 1985).

Tras identificar estos puntos de corte a continuación pasamos a utilizar modelos de regresión en los que tomamos como variables dependientes nuestras cuatro medidas de democracia. En la Tabla II se presentan los resultados de los modelos de regresión de la relación entre la renta per cápita y la democracia. En los modelos 2.1 y 2.2 se utilizan medidas categóricas de democracia, mientras que en los modelos 2.3 y 2.4 se explora la posibilidad de una relación lineal entre el desarrollo y la democracia utilizando, respectivamente, las puntuaciones de *Freedom House* y *Polity* (2000). Los cuatro modelos son significativos para un nivel 0,001. En el modelo 2.3 un aumento en la renta per cápita de 1.000 dólares tiene como resultado un aumento medio en la puntuación invertida de *Freedom House* de 0,835. En términos sustantivos, se trata de una influencia relativamente débil; debido a la aparente ausencia de linealidad reflejada en la Tabla I se observa que la pendiente es poco pronunciada. Las puntuaciones recodificadas de *Freedom House* oscilan entre 0 (los menos democráticos) y 12. Por eso, un aumento de 0,835 es muy pequeño mientras que un aumento de 1.000 dólares en la renta per cápita representa un aumento muy considerable. A lo largo de los 52 años incluidos en nuestra base de datos en diez de los diecinueve países no se encontraron aumentos de 1.000 dólares en la renta per cápita y en uno de los casos (Panamá) se observó un aumento por dicha cuantía tan sólo para uno de los años, pero volvió a disminuir en 1996. De los ocho países en los que sí se observó un aumento igual o mayor a 1.000 dólares tuvo que transcurrir una media de 34 años para que el nivel permaneciera por encima de dicha cantidad de forma estable.

TABLA II
EFECTOS DE LA RENTA PER CÁPITA SOBRE LA DEMOCRACIA (1945-1996) (MODELOS LINEALES)

Modelo	2.1		2.2	2.3	2.4
	Mainwaring				
Variable dependiente	D	SD	ACLP	<i>Freedom House</i>	<i>Polity</i>
PIB per cápita (miles) (0,085)	0,778** (0,122)	-0,035 (0,080)	0,410** (0,070)	0,835** (0,185)	1,555**
Constante	-1,553** (0,138)	-0,987** (0,157)	-0,657** (0,126)	5,610** (0,165)	-1,688* (0,613)
R ²				0,08	0,05
Pseudo-R ² de Nagelkerke	0,13		0,05		
G ²	119,80**		29,15**		
N	988		779	475	952

Modelo 2.1: Coeficientes de regresión logística multinomial (errores típicos).

Modelo 2.2: Coeficientes de regresión logística binaria (errores típicos).

Modelos 2.3: Coeficientes de regresión no estandarizados (errores típicos corregidos para panel). En modelos en los que la variable dependiente estaba retardada (*lagged*) (proceso AR(1) específico para panel) los resultados siguen siendo consistentes.

Modelos 2.4: Coeficientes de regresión no estandarizados (errores típicos corregidos para panel). Si retrasamos la variable dependiente (AR(1) específico para panel) los resultados dejan de ser significativos pero mantienen los mismos signos.

* Significativo para un nivel 0,05; ** para un nivel 0,005.

En principio, una correlación positiva entre la renta per cápita y la probabilidad de la democracia podría explicarse porque las democracias fomentaron en mayor medida el crecimiento económico que las no democracias. Si éste fuera el caso las democracias alcanzarían niveles mayores de renta per cápita aun cuando el punto de partida hubiera sido el mismo para los dos tipos de régimen, lo que explicaría la correlación positiva entre ambas. Este tipo de bicausalidad no constituye un problema en la muestra de casos latinoamericanos puesto que el crecimiento económico en las democracias no fue mayor que en las no democracias. El crecimiento medio anual de la renta per cápita en las democracias fue del 1,59%, en las semidemocracias del 1,10% y en los regímenes autoritarios del 1,64%. Un modelo ANOVA en el que se predice el crecimiento utilizando el régimen como variable independiente resulta en un R² de tan sólo 0,002 que, además, no es significativo (p = 0,452).

Los resultados de la Tabla II indican que el nivel de desarrollo predice mejor la democracia que la semidemocracia. El primer modelo indica que la probabilidad de la democracia –frente a la probabilidad de la categoría de referencia, el autoritarismo– tiende a aumentar con el PIB per cápita, lo cual, no obstante, no se puede decir de los regímenes semidemocráticos. La mayoría de los regímenes semidemocráticos surgen en las primeras fases del desarrollo (por debajo de 1.200 dólares), cuando los países intentan romper con los gobiernos tradicionales y autoritarios pero todavía no son capaces de mantener auténticas democracias. Un 74% de los casos de semidemocracia de nuestra muestra tenía una renta per cápita por debajo de 1.200 dólares y un 87% por debajo de 1.800 dólares. Con frecuencia, en fases posteriores del desarrollo, estos regímenes bien pasaban a convertirse en auténticas democracias o bien volvían a ser regímenes claramente autoritarios. Tan sólo un 11% de los «años-país» con una renta per cápita igual o mayor que 1.800 dólares han sido semidemocracias, frente al 47% que han sido democracias y el 42% que han sido regímenes autoritarios.

VI. RENTA PER CÁPITA Y DEMOCRACIA: EFECTOS CURVILÍNEOS

A primera vista, los resultados de la Tabla I parecen apoyar los argumentos de Huntington (1968), Lipset *et al.* (1993), Muller (1995) y O'Donnell (1973) de que, en determinados momentos, la modernización en los países del Tercer Mundo puede crear tensiones que fomentan el autoritarismo en lugar de promover un cambio hacia la democracia. O'Donnell (1973) señalaba que los conflictos que había generado el proceso de industrialización contribuyeron al desencadenamiento de los golpes con los que dieron comienzo los regímenes burocrático-autoritarios en Brasil (1964) y en Argentina (1966). El fin de la fase «fácil» de industrialización por sustitución de importaciones dio paso a una situación de «suma cero». Estos países se encontraron en una coyuntura sin salida en la que el desarrollo se estancaba a menos que se lograra atraer nuevas industrias de capital intensivo. El impulso hacia la industrialización de otros sectores de capital intensivo requería políticas económicas ortodoxas más tecnocráticas que resultaban incompatibles con el mantenimiento de los regímenes democráticos.

Si el argumento de O'Donnell (1973) es correcto de forma general (y no sólo para las décadas de 1960 y 1970 ni sólo para unos pocos casos) y si los indicadores de modernización que utiliza están correlacionados con los niveles de renta per cápita⁹, deberíamos encontrar cuatro fases diferenciadas en la relación entre la renta per cápita y la democracia en América Latina. En las fases de desarrollo inicial e intermedia el crecimiento económico fomentaría la democracia. A éste le seguiría un segundo periodo en el que es probable un retroceso; el desarrollo económico no tendría una relación significativa con el tipo de régimen (o, incluso, la relación podría ser negativa). Tras esta vuelta a un régimen «burocrático-autoritario», en una tercera fase, la relación volvería a ser positiva para pasar después, en una cuarta fase final, a estabilizarse en unos niveles de renta más altos.

Para comprobar esta idea hemos querido permitir que la forma de la función logística tenga dos puntos de inflexión, para lo cual hemos incluido en el modelo un término cuadrático y otro cúbico. Estos dos términos rompen la linealidad de la función en el sentido descrito en el párrafo anterior. Una pendiente negativa en el caso del «PIB al cuadrado» significaría que la función tiene la forma de una U invertida y un coeficiente positivo en el caso del «PIB al cubo» significaría una tendencia contraria, es decir, en sentido ascendente en los niveles más altos de desarrollo. Para modelizar estos efectos no lineales en los modelos 3.3 y 3.4 hemos utilizado la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = a + b_1(\text{PIB}_{it}) + b_2(\text{PIB}_{it}^2) + b_3(\text{PIB}_{it}^3) + b_4(\text{PIB}_{it}^4)$$

en la que Y es el valor predicho del indicador de democracia medida como variable de intervalo, en un país i, en un momento t y el PIB es el producto interior bruto per cápita medido en dólares¹⁰. Según las definiciones anteriores, esperaríamos que $b_1 > 0$, $b_2 < 0$ (lo que indicaría un retroceso de la democracia), $b_3 > 0$ (durante la nueva fase en la que se supera la etapa «burocrático-autoritaria») y $b_4 < 0$ (en la fase de estabilización). Los resultados se presentan en la Tabla III.

9. En la formulación de G. O'DONNELL (1973) la variable independiente clave era el tipo de industrialización en lugar de la renta per cápita. Por eso no es del todo cierto que podamos poner a prueba sus propuestas en la medida en que utilizamos la renta per cápita como indicador. No obstante, la plausibilidad de su argumento se verá acrecentada si, dado un determinado nivel de renta per cápita, la probabilidad de la democracia disminuye a medida que la renta va aumentando.

10. En este punto nos alejamos de la especificación de S. LIPSET, K. SEONG y J. TORRES (1993), quienes solamente incluían en la función los términos cuadrático y cúbico, puesto que queremos permitir la posibilidad de que se dé un periodo posterior de estabilidad (R. JACKMAN, 1973). El término del PIB⁴ no resulta necesario dado que nuestras variables dependientes son categóricas. La razón está en que, por definición, la interpretación de una función logística implica un límite máximo al no poder ser la probabilidad de la democracia, P(D), mayor que 1.

TABLA III
EFECTOS DE LA RENTA PER CÁPITA SOBRE LA DEMOCRACIA (1945-1996) (MODELOS NO LINEALES)

Modelo	2.1		2.2	2.3	2.4
	Mainwaring		ACLP	Freedom House	Polity
Variable dependiente	D	SD			
PIB per cápita (miles)	8,596** (1,090)	2,799* (1,022)	6,620** (0,967)	11,480** (1,809)	23,626** (2,801)
PIB ²	-4,023** (0,594)	-1,556* (0,630)	-3,399** (0,545)	-7,276** (1,421)	-15,133** (2,230)
PIB ³	0,575** (0,094)	0,229* (0,109)	0,504** (0,087)	1,824** (0,402)	3,721** (0,657)
PIB ⁴				-0,151** (0,037)	-0,297** (0,062)
Constante	-5,451** (0,569)	-2,228** (0,453)	-3,526** (0,476)	1,160 (0,726)	-10,544** (1,330)
R ²				0,15	0,11
Pseudo-R ² de Nagelkerke		0,21	0,14		
G ²		195,23*	86,89*		
N		988	779	475	952

Modelo 3.1: Coeficientes de regresión logística multinomial (errores típicos).

Modelo 3.2: Coeficientes de regresión logística binaria (errores típicos). Los resultados siguen siendo consistentes en un modelo de efectos fijos.

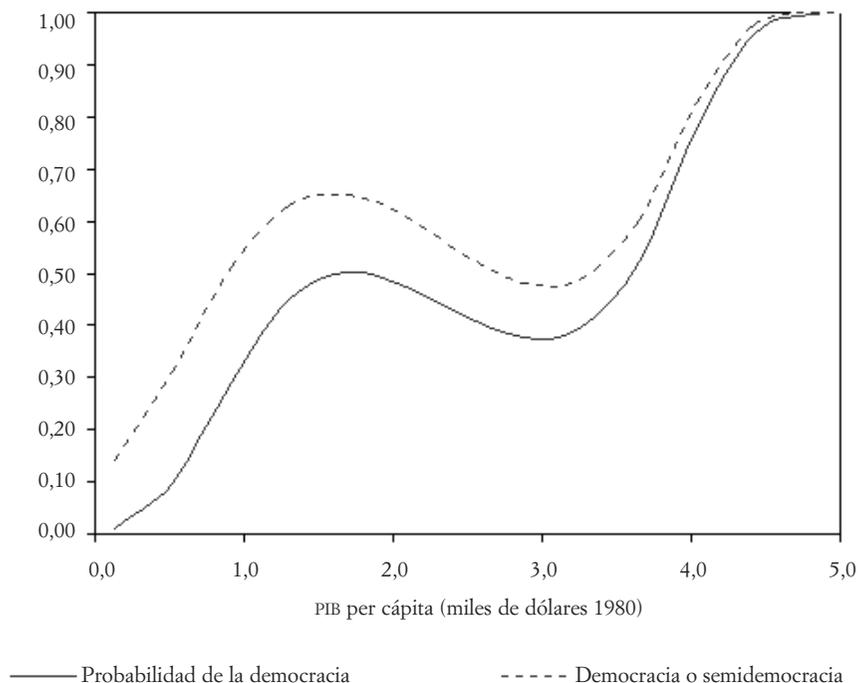
Modelo 3.3: Coeficientes de regresión no estandarizados (errores típicos corregidos para panel). En un modelo autorregresivo (proceso AR(1) específico para panel) los coeficientes siguen siendo consistentes.

Modelo 3.4: Coeficientes de regresión no estandarizados (errores típicos corregidos para panel). Si retardamos la variable dependiente (AR(1) específico para panel) los resultados dejan de ser significativos pero mantienen los mismos signos.

* Significativo para un nivel 0,05; ** para un nivel 0,005.

Los resultados de los cuatro modelos apoyan nuestras hipótesis. Todos los coeficientes son significativos y tienen el signo esperado, lo que indica que la probabilidad de la democracia disminuye por encima de un determinado nivel de renta per cápita hasta llegar a un siguiente umbral a partir del cual vuelve a aumentar. A partir de entonces la probabilidad de la democracia se estabiliza en un nivel que vuelve a ser alto.

En el Gráfico II que aparece más abajo se representa gráficamente el comportamiento del modelo 3.1 para que resulte más fácil interpretar el significado sustantivo de los coeficientes. Según el modelo 3.1, basado en la codificación tricotómica de Mainwaring *et al.* (2001) el primer punto de inflexión en la función que predice la democracia tiene lugar en el umbral de 1.657 dólares. La tercera fase, la recuperación, comienza a partir de los 3.007 dólares. La probabilidad esperada de la democracia alcanza el 0,50 en el punto de 1.657 dólares de renta per cápita pero desciende a 0,37 cuando ésta llega a 3.007 dólares. Como esperábamos, la probabilidad de la semidemocracia aumenta en los niveles bajos de renta per cápita y después disminuye en la fase en la que aumenta la probabilidad de que los regímenes políticos sean o bien verdaderas democracias o bien regímenes autoritarios.

GRÁFICO II
PROBABILIDAD ESPERADA DE LA DEMOCRACIA

En la Tabla III también se presentan algunas medidas de la capacidad predictiva de la regresión logística: un test básico de G^2 (similar al test F en la estimación por mínimos cuadrados) para el modelo en su conjunto y la Pseudo- R^2 de Nagelkerke (1991). En los cuatro modelos la predicción general mejora en comparación con el de los modelos correspondientes de la Tabla II pero su capacidad predictiva sigue siendo reducida. Este modelo predice el 61% de los casos de democracia y el 77% de los años de autoritarismo pero no consigue predecir ninguno de los casos de semidemocracia que son anticipados, indistintamente, como casos de democracia o como casos de autoritarismo. El tercer modelo utiliza la variable dicotómica de Przeworski *et al.* (2000). Puesto que se trata de un indicador laxo de democracia, el gráfico del modelo 3.2 (que no se muestra aquí por razones de espacio) es muy similar a la curva punteada de las democracias y semidemocracias del Gráfico II.

La no linealidad no es especialmente sorprendente por sí misma puesto que Dahl (1971), Diamond (1992), Huntington (1984 y 1991), Jackman (1973) y Przeworski y Limongi (1997) ya habían señalado que, por encima de un determinado nivel de renta per cápita, la probabilidad de la democracia no aumenta de forma sustancial. Pero,

en el caso de América Latina, la razón principal de la ausencia de linealidad es el declive entre los niveles de renta per cápita de 1.657 y 3.007 dólares y no la estabilización en niveles más altos, como ocurre en las muestras más grandes¹¹. El resultado empírico es coherente con los argumentos tanto de Muller (1988 y 1995) como de O'Donnell (1973), quienes postulaban una probabilidad decreciente para la democracia en determinadas fases del desarrollo.

VII. EDUCACIÓN Y DEMOCRACIA

Las razones que explican la correlación entre la renta per cápita y la democracia son objeto de debate entre los autores que se han ocupado del tema. Algunos (Lipset, 1959) consideran que un crecimiento de la riqueza aumenta, por sí mismo, la probabilidad de la democracia. Varios (Diamond, 1992; Lipset, 1959) señalan que un aumento de los niveles de educación fomenta una cultura política más democrática. Rueschemeyer *et al.* (1992) sostienen que los cambios que se producen en la estructura de clases constituyen el factor crítico y que la riqueza sirve como indicador de los mismos; Diamond (1992) y Lipset (1959) también han señalado la importancia de los cambios en la estructura de clases a la hora de explicar la correlación entre la renta per cápita y la democracia.

En esta sección y en la siguiente analizamos el impacto de dos de estas variables –la educación y uno de los aspectos de la estructura de clases– al tiempo que controlamos por el efecto del PIB per cápita. Una posibilidad es que un mayor nivel de riqueza esté fuertemente asociado a unos niveles más altos de educación que, a su vez, favorezcan una cultura política más democrática (Diamond, 1992: 117-125; Lipset, 1959). Dahl (1971: 74-75), Gasiorowski y Power (1998), Hadenius (1992: 84), Helliwell (1994: 230-231) y Santos (1985) consideran que cuanto mayor sea el nivel de educación, más probable será la democracia. Entre 1945 y 1996 los niveles de educación en América Latina aumentaron de forma dramática y de una forma más lineal que la renta per cápita. Si la educación fortalece las perspectivas de la democracia independientemente de los niveles de renta per cápita, entonces este efecto debería hacerse evidente en nuestros resultados cuantitativos.

Hemos controlado por los efectos de la educación añadiendo a nuestros modelos anteriores la tasa bruta de escolarización en la enseñanza secundaria¹². La correlación

11. Si bien más adelante, para simplificar, nos referiremos a los umbrales de 1.657 y 3.007 dólares, estas cifras no son fijas. Las estimaciones en estos puntos varían según la especificación del modelo. Por ejemplo, en el caso del modelo 4.1 que mostramos más abajo (y que incluye la tasa de escolarización en la enseñanza secundaria y la fuerza de trabajo en el sector agrícola), los puntos de inflexión estimados son 875 y 3.221 dólares respectivamente.

12. Existen datos disponibles entre 1960 y 1994 en los Indicadores Mundiales de Desarrollo del Banco Mundial, 1998. Hemos estimado las series para los periodos 1961-1964, 1966-1969, 1971-1974, 1981-1984 y 1986-1989. Las series de Bolivia y Haití sólo cubrían el periodo hasta 1990.

entre el PIB per cápita y la educación secundaria es 0,49 en todos los países y en todos los años; positiva, por tanto, como esperábamos, pero lo suficientemente débil como para no crear problemas de multicolinealidad. Los resultados son ambiguos. El coeficiente de la educación siempre es positivo, pero no es significativo para un nivel de 0,05 en los modelos de *Freedom House* y de *Polity* (por limitaciones de espacio no mostramos la totalidad de los resultados). El resto de los coeficientes siguen siendo significativos y teniendo el signo esperado.

Aunque la educación resulta significativa en dos de los modelos, su efecto sustantivo es sorprendentemente limitado una vez que controlamos por los efectos de la renta per cápita. Los coeficientes no son significativos en los modelos con PIB y educación (no se muestran por razones de espacio) e incluso resultan ser negativos cuando controlamos por la proporción de la población trabajadora que se dedica al sector agrícola (ver Tabla IV más abajo). Los resultados no apoyan de forma clara la idea de que la educación ejerza una influencia significativa independiente sobre la probabilidad de la democracia. Por tanto, los datos sobre educación muestran que en América Latina, al menos entre 800 y 3.199 dólares de renta per cápita, los resultados políticos no han tenido mucho que ver con el nivel de modernización.

VIII. MODERNIZACIÓN, LA FUERZA DE TRABAJO AGRÍCOLA Y LA DEMOCRACIA

La modernización también da lugar a importantes cambios en la estructura de clases y estos cambios, a su vez, han sido considerados positivos para la democracia. En su ya clásico análisis Lipset (1959) argumentaba que una de las razones que podía hallarse detrás de la correlación entre la renta per cápita y la democracia era que el desarrollo económico fomentaba cambios en la estructura de clases. Diamond (1992: 119-121) también ha señalado que una de las razones por las que una mayor renta per cápita favorece la democracia es que la modernización promueve cambios en la estructura de clases.

Aun cuando Rueschemeyer, Stephens y Stephens (1992) provienen de una tradición teórica distinta a la de los teóricos de la modernización, también se han fijado en el mismo fenómeno: la existencia de una fuerte correlación entre los indicadores de modernización y la democracia. En lo que divergen de las teorías de la modernización es en su interpretación de esta relación. Rueschemeyer *et al.* (1992: 7) consideran que unos mayores niveles de renta per cápita son un indicador de cambios en la estructura de clases y que estos últimos son decisivos para el desarrollo de la democracia. «El desarrollo capitalista está vinculado a la democracia en la medida en que transforma la estructura de clases, fortaleciendo a las clases trabajadoras y medias y debilitando a las clases altas de terratenientes». Según Rueschemeyer *et al.* (1992: 8) «La clase trabajadora era el sector más claramente prodemocrático. Esta clase tenía un fuerte interés en lograr su inclusión política...». También señalaba que una aristocracia terrateniente fuerte es dañina para la democracia (Rueschemeyer *et al.*, 1992: 60-61).

Algunos de los aspectos del argumento elaborado por Rueschemeyer *et al.* (1992) pueden ser parcialmente comprobados utilizando métodos cuantitativos, aunque los propios autores no hayan explorado esta vía. Para comprobar uno de estos aspectos utilizamos el tamaño numérico de las clases aunque seamos conscientes de que ésta no es una medida perfecta de la fuerza de las mismas. El poder político surge, en parte, de la organización y la organización es un proceso político que no se ve reflejado en el tamaño de una clase. A pesar de esto, una visión estructuralista debe enfatizar la posición estructural de los actores de clase más que sus cualidades organizativas. Por este motivo el tamaño de las diferentes clases debería resultar relevante a la hora de analizar los argumentos de Rueschemeyer *et al.* (1992). De hecho, estos autores señalan de forma explícita que el tamaño de las clases es un factor determinante para la democracia.

Para comprobar la validez de este argumento, acerca del efecto que la aristocracia terrateniente puede tener sobre la democracia, hemos utilizado como indicador la proporción de la población trabajadora que se dedica a la agricultura. Esta medida no nos permite comprobar de forma exacta el argumento de Rueschemeyer *et al.* (1992) pero sí debería funcionar como un indicador razonable en el caso de América Latina. Si una parte relativamente pequeña de la fuerza de trabajo se dedica a la agricultura, la elite terrateniente tenderá a ser un actor más débil. Si, por el contrario, un porcentaje alto trabaja en el sector agrícola, la elite terrateniente será, por lo general, un actor más fuerte¹³. Incluso si esta medida no es un indicador perfecto a la hora de comprobar si la hipótesis de Rueschemeyer *et al.* (1992) es cierta, sí nos permite sacar conclusiones relacionadas con la clase. En concreto, nos permite conocer si un sector agrícola grande (y, consiguientemente, unos sectores industrial y de servicios pequeños) es contraproducente para la democracia. Por lo tanto, aun cuando imperfecto, el porcentaje de la población trabajadora que se dedica a la agricultura es una forma de medir el poder de los terratenientes. En América Latina este porcentaje ha disminuido con el paso del tiempo a medida que el poder de los terratenientes también se debilitaba.

Como esperábamos, se comprueba de forma sistemática que un mayor porcentaje de trabajadores en el sector agrícola es contrario al desarrollo de la democracia. Un modelo *logit* multinomial en el que esta variable constituye el único factor explicativo (no se enseña por razones de espacio) explica un 53% de los años de democracia y un 61% de todos los «años-régimen» durante el periodo 1960-1990. La Tabla IV muestra los resultados cuando se introducen otras variables independientes además del tamaño del sector agrícola. En todos los modelos el coeficiente de la población trabajadora agrícola sigue siendo significativo (para 0,005) y con el signo esperado. La variable del sector agrícola está correlacionada con el PIB en un -0,77, pero esta relación no generó problemas de colinealidad.

13. Una posible excepción podrían ser los sistemas igualitarios de propiedad de la tierra consistentes en pequeñas explotaciones que empleen a gran parte de los trabajadores pero, salvo en Costa Rica, en América Latina no existen casos de este tipo. Quizá Argentina constituya, en parte, una excepción: los propietarios de la tierra tenían más poder político del que cabía inferir del tamaño de la fuerza de trabajo agrícola.

TABLA IV
MODELOS CON EDUCACIÓN Y FUERZA DE TRABAJO AGRÍCOLA, 1960-1990

Modelo	4.1		4.2	4.3	4.4
Variable dependiente	Mainwaring		ACLP	FH	Polity
	D	SD			
PIB per cápita (miles)	6,527** (1,886)	-4,042* (1,728)	3,276** (1,313)	9,820** (2,241)	14,999** (3,269)
PIB ²	-4,743** (0,953)	-0,524 (0,935)	-2,963** (0,688)	-7,353** (1,572)	-15,643** (2,444)
PIB ³	0,772** (0,143)	0,237 (0,155)	0,511** (0,107)	1,896** (0,436)	4,453** (0,727)
PIB ⁴				-0,155** (0,040)	-0,378** (0,071)
Educación	-0,028* (0,010)	-0,047** (0,014)	-0,036** (0,009)	-0,019 (0,017)	-0,000 (0,032)
Fuerza de trabajo agrícola ^a	-0,179** (0,022)	-0,198** (0,025)	-0,133** (0,017)	-0,087** (0,018)	-0,290** (0,027)
Constante	5,747** (1,748)	13,578** (2,023)	6,485** (1,363)	7,115** (1,662)	10,616** (2,718)
G ²	277,46**		132,67**		
R ²				0,16	0,22
Pseudo-R ² de Nagelkerke	0,44		0,27		
N	589		589	361	568

Modelo 4.1: Coeficientes de regresión logística multinomial (errores típicos).

Modelo 4.2: Coeficientes de regresión logística binaria (errores típicos). Los resultados eran consistentes en un modelo de efectos fijos.

Modelo 4.3: Coeficientes de regresión no estandarizados (errores típicos corregidos para panel). En un modelo AR(1) específico para panel los coeficientes del PIB y la educación mantienen los mismos signos pero no son significativos. La variable de sector agrícola sí sigue siendo significativa para un nivel de 0,05.

Modelo 4.4: Coeficientes de regresión (errores típicos corregidos para panel). En un modelo AR(1) específico para panel los coeficientes no son significativos.

a. Porcentaje de la fuerza de trabajo en el sector agrícola (1960-1990). Fuente: Indicadores Mundiales de Desarrollo del Banco Mundial, 1998.

* Significativo para un nivel 0,05; ** para un nivel 0,005.

Los modelos 4.1 a 4.4 muestran los coeficientes de la regresión logística y la regresión de mínimos cuadrados para las cuatro medidas de democracia. En los cuatro modelos los efectos de la renta siguen siendo significativos y cuanto mayor es la proporción de la población que trabaja en la agricultura más disminuye la probabilidad de la democracia. En contra de lo que esperábamos, la variable de educación no parece influir; no es estadísticamente significativa en ninguno de los dos modelos con variables dependientes continuas y el coeficiente es significativo pero «negativo» en los modelos logísticos.

Una vez más es necesario fijarse en la influencia que ejerce el porcentaje de la población trabajadora en el sector agrícola tanto desde el punto de vista sustantivo como

desde el punto de vista estadístico. Un 1% de aumento en dicho porcentaje explica, como media, un descenso de un 0,087 en las puntuaciones de *Freedom House*. Por tanto, cabe esperar que sea necesario un aumento del 11,5% en el porcentaje de la población trabajadora agrícola para que se produzca un descenso de un punto en la variable de *Freedom House*. En nuestra muestra el tamaño de la población trabajadora en el sector agrícola oscilaba entre un 12% (Venezuela en 1990) y un 79,9% (Haití en 1960), siendo la desviación estándar de un 16%. En el caso hipotético de un país que pasara de una situación de estructura de clases como la de Venezuela a una como la de Haití esperaríamos un descenso de 5,9 puntos en la escala de *Freedom House*. Se trata, por tanto, de un impacto mayor, en términos sustantivos, que el de la educación. No obstante, si utilizásemos sólo la variable de clase, obtendríamos un R² muy bajo (0,08 en el caso de la variable dependiente de *Polity* y 0,10 en el de la de *Freedom House* y un Nagelkerke 0,12 si utilizamos la dicotómica de Przeworski *et al.* [2000]), lo que quiere decir que, por sí sola, esta variable de clase no es un buen predictor de la democracia en América Latina.

Estos resultados, por tanto, suponen un apoyo limitado a los argumentos acerca de los efectos nocivos que la mayor presencia de elites terratenientes puede tener sobre la democracia. Es más, cuando incluimos la fuerza de la población trabajadora agrícola y el resto de variables independientes, los datos cuantitativos no apoyan la idea de que la presencia de una clase trabajadora industrial importante haya contribuido a la democracia en América Latina. Al añadir como variable independiente el porcentaje de la población trabajadora en el sector industrial en la Tabla IV, el coeficiente no resultó ser significativo para los niveles habituales en ninguno de los modelos¹⁴.

Los resultados que hemos obtenido sugieren que, en el caso de América Latina, la relación entre la estructura social y el régimen político está mediada, de forma importante, por otros factores. A pesar de que Rueschemeyer *et al.* (1992) están en lo cierto cuando señalan que la elite terrateniente supone un obstáculo para la democracia a tener en cuenta en muchos países, los periodos de urbanización y modernización durante los que el poder de esta clase se vio debilitado no siempre han contribuido positivamente a un avance de la democracia en América Latina. El desarrollo puede alterar el equilibrio existente en la política democrática en la medida en que fortalezca a fuerzas urbanas progresistas o radicales partidarias de que se produzca un cambio generalizado. Este cambio puede traer consigo un aumento de las tendencias autoritarias en las elites, así como en las clases medias deseosas de una mayor estabilidad social. Bajo estas condiciones, el debilitamiento del poder político de la clase terrateniente no es incompatible con una menor probabilidad de que avance la democracia.

14. El porcentaje de la fuerza de trabajo en el sector de la industria estaba correlacionado en un -0,85 con el porcentaje de la fuerza de trabajo en el sector agrícola, pero los factores de inflación de la varianza (FIVS) no indicaban que existiera un problema de multicolinealidad.

IX. EL DÉBIL IMPACTO DE LAS VARIABLES DE DESARROLLO
SOBRE EL TIPO DE RÉGIMEN

Podríamos examinar otras variables independientes relacionadas con el nivel de desarrollo pero parece poco probable que ninguna otra variable pueda alterar nuestros resultados. Aumentos en la riqueza y cambios en la estructura de clases han mostrado tener efectos estadísticamente significativos sobre la democracia en América Latina entre 1945 y 1996. Su impacto sustantivo, en cambio, es limitado. Estas variables estructurales no nos sitúan en una posición especialmente ventajosa a la hora de entender cuáles son las perspectivas de la democracia en un país cualquiera, en un momento concreto. Debe haber otros factores que también sean relevantes.

La capacidad explicativa de las variables de modernización es bastante débil, aun cuando la de varias de ellas resulta estadísticamente significativa. Si eliminamos a los países de la categoría más pobre (renta per cápita entre 0 y 799 dólares) y a los de la más rica (3.200 dólares o más) de los que aparecían en la Tabla 1 desaparece el aumento monótono en la probabilidad de la democracia a medida que la renta per cápita aumenta. Cuando utilizamos esta muestra reducida los coeficientes del modelo 2.1 (la especificación lineal) pierden su significatividad estadística. Los coeficientes del modelo 3.1 (la especificación no lineal en forma de N) siguen teniendo un efecto significativo y con el signo esperado sobre la democracia, pero no así sobre la semidemocracia. Dentro del tramo de renta entre 800-3.200 dólares la democracia puede surgir y estabilizarse en unos niveles de renta relativamente bajos y el autoritarismo puede prevalecer en unos niveles relativamente altos. En comparación con la robusta influencia que, por lo general y según otros autores, tienen unos mayores niveles de renta per cápita sobre la democracia, en el caso de América Latina entre 1945 y 1996 esta influencia ha sido débil.

Si lo que se espera es una relación lineal (o una pauta lineal hasta un determinado umbral, seguida por una estabilización) entre el nivel de desarrollo y la democracia, el caso de América Latina presenta tres anomalías. En primer lugar, en varios países relativamente prósperos han tenido lugar largos periodos de gobierno autoritario. Durante gran parte del periodo posterior a 1950 Argentina constituyó un caso de «democracia rezagada» dados sus altos niveles de modernización. México también es una excepción: tuvo un régimen autoritario hasta 1988 (momento en el que se volvió semidemocrático) a pesar de que tenía uno de los niveles de renta per cápita más altos en la región durante los últimos tiempos. De forma similar, Chile y Uruguay, con niveles de modernización relativamente altos, no deberían haber vivido las crisis democráticas por las que pasaron en 1973.

La segunda anomalía es que, a partir de 1978, la democracia ha logrado mantenerse en algunos países pobres durante épocas relativamente largas. Si nos fijamos sólo en el bajo nivel de modernización, no esperaríamos que un régimen democrático o semidemocrático hubiera podido sobrevivir en Bolivia, en El Salvador, en Honduras o en Nicaragua durante las décadas de 1980 y 1990. Tampoco hubiésemos esperado que países pobres como la República Dominicana, Ecuador y Perú fueran a ser la vanguardia

de la ola de democratización que comenzó en 1978. Es más, la democracia surgió y fue estable durante décadas en Chile (Valenzuela y Valenzuela, 1983) y en Uruguay a principios del s. XX a pesar de los bajos niveles de modernización. La renta per cápita en Costa Rica era tan sólo de 633 dólares en 1949 cuando dio comienzo el actual régimen democrático.

La última anomalía es que, si aplicamos el argumento habitual acerca del efecto de la modernización, el número de democracias debería aumentar a medida que los países fueran alcanzando niveles más altos de desarrollo. Los periodos de crecimiento económico irían seguidos de pujantes democracias, suponiendo que el crecimiento permitiera a algunos países alcanzar los niveles absolutos de desarrollo que se espera que fomenten la democracia. Los periodos de declive económico importante llevarían, en cambio, a retrocesos hacia regímenes autoritarios. La situación actual es algo más confusa. El descenso en los niveles de vida durante la década de 1980 dio lugar a menos involuciones autoritarias que en ninguna de las olas previas de democratización en América Latina.

Por el contrario, los retrocesos hacia regímenes autoritarios durante las décadas de 1960 y 1970 tuvieron lugar inmediatamente después del rápido crecimiento de las décadas anteriores. Entre 1950 y 1980 el crecimiento de la renta per cápita en América Latina fue espectacular y la renta per cápita del conjunto de la región aumentó en un 116% a lo largo de estas tres décadas. Estas subidas deberían haber fomentado la democracia. Si el crecimiento económico contribuye a que haya democracia esperaríamos encontrarnos con un mayor número de democracias en 1976 que en 1960. Pero lo que ocurrió fue lo contrario; había más democracias entre 1958 y 1967 que en 1973-1974 y 1976-1977. Es más, la presencia de regímenes claramente autoritarios fue mayor a mediados de la década de 1970 que durante el periodo entre 1958 y 1963 a pesar de que la región en su conjunto tenía una renta per cápita considerablemente mayor a mediados de la década de 1960 que en el año 1960.

La poliarquía ha sobrevivido en los países latinoamericanos pobres y en los que tienen niveles intermedios de renta y el autoritarismo se ha impuesto incluso en los más ricos. En el caso de América Latina el poder predictivo de las variables de modernización a la hora de conocer las probabilidades de que un régimen político sea democrático es muy limitado. Los regímenes políticos tienen una autonomía considerable con respecto a estas variables, al menos cuando se encuentran en niveles de desarrollo intermedios.

X. ¿ES ESTA RELACIÓN CARACTERÍSTICA DE AMÉRICA LATINA?

Los datos que hemos presentado hasta ahora parecen desvelar una relación diferente entre la renta per cápita y la democracia en el caso de América latina que la que se observa a nivel global. Para poder llegar a esta conclusión hemos utilizado datos de renta per cápita medidos a través de la paridad de poder adquisitivo de 1985 —esta información está disponible para 135 países entre 1950 y 1990— y las clasificaciones de regímenes llevadas a cabo por Przeworski *et al.* (2000), así como las del proyecto *Polity IV* (2000). Puesto que Przeworski *et al.* (2000) utilizan una variable de régimen

dicotómica (democracia *vs.* no democracia), para poder valorar la influencia que tienen las diferencias de renta per cápita sobre la probabilidad de la democracia hemos llevado a cabo regresiones logísticas. Los resultados (Tabla V, modelos 5.1 *vs.* 5.3) muestran que la renta per cápita predice mucho mejor el tipo de régimen a nivel global que en América Latina. En el modelo logístico (lineal) básico para el conjunto de países la Pseudo-R² de Nagelkerke es 0,45 pero en el caso de América Latina su valor es tan sólo 0,05. Cuando se utilizan las puntuaciones de *Polity* (2000) los estimadores son muy similares¹⁵. Además, los coeficientes de la renta per cápita son más altos para el conjunto global de países que para América Latina.

TABLA V
EFECTO LINEAL DE LA RENTA PER CÁPITA SOBRE LA DEMOCRACIA:
AMÉRICA LATINA, EL MUNDO Y CASOS NO LATINOAMERICANOS ENTRE 834 Y 8.233 DÓLARES

Modelo	Mundial ^a		América Latina		Casos no latinoamericanos 834 - 8.233 \$	
	5.1. ACLP	5.2. <i>Polity</i>	5.3. ACLP	5.4. <i>Polity</i>	5.5. ACLP	5.6. <i>Polity</i>
PIB per cápita	0,535*	1,303*	0,247*	1,050*	0,542*	1,634*
	(0,018)	(0,028)	(0,050)	(0,151)	(0,027)	(0,075)
Constante	-2,205*	-4,735*	-0,758*	-3,109*	-2,381*	-5,387*
	(0,067)	(0,142)	(0,152)	(0,480)	(0,104)	(0,281)
% Correcto						
Autoritario	89,5		74,9		88,6	
Democrático	59,3		37,1		53,5	
R ² de Nagelkerke	0,45		0,05		0,30	
R ² corregida		0,36		0,06		0,20
N	4.126	3.891	749	722	2.107	1.934

Modelos ACLP: Coeficientes de regresión logística (errores típicos).

Modelos *Polity*: Coeficientes de mínimos cuadrados (errores típicos).

* Significativo para un nivel 0,005 (de dos vías o *two-tailed*).

a. Muestra mundial de ACLP: 135 países; de *Polity*: 124 países incluidos en las dos bases de datos.

Fuente: Base de datos de PRZEWORSKI *et al.* (2000), base de datos *POLITY IV* (2000).

15. En las páginas que siguen llevamos a cabo una comprobación informal de nuestros argumentos comparando los R². Por lo general existen dos razones importantes que impiden la comparación entre los coeficientes de determinación de muestras distintas pero, en nuestro caso, esto no resta fuerza a las conclusiones. En primer lugar, las diferencias entre los R² pueden deberse a las diferentes varianzas de cada muestra. Es precisamente este punto el que queremos enfatizar ya que lo que argumentamos es que el «mejor ajuste» que se observa a nivel global se explica por la mayor varianza que existe en el PIB per cápita y en los niveles de democratización (en comparación con lo que ocurre en la submuestra de América Latina). La segunda razón es que los valores de la R² corregida y la R² de Nagelkerke no son totalmente independientes del tamaño de la muestra, el cual varía de unas muestras a otras (N. J. D. NAGELKERKE, 1991). Manteniendo el resto de factores constantes, cuanto mayor sea la muestra, más reducido debería ser el valor de esos coeficientes. El hecho de que una muestra mayor (mundial) muestre un mejor ajuste refuerza nuestro argumento.

Esta diferencia entre América Latina y la pauta general podría tener que ver con alguna combinación de dos factores. Una posibilidad es que la relación entre la renta per cápita y el tipo de régimen sea por lo general muy débil entre los niveles de renta que caracterizan a América Latina. Según esta explicación los países pobres y los países ricos serían los responsables de la fuerte relación que se observa a nivel general entre la renta per cápita y el tipo de régimen. Dado que muy pocos países pobres son democráticos y que casi todos los países ricos son democráticos, esperaríamos que esta explicación nos ayudase a entender la diferencia que existe entre la pauta observada en América Latina y la observada a nivel global. La otra posibilidad es que, incluso dentro del grupo de países con rentas per cápita similares a las de América Latina, la influencia de la renta per cápita sobre el tipo de régimen sea más débil en América Latina que en el resto.

Para comprobar estas posibles explicaciones hemos considerado todos los países del mundo que tienen niveles de renta per cápita comprendida entre los valores más bajo (834 dólares, Haití en 1970) y el más alto (8.233 dólares, Venezuela en 1978) de América Latina incluidos en nuestro análisis¹⁶. Los resultados (Tabla V) apoyan las dos hipótesis mencionadas en el párrafo anterior. En primer lugar, a pesar de que los coeficientes de los modelos 5.1 y 5.5 son prácticamente iguales, la capacidad predictiva de la renta per cápita es menor en los países con rentas dentro de este rango que a nivel global (compárese el modelo 5.1 con el 5.5 y el modelo 5.2 con el 5.6).

En segundo lugar, la menor influencia de la renta per cápita sobre el tipo de régimen en América Latina es explicada sólo en parte por la fase de desarrollo en la que se encontraba América Latina durante la segunda mitad del s. XX. La Pseudo-R² (Nagelkerke) es 0,30 en el caso de los países no latinoamericanos con niveles de renta similares a los de América Latina, frente a un 0,45 en el caso del conjunto de la muestra y un 0,05 en el caso de América Latina.

El modelo se ajusta mejor para fases de desarrollo similares a las de América Latina pero en otras regiones indica que la influencia de la renta per cápita sobre el tipo de régimen es mucho mayor en éstas que en América Latina. Aun así, la predicción del modelo es peor que el que obtenemos para el conjunto total de países. En consecuencia, una de las razones por las que el impacto de la renta per cápita sobre el tipo de régimen es débil en América Latina es que, en todos los países dentro de ese rango, la renta per cápita tiene una influencia menor sobre el tipo de régimen que la que se observa a nivel global. No obstante, incluso cuando comparamos con otros países con rentas similares, la renta per cápita en América Latina tiene un impacto menor sobre el tipo de régimen.

Si utilizamos los datos de Álvarez *et al.* (1996) y los de *Polity* (2000), también podemos verificar: a) si la curva en forma de N también tiene lugar para el conjunto global de datos y; b) si la curva en forma de N se ajusta a otros países con niveles similares de

16. Estas cifras per cápita, máxima y mínima, que aparecen en el resto de esta sección están medidas de acuerdo con A. PRZEWORSKI *et al.* (2001: 81), es decir, según el poder adquisitivo constante en 1985 medido en dólares de paridad a partir de las *Penn World Tables*.

renta a los de América Latina. Ésta es otra forma de comprobar la peculiaridad de los casos latinoamericanos. Los resultados se muestran en la Tabla VI. Cuando utilizamos la medida de *Polity* (2000) las estimaciones no incluyen el PIB⁴ que hemos introducido en especificaciones previas del modelo. La razón es que de esta forma evitamos los problemas de multicolinealidad que hemos detectado en varios de los modelos.

TABLA VI

EFFECTO NO LINEAL DE LA RENTA PER CÁPITA SOBRE LA DEMOCRACIA:
AMÉRICA LATINA, EL MUNDO Y CASOS NO LATINOAMERICANOS ENTRE 834 Y 8.233 DÓLARES

Modelo	Mundial		América Latina		Todos los casos excepto América Latina		Casos no latinoamericanos 834-8.233 \$	
	6.1 ACLP	6.2 Polity	6.3 ACLP	6.4 Polity	6.5 ACLP	6.6 Polity	6.7 ACLP	6.8 Polity
PIB	1,387* (0,156)	2,041* (0,019)	5,467* (0,778)	14,836* (1,748)	0,773* (0,154)	1,913* (0,207)	0,512 (0,359)	0,651 (1,018)
PIB ²	-0,216* (0,040)	-0,039 (0,033)	-1,511* (0,232)	-3,901* (0,491)	-0,481 (0,036)	-0,005 (0,035)	-0,033 (0,100)	0,125 (0,281)
PIB ³	0,015* (0,003)	-0,002 (0,002)	0,126* (0,021)	0,313* (0,040)	0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)	0,005 (0,008)	-0,000 (0,022)
Constante	-2,964* (0,162)	-5,965* (0,254)	-5,732* (0,764)	-16,293* (1,776)	-2,756* (0,166)	-6,100* (0,261)	-2,222* (0,351)	-4,098* (0,969)
% Correcto								
Autoritario	87,6		59,6		92,0		90,8	
Democrático	62,3		60,6		69,1		49,3	
Pseudo-R ²	0,46		0,14		0,56		0,30	
R ² corregida		0,38		0,13		0,43		0,20
N	4.126	3.891	749	722	3.377	3.169	2.107	1.934

ACLP: Coeficientes de regresión logística (errores típicos).

Polity: Coeficientes de mínimos cuadrados (errores típicos).

* Significativo para un nivel 0,005.

Fuente: Base de datos de PRZEWORSKI *et al.* (2000), base de datos POLITY IV (2000).

A pesar de que la función curvilínea en forma de N es significativa en términos estadísticos a nivel global, su impacto sustantivo es muy débil. La Pseudo-R² apenas aumenta en comparación con el modelo lineal (de 0,45 a 0,46) mientras que, en el caso de América Latina, la curva en forma de N sí mejora considerablemente el ajuste del modelo (de 0,05 a 0,14). A diferencia de lo que ocurre cuando analizamos sólo los casos latinoamericanos, la representación gráfica de las regresiones cuando la función es polinómica muestra un aumento claramente monotónico en la probabilidad de la democracia a medida que aumenta la renta per cápita. La curva en forma de N desaparece cuando utilizamos la medida de *Polity* (2000) o si sacamos los casos latinoamericanos de la muestra (modelos 6.5 y 6.6). El contraste entre los resultados de América Latina y los resultados de otros países con rentas dentro del rango entre 834 y 8.233 dólares se hace aún

más evidente (modelos 6.7 y 6.8). El fenómeno de la curva en forma de N no es significativo en los países no latinoamericanos con rentas per cápita entre 834 y 8.233 dólares. En conclusión, la relación entre el nivel de desarrollo y el tipo de régimen en América Latina es distintiva de esta región, tanto si la comparamos con la muestra mundial de países como si la comparamos con otros países dentro del mismo rango de renta. Es característica tanto por la débil influencia que el nivel de desarrollo tiene sobre el tipo de régimen como porque la relación sigue una forma curvilínea en forma de N.

XI. LA EXPLICACIÓN DEL EXCEPCIONALISMO LATINOAMERICANO

¿Qué es lo que explica estos dos aspectos analíticamente diferenciados, si bien relacionados, del excepcionalismo latinoamericano? En el Gráfico II nos fijamos fundamentalmente en la peculiar curva en forma de N. Este tema no ha sido tratado por la literatura dado que la mayor parte de la misma no ha prestado atención a esta forma. Sin embargo, dos autores, O'Donnell (1973) y Muller (1988 y 1995), sí han informado de la existencia de una curva en forma de N, al menos en algunos casos, y han intentado explicar el porqué de la misma¹⁷.

El argumento inicial de O'Donnell (1973) se basaba en los casos de Argentina (1966-1973) y de Brasil (1964-1985), como casos de regímenes burocrático-autoritarios y en trabajos posteriores también se ha fijado en Chile (1973-1990), Uruguay (1973-1984) y la época posterior a la dictadura militar en Argentina (1976-1983). Sin embargo, no intentaba explicar la curva en forma de N que hemos encontrado en 19 países. Resulta plausible pensar que los regímenes burocrático-autoritarios puedan explicar la curva en forma de N en nuestra muestra más grande y para un periodo histórico más largo. Si los resultados de las Tablas I y II son el resultado de estos cinco casos de régimen burocrático-autoritario nuestros resultados deberían verse modificados si los excluimos del análisis.

Muller (1995: 968) ha sugerido que, en los países con rentas dentro del rango intermedio, la probabilidad de que un régimen entre en crisis aumenta a medida que la renta crece y ello es debido a que el tipo de crecimiento económico acentúa las desigualdades de renta. Unas desigualdades crecientes incentivan, a su vez, el conflicto de clases:

Quando se introducen instituciones democráticas y el derecho al sufragio universal masculino o adulto en una sociedad en la que existen desigualdades extremas, las clases subordinadas que se resenten de esa desigualdad buscarán disminuir la distancia entre ricos y pobres y aspirarán a la redistribución de la propiedad y de la renta a través del proceso electoral. Los intentos políticos de redistribuir la propiedad y la renta llevando a cabo políticas como la reforma de la tierra, la creación de impuestos sobre la renta personal y el gasto social aparecen, a su vez, como un peligro ante los ojos de las clases ricas y dominantes... El conflicto acerca de la desigualdad puede hacer que aumente de forma considerable la probabilidad de una crisis de la democracia.

17. S. LIPSET *et al.* (1993) también señalan la forma en N de la curva pero no la explican.

Al tiempo que se distanciaban claramente de las tesis de la modernización al enfatizar el tramo descendente de la curva en forma de N, Muller (1988) y O'Donnell (1973) seguían los postulados de la modernización en la medida en que señalaban la existencia de una estrecha conexión entre el tipo de desarrollo económico y el régimen resultante. Ambos enfatizaban la capacidad explicativa de los factores estructurales. Una interpretación alternativa de la curva en forma de N podría insistir más en los ciclos políticos característicos de cada región. Después de 1977 las democracias latinoamericanas y las semidemocracias apenas han sufrido rupturas a pesar del bajo nivel de desarrollo y hasta 1977 fueron bastante vulnerables a pesar de un nivel de desarrollo relativamente alto. Si definimos la ruptura como cualquier episodio en el cual una democracia o una semidemocracia acaba convirtiéndose en un régimen autoritario, entre 1945 y 1977 tuvieron lugar 21 episodios de este tipo. Sin embargo, entre 1978 y 1996 tan sólo tuvo lugar una (Perú en 1992). La tasa de ruptura democrática fue veinte veces mayor (0,079) durante el periodo 1945-1977 que entre 1978 y 1999 (0,004), lo que apoya la tesis de Huntington (1991) de que la Tercera Ola de democratización conlleva unas dinámicas políticas diferentes de las de las olas anteriores. La permanencia de la democracia en situaciones de renta per cápita baja después de 1977 y del autoritarismo en casos de renta per cápita relativamente alta hasta 1977, podrían ser los responsables de la débil relación no lineal entre el nivel de desarrollo y la democracia en América Latina.

Esto sugiere que el tramo descendente de la curva en forma de N que aparece en el Gráfico II podría ser, en parte, un artefacto del momento histórico concreto de «cuándo» los distintos países experimentaron retrocesos hacia regímenes autoritarios y de «cuándo» otros regímenes experimentaron el crecimiento económico y de que esta secuencia temporal coincidiera con que varios regímenes se encontraban en el tramo de renta per cápita entre 1.657-3.007 dólares. Si, a modo de ejemplo, varios de los países más desarrollados de América Latina hubieran contemplado cómo sus regímenes democráticos entraban en crisis cuando su renta per cápita se hallaba entre 1.657 y 3.007 dólares, esto habría contribuido a que se produjera el tramo descendente de la curva en forma de N, pero el efecto de los niveles de renta per cápita altos podría ser espurio. En este caso la condición facilitadora crucial podría haber sido algún efecto del periodo histórico.

En la Tabla VII presentamos algunas comprobaciones básicas de estas tres explicaciones alternativas. El modelo 7.1 reproduce el test 3.1 excluyendo a Brasil y los países del Cono Sur (Argentina, Chile y Uruguay) para evaluar la tesis burocrático-autoritaria. No se trata de una evaluación de la tesis de O'Donnell (1973) sino más bien de si su argumento es una buena explicación de la curva en forma de N. Todos los coeficientes del modelo 7.1 siguen siendo significativos y teniendo el mismo signo. La repetición de los modelos 3.2, 3.3 y 3.4 da lugar a unos resultados muy similares. En consecuencia, los efectos curvilíneos de la renta per cápita no se limitan al Cono Sur y a Brasil. Dado que hemos excluido los casos de regímenes burocrático-autoritarios la probabilidad decreciente de la democracia en el tramo entre 1.657 y 3.007 dólares no tiene que ver únicamente con éstos.

TABLA VII
EXPLICACIONES ALTERNATIVAS DE LA CURVA EN FORMA N

Var. depend. predictor	7.1		7.2		7.3	
	Excluyendo los regímenes burocrático-autoritarios		Excluyendo Gini > 0,50		Efectos «año»	
	D	SD	D	SD	D	SD
PIB	15,60** (2,11)	4,52** (1,47)	10,23** (1,39)	3,47* (1,35)	14,42** (1,42)	7,99** (1,36)
PIB ²	-8,86** (1,33)	-2,58* (1,07)	-4,77** (0,73)	-1,64* (0,83)	-7,22** (0,77)	-4,45** (0,82)
PIB ³	1,49** (0,24)	0,39 (0,22)	0,66** (0,11)	0,21 (0,14)	1,06** (0,12)	0,67** (0,14)
Constante	-8,49** (0,98)	-2,89** (0,58)	-5,92** (0,76)	-2,79** (0,59)	-4,66** (1,36)	-1,05 (1,26)
N	780		468		...	988
R ² de Nagelkerke	0,263		0,313		0,499	

Coefficientes de regresión logística multinomial (errores típicos). Si utilizamos otras medidas de democracia los resultados siguen siendo consistentes.

... Los coeficientes de las variables dicotómicas de cada año no se muestran por razones de espacio.

* Significativo para un nivel 0,05.

** Significativo para un nivel 0,005.

El argumento acerca de los regímenes burocrático-autoritarios no aporta, por tanto, una explicación del porqué de la curva en forma de N en este tramo concreto de renta¹⁸. Otros tipos de autoritarismo también son perjudiciales en los dos intervalos de renta media-alta mostrados en la Tabla I (es decir, una renta per cápita entre 1.800-2.399 y entre 2.400-3.199 dólares). El régimen autoritario mejicano, a partir de 1967, es representativo del tramo de renta de más de 1.657 dólares y también los regímenes de Argentina entre 1945 y 1966. Aun cuando ninguno de ellos fue un régimen burocrático-autoritario, sí contribuyen al tramo descendente de la curva en forma de N.

Bollen y Jackman (1995) contradijeron la tesis de Muller (1988) apoyándose en argumentos estadísticos bastante elocuentes. Desgraciadamente, no hay suficientes datos disponibles sobre desigualdad de la renta en América Latina como para crear una serie temporal fiable. Sin embargo, sí podemos identificar aquellos países que históricamente han destacado por sus altos niveles de desigualdad y excluirlos de la muestra.

18. A. PRZEWORSKI y F. LIMONGI (1997) observaron que Argentina es un caso anómalo (*outlier*) ya que la democracia quebró a pesar del alto nivel de desarrollo. Puesto que las excepciones pueden afectar a los resultados, hemos excluido el caso de Argentina de nuestros análisis. La pauta general que reflejan las Tablas I y II se mantiene aun cuando no incluimos Argentina. Por tanto, al igual que los casos de régimen burocrático-autoritario no logran explicar por completo la forma en N de la curva, la explicación tampoco reside en el caso de Argentina.

Si la curva en forma de N es el resultado de la distribución de la renta, la forma de la función que describe esta relación debería verse modificada cuando excluimos los casos extremos. Hemos utilizado todos los datos disponibles sobre desigualdad de renta entre los individuos basándonos en muestras representativas a nivel nacional de la base de datos Desigualdad de Renta en el Mundo (*World Income Inequality Database*)¹⁹. El modelo 7.2 constituye la réplica del modelo 3.1 tras excluir los países con un coeficiente de Gini mayor de 0,500 (Brasil, Bolivia, Chile, Colombia, El Salvador, Honduras, Guatemala, México, Perú y Paraguay). Puesto que todos los coeficientes son significativos y tienen el signo esperado, los resultados del modelo 3.1 no se ven contradichos tras la exclusión de los casos con niveles de desigualdad altos. Hemos llevado a cabo el mismo tipo de análisis excluyendo los países por encima de diversos umbrales (0,55 y 0,45) y los resultados seguían siendo consistentes con los anteriores. También hemos utilizado una medida alternativa de desigualdad de la base de datos Desigualdad de Renta en el Mundo (el coeficiente de Gini para los hogares de las muestras nacionales) pero los resultados no varían.

La evidencia histórica también contradice las hipótesis de Muller (1988). Si las desigualdades rampantes en determinados niveles de renta contribuyen a explicar las crisis, las décadas de 1980 y 1990 deberían haber sido testigos de múltiples crisis. Desde 1978 los gobiernos democráticos y semidemocráticos de América Latina han sido estables a pesar de unos niveles de desigualdad que probablemente eran incluso mayores que los observados hasta entonces en la región. Los datos de la base Desigualdad de Renta en el Mundo señalan que varios de los países de América Latina (incluidos Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Panamá) experimentaron un deterioro en la distribución de la renta durante el periodo posterior a 1978 y que, desde entonces, la misma no mejoró en ningún caso. A pesar de este empeoramiento en la distribución de la renta, la democracia se ha mostrado mucho más estable desde 1978 que en el pasado. Es más, si las desigualdades de renta constituyeran el factor explicativo decisivo, las democracias de América Latina deberían haber sido menos estables que las del continente africano, ya que en las primeras los niveles de desigualdad son mayores. Sin embargo, desde el comienzo de la Tercera Ola de democratizaciones lo que parece haber ocurrido es lo contrario. Por último, Muller (1988) no aporta evidencia –y, que nosotros sepamos, no existe– de que la desigualdad en estos países fuera mayor en el momento en que se produjo la ruptura durante el periodo anterior, cuando los niveles de desarrollo eran menores y cuando algunos de ellos eran democracias estables.

Más allá de lo que Muller (1988) sugiere, la traducción de las desigualdades sociales en un conflicto político depende de un proceso político (Moore Jr., 1978). Los principales actores –especialmente los partidos populistas de centro-izquierda o los de izquierdas y los líderes sindicales– deben politizar las desigualdades y movilizar un cierto apoyo para el cambio. El grado de movilización y conflicto que finalmente resulta de las desigualdades sociales no puede ser deducido sin más a partir del grado de

19. Los datos originales se encuentran disponibles en <http://www.wider.unu.edu/wiid/wwwiid.htm>.

desigualdad. Lo que puede poner en peligro a la democracia es la polarización política que puede surgir de las desigualdades sociales y no las desigualdades *per se*. En términos empíricos no está claro que, como Muller (1995: 969) sostiene, «cuando la desigualdad de renta es importante o está aumentando, la clase trabajadora será sensible a las llamadas del socialismo revolucionario». Muy al contrario, la actividad revolucionaria de la clase trabajadora en América Latina disminuyó durante las décadas de 1980 y 1990 a pesar de que las desigualdades de renta probablemente aumentaron (y, desde luego, no disminuyeron) en la región. Resulta un tanto problemático inferir un comportamiento político antisistema que provoca tensiones en los regímenes políticos a partir de una situación estructural de desigualdad.

Las explicaciones estructurales ofrecidas por O'Donnell (1973) y Muller (1988 y 1995) no logran dar cuenta de la debilidad de la relación entre el nivel de desarrollo y la democracia en América Latina y tampoco de su forma no lineal. Si excluimos los casos de régimen burocrático-autoritario o de los países donde las desigualdades son muy altas, en América Latina el nivel de desarrollo tendrá un impacto sobre la democracia todavía menor que en otros países dentro del mismo rango de renta.

Para analizar la hipótesis de que el tramo descendente es, en parte, el resultado del momento concreto en que tuvo lugar hemos diseñado un tercer modelo que incluye una variable dicotómica para cada uno de los años entre 1945 y 1995. Esperamos que estas variables sean capaces de reflejar el impacto de las pautas históricas, los factores internacionales y las olas de democratización. Si la curva en forma de N es un artefacto generado por el momento en que los países entraron en el rango de renta per cápita entre 1.657 y 3.007 dólares, el ajuste de la constante debería hacer desaparecer la forma polinómica. El modelo 7.3 sugiere que no es esto lo que ocurre ya que todos los términos reflejan los mismos resultados que en el modelo 3.1. La utilización de otras medidas de democracia no hace variar los resultados.

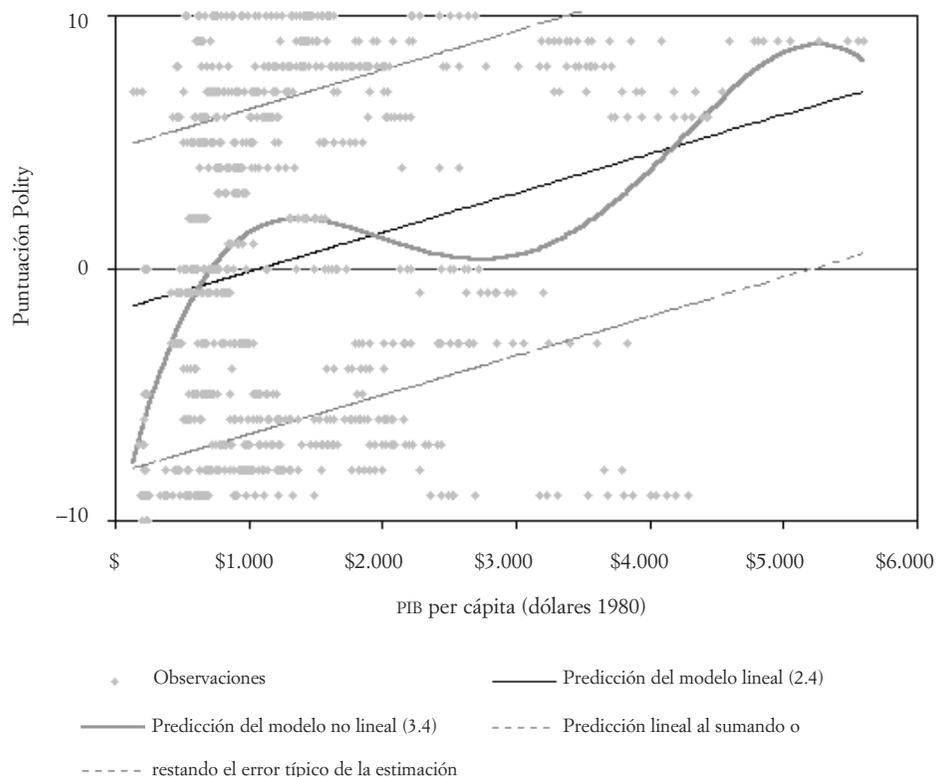
Para comprobar si los efectos curvilíneos han disminuido con posterioridad a la Tercera Ola de democratización hemos dividido la muestra en dos grupos (las observaciones entre 1945 y 1977, por una parte y entre 1978 y 1996, por otra) y hemos aplicado los modelos 4.1 y 4.4 a las dos submuestras. Los niveles medios de democracia eran considerablemente menores antes de 1978 (la media de la puntuación de *Polity* [2000] era de -1,55 durante el periodo 1945-1977, frente a una media de 3,45 para el periodo 1978-1996), pero la curva en forma de N está presente en los dos periodos. Los coeficientes para el periodo 1945-1977 son significativos y tienen el mismo signo que los que aparecen en la Tabla IV, salvo en el caso de la educación que resulta ser significativa y que mantiene el signo negativo en todos los modelos y del PIB³ que es colineal con el PIB⁴ en la estimación en la que utilizamos los datos de *Freedom House* (supuestamente debido al número reducido de años para los que existe información de *Freedom House* antes de 1978). Para el periodo 1978-1996 los resultados vuelven a ser similares a los de la Tabla IV, excepto que el PIB no es significativo a la hora de predecir las semidemocracias²⁰. En América Latina se observan efectos-periodo

20. Esta sugerencia se la debemos a un informador anónimo.

que apoyan la tesis de Huntington (1991) acerca de que la Tercera Ola de democratización tiene aspectos distintivos pero no dan cuenta de la curva en forma de N.

Puesto que estos intentos de explicar la curva en forma de N basados en hipótesis deductivas no han dado resultado, también hemos trabajado con los datos de forma inductiva. En el Gráfico III, a continuación, se muestra la representación gráfica de la renta per cápita frente a la puntuación de *Polity* (2000), que es la que hemos utilizado dado que es una variable más continua que nuestras medidas dicotómicas o tricotómicas y que contiene información para un periodo más largo de tiempo que la variable de *Freedom House*. Mientras que el argumento de O'Donnell (1973) acerca de los regímenes burocrático-autoritarios y los argumentos de Muller (1988 y 1995) acerca de las desigualdades y la democracia se centran en los casos de escasa democracia y rentas medias-altas, el gráfico muestra cómo la curva en forma de N también se debe a la existencia de casos en los que se combinan niveles de renta bajos y un nivel alto de democracia. Una explicación de la curva en forma de N debe tener en cuenta los dos tipos de casos.

GRÁFICO III
MODELOS QUE PREDICEN LAS PUNTUACIONES POLITY



La curva en forma de N podría deberse a algún efecto estructural del nivel de desarrollo sobre el tipo de régimen –como Muller (1988 y 1995) argumenta y como los teóricos de la modernización coinciden en señalar desde distintas perspectivas– o bien podría ser el resultado, no determinado estructuralmente, de un gran número de casos con un nivel alto de democracia a pesar de su bajo nivel de desarrollo y con un bajo nivel de democracia, a pesar de unos niveles de renta relativamente altos. También podría resultar de los dos fenómenos conjuntamente. No es posible llegar a una conclusión definitiva sobre cuál de estas explicaciones es más convincente ya que es imposible concebir todas y cada una de las explicaciones estructurales que podrían ser comprobadas pero, en cualquier caso, no existe evidencia que apoye ninguna de las explicaciones estructurales sugeridas hasta el momento.

Somos escépticos acerca de la probabilidad de que un mayor nivel de desarrollo entre, aproximadamente, 1.657 y 3.007 dólares haga disminuir el nivel de democracia. (La cifra de 1.657 dólares es el punto en el cual la probabilidad de la democracia comienza a disminuir en el Gráfico II; la cifra de 3.007 dólares es el punto a partir del cual vuelve a aumentar). La plausibilidad de las explicaciones estructurales de la forma en N de la curva aumenta si, en algunos países, unos niveles de renta per cápita crecientes indujeran un retroceso democrático en el rango entre, aproximadamente, 1.657 y 3.007 dólares y, por el contrario, disminuye si tal proceso no ocurre con frecuencia. Si en las posiciones más extremas no encontramos casos de países en los que una mayor renta per cápita lleva a unos niveles decrecientes de democracia en el rango entre 1.657 y 3.007 dólares debido a algún mecanismo que podamos especificar, entonces el argumento estructural resulta menos plausible. Si, por el contrario (un ejemplo hipotético), la curva en forma de N se debiera a un grupo de países que se situase de forma consistente en el cuadrante noroeste del gráfico (nivel de democracia alto, renta per cápita baja) mientras que otro grupo estuviera, también de forma consistente, en el cuadrante sureste, el argumento estructural es menos convincente salvo que exista alguna razón histórica anterior (es decir, previa al primer año para el que contamos con datos) por la cual el mayor nivel de renta per cápita hubiera llevado a un grupo determinado de países a tener unos niveles de democracia menores de los que ya no habría podido salir.

De los 19 países de nuestra base de datos tan sólo Chile y Uruguay experimentaron retrocesos democráticos mientras su renta per cápita estaba entre 1.657 y 3.007. Éstos son los únicos dos países que se ajustan de forma plausible al argumento de que fue algún factor estructural el que provocó el declive de la democracia debido al aumento de la renta per cápita entre 1.657 y 3.007 dólares. Solamente otros dos países, Argentina y Panamá, experimentaron un retroceso democrático cuando su renta per cápita se hallaba próxima a esas cifras. Si excluimos estos cuatro casos de la muestra la curva en forma de N sigue siendo estadísticamente significativa. La curva en forma de N, por tanto, no es explicada por ninguno de los argumentos estructurales que se basan en la existencia de un vínculo causal entre los retrocesos democráticos y un aumento de la renta per cápita entre 1.657 y 3.007 dólares²¹.

21. La curva en forma de N es muy robusta a pesar de la escasa inclinación de las pendientes. Hemos puesto a prueba el modelo eliminando todas las observaciones cuyos residuos estaban por

XII. CONCLUSIONES

Tres son las conclusiones más destacables. En primer lugar, mientras que la literatura basada en un gran número de casos señala que la modernización es muy favorable a la democracia, en América Latina la influencia del nivel de desarrollo a la hora de explicar las vicisitudes de la democracia es débil. Quizá con la excepción de Haití en el extremo de los más pobres y de los casos por encima de 3.200 dólares de renta per cápita en el extremo de los más ricos, los efectos estructurales de la modernización no han tenido mucha influencia sobre las perspectivas de la democracia. El débil impacto del nivel de desarrollo sobre el tipo de régimen en América Latina implica que, para entender las vicisitudes de la democracia en esta región, los científicos sociales deben analizar otro tipo de variables.

En segundo lugar, la relación entre el nivel de desarrollo y la democracia en América Latina tiene unas características distintivas no sólo cuando se la compara con el conjunto total de países, sino también con otros países con niveles de renta per cápita similares. Parte de esta peculiaridad se debe a que, por lo general, el tipo de régimen está más indeterminado en los niveles intermedios de desarrollo. Éste era el resultado que esperábamos ya que, a escala global, los países con niveles de renta per cápita más altos a menudo han sido democráticos mientras que los países con niveles muy bajos de renta per cápita con frecuencia han sido autoritarios (Dahl, 1971: 62-80; Przeworski *et al.*, 2000). Durante el periodo aquí analizado, casi todos los países latinoamericanos se encontraban en una categoría intermedia de acuerdo con las variables de modernización y es precisamente en esta categoría donde deberíamos esperar un mayor grado de incertidumbre en lo que se refiere al tipo de régimen.

Sorprendentemente, la influencia del nivel de desarrollo sobre el tipo de régimen es mucho más débil en América Latina incluso cuando se la compara con otros países en el mismo rango de renta. Este resultado –el cual es contrario al de Coppedge (1997), para quien no existen diferencias entre regiones en lo que se refiere al impacto del nivel de desarrollo sobre la democracia– implica que en América Latina existen dinámicas políticas distintivas de esta región que intervienen en la influencia del nivel de desarrollo sobre la democracia. Se trata de un hallazgo importante dado que en los trabajos cuantitativos sobre el impacto del nivel de desarrollo sobre la democracia se ha

debajo o por encima de las puntuaciones 8,7 y 6 de *POLITY* (2000). En todas las comprobaciones llevadas a cabo los términos no lineales seguían siendo significativos. Cuando excluimos todas las observaciones con errores por encima o por debajo de una puntuación de 5 en *POLITY* (2000) surge un problema de multicolinealidad que nos obliga a retirar el término cúbico del modelo. En este punto, el análisis queda reducido a 358 observaciones. La forma en N también sigue siendo significativa siempre y cuando excluyamos de forma selectiva los casos «por debajo» o «por encima de sus posibilidades». Si eliminamos todas las observaciones con residuos inferiores a -5, o todos los casos con residuos superiores a +5 en puntuaciones *POLITY* (2000), todos los coeficientes siguen siendo significativos. Tras haber eliminado los casos anómalos, tanto por encima como por debajo de lo esperado, se observa cómo la curva en forma de N se ajusta de nuevo con facilidad al resto de los casos.

prestado una escasa atención a los efectos peculiares de cada región. El hecho de que éstos existan quiere decir que los politólogos que trabajan en el ámbito de los estudios comparados deberían tener muy en cuenta los efectos y pautas propios de cada región. También hemos encontrado que la relación entre el nivel de desarrollo y la democracia varía según el periodo histórico y que existen diferencias entre la época anterior a 1978 y la época posterior.

En tercer lugar, nuestro análisis confirma las tesis de O'Donnell (1973) y de Muller (1988 y 1995) acerca de que en determinados niveles de desarrollo la probabilidad de la democracia en América Latina disminuye. Sin embargo, rebatimos la interpretación que estos autores hacen del fenómeno. La disminución del porcentaje de democracias en la Tabla 1, a medida que aumenta la renta per cápita del tramo 1.200-1.799 dólares al tramo 2.400-3.199 dólares no es única de los regímenes burocrático-autoritarios (O'Donnell, 1973). Tampoco es el resultado de unos niveles elevados de desigualdad de renta (Muller, 1988 y 1995) ni un mero artefacto del momento histórico. Al analizar la curva en forma de N y, en general, el excepcionalismo latinoamericano con respecto a la relación que existe entre el nivel de desarrollo y la democracia a nivel global, es importante fijarse en las que hemos denominado «democracias por encima de las expectativas» (*overachievers*) y «democracias rezagadas» (*underachievers*), si bien estas últimas han recibido bastante más atención. Dado el gran número de casos que contribuyen a crear la curva en forma de N, así como las diferencias notables que existen entre ellos, somos escépticos acerca de la posibilidad de encontrar una o dos pautas modales en la relación entre nivel de desarrollo y democracia que permitan explicar la forma en N de la curva. Es posible, pero creemos que poco probable, que se deba a la existencia de un factor estructural que esté relacionado con el nivel de desarrollo y que nosotros hayamos omitido.

Nuestro análisis abre nuevas vías de investigación sobre el excepcionalismo latinoamericano en relación a la influencia del nivel de desarrollo sobre la democracia y, por otra parte, clarifica algunas de las cuestiones planteadas desde hace tiempo en este mismo ámbito. El reto que se plantea de cara a nuevas investigaciones consiste en explicar el gran número de casos de democracia que se observan a pesar de su bajo nivel de desarrollo especialmente, aunque no sólo, en el periodo posterior a 1978. La mayoría de los autores se han centrado en las dificultades que la democracia encuentra en América Latina, pero muy pocos han prestado atención al gran número de democracias «por encima de las expectativas» que existen en la región. Apenas se han analizado las razones de por qué la democracia ha sido posible en algunos países latinoamericanos a pesar de los bajos niveles de desarrollo (una excepción son Valenzuela y Valenzuela, 1983). Se trata de una cuestión especialmente relevante ya que, como Przeworski *et al.* (2000) han observado, América Latina es la región que presenta los niveles más altos de democracia en el mundo en relación a lo que uno podría esperar dados sus niveles de renta per cápita.

En cuanto a la vieja cuestión que logramos clarificar a través de los datos cuantitativos y el asunto clave del débil impacto que el nivel de desarrollo tiene sobre la democracia en América Latina, consiste en explicar el fenómeno de las «democracias

rezagadas». Lo que aportamos a esta cuestión es una explicación basada fundamentalmente en que los países que por lo general han visto sus democracias rezagadas en relación a sus niveles de renta per cápita –los casos más claros entre 1945 y 1996 han sido Paraguay, Argentina, Haití, México y Nicaragua– no han sido considerados como un grupo con características propias. Dar con una única interpretación común para un gran número de casos de democracia rezagada (es decir, para cada país y en cada año) basándonos en variables estructurales plantea dificultades considerables. Aquí nos limitamos a identificar los países que han visto su democracia rezagada en relación a su nivel de desarrollo dejando así sobre la mesa nuevas cuestiones fascinantes acerca de por qué toda una serie de países no han estado a la altura de sus posibilidades en lo que se refiere al desarrollo de la democracia.

XIII. BIBLIOGRAFÍA

- AGRESTI, Alan. *An Introduction to Categorical Data Analysis*. New York: John Wiley and Sons Inc., 1996.
- ÁLVAREZ, Michael; CHEIBUB, José Antonio; LIMONGI, Fernando y PRZEWORSKI, Adam. Classifying Political Regimes. *Studies in Comparative International Development*, 1996, vol. 31, n° 2, pp. 3-36.
- BECK, Nathaniel y KATZ, Jonathan. What to Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data. *American Political Science Review*, 1995, vol. 89, n° 3, pp. 634-647.
- BOLLEN, Kenneth. Issues in the Comparative Measurement of Political Democracy. *American Sociological Review*, 1980, vol. 45, n° 2, pp. 370-390.
- BOLLEN, Kenneth y JACKMAN, Richard. Economic and Noneconomic Determinants of Political Democracy in the 1960s. *Research in Political Sociology*, 1985, vol. 1, pp. 27-48.
- Income Inequality and Democratization Revisited: Comment on Muller. *American Sociological Review*, 1995, vol. 60, pp. 983-989.
- BURKHART, Ross y LEWIS-BECK, Michael. Comparative Democracy: The Economic Development Thesis. *American Political Science Review*, 1994, vol. 88, pp. 903-910.
- COLLIER, David. Timing of Economic Growth and Regime Characteristics in Latin America. *Comparative Politics*, 1975, vol. 7, pp. 331-360.
- COPPEDGE, Michael. Modernization and Thresholds of Democracy: Evidence for a Common Path and Process. En MIDLARSKY, Manus (ed.). *Inequality, Democracy and Economic Development*. Cambridge: Cambridge University Press, 1997, pp. 177-201.
- COPPEDGE, Michael y REINICKE, Wolfgang. Measuring Polyarchy. *Studies in Comparative International Development*, 1990, vol. 25, n° 1, pp. 51-72.
- CUTRIGHT, Phillips. National Political Development: Measurement and Analysis. *American Sociological Review*, 1963, vol. 28, pp. 253-264.
- DAHL, Robert. *Polyarchy: Participation and Opposition*. New Haven, C.T.: Yale University Press, 1971.
- DIAMOND, Larry. Economic Development and Democracy Reconsidered. En MARKS, Gary y DIAMOND, Larry (eds.). *Reexamining Democracy: Essays in Honor of Seymour Martin Lipset*. Newbury Park: Sage, 1992, pp. 93-139.
- DOMÍNGUEZ, Jorge. The Caribbean Question: Why Has Liberal Democracy (Surprisingly) Flourished? En DOMÍNGUEZ, Jorge; PASTOR, Robert y WORRELL, Delisde (eds.). *Democracy*

- in the Caribbean: Political, Economic and Social Perspectives*. Baltimore, M.D.: Johns Hopkins University Press, 1993, pp. 1-25.
- ELKINS, Zachary. Gradations of Democracy? Empirical Tests of Alternative Conceptualizations. *American Journal of Political Science*, 2000, vol. 44, n° 2, pp. 293-300.
- GASIOROWSKI, Mark y POWER, Timothy. The Structural Determinants of Democratic Consolidation: Evidence from the Third World. *Comparative Political Studies*, 1998, vol. 31, n° 6, pp. 740-771.
- GASTIL, Raymond. The Comparative Survey of Freedom: Experiences and Suggestions. En INKELES, Alex (ed.). *On Measuring Democracy: Its Consequences and Concomitants*. New Brunswick, N.J.: Transaction Publishers, 1991, pp. 21-46.
- GURR, Robert; JAGGERS, Keith y MOORE, Will. The Transformation of the Western State: The Growth of Democracy, Autocracy and State Power Since 1800. *Studies in Comparative International Development*, 1990, vol. 25, n° 1, pp. 73-108.
- HADENIUS, Axel. *Democracy and Development*. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 1992.
- HELLIWELL, John. Empirical Linkages between Democracy and Economic Growth. *British Journal of Political Science*, 1994, vol. 24, n° 2, pp. 225-248.
- HUNTINGTON, Samuel. *Political Order in Changing Societies*. New Haven, C.T.: Yale University Press, 1968.
- Will More Countries Become Democratic? *Political Science Quarterly*, 1984, vol. 99, n° 2, pp. 193-218.
- *The Third Wave: Democratization in the Late Twentieth Century*. Norman, O.K.: University of Oklahoma Press, 1991.
- JACKMAN, Richard. On the Relation of Economic Development to Democratic Performance. *American Journal of Political Science*, 1973, vol. 17, pp. 611-621.
- LIPSET, Seymour. Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy. *American Political Science Review*, 1959, vol. 53, pp. 69-105.
- LIPSET, Seymour; SEONG, Kyoung y TORRES, John. A Comparative Analysis of the Social Requisites of Democracy. *International Social Science Journal*, 1993, vol. 136, pp. 155-175.
- LONDEGRAN, John y POOLE, Keith. Does High Income Promote Democracy? *World Politics*, 1996, vol. 49, n° 1, pp. 1-30.
- LONG, Scott. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, C.A.: SAGE Publications, 1997.
- MAINWARING, Scott; BRINKS, Daniel y PÉREZ-LIÑÁN, Aníbal. Classifying Political Regimes in Latin America, 1945-1999. *Studies in Comparative International Development*, 2001, vol. 36, n° 1, pp. 37-65.
- MOORE JR., Barrington. *Injustice: The Social Bases of Obedience and Revolt*. White Plains, N.Y.: M. E. Sharpe, 1978.
- MULLER, Eric. Democracy, Economic Development and Income Inequality. *American Sociological Review*, 1988, vol. 53, pp. 50-68.
- Economic Determinants of Democracy. *American Sociological Review*, 1995, vol. 60, n° 6, pp. 966-982.
- NAGELKERKE, N. J. D. A Note on a General Definition of the Coefficient of Determination. *Biometrika*, 1991, vol. 78, pp. 691-692.
- O'DONNELL, Guillermo. *Modernization and Bureaucratic-Authoritarianism*. Berkeley, C.A.: Institute of International Studies, University of California, 1973.
- POLITY IV PROJECT. *Polity IV Dataset*. [Computer file; version p4v2000] College Park, M.D.: Center for International Development and Conflict Management, University of Maryland, 2000.

- PRZEWORSKI, Adam y LIMONGI, Fernando. *Modernization: Theories and Facts. World Politics*, 1997, vol. 49, pp. 155-183.
- PRZEWORSKI, Adam; ÁLVAREZ, Michael; CHEIBUB, José Antonio y LIMONGI, Fernando. *Democracy and Development: Political Institutions and Well-Being in the World, 1950-1990*. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 2000.
- RUESCHEMEYER, Dietrich; STEPHENS, Evelyne y STEPHENS, John. *Capitalist Development and Democracy*. Chicago, I.L.: University of Chicago Press, 1992.
- DOS SANTOS, Wanderley. A Pós-«Revolução» Brasileira. En JAGUARIBE, Helio *et al. Brasil, Sociedade Democrática*. Rio de Janeiro, Brazil: José Olympio, 1985, pp. 223-335.
- VALENZUELA, Arturo y VALENZUELA, Samuel. Los orígenes de la democracia: Reflexiones teóricas sobre el caso de Chile. *Estudios Públicos*, 1983, vol. 12, pp. 5-39.

ANEXO 1

Año	Mainwaring	Polity	Álvarez <i>et al.</i>	Freedom House
1945	0,24	0,41		
1946	0,34	0,44		
1947	0,37	0,45		
1948	0,32	0,43		
1949	0,32	0,43		
1950	0,32	0,41	0,42	
1951	0,29	0,41	0,37	
1952	0,29	0,43	0,42	
1953	0,29	0,43	0,42	
1954	0,26	0,39	0,37	
1955	0,26	0,41	0,32	
1956	0,34	0,42	0,37	
1957	0,37	0,45	0,42	
1958	0,47	0,47	0,58	
1959	0,47	0,49	0,63	
1960	0,47	0,50	0,63	
1961	0,45	0,49	0,63	
1962	0,39	0,49	0,53	
1963	0,42	0,51	0,47	
1964	0,34	0,49	0,42	
1965	0,34	0,46	0,42	
1966	0,34	0,46	0,47	
1967	0,34	0,46	0,47	
1968	0,29	0,42	0,37	
1969	0,29	0,43	0,37	
1970	0,26	0,41	0,37	
1971	0,26	0,37	0,42	
1972	0,26	0,36	0,37	0,53
1973	0,21	0,35	0,32	0,50
1974	0,21	0,35	0,32	0,47
1975	0,18	0,35	0,32	0,47

Año	Mainwaring	Polity	Álvarez <i>et al.</i>	Freedom House
1976	0,16	0,32	0,26	0,43
1977	0,16	0,31	0,26	0,43
1978	0,21	0,35	0,26	0,48
1979	0,26	0,42	0,42	0,52
1980	0,32	0,43	0,42	0,51
1981	0,32	0,43	0,42	0,50
1982	0,39	0,48	0,47	0,55
1983	0,42	0,53	0,53	0,57
1984	0,47	0,55	0,63	0,60
1985	0,61	0,64	0,68	0,63
1986	0,63	0,67	0,74	0,65
1987	0,63	0,66	0,74	0,64
1988	0,63	0,66	0,74	0,65
1989	0,66	0,76	0,74	0,66
1990	0,71	0,81	0,74	0,71
1991	0,71	0,78		0,68
1992	0,71	0,76		0,65
1993	0,71	0,77		0,62
1994	0,74	0,82		0,64
1995	0,76	0,82		0,64
1996	0,79	0,84		0,68
1997	0,79	0,84		
1998	0,79	0,84		
1999	0,79	0,83		

ANEXO 2

PIB (miles)	Probabilidad de la democracia	Democracia o semidemocracia	P(SD)	logitD	logitSD
0,13	0,01	0,14	0,13	-4,3775	-1,8827
0,52	0,10	0,31	0,22	-1,9721	-1,1566
0,91	0,29	0,51	0,22	-0,5172	-0,795
1,30	0,45	0,63	0,18	0,19223	-0,7162
1,69	0,50	0,65	0,15	0,36124	-0,8385
2,08	0,48	0,61	0,13	0,19494	-1,0803
2,47	0,42	0,54	0,12	-0,1015	-1,3599
2,87	0,38	0,48	0,11	-0,3231	-1,5956
3,26	0,39	0,49	0,09	-0,2647	-1,7056
3,65	0,52	0,60	0,08	0,27884	-1,6085
4,04	0,78	0,83	0,05	1,51258	-1,2223
4,43	0,96	0,97	0,02	3,64164	-0,4655
4,82	1,00	1,00	0,00	6,8711	0,74362
5,21	1,00	1,00	0,00	11,4061	2,48675
5,60	1,00	1,00	0,00	17,4517	4,84558

ANEXO 3

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
HTI	1994	\$133	7	-1	-7,68	-7,92	4,95
HTI	1995	\$157	7	-1	-7,21	-7,88	4,99
HTI	1996	\$158	7	-1	-7,19	-7,88	4,99
HTI	1993	\$170	-7	-1	-6,96	-7,86	5,01
HTI	1992	\$176	-7	-1	-6,85	-7,85	5,02
HTI	1967	\$182	-9	-1	-6,74	-7,84	5,03
HTI	1968	\$186	-9	-1	-6,66	-7,83	5,04
HTI	1969	\$187	-9	-1	-6,64	-7,83	5,04
HTI	1966	\$191	-9	-1	-6,57	-7,83	5,04
HTI	1970	\$191	-9	-1	-6,57	-7,83	5,04
HTI	1965	\$197	-9	-1	-6,46	-7,82	5,05
HTI	1964	\$199	-9	-1	-6,42	-7,81	5,06
HTI	1971	\$199	-10	-1	-6,42	-7,81	5,06
HTI	1972	\$201	-10	-1	-6,39	-7,81	5,06
HTI	1991	\$201	-7	-1	-6,39	-7,81	5,06
HTI	1990	\$204	7	-1	-6,33	-7,81	5,06
HTI	1989	\$208	-6	-1	-6,26	-7,80	5,07
HTI	1963	\$209	-9	-1	-6,24	-7,80	5,07
HTI	1988	\$210	-7	-1	-6,23	-7,80	5,07
HTI	1983	\$211	-9	-1	-6,21	-7,79	5,08
HTI	1961	\$213	-9	-1	-6,17	-7,79	5,08
HTI	1987	\$213	.	-1	-6,17	-7,79	5,08
HTI	1959	\$218	-8	-1	-6,08	-7,78	5,09
HTI	1986	\$219	.	-1	-6,07	-7,78	5,09
HTI	1957	\$220	-5	-1	-6,05	-7,78	5,09
HTI	1985	\$223	-9	-1	-6,00	-7,78	5,09
HTI	1953	\$224	-5	-1	-5,98	-7,77	5,10
HTI	1955	\$224	-5	-1	-5,98	-7,77	5,10
HTI	1984	\$225	-9	-1	-5,96	-7,77	5,10
HTI	1960	\$226	-8	-1	-5,94	-7,77	5,10
HTI	1951	\$228	-5	-1	-5,91	-7,77	5,10
HTI	1962	\$228	-9	-1	-5,91	-7,77	5,10
HTI	1950	\$230	-5	-1	-5,88	-7,77	5,10
HTI	1949	\$230	.	-1	-5,88	-7,77	5,10
HTI	1973	\$232	-10	-1	-5,84	-7,76	5,11
HTI	1974	\$232	-10	-1	-5,84	-7,76	5,11
HTI	1982	\$232	-9	-1	-5,84	-7,76	5,11
HTI	1948	\$232	.	-1	-5,84	-7,76	5,11
HTI	1958	\$234	-8	-1	-5,81	-7,76	5,11
HTI	1946	\$234	.	-1	-5,81	-7,76	5,11
HTI	1947	\$234	.	-1	-5,81	-7,76	5,11

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
HTI	1945	\$236	0	-1	-5,77	-7,76	5,11
HTI	1952	\$236	-5	-1	-5,77	-7,76	5,11
HTI	1975	\$236	-10	-1	-5,77	-7,76	5,11
HTI	1954	\$238	-5	-1	-5,74	-7,75	5,12
HTI	1956	\$240	-5	-1	-5,70	-7,75	5,12
HTI	1977	\$242	-9	-1	-5,67	-7,75	5,12
HTI	1976	\$243	-10	-1	-5,65	-7,75	5,12
HTI	1979	\$243	-9	-1	-5,65	-7,75	5,12
HTI	1981	\$244	-9	-1	-5,64	-7,74	5,13
HTI	1978	\$245	-9	-1	-5,62	-7,74	5,13
HTI	1980	\$256	-9	-1	-5,43	-7,72	5,15
DOM	1946	\$336	-9	-1	-4,18	-7,60	5,27
DOM	1947	\$361	-9	-1	-3,82	-7,56	5,31
SLV	1945	\$369	-8	-1	-3,71	-7,55	5,32
SLV	1946	\$369	-8	-1	-3,71	-7,55	5,32
DOM	1945	\$374	-9	-1	-3,64	-7,54	5,33
DOM	1948	\$388	-9	-1	-3,45	-7,52	5,35
ECU	1945	\$411	-1	-1	-3,14	-7,48	5,39
HND	1945	\$414	-3	-1	-3,10	-7,48	5,39
DOM	1949	\$424	-9	-1	-2,98	-7,46	5,41
HND	1946	\$435	-3	-1	-2,84	-7,45	5,42
NIC	1993	\$435	6	-1	-2,84	-7,45	5,42
NIC	1994	\$435	6	-1	-2,84	-7,45	5,42
NIC	1945	\$438	-8	-1	-2,80	-7,44	5,43
HND	1955	\$447	-3	-1	-2,69	-7,43	5,44
HND	1949	\$449	-3	-1	-2,66	-7,42	5,45
HND	1954	\$449	-3	-1	-2,66	-7,42	5,45
NIC	1992	\$449	6	-1	-2,66	-7,42	5,45
BOL	1959	\$450	-3	-1	-2,65	-7,42	5,45
ECU	1946	\$450	-1	-1	-2,65	-7,42	5,45
HND	1950	\$451	-3	-1	-2,64	-7,42	5,45
HND	1948	\$453	-3	-1	-2,61	-7,42	5,45
HND	1947	\$454	-3	-1	-2,60	-7,42	5,45
NIC	1947	\$456	-8	-1	-2,58	-7,41	5,46
SLV	1947	\$456	-8	-1	-2,58	-7,41	5,46
NIC	1995	\$457	8	-1	-2,57	-7,41	5,46
BOL	1961	\$458	-3	-1	-2,55	-7,41	5,46
BOL	1960	\$460	-3	-1	-2,53	-7,41	5,46
NIC	1949	\$461	-8	-1	-2,52	-7,41	5,46
BOL	1957	\$462	-3	-1	-2,51	-7,40	5,47
BOL	1958	\$462	-3	-1	-2,51	-7,40	5,47
HND	1951	\$462	-3	-1	-2,51	-7,40	5,47
HND	1952	\$466	-3	-1	-2,46	-7,40	5,47

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
NIC	1946	\$466	-8	-1	-2,46	-7,40	5,47
NIC	1991	\$466	6	-1	-2,46	-7,40	5,47
HND	1956	\$468	-1	-1	-2,44	-7,40	5,47
NIC	1996	\$471	8	-1	-2,40	-7,39	5,48
HND	1959	\$472	-1	-1	-2,39	-7,39	5,48
BOL	1962	\$474	-3	-1	-2,37	-7,39	5,48
HND	1957	\$474	-1	-1	-2,37	-7,39	5,48
HND	1958	\$474	-1	-1	-2,37	-7,39	5,48
HND	1961	\$478	-1	-1	-2,32	-7,38	5,49
DOM	1950	\$483	-9	-1	-2,26	-7,37	5,50
NIC	1948	\$483	-8	-1	-2,26	-7,37	5,50
NIC	1990	\$484	6	-1	-2,25	-7,37	5,50
HND	1960	\$486	-1	-1	-2,23	-7,37	5,50
HND	1953	\$487	-3	-1	-2,21	-7,37	5,50
HND	1962	\$487	-1	-1	-2,21	-7,37	5,50
BRA	1945	\$488	.	-1	-2,20	-7,36	5,51
BOL	1956	\$489	-3	-1	-2,19	-7,36	5,51
ECU	1947	\$490	-1	-1	-2,18	-7,36	5,51
BOL	1963	\$491	-3	-1	-2,17	-7,36	5,51
HND	1963	\$491	-1	-1	-2,17	-7,36	5,51
NIC	1989	\$500	-1	-1	-2,07	-7,35	5,52
HND	1964	\$501	-1	-1	-2,06	-7,34	5,53
BOL	1964	\$503	-4	-1	-2,03	-7,34	5,53
SLV	1950	\$509	-6	-1	-1,97	-7,33	5,54
SLV	1949	\$509	.	-1	-1,97	-7,33	5,54
BRA	1946	\$513	7	-1	-1,92	-7,33	5,54
BRA	1947	\$513	5	-1	-1,92	-7,33	5,54
BOL	1965	\$515	-4	-1	-1,90	-7,32	5,55
BOL	1953	\$518	.	-1	-1,87	-7,32	5,55
BOL	1954	\$518	.	-1	-1,87	-7,32	5,55
HND	1975	\$519	-1	-1	-1,86	-7,32	5,55
CRI	1945	\$520	10	-1	-1,85	-7,31	5,56
SLV	1951	\$520	-6	-1	-1,85	-7,31	5,56
NIC	1988	\$522	-1	-1	-1,83	-7,31	5,56
DOM	1951	\$525	-9	-1	-1,80	-7,31	5,56
DOM	1953	\$527	-9	-1	-1,77	-7,30	5,57
HND	1965	\$530	-1	-1	-1,74	-7,30	5,57
HND	1976	\$530	-1	-1	-1,74	-7,30	5,57
SLV	1952	\$531	-6	-1	-1,73	-7,30	5,57
BOL	1955	\$532	.	-1	-1,72	-7,30	5,57
NIC	1950	\$535	-8	-1	-1,69	-7,29	5,58
CRI	1946	\$538	10	-1	-1,66	-7,29	5,58
BRA	1948	\$538	5	-1	-1,66	-7,29	5,58

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
BOL	1966	\$541	-4	-1	-1,63	-7,28	5,59
DOM	1954	\$542	-9	-1	-1,62	-7,28	5,59
HND	1977	\$542	-1	-1	-1,62	-7,28	5,59
ECU	1949	\$543	2	-1	-1,61	-7,28	5,59
ECU	1948	\$545	2	-1	-1,59	-7,28	5,59
HND	1966	\$546	-1	-1	-1,58	-7,27	5,60
HND	1974	\$546	-1	-1	-1,58	-7,27	5,60
SLV	1954	\$548	-6	-1	-1,56	-7,27	5,60
DOM	1952	\$550	-9	-1	-1,53	-7,27	5,60
BOL	1945	\$553	-5	-1	-1,50	-7,26	5,61
BOL	1946	\$553	-5	-1	-1,50	-7,26	5,61
BOL	1947	\$553	-5	-1	-1,50	-7,26	5,61
BOL	1948	\$553	-5	-1	-1,50	-7,26	5,61
BOL	1949	\$553	-5	-1	-1,50	-7,26	5,61
BOL	1950	\$553	-5	-1	-1,50	-7,26	5,61
NIC	1951	\$555	-8	-1	-1,48	-7,26	5,61
SLV	1953	\$556	-6	-1	-1,47	-7,26	5,61
DOM	1955	\$558	-9	-1	-1,45	-7,26	5,61
BRA	1949	\$560	5	-1	-1,43	-7,25	5,62
BOL	1967	\$561	-4	-1	-1,42	-7,25	5,62
HND	1967	\$561	-1	-1	-1,42	-7,25	5,62
HND	1970	\$561	-1	-1	-1,42	-7,25	5,62
SLV	1955	\$561	-6	-1	-1,42	-7,25	5,62
HND	1971	\$563	0	-1	-1,40	-7,25	5,62
HND	1978	\$563	-1	-1	-1,40	-7,25	5,62
ECU	1951	\$564	2	-1	-1,39	-7,25	5,62
PER	1945	\$564	2	-1	-1,39	-7,25	5,62
HND	1969	\$565	-1	-1	-1,38	-7,24	5,63
HND	1972	\$565	-1	-1	-1,38	-7,24	5,63
HND	1973	\$569	-1	-1	-1,34	-7,24	5,63
HND	1979	\$571	-1	-1	-1,33	-7,24	5,63
SLV	1948	\$571	.	-1	-1,33	-7,24	5,63
ECU	1950	\$573	2	-1	-1,31	-7,23	5,64
BRA	1950	\$575	5	-1	-1,29	-7,23	5,64
HND	1968	\$577	-1	-1	-1,27	-7,23	5,64
PER	1946	\$577	2	-1	-1,27	-7,23	5,64
BOL	1951	\$580	-5	-1	-1,24	-7,22	5,65
PER	1947	\$583	2	-1	-1,21	-7,22	5,65
DOM	1961	\$584	.	-1	-1,20	-7,21	5,66
BOL	1952	\$585	.	-1	-1,19	-7,21	5,66
SLV	1956	\$588	-5	-1	-1,16	-7,21	5,66
BRA	1951	\$590	5	-1	-1,14	-7,21	5,66
GTM	1952	\$591	2	-1	-1,13	-7,20	5,67

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
GTM	1955	\$591	-6	-1	-1,13	-7,20	5,67
PER	1948	\$591	2	-1	-1,13	-7,20	5,67
HND	1983	\$592	6	-1	-1,12	-7,20	5,67
PRY	1948	\$592	-5	-1	-1,12	-7,20	5,67
GTM	1951	\$593	2	-1	-1,11	-7,20	5,67
GTM	1954	\$593	-6	-1	-1,11	-7,20	5,67
BOL	1968	\$594	-4	-1	-1,11	-7,20	5,67
DOM	1956	\$594	-9	-1	-1,11	-7,20	5,67
BOL	1987	\$596	9	-1	-1,09	-7,20	5,67
PRY	1947	\$596	-5	-1	-1,09	-7,20	5,67
BOL	1988	\$597	9	-1	-1,08	-7,19	5,68
GTM	1953	\$597	2	-1	-1,08	-7,19	5,68
HND	1984	\$598	6	-1	-1,07	-7,19	5,68
SLV	1958	\$598	-5	-1	-1,07	-7,19	5,68
DOM	1965	\$598	.	-1	-1,07	-7,19	5,68
BOL	1989	\$600	9	-1	-1,05	-7,19	5,68
BOL	1990	\$601	9	-1	-1,04	-7,19	5,68
GTM	1950	\$602	2	-1	-1,03	-7,19	5,68
SLV	1957	\$602	-5	-1	-1,03	-7,19	5,68
BOL	1969	\$606	-4	-1	-0,99	-7,18	5,69
DOM	1959	\$607	-9	-1	-0,99	-7,18	5,69
SLV	1959	\$607	-5	-1	-0,99	-7,18	5,69
ECU	1953	\$610	2	-1	-0,96	-7,17	5,70
DOM	1957	\$611	-9	-1	-0,95	-7,17	5,70
PRY	1954	\$611	-9	-1	-0,95	-7,17	5,70
SLV	1960	\$613	-3	-1	-0,93	-7,17	5,70
BOL	1991	\$614	9	-1	-0,92	-7,17	5,70
ECU	1952	\$615	2	-1	-0,91	-7,17	5,70
BRA	1953	\$617	5	-1	-0,90	-7,16	5,71
DOM	1960	\$617	-9	-1	-0,90	-7,16	5,71
HND	1980	\$617	.	-1	-0,90	-7,16	5,71
PRY	1952	\$618	-5	-1	-0,89	-7,16	5,71
PRY	1953	\$618	-5	-1	-0,89	-7,16	5,71
CRI	1947	\$619	10	-1	-0,88	-7,16	5,71
NIC	1987	\$619	-1	-1	-0,88	-7,16	5,71
SLV	1961	\$619	-3	-1	-0,88	-7,16	5,71
PRY	1949	\$621	-5	-1	-0,86	-7,16	5,71
CRI	1951	\$622	10	-1	-0,85	-7,16	5,71
BRA	1952	\$622	5	-1	-0,85	-7,16	5,71
PRY	1955	\$622	-9	-1	-0,85	-7,16	5,71
DOM	1958	\$623	-9	-1	-0,84	-7,15	5,72
PER	1949	\$623	2	-1	-0,84	-7,15	5,72
PRY	1960	\$624	-9	-1	-0,83	-7,15	5,72

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
GTM	1956	\$626	-6	-1	-0,82	-7,15	5,72
BOL	1986	\$627	9	-1	-0,81	-7,15	5,72
GTM	1945	\$628	5	-1	-0,80	-7,15	5,72
HND	1982	\$628	6	-1	-0,80	-7,15	5,72
CRI	1948	\$630	10	-1	-0,78	-7,14	5,73
NIC	1953	\$630	-8	-1	-0,78	-7,14	5,73
BOL	1992	\$631	9	-1	-0,77	-7,14	5,73
CRI	1949	\$633	10	-1	-0,75	-7,14	5,73
NIC	1952	\$633	-8	-1	-0,75	-7,14	5,73
PRY	1956	\$633	-9	-1	-0,75	-7,14	5,73
COL	1946	\$634	5	-1	-0,75	-7,14	5,73
CRI	1950	\$635	10	-1	-0,74	-7,14	5,73
PER	1950	\$635	4	-1	-0,74	-7,14	5,73
HND	1986	\$638	5	-1	-0,71	-7,13	5,74
GTM	1949	\$639	5	-1	-0,70	-7,13	5,74
NIC	1986	\$639	-1	-1	-0,70	-7,13	5,74
PRY	1961	\$639	-9	-1	-0,70	-7,13	5,74
DOM	1968	\$640	-3	-1	-0,69	-7,13	5,74
HND	1991	\$641	6	-1	-0,69	-7,13	5,74
COL	1947	\$642	5	-1	-0,68	-7,12	5,75
ECU	1954	\$643	2	-1	-0,67	-7,12	5,75
ECU	1955	\$643	2	-1	-0,67	-7,12	5,75
GTM	1957	\$643	-6	-1	-0,67	-7,12	5,75
HND	1985	\$643	5	-1	-0,67	-7,12	5,75
PRY	1957	\$643	-9	-1	-0,67	-7,12	5,75
BOL	1984	\$645	8	-1	-0,65	-7,12	5,75
BOL	1995	\$645	9	-1	-0,65	-7,12	5,75
ECU	1956	\$645	2	-1	-0,65	-7,12	5,75
PRY	1951	\$645	-5	-1	-0,65	-7,12	5,75
COL	1948	\$646	-5	-1	-0,64	-7,12	5,75
HND	1990	\$647	6	-1	-0,63	-7,12	5,75
PRY	1959	\$648	-9	-1	-0,63	-7,12	5,75
BOL	1985	\$649	9	-1	-0,62	-7,11	5,76
HND	1987	\$649	5	-1	-0,62	-7,11	5,76
PRY	1945	\$650	-9	-1	-0,61	-7,11	5,76
PRY	1950	\$650	-5	-1	-0,61	-7,11	5,76
ECU	1958	\$652	2	-1	-0,59	-7,11	5,76
COL	1950	\$653	-5	-1	-0,58	-7,11	5,76
COL	1951	\$653	-5	-1	-0,58	-7,11	5,76
GTM	1958	\$653	-5	-1	-0,58	-7,11	5,76
HND	1994	\$653	6	-1	-0,58	-7,11	5,76
SLV	1982	\$653	.	-1	-0,58	-7,11	5,76
SLV	1983	\$654	.	-1	-0,58	-7,11	5,76

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
BOL	1996	\$655	9	-1	-0,57	-7,10	5,77
ECU	1957	\$655	2	-1	-0,57	-7,10	5,77
HND	1992	\$657	6	-1	-0,55	-7,10	5,77
BRA	1954	\$659	5	-1	-0,54	-7,10	5,77
DOM	1966	\$659	-3	-1	-0,54	-7,10	5,77
DOM	1967	\$659	-3	-1	-0,54	-7,10	5,77
HND	1988	\$660	5	-1	-0,53	-7,10	5,77
HND	1995	\$660	6	-1	-0,53	-7,10	5,77
SLV	1984	\$660	6	-1	-0,53	-7,10	5,77
SLV	1989	\$660	6	-1	-0,53	-7,10	5,77
GTM	1946	\$661	5	-1	-0,52	-7,10	5,77
GTM	1960	\$661	-5	-1	-0,52	-7,10	5,77
SLV	1986	\$661	6	-1	-0,52	-7,10	5,77
DOM	1962	\$661	.	-1	-0,52	-7,10	5,77
NIC	1985	\$662	-1	-1	-0,51	-7,09	5,78
PRY	1958	\$663	-9	-1	-0,50	-7,09	5,78
HND	1981	\$663	.	-1	-0,50	-7,09	5,78
COL	1949	\$664	-5	-1	-0,49	-7,09	5,78
GTM	1959	\$665	-5	-1	-0,49	-7,09	5,78
SLV	1988	\$665	6	-1	-0,49	-7,09	5,78
ECU	1959	\$666	2	-1	-0,48	-7,09	5,78
COL	1945	\$667	5	-1	-0,47	-7,09	5,78
NIC	1954	\$667	-8	-1	-0,47	-7,09	5,78
PRY	1962	\$667	-9	-1	-0,47	-7,09	5,78
PRY	1963	\$667	-9	-1	-0,47	-7,09	5,78
SLV	1985	\$667	6	-1	-0,47	-7,09	5,78
SLV	1987	\$667	6	-1	-0,47	-7,09	5,78
SLV	1990	\$669	6	-1	-0,45	-7,08	5,79
HND	1989	\$670	6	-1	-0,45	-7,08	5,79
HND	1996	\$670	6	-1	-0,45	-7,08	5,79
GTM	1961	\$673	-5	-1	-0,42	-7,08	5,79
SLV	1962	\$673	-3	-1	-0,42	-7,08	5,79
CRI	1952	\$674	10	-1	-0,41	-7,07	5,80
COL	1952	\$674	-5	-1	-0,41	-7,07	5,80
NIC	1956	\$675	-8	-1	-0,41	-7,07	5,80
NIC	1960	\$675	-8	-1	-0,41	-7,07	5,80
PRY	1964	\$677	-9	-1	-0,39	-7,07	5,80
SLV	1991	\$677	7	-1	-0,39	-7,07	5,80
GTM	1962	\$678	-5	-1	-0,38	-7,07	5,80
BRA	1955	\$681	5	-1	-0,36	-7,06	5,81
SLV	1963	\$681	-3	-1	-0,36	-7,06	5,81
DOM	1963	\$682	8	-1	-0,35	-7,06	5,81
ECU	1961	\$682	-1	-1	-0,35	-7,06	5,81

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
NIC	1959	\$682	-8	-1	-0,35	-7,06	5,81
BRA	1956	\$683	5	-1	-0,34	-7,06	5,81
HND	1993	\$685	6	-1	-0,33	-7,06	5,81
DOM	1969	\$686	-3	-1	-0,32	-7,06	5,81
ECU	1960	\$687	2	-1	-0,31	-7,05	5,82
PRY	1966	\$688	-9	-1	-0,30	-7,05	5,82
COL	1953	\$690	-5	-1	-0,29	-7,05	5,82
NIC	1955	\$690	-8	-1	-0,29	-7,05	5,82
ECU	1963	\$692	-1	-1	-0,27	-7,05	5,82
NIC	1958	\$692	-8	-1	-0,27	-7,05	5,82
PER	1951	\$692	4	-1	-0,27	-7,05	5,82
SLV	1992	\$693	7	-1	-0,27	-7,05	5,82
ECU	1962	\$696	-1	-1	-0,24	-7,04	5,83
PER	1952	\$696	4	-1	-0,24	-7,04	5,83
PER	1953	\$698	4	-1	-0,23	-7,04	5,83
PRY	1965	\$699	-9	-1	-0,22	-7,04	5,83
SLV	1981	\$699	.	-1	-0,22	-7,04	5,83
PRY	1946	\$701	-9	-1	-0,21	-7,03	5,84
NIC	1961	\$702	-8	-1	-0,20	-7,03	5,84
SLV	1994	\$702	7	-1	-0,20	-7,03	5,84
NIC	1984	\$704	-1	-1	-0,18	-7,03	5,84
PRY	1967	\$704	-8	-1	-0,18	-7,03	5,84
DOM	1964	\$705	.	-1	-0,18	-7,03	5,84
BOL	1993	\$707	9	-1	-0,16	-7,02	5,85
BOL	1994	\$708	9	-1	-0,15	-7,02	5,85
GTM	1948	\$708	5	-1	-0,15	-7,02	5,85
BOL	1970	\$709	-5	-1	-0,15	-7,02	5,85
NIC	1957	\$710	-8	-1	-0,14	-7,02	5,85
SLV	1993	\$713	7	-1	-0,12	-7,01	5,86
COL	1954	\$715	-5	-1	-0,10	-7,01	5,86
ECU	1964	\$715	-1	-1	-0,10	-7,01	5,86
BRA	1957	\$718	5	-1	-0,08	-7,01	5,86
COL	1958	\$718	7	-1	-0,08	-7,01	5,86
BOL	1983	\$719	8	-1	-0,07	-7,00	5,87
SLV	1964	\$719	0	-1	-0,07	-7,00	5,87
PRY	1968	\$720	-8	-1	-0,07	-7,00	5,87
GTM	1963	\$721	-5	-1	-0,06	-7,00	5,87
COL	1955	\$722	-5	-1	-0,05	-7,00	5,87
BOL	1971	\$726	-7	-1	-0,02	-6,99	5,88
PRY	1969	\$726	-8	-1	-0,02	-6,99	5,88
COL	1956	\$729	-5	-1	0,00	-6,99	5,88
CRI	1954	\$729	10	-1	0,00	-6,99	5,88
GTM	1947	\$731	5	-1	0,01	-6,99	5,88

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
NIC	1982	\$731	-5	-1	0,01	-6,99	5,88
SLV	1965	\$731	0	-1	0,01	-6,99	5,88
GTM	1964	\$733	-5	-1	0,03	-6,98	5,89
CRI	1956	\$734	10	-1	0,03	-6,98	5,89
DOM	1970	\$737	-3	-1	0,05	-6,98	5,89
COL	1957	\$739	7	-1	0,07	-6,97	5,90
GTM	1965	\$743	-5	-1	0,09	-6,97	5,90
NIC	1983	\$743	-5	-1	0,09	-6,97	5,90
COL	1959	\$745	7	-1	0,11	-6,96	5,91
NIC	1979	\$747	.	-1	0,12	-6,96	5,91
NIC	1980	\$747	.	-1	0,12	-6,96	5,91
BOL	1972	\$748	-7	-1	0,13	-6,96	5,91
CRI	1953	\$749	10	-1	0,14	-6,96	5,91
PER	1954	\$749	4	-1	0,14	-6,96	5,91
BRA	1958	\$750	6	-1	0,14	-6,96	5,91
COL	1960	\$750	7	-1	0,14	-6,96	5,91
ECU	1966	\$752	-1	-1	0,16	-6,95	5,92
PRY	1970	\$752	-8	-1	0,16	-6,95	5,92
SLV	1966	\$756	0	-1	0,18	-6,95	5,92
NIC	1962	\$757	-8	-1	0,19	-6,95	5,92
ECU	1965	\$759	-1	-1	0,20	-6,94	5,93
GTM	1966	\$762	3	-1	0,22	-6,94	5,93
NIC	1981	\$762	-5	-1	0,22	-6,94	5,93
SLV	1970	\$763	0	-1	0,23	-6,94	5,93
COL	1961	\$764	7	0	0,23	-6,93	5,94
PAN	1951	\$765	-1	0	0,24	-6,93	5,94
PRY	1971	\$765	-8	0	0,24	-6,93	5,94
ECU	1967	\$766	-1	0	0,25	-6,93	5,94
BRA	1959	\$767	6	0	0,25	-6,93	5,94
CRI	1957	\$767	10	0	0,25	-6,93	5,94
SLV	1968	\$767	0	0	0,25	-6,93	5,94
SLV	1969	\$767	0	0	0,25	-6,93	5,94
PER	1955	\$769	4	0	0,27	-6,93	5,94
SLV	1967	\$769	0	0	0,27	-6,93	5,94
BOL	1982	\$772	8	0	0,29	-6,92	5,95
GTM	1967	\$772	3	0	0,29	-6,92	5,95
SLV	1971	\$773	0	0	0,29	-6,92	5,95
SLV	1980	\$773	.	0	0,29	-6,92	5,95
PER	1957	\$776	4	0	0,31	-6,92	5,95
BOL	1973	\$779	-7	0	0,33	-6,91	5,96
COL	1962	\$780	7	0	0,34	-6,91	5,96
COL	1963	\$780	7	0	0,34	-6,91	5,96
ECU	1968	\$780	5	0	0,34	-6,91	5,96

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
PER	1958	\$780	4	0	0,34	-6,91	5,96
PRY	1972	\$782	-8	0	0,35	-6,91	5,96
CRI	1955	\$784	10	0	0,36	-6,90	5,97
PAN	1952	\$784	-1	0	0,36	-6,90	5,97
BOL	1981	\$785	-7	0	0,37	-6,90	5,97
DOM	1971	\$787	-3	0	0,38	-6,90	5,97
PER	1956	\$788	4	0	0,39	-6,90	5,97
SLV	1972	\$792	-1	0	0,41	-6,89	5,98
PAN	1950	\$794	-1	0	0,42	-6,89	5,98
PER	1959	\$794	4	0	0,42	-6,89	5,98
ECU	1969	\$796	5	0	0,43	-6,89	5,98
SLV	1973	\$798	-1	0	0,45	-6,88	5,99
SLV	1995	\$799	7	0	0,45	-6,88	5,99
COL	1964	\$801	7	0	0,46	-6,88	5,99
COL	1965	\$801	7	0	0,46	-6,88	5,99
SLV	1996	\$803	7	0	0,48	-6,87	6,00
BOL	1974	\$805	-7	0	0,49	-6,87	6,00
PER	1992	\$807	-3	0	0,50	-6,87	6,00
PAN	1953	\$810	-1	0	0,52	-6,86	6,01
PAN	1949	\$813	-1	0	0,53	-6,86	6,01
NIC	1963	\$814	-8	0	0,54	-6,86	6,01
COL	1966	\$815	7	0	0,55	-6,86	6,01
GTM	1968	\$815	3	0	0,55	-6,86	6,01
PAN	1954	\$815	-1	0	0,55	-6,86	6,01
BOL	1980	\$818	-7	0	0,56	-6,85	6,02
BRA	1960	\$819	6	0	0,57	-6,85	6,02
PRY	1973	\$820	-8	0	0,57	-6,85	6,02
COL	1967	\$822	7	0	0,59	-6,84	6,03
PAN	1948	\$822	-3	0	0,59	-6,84	6,03
BOL	1975	\$824	-7	0	0,60	-6,84	6,03
ECU	1970	\$824	0	0	0,60	-6,84	6,03
SLV	1974	\$825	-1	0	0,60	-6,84	6,03
CRI	1958	\$829	10	0	0,62	-6,83	6,04
CRI	1959	\$829	10	0	0,62	-6,83	6,04
GTM	1969	\$830	3	0	0,63	-6,83	6,04
PAN	1955	\$837	4	0	0,67	-6,82	6,05
SLV	1979	\$838	.	0	0,67	-6,82	6,05
PER	1960	\$843	4	0	0,70	-6,81	6,06
COL	1968	\$845	7	0	0,71	-6,81	6,06
ECU	1971	\$845	0	0	0,71	-6,81	6,06
PER	1990	\$846	8	0	0,72	-6,81	6,06
PER	1991	\$846	8	0	0,72	-6,81	6,06
SLV	1975	\$846	-1	0	0,72	-6,81	6,06

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
PER	1993	\$850	1	0	0,74	-6,80	6,07
MEX	1945	\$854	-6	0	0,76	-6,80	6,07
SLV	1976	\$854	-1	0	0,76	-6,80	6,07
PAN	1956	\$855	4	0	0,76	-6,79	6,08
DOM	1972	\$856	-3	0	0,77	-6,79	6,08
GTM	1970	\$856	1	0	0,77	-6,79	6,08
BOL	1976	\$858	-7	0	0,78	-6,79	6,08
ECU	1972	\$863	-5	0	0,80	-6,78	6,09
PRY	1974	\$863	-8	0	0,80	-6,78	6,09
BOL	1979	\$867	-4	0	0,83	-6,77	6,10
CRI	1960	\$868	10	0	0,83	-6,77	6,10
BOL	1977	\$870	-7	0	0,84	-6,77	6,10
COL	1969	\$870	7	0	0,84	-6,77	6,10
CRI	1961	\$870	10	0	0,84	-6,77	6,10
BOL	1978	\$877	-4	0	0,87	-6,76	6,11
GTM	1971	\$877	1	0	0,87	-6,76	6,11
BRA	1961	\$878	5	0	0,88	-6,76	6,11
SLV	1977	\$879	-6	0	0,88	-6,76	6,11
PRY	1975	\$880	-8	0	0,89	-6,75	6,12
NIC	1964	\$884	-8	0	0,91	-6,75	6,12
MEX	1946	\$885	-6	0	0,91	-6,75	6,12
BRA	1965	\$886	-9	0	0,92	-6,75	6,12
PER	1961	\$887	4	0	0,92	-6,74	6,13
BRA	1963	\$888	3	0	0,93	-6,74	6,13
BRA	1964	\$888	.	0	0,93	-6,74	6,13
PAN	1946	\$889	-3	0	0,93	-6,74	6,13
CRI	1962	\$890	10	0	0,94	-6,74	6,13
SLV	1978	\$890	-6	0	0,94	-6,74	6,13
MEX	1947	\$891	-6	0	0,94	-6,74	6,13
DOM	1973	\$892	-3	0	0,95	-6,74	6,13
BRA	1966	\$893	-9	0	0,95	-6,73	6,14
MEX	1948	\$893	-6	0	0,95	-6,73	6,14
PAN	1958	\$895	4	0	0,96	-6,73	6,14
COL	1970	\$897	7	0	0,97	-6,73	6,14
GTM	1984	\$897	-6	0	0,97	-6,73	6,14
BRA	1962	\$898	5	0	0,97	-6,73	6,14
PAN	1947	\$900	-3	0	0,98	-6,72	6,15
GTM	1988	\$901	3	0	0,99	-6,72	6,15
PAN	1945	\$903	-3	0	1,00	-6,72	6,15
GTM	1989	\$907	3	0	1,01	-6,71	6,16
BRA	1967	\$910	-9	0	1,03	-6,71	6,16
PAN	1957	\$915	4	0	1,05	-6,70	6,17
PER	1989	\$915	7	0	1,05	-6,70	6,17

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
GTM	1972	\$916	1	0	1,05	-6,70	6,17
GTM	1990	\$916	3	0	1,05	-6,70	6,17
COL	1971	\$918	7	0	1,06	-6,70	6,17
PRY	1976	\$920	-8	0	1,07	-6,69	6,18
DOM	1974	\$922	-3	0	1,08	-6,69	6,18
GTM	1991	\$923	3	0	1,08	-6,69	6,18
GTM	1992	\$923	3	0	1,08	-6,69	6,18
PAN	1959	\$924	4	0	1,09	-6,69	6,18
GTM	1987	\$925	3	0	1,09	-6,68	6,19
GTM	1973	\$930	1	0	1,11	-6,68	6,19
CRI	1963	\$932	10	0	1,12	-6,67	6,20
MEX	1949	\$932	-6	0	1,12	-6,67	6,20
PER	1962	\$938	4	0	1,15	-6,66	6,21
DOM	1975	\$943	-3	0	1,17	-6,66	6,21
NIC	1965	\$944	-8	0	1,17	-6,66	6,21
CRI	1964	\$945	10	0	1,18	-6,65	6,22
NIC	1966	\$946	-8	0	1,18	-6,65	6,22
PER	1963	\$946	5	0	1,18	-6,65	6,22
GTM	1975	\$949	-3	0	1,19	-6,65	6,22
PAN	1960	\$950	4	0	1,19	-6,65	6,22
GTM	1993	\$953	3	0	1,21	-6,64	6,23
GTM	1986	\$954	3	0	1,21	-6,64	6,23
PER	1994	\$954	1	0	1,21	-6,64	6,23
GTM	1974	\$959	-3	0	1,23	-6,63	6,24
GTM	1983	\$959	-7	0	1,23	-6,63	6,24
COL	1972	\$960	7	0	1,23	-6,63	6,24
GTM	1994	\$962	3	0	1,24	-6,63	6,24
NIC	1968	\$969	-8	0	1,27	-6,62	6,25
DOM	1976	\$980	-3	0	1,31	-6,60	6,27
NIC	1970	\$981	-8	0	1,31	-6,60	6,27
GTM	1995	\$982	3	0	1,31	-6,60	6,27
GTM	1982	\$983	-7	0	1,32	-6,59	6,28
PER	1964	\$983	5	0	1,32	-6,59	6,28
BRA	1968	\$984	-9	0	1,32	-6,59	6,28
NIC	1967	\$984	-8	0	1,32	-6,59	6,28
GTM	1985	\$984	.	0	1,32	-6,59	6,28
GTM	1976	\$988	-3	0	1,34	-6,59	6,28
MEX	1950	\$991	-6	0	1,35	-6,58	6,29
PER	1968	\$993	-7	0	1,35	-6,58	6,29
CRI	1965	\$996	10	0	1,36	-6,57	6,30
NIC	1972	\$996	-8	0	1,36	-6,57	6,30
NIC	1971	\$999	-8	0	1,37	-6,57	6,30
PRY	1977	\$999	-8	0	1,37	-6,57	6,30

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
PER	1965	\$1.001	5	0	1,38	-6,57	6,30
DOM	1978	\$1.003	6	0	1,39	-6,56	6,31
NIC	1969	\$1.004	-8	0	1,39	-6,56	6,31
PER	1969	\$1.007	-7	0	1,40	-6,56	6,31
DOM	1977	\$1.008	-3	0	1,40	-6,56	6,31
DOM	1979	\$1.014	6	0	1,42	-6,55	6,32
NIC	1973	\$1.014	-8	0	1,42	-6,55	6,32
PER	1967	\$1.015	5	0	1,42	-6,54	6,33
PER	1983	\$1.016	7	0	1,43	-6,54	6,33
PAN	1961	\$1.023	4	0	1,45	-6,53	6,34
PER	1995	\$1.025	1	0	1,46	-6,53	6,34
NIC	1978	\$1.026	-8	0	1,46	-6,53	6,34
PER	1966	\$1.027	5	0	1,46	-6,53	6,34
MEX	1952	\$1.032	-6	0	1,48	-6,52	6,35
PER	1996	\$1.032	1	0	1,48	-6,52	6,35
GTM	1977	\$1.033	-3	0	1,48	-6,52	6,35
MEX	1951	\$1.034	-6	0	1,48	-6,52	6,35
PER	1984	\$1.034	7	0	1,48	-6,52	6,35
ECU	1973	\$1.035	-5	0	1,49	-6,51	6,36
CRI	1966	\$1.040	10	0	1,50	-6,51	6,36
PER	1985	\$1.045	7	0	1,51	-6,50	6,37
ECU	1974	\$1.047	-5	0	1,52	-6,49	6,38
GTM	1996	\$1.049	8	0	1,53	-6,49	6,38
PAN	1964	\$1.050	4	0	1,53	-6,49	6,38
BRA	1969	\$1.051	-9	0	1,53	-6,49	6,38
GTM	1981	\$1.056	-5	0	1,54	-6,48	6,39
MEX	1953	\$1.056	-6	0	1,54	-6,48	6,39
PER	1988	\$1.056	7	0	1,54	-6,48	6,39
DOM	1991	\$1.064	6	0	1,57	-6,47	6,40
PER	1970	\$1.066	-7	0	1,57	-6,47	6,40
COL	1973	\$1.068	7	0	1,58	-6,46	6,41
PRY	1978	\$1.069	-8	0	1,58	-6,46	6,41
CRI	1967	\$1.071	10	0	1,58	-6,46	6,41
PAN	1962	\$1.074	4	0	1,59	-6,45	6,42
GTM	1979	\$1.078	-5	0	1,60	-6,45	6,42
MEX	1954	\$1.081	-6	0	1,61	-6,44	6,43
PER	1971	\$1.088	-7	0	1,63	-6,43	6,44
ECU	1975	\$1.091	-5	0	1,63	-6,43	6,44
DOM	1985	\$1.092	6	0	1,64	-6,42	6,45
NIC	1975	\$1.093	-8	0	1,64	-6,42	6,45
DOM	1990	\$1.097	6	0	1,65	-6,42	6,45
DOM	1986	\$1.100	6	0	1,65	-6,41	6,46
NIC	1974	\$1.106	-8	0	1,67	-6,40	6,47

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
BRA	1970	\$1.110	-9	0	1,68	-6,40	6,47
NIC	1976	\$1.111	-8	0	1,68	-6,40	6,47
COL	1974	\$1.112	8	0	1,68	-6,39	6,48
PER	1986	\$1.112	7	0	1,68	-6,39	6,48
DOM	1992	\$1.113	6	0	1,68	-6,39	6,48
CRI	1968	\$1.119	10	0	1,69	-6,38	6,49
PER	1972	\$1.119	-7	0	1,69	-6,38	6,49
GTM	1980	\$1.128	-5	0	1,71	-6,37	6,50
PER	1978	\$1.129	.	0	1,71	-6,37	6,50
DOM	1980	\$1.130	6	0	1,72	-6,37	6,50
MEX	1955	\$1.132	-6	0	1,72	-6,36	6,51
COL	1975	\$1.133	8	0	1,72	-6,36	6,51
PRY	1979	\$1.133	-8	0	1,72	-6,36	6,51
DOM	1982	\$1.134	6	0	1,72	-6,36	6,51
DOM	1984	\$1.139	6	0	1,73	-6,35	6,52
PER	1979	\$1.139	.	0	1,73	-6,35	6,52
PAN	1963	\$1.140	4	0	1,74	-6,35	6,52
NIC	1977	\$1.143	-8	0	1,74	-6,35	6,52
ECU	1976	\$1.144	-5	0	1,74	-6,34	6,53
COL	1976	\$1.152	8	0	1,76	-6,33	6,54
DOM	1988	\$1.152	6	0	1,76	-6,33	6,54
MEX	1956	\$1.154	-6	0	1,76	-6,33	6,54
CRI	1969	\$1.159	10	0	1,77	-6,32	6,55
PER	1973	\$1.163	-7	0	1,78	-6,31	6,56
DOM	1987	\$1.169	6	0	1,79	-6,31	6,56
DOM	1983	\$1.174	6	0	1,79	-6,30	6,57
COL	1977	\$1.177	8	0	1,80	-6,29	6,58
PER	1987	\$1.177	7	0	1,80	-6,29	6,58
DOM	1989	\$1.178	6	0	1,80	-6,29	6,58
PER	1977	\$1.180	-7	0	1,80	-6,29	6,58
ECU	1977	\$1.181	-5	0	1,80	-6,29	6,58
GTM	1978	\$1.181	-5	0	1,80	-6,29	6,58
PER	1982	\$1.181	7	0	1,80	-6,29	6,58
PER	1980	\$1.190	7	0	1,82	-6,27	6,60
COL	1982	\$1.195	8	0	1,82	-6,26	6,61
DOM	1995	\$1.196	5	0	1,83	-6,26	6,61
PRY	1986	\$1.199	-8	0	1,83	-6,26	6,61
CRI	1970	\$1.201	10	0	1,83	-6,26	6,61
MEX	1957	\$1.201	-6	0	1,83	-6,26	6,61
COL	1980	\$1.207	8	0	1,84	-6,25	6,62
COL	1981	\$1.208	8	0	1,84	-6,24	6,63
DOM	1981	\$1.209	6	0	1,84	-6,24	6,63
ECU	1978	\$1.209	-5	0	1,84	-6,24	6,63

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
PER	1981	\$1.209	7	0	1,84	-6,24	6,63
COL	1984	\$1.212	8	0	1,85	-6,24	6,63
MEX	1958	\$1.215	-6	0	1,85	-6,23	6,64
PER	1974	\$1.216	-7	0	1,85	-6,23	6,64
PRY	1987	\$1.216	-8	0	1,85	-6,23	6,64
DOM	1993	\$1.218	6	0	1,85	-6,23	6,64
PAN	1965	\$1.218	4	0	1,85	-6,23	6,64
BRA	1971	\$1.224	-9	0	1,86	-6,22	6,65
DOM	1994	\$1.224	5	0	1,86	-6,22	6,65
PER	1975	\$1.224	-7	0	1,86	-6,22	6,65
PER	1976	\$1.226	-7	0	1,86	-6,22	6,65
MEX	1959	\$1.229	-6	0	1,87	-6,21	6,66
PRY	1984	\$1.229	-8	0	1,87	-6,21	6,66
ECU	1979	\$1.235	9	0	1,87	-6,20	6,67
PRY	1985	\$1.239	-8	0	1,88	-6,20	6,67
CRI	1971	\$1.245	10	0	1,88	-6,19	6,68
COL	1983	\$1.248	8	0	1,88	-6,18	6,69
COL	1985	\$1.249	8	0	1,89	-6,18	6,69
COL	1978	\$1.251	8	0	1,89	-6,18	6,69
PRY	1983	\$1.253	-8	0	1,89	-6,17	6,70
DOM	1996	\$1.258	8	0	1,89	-6,17	6,70
PRY	1988	\$1.259	-8	0	1,89	-6,17	6,70
PAN	1966	\$1.270	4	0	1,90	-6,15	6,72
MEX	1960	\$1.278	-6	0	1,91	-6,14	6,73
PRY	1993	\$1.278	7	0	1,91	-6,14	6,73
PRY	1992	\$1.279	7	0	1,91	-6,13	6,74
PRY	1994	\$1.282	7	0	1,91	-6,13	6,74
COL	1979	\$1.285	8	0	1,91	-6,12	6,75
PRY	1980	\$1.293	-8	0	1,92	-6,11	6,76
PRY	1991	\$1.293	2	0	1,92	-6,11	6,76
PRY	1989	\$1.296	2	0	1,92	-6,11	6,76
MEX	1961	\$1.297	-6	0	1,92	-6,11	6,76
PRY	1990	\$1.299	2	0	1,92	-6,10	6,77
PRY	1996	\$1.300	7	0	1,92	-6,10	6,77
ECU	1987	\$1.303	8	0	1,92	-6,10	6,77
PRY	1982	\$1.307	-8	0	1,92	-6,09	6,78
COL	1986	\$1.310	8	0	1,93	-6,09	6,78
CHL	1947	\$1.311	2	0	1,93	-6,08	6,79
MEX	1962	\$1.313	-6	0	1,93	-6,08	6,79
CRI	1972	\$1.316	10	0	1,93	-6,08	6,79
PRY	1995	\$1.322	7	0	1,93	-6,07	6,80
CRI	1982	\$1.324	10	0	1,93	-6,06	6,81
BRA	1972	\$1.330	-9	0	1,93	-6,05	6,82

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
PAN	1967	\$1.336	4	0	1,94	-6,05	6,82
ECU	1990	\$1.348	9	0	1,94	-6,03	6,84
ECU	1983	\$1.350	9	0	1,94	-6,02	6,85
ECU	1989	\$1.353	9	0	1,94	-6,02	6,85
CRI	1984	\$1.355	10	0	1,94	-6,02	6,85
URY	1945	\$1.356	0	0	1,94	-6,01	6,86
COL	1987	\$1.358	8	0	1,94	-6,01	6,86
PRY	1981	\$1.361	-8	0	1,94	-6,01	6,86
CHL	1945	\$1.366	2	0	1,94	-6,00	6,87
MEX	1963	\$1.372	-6	0	1,94	-5,99	6,88
ECU	1984	\$1.375	8	0	1,94	-5,98	6,89
ECU	1991	\$1.379	9	0	1,94	-5,98	6,89
CRI	1983	\$1.384	10	0	1,94	-5,97	6,90
ECU	1988	\$1.384	9	0	1,94	-5,97	6,90
CRI	1973	\$1.386	10	0	1,94	-5,97	6,90
CRI	1985	\$1.386	10	0	1,94	-5,97	6,90
COL	1988	\$1.390	8	0	1,94	-5,96	6,91
ECU	1992	\$1.392	9	0	1,94	-5,96	6,91
PAN	1968	\$1.393	-7	0	1,94	-5,96	6,91
ECU	1993	\$1.395	9	0	1,94	-5,95	6,92
ECU	1985	\$1.396	8	0	1,94	-5,95	6,92
ECU	1986	\$1.402	8	0	1,94	-5,94	6,93
CHL	1949	\$1.404	2	0	1,94	-5,94	6,93
ECU	1982	\$1.404	9	0	1,94	-5,94	6,93
CRI	1986	\$1.408	10	1	1,94	-5,93	6,94
COL	1989	\$1.413	8	1	1,94	-5,93	6,94
CRI	1987	\$1.414	10	1	1,94	-5,92	6,95
ECU	1980	\$1.415	9	1	1,94	-5,92	6,95
CRI	1975	\$1.422	10	1	1,93	-5,91	6,96
ECU	1994	\$1.423	9	1	1,93	-5,91	6,96
CHL	1946	\$1.426	2	1	1,93	-5,91	6,96
ECU	1981	\$1.427	9	1	1,93	-5,90	6,97
CRI	1974	\$1.428	10	1	1,93	-5,90	6,97
CHL	1948	\$1.436	2	1	1,93	-5,89	6,98
CHL	1950	\$1.439	2	1	1,93	-5,89	6,98
COL	1990	\$1.444	8	1	1,93	-5,88	6,99
COL	1991	\$1.447	9	1	1,93	-5,87	7,00
CRI	1988	\$1.451	10	1	1,92	-5,87	7,00
ECU	1995	\$1.453	9	1	1,92	-5,86	7,01
CRI	1990	\$1.455	10	1	1,92	-5,86	7,01
PAN	1969	\$1.459	-7	1	1,92	-5,85	7,02
CRI	1989	\$1.461	10	1	1,92	-5,85	7,02
CRI	1976	\$1.466	10	1	1,92	-5,84	7,03

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
CRI	1981	\$1.471	10	1	1,91	-5,84	7,03
COL	1992	\$1.473	9	1	1,91	-5,83	7,04
BRA	1973	\$1.480	-9	1	1,91	-5,82	7,05
CHL	1951	\$1.481	2	1	1,91	-5,82	7,05
MEX	1964	\$1.484	-6	1	1,91	-5,82	7,05
URY	1946	\$1.488	0	1	1,90	-5,81	7,06
ECU	1996	\$1.497	9	1	1,90	-5,80	7,07
CHL	1952	\$1.499	2	1	1,90	-5,79	7,08
PAN	1989	\$1.500	8	1	1,90	-5,79	7,08
PAN	1970	\$1.502	-7	1	1,90	-5,79	7,08
CRI	1991	\$1.516	10	1	1,89	-5,77	7,10
COL	1993	\$1.518	9	1	1,88	-5,76	7,11
CHL	1956	\$1.524	5	1	1,88	-5,75	7,12
CHL	1957	\$1.529	5	1	1,87	-5,75	7,12
MEX	1965	\$1.529	-6	1	1,87	-5,75	7,12
PAN	1988	\$1.535	-8	1	1,87	-5,74	7,13
PAN	1976	\$1.542	-7	1	1,86	-5,73	7,14
CHL	1954	\$1.544	2	1	1,86	-5,72	7,15
CRI	1992	\$1.546	10	1	1,86	-5,72	7,15
PAN	1990	\$1.546	8	1	1,86	-5,72	7,15
CHL	1955	\$1.549	5	1	1,86	-5,71	7,16
CRI	1980	\$1.552	10	1	1,85	-5,71	7,16
PAN	1977	\$1.554	-7	1	1,85	-5,71	7,16
CRI	1996	\$1.556	10	1	1,85	-5,70	7,17
CRI	1977	\$1.558	10	1	1,85	-5,70	7,17
CHL	1958	\$1.564	5	1	1,84	-5,69	7,18
CHL	1953	\$1.566	2	1	1,84	-5,69	7,18
URY	1947	\$1.568	0	1	1,84	-5,68	7,19
PAN	1978	\$1.574	-6	1	1,83	-5,68	7,19
COL	1994	\$1.577	9	1	1,83	-5,67	7,20
CRI	1993	\$1.577	10	1	1,83	-5,67	7,20
PAN	1971	\$1.580	-7	1	1,83	-5,67	7,20
BRA	1974	\$1.584	-4	1	1,82	-5,66	7,21
MEX	1966	\$1.584	-6	1	1,82	-5,66	7,21
URY	1948	\$1.589	0	1	1,82	-5,65	7,22
PAN	1975	\$1.599	-7	1	1,81	-5,64	7,23
CRI	1995	\$1.600	10	1	1,81	-5,64	7,24
CRI	1994	\$1.606	10	1	1,80	-5,63	7,24
CRI	1978	\$1.609	10	1	1,80	-5,62	7,25
URY	1967	\$1.611	8	1	1,79	-5,62	7,25
PAN	1979	\$1.613	-6	1	1,79	-5,61	7,26
PAN	1972	\$1.616	-7	1	1,79	-5,61	7,26
URY	1968	\$1.618	8	1	1,79	-5,61	7,26

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
URY	1949	\$1.626	0	1	1,78	-5,59	7,28
MEX	1967	\$1.631	-6	1	1,77	-5,59	7,28
PAN	1974	\$1.632	-7	1	1,77	-5,59	7,28
BRA	1975	\$1.633	-4	1	1,77	-5,58	7,29
CHL	1959	\$1.633	5	1	1,77	-5,58	7,29
CRI	1979	\$1.638	10	1	1,76	-5,58	7,29
COL	1995	\$1.640	7	1	1,76	-5,57	7,30
URY	1972	\$1.651	.	1	1,74	-5,56	7,31
URY	1963	\$1.653	8	1	1,74	-5,55	7,32
URY	1950	\$1.655	0	1	1,74	-5,55	7,32
COL	1996	\$1.657	7	1	1,74	-5,55	7,32
PAN	1991	\$1.657	8	1	1,74	-5,55	7,32
URY	1965	\$1.661	8	1	1,73	-5,54	7,33
PAN	1973	\$1.663	-7	1	1,73	-5,54	7,33
URY	1964	\$1.665	8	1	1,73	-5,53	7,34
URY	1962	\$1.667	8	1	1,72	-5,53	7,34
URY	1952	\$1.694	8	1	1,69	-5,49	7,38
CHL	1960	\$1.696	5	1	1,68	-5,49	7,38
URY	1966	\$1.698	8	1	1,68	-5,48	7,39
URY	1969	\$1.698	8	1	1,68	-5,48	7,39
URY	1960	\$1.702	8	1	1,68	-5,48	7,39
URY	1959	\$1.706	8	1	1,67	-5,47	7,40
MEX	1968	\$1.709	-6	1	1,67	-5,47	7,40
URY	1951	\$1.723	0	1	1,65	-5,44	7,43
URY	1971	\$1.725	.	1	1,64	-5,44	7,43
URY	1961	\$1.727	8	1	1,64	-5,44	7,43
BRA	1976	\$1.737	-4	1	1,62	-5,42	7,45
MEX	1969	\$1.757	-6	1	1,59	-5,39	7,48
CHL	1961	\$1.758	5	1	1,59	-5,39	7,48
PAN	1984	\$1.758	-6	1	1,59	-5,39	7,48
URY	1970	\$1.760	8	1	1,59	-5,39	7,48
PAN	1992	\$1.764	8	1	1,58	-5,38	7,49
PAN	1980	\$1.766	-6	1	1,58	-5,38	7,49
URY	1973	\$1.768	-8	1	1,58	-5,37	7,50
BRA	1977	\$1.774	-4	1	1,57	-5,36	7,51
URY	1958	\$1.778	8	1	1,56	-5,36	7,51
URY	1953	\$1.782	8	1	1,55	-5,35	7,52
BRA	1984	\$1.794	-3	1	1,53	-5,33	7,54
PAN	1981	\$1.797	-6	1	1,53	-5,33	7,54
PAN	1995	\$1.797	9	1	1,53	-5,33	7,54
CHL	1962	\$1.798	5	1	1,53	-5,33	7,54
PAN	1983	\$1.804	-5	1	1,52	-5,32	7,55
PAN	1996	\$1.819	9	1	1,49	-5,29	7,58

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
MEX	1970	\$1.821	-6	1	1,49	-5,29	7,58
MEX	1971	\$1.823	-6	1	1,49	-5,29	7,58
URY	1974	\$1.823	-8	1	1,49	-5,29	7,58
BRA	1983	\$1.827	-3	1	1,48	-5,28	7,59
PAN	1993	\$1.827	8	1	1,48	-5,28	7,59
PAN	1985	\$1.835	-6	1	1,47	-5,27	7,60
BRA	1978	\$1.836	-4	1	1,46	-5,27	7,60
BRA	1992	\$1.839	8	1	1,46	-5,26	7,61
PAN	1982	\$1.845	-5	1	1,45	-5,25	7,62
CHL	1963	\$1.846	5	1	1,45	-5,25	7,62
BRA	1982	\$1.849	-3	1	1,44	-5,25	7,62
PAN	1986	\$1.859	-6	1	1,43	-5,23	7,64
URY	1954	\$1.860	8	1	1,42	-5,23	7,64
PAN	1987	\$1.862	-8	1	1,42	-5,23	7,64
URY	1955	\$1.865	8	1	1,42	-5,22	7,65
URY	1957	\$1.865	8	1	1,42	-5,22	7,65
URY	1956	\$1.873	8	1	1,40	-5,21	7,66
BRA	1981	\$1.879	-4	1	1,39	-5,20	7,67
CHL	1964	\$1.883	6	1	1,38	-5,19	7,68
CHL	1965	\$1.883	6	1	1,38	-5,19	7,68
BRA	1991	\$1.889	8	1	1,37	-5,19	7,68
MEX	1972	\$1.894	-6	1	1,36	-5,18	7,69
CHL	1975	\$1.896	-7	1	1,36	-5,17	7,70
BRA	1985	\$1.898	7	1	1,36	-5,17	7,70
VEN	1945	\$1.898	-3	1	1,36	-5,17	7,70
URY	1975	\$1.900	-8	1	1,35	-5,17	7,70
BRA	1993	\$1.901	8	1	1,35	-5,17	7,70
BRA	1990	\$1.903	8	1	1,35	-5,16	7,71
BRA	1979	\$1.907	-4	1	1,34	-5,16	7,71
URY	1985	\$1.924	9	1	1,31	-5,13	7,74
URY	1976	\$1.941	-8	1	1,28	-5,10	7,77
CHL	1976	\$1.948	-7	1	1,27	-5,09	7,78
PAN	1994	\$1.955	9	1	1,26	-5,08	7,79
BRA	1994	\$1.960	8	1	1,25	-5,08	7,79
MEX	1973	\$1.974	-6	1	1,22	-5,05	7,82
URY	1984	\$1.990	-7	1	1,19	-5,03	7,84
URY	1977	\$1.996	-8	1	1,18	-5,02	7,85
BRA	1988	\$1.998	8	1	1,18	-5,02	7,85
CHL	1985	\$2.004	-6	1	1,17	-5,01	7,86
BRA	1986	\$2.007	7	1	1,16	-5,00	7,87
BRA	1995	\$2.010	8	1	1,16	-5,00	7,87
CHL	1983	\$2.010	-6	1	1,16	-5,00	7,87
MEX	1977	\$2.010	-3	1	1,16	-5,00	7,87
BRA	1980	\$2.011	-4	1	1,16	-5,00	7,87

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
MEX	1976	\$2.012	-6	1	1,16	-4,99	7,88
MEX	1974	\$2.023	-6	1	1,14	-4,98	7,89
BRA	1989	\$2.026	8	1	1,13	-4,97	7,90
CHL	1966	\$2.028	6	1	1,13	-4,97	7,90
URY	1983	\$2.028	-7	1	1,13	-4,97	7,90
MEX	1975	\$2.037	-6	1	1,11	-4,96	7,91
BRA	1987	\$2.038	7	1	1,11	-4,95	7,92
CHL	1967	\$2.038	6	1	1,11	-4,95	7,92
BRA	1996	\$2.047	8	1	1,09	-4,94	7,93
CHL	1968	\$2.061	6	2	1,07	-4,92	7,95
CHL	1984	\$2.063	-6	2	1,07	-4,92	7,95
URY	1978	\$2.064	-7	2	1,06	-4,91	7,96
CHL	1982	\$2.070	-7	2	1,05	-4,90	7,97
CHL	1977	\$2.071	-7	2	1,05	-4,90	7,97
URY	1986	\$2.071	9	2	1,05	-4,90	7,97
CHL	1986	\$2.073	-6	2	1,05	-4,90	7,97
MEX	1978	\$2.080	-3	2	1,04	-4,89	7,98
CHL	1969	\$2.091	6	2	1,02	-4,87	8,00
CHL	1973	\$2.091	-7	2	1,02	-4,87	8,00
CHL	1970	\$2.123	6	2	0,96	-4,82	8,05
MEX	1989	\$2.129	0	2	0,95	-4,81	8,06
MEX	1995	\$2.145	4	2	0,92	-4,79	8,08
VEN	1946	\$2.158	-3	2	0,90	-4,77	8,10
CHL	1987	\$2.160	-6	2	0,90	-4,76	8,11
CHL	1971	\$2.164	6	2	0,89	-4,76	8,11
CHL	1974	\$2.173	-7	2	0,88	-4,74	8,13
MEX	1979	\$2.173	-3	2	0,88	-4,74	8,13
URY	1982	\$2.173	-7	2	0,88	-4,74	8,13
MEX	1988	\$2.180	0	2	0,87	-4,73	8,14
MEX	1990	\$2.181	0	2	0,86	-4,73	8,14
CHL	1978	\$2.195	-7	2	0,84	-4,71	8,16
URY	1988	\$2.198	9	2	0,84	-4,71	8,16
CHL	1972	\$2.205	6	2	0,83	-4,69	8,18
MEX	1987	\$2.205	-3	2	0,83	-4,69	8,18
MEX	1991	\$2.211	0	2	0,82	-4,68	8,19
URY	1989	\$2.215	10	2	0,81	-4,68	8,19
URY	1987	\$2.218	9	2	0,80	-4,67	8,20
URY	1979	\$2.221	-7	2	0,80	-4,67	8,20
URY	1990	\$2.222	10	2	0,80	-4,67	8,20
ARG	1945	\$2.271	-8	2	0,72	-4,59	8,28
CHL	1988	\$2.272	-1	2	0,72	-4,59	8,28
URY	1991	\$2.272	10	2	0,72	-4,59	8,28
CHL	1980	\$2.315	-7	2	0,66	-4,52	8,35
CHL	1979	\$2.340	-7	2	0,63	-4,48	8,39

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
ARG	1952	\$2.363	-9	2	0,60	-4,45	8,42
CHL	1981	\$2.409	-7	2	0,54	-4,38	8,49
MEX	1986	\$2.410	-3	2	0,54	-4,38	8,49
URY	1980	\$2.412	-7	2	0,54	-4,37	8,50
MEX	1996	\$2.423	4	2	0,53	-4,36	8,51
URY	1992	\$2.426	10	2	0,52	-4,35	8,52
VEN	1947	\$2.429	-3	2	0,52	-4,35	8,52
URY	1981	\$2.431	-7	2	0,52	-4,34	8,53
MEX	1984	\$2.434	-3	2	0,51	-4,34	8,53
ARG	1953	\$2.442	-9	2	0,51	-4,33	8,54
ARG	1946	\$2.442	.	2	0,51	-4,33	8,54
MEX	1983	\$2.443	-3	2	0,51	-4,32	8,55
CHL	1989	\$2.446	8	2	0,50	-4,32	8,55
CHL	1990	\$2.483	8	2	0,47	-4,26	8,61
ARG	1950	\$2.491	-9	2	0,46	-4,25	8,62
ARG	1954	\$2.491	-9	2	0,46	-4,25	8,62
MEX	1980	\$2.498	-3	2	0,45	-4,24	8,63
URY	1993	\$2.499	10	2	0,45	-4,24	8,63
MEX	1992	\$2.507	0	2	0,45	-4,22	8,65
ARG	1949	\$2.515	-9	2	0,44	-4,21	8,66
MEX	1993	\$2.527	0	2	0,43	-4,19	8,68
ARG	1951	\$2.536	-9	2	0,42	-4,18	8,69
MEX	1985	\$2.562	-3	2	0,40	-4,14	8,73
MEX	1994	\$2.569	4	2	0,40	-4,13	8,74
MEX	1982	\$2.571	-3	2	0,40	-4,13	8,74
CHL	1991	\$2.577	8	2	0,40	-4,12	8,75
URY	1995	\$2.578	10	2	0,39	-4,11	8,76
ARG	1955	\$2.616	.	2	0,37	-4,06	8,81
ARG	1959	\$2.622	-1	2	0,37	-4,05	8,82
URY	1994	\$2.641	10	2	0,36	-4,02	8,85
ARG	1956	\$2.643	.	2	0,36	-4,01	8,86
VEN	1948	\$2.644	-3	2	0,36	-4,01	8,86
VEN	1950	\$2.648	-3	2	0,36	-4,01	8,86
MEX	1981	\$2.651	-3	2	0,36	-4,00	8,87
VEN	1949	\$2.677	-3	2	0,35	-3,96	8,91
URY	1996	\$2.688	10	2	0,35	-3,94	8,93
ARG	1948	\$2.692	-9	2	0,35	-3,94	8,93
ARG	1947	\$2.716	.	3	0,35	-3,90	8,97
ARG	1957	\$2.732	-1	3	0,35	-3,87	9,00
ARG	1963	\$2.735	-1	3	0,35	-3,87	9,00
CHL	1992	\$2.774	8	3	0,35	-3,81	9,06
ARG	1960	\$2.780	-1	3	0,35	-3,80	9,07
ARG	1962	\$2.841	-1	3	0,37	-3,71	9,16
ARG	1958	\$2.850	-1	3	0,38	-3,69	9,18

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
VEN	1951	\$2.859	-3	3	0,38	-3,68	9,19
ARG	1961	\$2.933	-1	3	0,44	-3,56	9,31
VEN	1952	\$2.969	-3	3	0,47	-3,51	9,36
ARG	1964	\$2.972	-1	3	0,47	-3,50	9,37
CHL	1993	\$3.013	8	3	0,52	-3,44	9,43
VEN	1953	\$3.050	-3	3	0,57	-3,38	9,49
CHL	1994	\$3.172	8	3	0,78	-3,19	9,68
ARG	1966	\$3.174	-9	3	0,78	-3,19	9,68
VEN	1989	\$3.181	9	3	0,80	-3,18	9,69
ARG	1965	\$3.198	-1	3	0,83	-3,15	9,72
CHL	1995	\$3.223	8	3	0,89	-3,11	9,76
ARG	1967	\$3.232	-9	3	0,91	-3,10	9,77
VEN	1954	\$3.236	-3	3	0,92	-3,09	9,78
VEN	1985	\$3.242	9	3	0,93	-3,08	9,79
ARG	1990	\$3.278	7	3	1,02	-3,03	9,84
VEN	1984	\$3.287	9	3	1,04	-3,01	9,86
ARG	1968	\$3.308	-9	3	1,09	-2,98	9,89
ARG	1989	\$3.322	7	3	1,13	-2,96	9,91
VEN	1990	\$3.322	9	3	1,13	-2,96	9,91
VEN	1986	\$3.371	9	4	1,27	-2,88	9,99
VEN	1994	\$3.376	8	4	1,28	-2,87	10,00
VEN	1996	\$3.380	8	4	1,29	-2,87	10,00
VEN	1983	\$3.398	9	4	1,35	-2,84	10,03
VEN	1955	\$3.407	-3	4	1,37	-2,83	10,04
ARG	1985	\$3.448	8	4	1,50	-2,76	10,11
VEN	1987	\$3.461	9	4	1,55	-2,74	10,13
VEN	1995	\$3.464	8	4	1,56	-2,74	10,13
VEN	1992	\$3.524	8	4	1,76	-2,64	10,23
ARG	1991	\$3.527	7	4	1,77	-2,64	10,23
VEN	1988	\$3.531	9	4	1,79	-2,63	10,24
ARG	1969	\$3.542	-9	4	1,83	-2,62	10,25
ARG	1983	\$3.555	8	4	1,87	-2,59	10,28
VEN	1993	\$3.556	8	4	1,88	-2,59	10,28
VEN	1991	\$3.563	9	4	1,90	-2,58	10,29
ARG	1988	\$3.586	8	4	1,99	-2,55	10,32
ARG	1984	\$3.589	8	4	2,00	-2,54	10,33
VEN	1956	\$3.597	-3	4	2,03	-2,53	10,34
CHL	1996	\$3.650	8	4	2,24	-2,45	10,42
ARG	1982	\$3.654	-8	4	2,26	-2,44	10,43
ARG	1986	\$3.659	8	4	2,28	-2,43	10,44
ARG	1970	\$3.683	-9	4	2,38	-2,40	10,47
VEN	1982	\$3.698	9	4	2,44	-2,37	10,50
VEN	1960	\$3.707	6	4	2,48	-2,36	10,51
ARG	1987	\$3.708	8	4	2,48	-2,36	10,51

País	Año	PIB per cápita (miles de dólares 1980)	Observa- ciones	Predicción del modelo lineal (2.4)	Predicción del modelo no lineal (3.4)	Predicción lineal sumando o	restando el error típico de la estimación
VEN	1958	\$3.711	6	4	2,50	-2,35	10,52
VEN	1961	\$3.743	6	4	2,64	-2,30	10,57
ARG	1981	\$3.785	-8	4	2,82	-2,24	10,63
ARG	1992	\$3.787	7	4	2,83	-2,23	10,64
ARG	1971	\$3.808	-9	4	2,93	-2,20	10,67
VEN	1959	\$3.825	6	4	3,01	-2,18	10,69
VEN	1957	\$3.833	-3	4	3,04	-2,16	10,71
VEN	1981	\$3.858	9	4	3,16	-2,12	10,75
ARG	1972	\$3.875	-9	4	3,24	-2,10	10,77
ARG	1995	\$3.899	7	4	3,36	-2,06	10,81
VEN	1962	\$3.934	6	4	3,53	-2,01	10,86
ARG	1993	\$3.936	7	4	3,54	-2,00	10,87
ARG	1978	\$4.000	-9	5	3,86	-1,90	10,97
ARG	1976	\$4.049	-9	5	4,11	-1,83	11,04
ARG	1973	\$4.058	6	5	4,15	-1,81	11,06
VEN	1963	\$4.064	6	5	4,18	-1,80	11,07
VEN	1980	\$4.081	9	5	4,27	-1,78	11,09
ARG	1980	\$4.129	-9	5	4,52	-1,70	11,17
ARG	1975	\$4.174	6	5	4,76	-1,63	11,24
ARG	1994	\$4.178	7	5	4,78	-1,63	11,24
ARG	1977	\$4.195	-9	5	4,87	-1,60	11,27
ARG	1974	\$4.265	6	5	5,25	-1,49	11,38
ARG	1979	\$4.283	-9	5	5,34	-1,46	11,41
VEN	1964	\$4.311	6	5	5,49	-1,42	11,45
ARG	1996	\$4.339	7	5	5,64	-1,38	11,49
VEN	1966	\$4.392	6	5	5,92	-1,29	11,58
VEN	1965	\$4.425	6	5	6,10	-1,24	11,63
VEN	1967	\$4.433	6	5	6,14	-1,23	11,64
VEN	1968	\$4.534	7	5	6,66	-1,07	11,80
VEN	1969	\$4.599	9	5	6,98	-0,97	11,90
VEN	1970	\$4.786	9	6	7,82	-0,68	12,19
VEN	1971	\$4.802	9	6	7,88	-0,66	12,21
VEN	1972	\$4.806	9	6	7,90	-0,65	12,22
VEN	1973	\$4.847	9	6	8,05	-0,59	12,28
VEN	1974	\$4.960	9	6	8,43	-0,41	12,46
VEN	1975	\$5.045	9	6	8,66	-0,28	12,59
VEN	1976	\$5.260	9	6	8,93	0,06	12,93
VEN	1977	\$5.475	9	7	8,67	0,39	13,26
VEN	1978	\$5.552	9	7	8,41	0,51	13,38
VEN	1979	\$5.597	9	7	8,22	0,58	13,45

INFORMACIÓN BIBLIOGRÁFICA