INVESTIGACIONES ECONÓMICAS vol. XXIV (3), 2000, 709-726

DESARROLLO Y DESIGUALDAD CON PROGRESO TÉCNICO

JUAN VICENTE PERDIZ
LUIS M. BORGE GONZÁLEZ
Universidad de Valladolid

Anand y Kanbur (1993a) han formalizado y contrastado la relación entre desarrollo y desigualdad postulada por Kuznets (1955) arrojando serias dudas sobre su validez explicativa. En este trabajo especificamos una relación entre desarrollo y desigualdad que admite distintas tasas de progreso técnico sectorialmente insesgado. El contraste de las especificaciones que postulamos no rechaza la hipótesis de Kuznets para una muestra transversal de 54 países. Ahora bien, el que dicha hipótesis explique en parte la evolución de la desigualdad para un proceso concreto no significa que ésta no pueda seguir otras sendas bien diversas, dependiendo de las características de cada proceso de desarrollo.

Palabras clave: Desigualdad, desarrollo, progreso técnico, hipótesis de Kuznets

(*JEL* D31)

1. Introducción

Kuznets ha sido el primero en estudiar la evolución de la desigualdad a lo largo de un proceso de crecimiento caracterizado por el transvase de población hacia un sector moderno con mayor renta *per cápita* pero peor distribuida. Sus simulaciones sugerían que a medida que crece una economía la desigualdad primero aumenta para disminuir después (Kuznets, 1955, p.15). Desde entonces la conocida como hipótesis de la ∪-invertida ha sido contrastada mediante la estimación de una variada gama de relaciones funcionales entre la desigualdad (medida con índices diversos) y el nivel de desarrollo (generalmente identificado con la renta *per cápita*) utilizando numerosas muestras de corte transver-

Agradecemos la financiación del proyecto EV10/98 de la Junta de Castilla y León, así como los acertados comentarios del evaluador y del director de la revista.

sal y series de tiempo, sin que se haya impuesto ningún consenso al respecto[1].

Durante bastante tiempo las relaciones funcionales a estimar han sido elegidas sin tener en cuenta su consistencia teórica. Los primeros estudios introdujeron como variables explicativas de la desigualdad cualquier transformación de la renta *per cápita* susceptible de producir la forma-$\cap$ (e.g. Ahluwalia, 1976, p.131) y los siguientes justificaban su utilización por su empleo generalizado en los estudios previos (e.g. Ram, 1989, p.82).

Entretanto algunos trabajos han investigado la formalización de la hipótesis-$\cap$ para diversos índices de desigualdad[2]. La aportación más completa a este respecto ha sido la de Anand y Kanbur, quienes desde hace más de una década (1984) vienen advirtiendo sobre la inconsistencia de buena parte de los contrastes realizados, sin que recibiesen demasiada atención hasta la publicación de dos artículos en los que establecen las relaciones funcionales a estimar dependiendo del índice que se utilice para medir la desigualdad (1993a) y critican los contrastes previos (1993b) (sección 2).

En este trabajo extendemos sus resultados al especificar unas relaciones funcionales que contemplan la posibilidad de diferentes tasas de progreso técnico y mostramos como el contraste de las nuevas relaciones funcionales menos restrictivas preserva la hipótesis de Kuznets (sección 3). Además formalizamos el proceso completo de Kuznets y examinamos como afecta el progreso técnico a la relación entre el desarrollo y la desigualdad (sección 4). Finalmente dedicamos un último apartado a resumir las conclusiones y sugerir algunas extensiones adicionales (sección 5).

[1] Anand y Kanbur (1993b) y Fields (1995) presentan un panorama bastante completo de dicha literatura. Ambos trabajos se decantan en contra de la hipótesis-$\cap$, así como Ravallion (1995) o Bruno y otros (1996). Sin embargo la polémica sigue viva Entre la literatura más reciente a favor puede consultarse Randolph y Lott (1993), Ogwand (1994), Park y Brat (1995), Ram (1995) Jha (1996), Eusufzai (1997) y Dawson (1997)

[2] Los primeros análisis fueron los de Swamy (1967) para el coeficiente de variación, Knigth (1976) y Fields (1979) para el Indice de Gini, todos ellos obviando la desigualdad intrasectorial, mientras que Robinson (1976) fue el primero en considerarla para la varianza de los logaritmos.

2. Especificación y contraste de la hipótesis de Kuznets sin progreso técnico

La especificación de la hipótesis-∩ se basa en la descomponibilidad aditiva de algunos índices de desigualdad y su posterior reducción a expresiones en las que sólo la renta per cápita aparece como variable independiente. Es conveniente que los índices de desigualdad cumplan además las propiedades de independencia de la media y de las réplicas de población, sin olvidar principios básicos como el de transferencias. Como han demostrado (Cowell, 1977 y 1980, Bourguignon, 1979 y Shorrocks, 1980) la única clase de índices que satisface dichas propiedades es la familia de entropía generalizada que permite contemplar distintos grados de aversión a la desigualdad (Cowell, 1977, p.55). El análisis que realizamos en este trabajo puede extenderse al conjunto de la familia de índices de entropía generalizada, descomponiéndolos como suma ponderada de las desigualdades intragrupos más la desigualdad intergrupos, donde los pesos son función de las participaciones en población y renta y del grado de aversión a la desigualdad (Cowell, 1977, p.155). No obstante, dado que en este trabajo nuestro principal objetivo consiste en analizar la incorporación del progreso técnico, nos limitamos a presentar el caso particular del índice de Theil por ser junto con la desviación media de los logaritmos el de más simple descomposición y porque es el que desarrollan Anan y Kanbur con lo que se facilita la comparación de resultados.

Siguiendo la notación empleada en (Bourguignon, 1979, p.915) podemos descomponer el Índice de Theil (en adelante Φ) del siguiente modo:

$$\Phi = \Phi_{intra} + \Phi_{inter} = \sum s_g \Phi_g + \sum s_g \ln(s_g/x_g) \qquad [1]$$

donde x_g son los pesos poblacionales y s_g las participaciones en la renta de los grupos g y, por tanto, $(s_g/x_g = \mu_g/\mu)$ son las rentas *per cápita* sectoriales relativas a la renta *per cápita* global[3].

Para una economía dual ($g = m, n$), donde m representa el sector moderno y n el no-moderno o tradicional, si denominamos $\theta = \mu_m/\mu_n$

[3]La expresión de la descomposición de la familia de entropía generalizada para valores del parámetro c (aversión a la desigualdad) distintos de 0 y 1 es $\Phi = \sum_g x_g^{1-c} s_g^c \Phi_g + (c^2 - c)^{-1}\left(\sum_g x_g^{1-c} s_g^c - 1\right)$. Para el caso $c = 1$ adopta la expresión dada por la ecuación (1) y para el $c = 0$ se obtiene la descomposición de la desviación media de los logaritmos.

a la relación entre las rentas per cápita sectoriales, podemos reescribir [1] como sigue (Apéndice 1):

$$\Phi = A_1 + B_1\frac{\mu_n}{\mu} + C_1 \ln\frac{\mu_n}{\mu} \qquad [2]$$

donde $A_1 = \Phi_n + k$, $B_1 = -k$ y $C_1 = 1$, siendo $k = \frac{\theta}{\theta-1}(\Phi_m - \Phi_n + \ln\theta)$. Ahora bien, dado que la estimación de [2] requiere datos sobre las rentas *per cápita* sectoriales, Anand y Kanbur (1993a, p.37) introducen el supuesto adicional de que dichas rentas son constantes y proponen la siguiente relación funcional para contrastar la hipótesis de Kuznets cuando se emplea el índice de Theil para medir la desigualdad:

$$\Phi(\mu) = A_2 + B_2\frac{1}{\mu} + C_2 \ln\mu \qquad [3]$$

donde: $A_2 = \Phi_n + k + \ln\mu_n$, $B_2 = -k\mu_n$ y $C_2 = -1$, siendo k el valor definido en [2].

Ecuación que finalmente estiman para una muestra de 54 países (en la que se habían basado otros estudios previos para verificar la hipótesis de Kuznets) obteniendo los siguientes resultados (Anand y Kanbur 1993a, T.A.1)[4]:

$$\begin{array}{lllllll} \Phi = & 1.67 & - & 50.09(1/\mu) & - & 0.17\ln\mu & \\ & (7.02) & & (-4.46) & & (-5.41) & R = 0.37 \quad F = 14.80 \end{array}$$

Resultados a partir de los cuales concluyen que, dado que el valor estimado del parámetro C_2 es significativamente distinto de -1 que es el valor esperado según [3], a medida que aumenta el nivel de desarrollo, en los países considerados en la muestra, la desigualdad no sigue la misma senda postulada por Kuznets (Anand y Kanbur, 1993a, p.43)[5].

3. Especificación y contraste de la hipótesis de Kuznets con progreso técnico

Anand y Kanbur (1993a, n.7) ciertamente han esclarecido la literatura empírica sobre la hipótesis de Kuznets al poner en entredicho todos

[4] Los resultados que presentamos difieren ligeramente de los originales al excluir los países socialistas para no tener que introducir variables ficticias y evitar así consideraciones innecesarias a los efectos de este trabajo.

[5] El contraste de las relaciones funcionales que corresponden a los demás índices arroja en general resultados similares

aquellos trabajos que estiman relaciones entre el desarrollo y la desigualdad inconsistentes con el índice empleado para medir esta última.

Sin embargo, al contrastar la hipótesis de Kuznets introducen un supuesto adicional excesivamente restrictivo. Para superar la falta de información sobre las rentas sectoriales suponen que éstas son constantes. Obviamente no puede sorprendernos que la evidencia rechace una relación como [3] postulada a partir no solo de las premisas de Kuznets, sino también de la premisa de que los trabajadores de un sector determinado ganan lo mismo en cualquier país.

El supuesto de que las rentas sectoriales no varían entre países con distintos niveles de desarrollo supone negar el progreso técnico, lo que difícilmente cabe atribuir a Kuznets. Por lo que el hecho de que la evidencia rechace la ecuación [3] no necesariamente implica el rechazo de la hipótesis de Kuznets cuyo contraste exige estimar la ecuación [2]. Para estimar esta última ecuación, aun cuando sólo se dispongan de datos para el conjunto de la economía, no es necesario suponer que las rentas *per cápita* sectoriales son constantes, sino que basta suponer que crecen a la misma tasa o, lo que es lo mismo, que el progreso técnico es sectorialmente insesgado.

Si llamamos r a la tasa de crecimiento de la renta *per cápita* para el conjunto de la economía y suponemos que las rentas *per cápita* sectoriales crecen a la misma tasa ($r_m = r_n$), para un proceso migratorio completo en el que el sector tradicional predomina al inicio ($t = 0, \mu_{n0} = \mu_0$) y el sector moderno al final ($t = T, \mu_{mT} = \mu_T$), se cumple que (Apéndice 2):

$$\frac{\mu_n}{\mu} = \left(\frac{\mu_0}{\mu}\right)^{\varepsilon} \quad \text{donde} \quad \varepsilon = 1 - \frac{\ln(1+r_n)}{\ln(1+r)} = \frac{\ln\theta}{\ln(\mu_T/\mu_0)}.$$

A partir de esta relación podemos reescribir [2] del siguiente modo:

$$\Phi(\mu) = A + B\mu^{C} + C\ln\mu \qquad [4]$$

donde: $A = \Phi_n + k + \varepsilon \ln\mu_0$, $B = -k\mu_0^{\varepsilon}$ y $C = -\varepsilon$, siendo k el valor definido en [2].

La constante ε puede tomar valores entre 0 y 1. Valores de ε próximos a cero expresan que los mayores efectos sobre el crecimiento se deben al progreso técnico o aumento de las productividades sectoriales ($\varepsilon \approx 0 \Rightarrow 1 \approx \frac{\ln(1+r_n)}{\ln(1+r)} \Rightarrow r_m = r_n \approx r$) mientras que los efectos del proceso migratorio son reducidos al realizarse entre sectores con rentas *per* *cápita* similares ($\varepsilon \approx 0 \Rightarrow \theta = \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{\varepsilon} \approx 1$). Por el contrario, valores de ε próximos a 1 suponen que la mayor parte del crecimiento obedece al proceso migratorio entre sectores diferentes ($\theta \approx \frac{\mu_T}{\mu_0}$) mientras que el progreso técnico es reducido ($r_m = r_n \approx 0$).

La ecuación [3] constituye un caso particular de [4] para el valor extremo de $\varepsilon = 1$. En el caso de la muestra empleada en la estimación de [3], dicho valor extremo de ε implica suponer que la renta *per cápita* del sector moderno es 66 veces la del tradicional, $\theta = \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{\varepsilon} = \frac{\mu_{usa}}{\mu_{chad}} = \frac{5244.1}{79.5}$, y que las rentas *per cápita* de ambos sectores no varían de un país a otro. Ciertamente no puede sorprendernos que la evidencia rechace unos supuestos como los anteriores.

La ecuación [4] constituye, por tanto, una generalización de la hipótesis de Kuznets al admitir cualquier valor de ε comprendido entre 0 y 1. Si estimamos la ecuación [4] por el método de mínimos cuadrados no lineales, utilizando los mismos datos empleados para la estimación de [3], obtenemos los siguientes resultados:

$$\begin{array}{rcccccc} \Phi = & 3.67 & - & 8.73\,\mu^{-0.37} & - & 0.37\ln\mu \\ & (13.27) & & (-3.86) & & (-9.13) \end{array}$$

El ajuste no es significativamente distinto del obtenido al estimar la ecuación [3][6] y, sin embargo, es compatible con la hipótesis de Kuznets puesto que la ecuación [4] no espera ningún valor concreto del parámetro C, siempre que esté comprendido entre 0 y -1.

El valor estimado de $\varepsilon = 0.37$ implica que la renta *per cápita* del sector moderno es unas cinco veces la del tradicional, $\theta = \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{\varepsilon} = \left(\frac{\mu_{usa}}{\mu_{chad}}\right)^{\varepsilon} = \left(\frac{5244.1}{79.5}\right)^{0.37}$, en tanto que las de ambos sectores son cerca de catorce veces más elevadas en el país más rico con respecto al más pobre, $\frac{\mu_{mT}}{\mu_{m0}} = \frac{\mu_{nT}}{\mu_{n0}} = \frac{5244.1}{4.79 \times 79.5}$. Estas cifras son, sin duda, mucho más realistas que las que implica el supuesto de $\varepsilon = 1$ implícito en la ecuación [3].

Para ahondar en algunas de las cuestiones anteriores simulamos la evolución de la desigualdad en una economía dual a lo largo de un proceso de crecimiento de magnitud (μ_T/μ_0) debido, en parte, al transvase de la población desde el sector menos productivo hacia el más productivo y, en parte, al crecimiento insesgado de la productividad de ambos

[6] El valor del criterio de Akaike en la regresión [3] es AIC=-3.95, mientras que el obtenido en la regresión no-lineal [4] es de AIC=-3.93.

sectores. Tomando como referencia la muestra empleada en las estimaciones de [3] y [4], si suponemos que en el país más pobre predomina el sector tradicional y en el más rico el sector moderno podemos identificar las desigualdades y rentas *per cápita* de dichos países con las del sector tradicional al inicio del proceso y las del sector moderno al final del proceso·

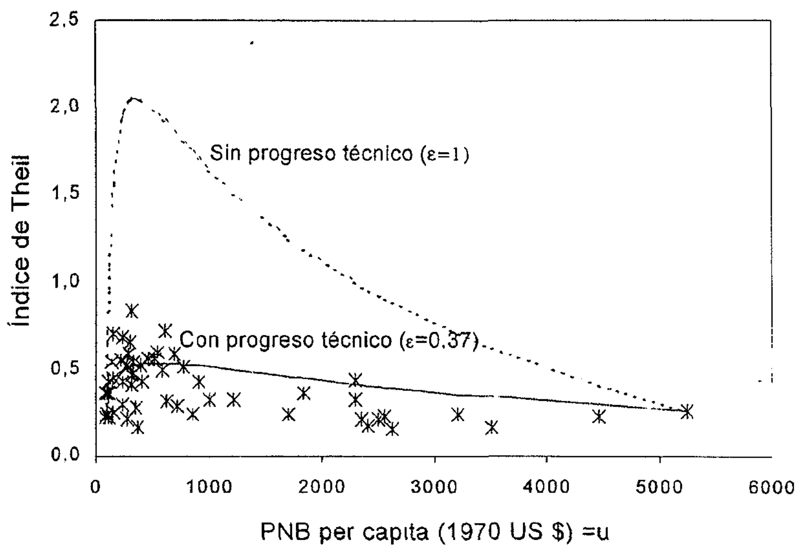
$$\mu_0 = \mu_{n0} = \mu_{Chad} = 79.5 \qquad \Phi_0 = \Phi_{n0} = \Phi_{Chad} = 0.2241$$

$$\mu_T = \mu_{mT} = \mu_{USA} = 5344.1 \qquad \Phi_T = \Phi_{mT} = \Phi_{USA} = 0.2638.$$

Si no existe progreso técnico las rentas *per cápita* sectoriales son constantes $\left(r_m = r_n = 0 \Rightarrow \ \varepsilon = 1 \ \Rightarrow \theta = \frac{\mu_T}{\mu_0}\right)$, bajo el supuesto simplificador de que las desigualdades intrasectoriales son constantes ($\Phi_n = \Phi_0$ y $\Phi_m = \Phi_T$), entonces la desigualdad global debería seguir la senda obtenida a partir de la siguiente especificación de la ecuación [3] que como ya hemos señalado constituye un caso particular para $\varepsilon = 1$:

$$\Phi(\mu) = 8.9 - 341.4(1/\mu) - \ln \mu$$

GRAFICO 1
Desarrollo y desigualdad (Hipótesis de Kuznets)



Tal y como muestra el gráfico 1, la senda deducida de los supuestos de Kuznets más el supuesto de que las rentas sectoriales no varían (línea de trazo discontinuo) dista con mucho de la seguida por los distintos países incluidos en la muestra (asteriscos), por lo que es evidente que alguno de los supuestos no se cumple. Veamos que ocurre cuando relajamos el supuesto de que las rentas sectoriales son constantes, manteniendo los supuestos originales de Kuznets.

Si existe progreso técnico $\left(r_m = r_n > 0 \Rightarrow \theta = \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{\varepsilon}\right)$, como se demuestra en la próxima sección, cuanto mayor sea el crecimiento de las rentas *per cápita* sectoriales (ε más próximo a cero), en el caso de existir un máximo, éste es menos pronunciado. Así, si suponemos un valor de ε próximo al obtenido en la estimación de [4], entonces la desigualdad debería seguir la senda de trazo continuo del gráfico 1 obtenida a partir de la siguiente especificación de [4]:

$$\Phi(\mu) = 3.86 - 10.19\left(\frac{1}{\mu}\right)^{0.37} - 0.37 \ln \mu$$

Senda esta última, deducida exclusivamente a partir de los supuestos originales de Kuznets y que dista bastante menos de la seguida por los distintos países de la muestra.

4. Formalización del proceso completo de Kuznets

Anand y Kanbur (1993b, p.39) han demostrado que la desigualdad siempre aumenta al inicio de un proceso de crecimiento derivado del desplazamiento de la población hacia un sector más rico y desigual, mientras que decrece al final si se cumple la siguiente condición:

$$\Phi_m - \Phi_n < \theta - 1 - \ln \theta.$$

Una vez más, sus aportaciones son de gran interés al precisar algunas de las premisas bajo las que se satisface la hipótesis de Kuznets. Sin embargo, al analizar el comportamiento de la desigualdad exclusivamente al inicio y final del proceso, dejan abiertas algunas interrogantes: ¿existe algún punto de inflexión en la evolución de la desigualdad?, ¿qué ocurre cuando el sector moderno es más igualitario?, ¿el nivel de renta para el que se alcanza la máxima desigualdad y el valor de esta última, dependen de la tasa de crecimiento de las rentas sectoriales?, ¿pueden aparecer varios extremos locales durante el proceso?, ..

Para dar respuesta a estas cuestiones calculamos los valores significativos de la relación funcional entre la desigualdad (medida por el índice de Theil) y el desarrollo (medido por la renta per cápita), para un proceso migratorio completo hacia nuevas actividades más productivas (Cuadro 1).

CUADRO 1
Representación funcional de la relación entre desarrollo y desigualdad

$\Phi(\mu)^{(a)}$	$\Phi' = \frac{(\partial\Phi)^{(b)}}{\partial\mu}$	$\Phi'' = \frac{(\partial^2\Phi)^{(c)}}{\partial^2\mu}$	$\mu^{(d)}$	$x^{(e)}$
$\Phi_0=\Phi_n$	$(k-1)\left(\frac{\varepsilon}{\mu_0}\right)$	$-\left(\frac{\varepsilon}{\mu_0^2}\right)$	$\mu_0=\mu_{n0}$	0
$\Phi_n+k-1-\ln k$	0	$\Phi(\mu)^{(a)}$	$\mu^*=\mu_0 k^{\frac{1}{\varepsilon}}$	$x^*=\frac{k-1}{\theta-1}$
$\Phi_n+k-\frac{1}{1+\varepsilon}-\ln[k(1+\varepsilon)]$	$\frac{-\varepsilon^2}{\mu^{**}(1+\varepsilon)}$	0	$\mu^{**}=\mu_0[k(1+\varepsilon)]^{\frac{1}{\varepsilon}}$	$x^{**}=\frac{k(1+\varepsilon)-1}{\theta-1}$
$\Phi_T=\Phi_m$	$\frac{\varepsilon}{\mu_T}\left(\frac{k}{\theta}-1\right)$	$\frac{\varepsilon}{\mu_T^2}\left[1-\frac{k(1+e)}{\theta}\right]$	$\mu_T=\mu_{mT}$	1

a) Desigualdad global $\Phi(\mu) = \Phi_n + k\left[1-\left(\frac{\mu_0}{\mu}\right)^{\varepsilon}\right]\ln\left(\frac{\mu_0}{\mu}\right)^{\varepsilon}$, obtenida sustituyendo A, B y C en ecuación (4)

b) $\frac{\partial\Phi}{\partial\mu} = \frac{\varepsilon}{\mu}\left[k\left(\frac{\mu_0}{\mu}\right)^{\varepsilon}-1\right]$

c) $\frac{\partial^2\Phi}{\partial^2\mu} = \frac{\varepsilon}{\mu^2}\left[1-(1+\varepsilon)\,k\left(\frac{\mu_0}{\mu}\right)^{\varepsilon}\right]$

d) Renta per cápita Coincide con la del sector tradicional (moderno) al inicio (final) del proceso. μ^* y μ^{**} son los valores que anulan la primera y segunda derivada.

e) Peso de la población en el sector moderno, $x = \frac{\left(\frac{\mu}{\mu_0}\right)^{\varepsilon}-1}{\theta-1}$. Veanse apéndices A y B

La fila 1 representa el inicio del proceso en el que toda la población está en el sector tradicional ($x = 0$) por lo que la renta *per cápita* de éste coincide con la del conjunto de la economía ($\mu_0 = \mu_{n0}$), al igual que la desigualdad ($\Phi_0 = \Phi_{n0} = \Phi_n$), y sustituyendo μ por μ_0 en Φ' y Φ'' obtenemos el resto de valores. La fila 4 representa el final del proceso en el que toda la población está en el sector moderno ($x = 1$) por lo que ($\mu_T = \mu_{mT}$) y ($\Phi_T = \Phi_{mT} = \Phi_m$) y sustituyendo μ por μ_T en Φ' y Φ'' obtenemos el resto de valores. La fila 2 representa el momento en el que la desigualdad alcanza su valor extremo y el resto de valores de la fila se obtienen calculando el valor μ^* tal que $\Phi'(\mu^*) = 0$ y sustituyendo en Φ, Φ'' y x. La fila 3 representa el momento en el que la desigualdad alcanza un punto de inflexión y los demás valores se obtienen despejando el valor μ^{**} tal que $\Phi''(\mu^{**}) = 0$ y sustituyendo en Φ, Φ' y x.

El cuadro 1 permite estudiar las distintas sendas alternativas que puede seguir la desigualdad a lo largo de un proceso de crecimiento caracterizado por un proceso migratorio completo desde un sector tradicional hacia otro moderno. Una vía inmediata para deducirlas consiste en partir de los valores de la última columna, que permiten establecer las siguientes condiciones:

CONDICIÓN 1: Existirá algún extremo local en un momento del proceso migratorio ($0 < x^* < 1$), dado que $\theta > 1$, cuando $1 < k < \theta$ (columna 5, fila 2). Esto es, sustituyendo $k = \frac{\theta}{\theta-1}(\Phi_m - \Phi_n + \ln\theta)$, siempre que la diferencia entre la desigualdad en el sector moderno y tradicional esté dentro de las siguientes valores:

$$L_1 = \frac{\theta - 1}{\theta} - \ln\theta < \Phi_m - \Phi_n < \theta - 1 - \ln\theta = U_1. \qquad [5]$$

CONDICIÓN 2: Existirá algún punto de inflexión en un momento del proceso migratorio ($0 < x^{**} < 1$), cuando $1 < k(1+\varepsilon) < \theta$ (columna 5,fila 3). Esto es, siempre que la diferencia entre la desigualdad en el sector moderno y tradicional esté dentro de las siguientes valores:

$$L_2 = \frac{\theta - 1}{\theta(1+\varepsilon)} - \ln\theta < \Phi_m - \Phi_n < \frac{\theta - 1}{1+\varepsilon} - \ln\theta = U_2. \qquad [6]$$

Más aún, en el caso de que exista un extremo local dentro del proceso ($0 < x^* < 1$), éste será máximo ya que $\Phi''(\mu^*)$ siempre es negativa (fila 2, columna 3). Y, caso de existir un punto de inflexión dentro del proceso ($0 < x^{**} < 1$), la función que relaciona la desigualdad y el desarrollo pasa de cóncava a convexa en dicho punto ya que siempre se cumple que $x^{**} > x^{*}$ (columna 5, filas 2 y 3).

De las condiciones anteriores (teniendo en cuenta que, para $\theta > 1$ y $\varepsilon > 0$, U_1 es mayor que L_1 y U_2, que a su vez son mayores que L_2, pudiendo ser L_1 mayor o menor que U_2) se deduce que la desigualdad puede seguir cualquiera de las seis sendas siguientes:

a) siempre crece aunque cada vez menos, si $U_1 < \Phi_m - \Phi_n$.

b) crece cada vez menos hasta x^{*}, donde alcanza un máximo para decrecer después cada vez más, si L_1 y $U_2 < \Phi_m - \Phi_n < U_1$.

c) crece cada vez menos hasta alcanzar un máximo en x^{*}, decrece después cada vez más hasta x^{**} y sigue decreciendo pero cada vez menos, si $L_1 < \Phi_m - \Phi_n < U_2$.

d) siempre decrece cada vez más, si $U_2 < \Phi_m - \Phi_n < L_1$.

e) siempre decrece cada vez más hasta x^{**} y cada vez menos después, si $L_2 < \Phi_m - \Phi_n < U_2$ y L_1.

f) siempre decrece cada vez menos, si $\Phi_m - \Phi_n < L_2$.

La hipótesis de Kuznets se corresponde con los casos (b) y (c) Dado que, para $\theta > 1$, U_1 siempre es positiva y L_1 negativa, tenemos que:

Cuando la distribución de la renta es igual en ambos sectores ($\Phi_m = \Phi_n$) la hipótesis de Kuznets siempre se cumple.

Si la distribución de la renta es más desigual en el sector moderno que en el tradicional, la hipótesis de Kuznets se cumple si: $\Phi_m - \Phi_n < U_1$.

Si la distribución de la renta es más desigual en el sector tradicional, la hipótesis de Kuznets se cumple siempre que $\Phi_m - \Phi_n > L_1$.

En definitiva, la hipótesis de Kuznets se cumplirá si y solo si se satisface la Condición (1). Esto es, cuanto mayor sea la brecha entre las productividades de los sectores moderno y tradicional y más similar las distribuciones de sus rentas, más probable será que la desigualdad crezca inicialmente para reducirse después a medida que la población de desplace hacia el sector moderno. Por el contrario, cuanto más semejantes sean las productividades sectoriales y más difieran las distribuciones de sus rentas, más probable será que la desigualdad aumente o se reduzca monótonamente a lo largo de todo el proceso según que el sector más desigual sea el de destino u origen.

Aparentemente el cumplimiento de la hipótesis de Kuznets no se ve afectada por el hecho de que las rentas sectoriales varíen siempre que lo hagan a la misma tasa tal y como sugieren Anand y Kanbur[7]. Sin embargo, se trata de una falsa apariencia, ya que el supuesto de que θ sea constante a lo largo del proceso no significa que tenga ningún valor predeterminado. Durante un proceso migratorio completo, un crecimiento de magnitud (μ_T/μ_0) puede ser alcanzado con distintos valores de $\theta = \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{\varepsilon}$ (expresión obtenida en el apéndice 2). Por lo que sustituyendo en [5] obtenemos:

$$L_1 = 1 - \left(\frac{\mu_0}{\mu_T}\right)^{\varepsilon} - \varepsilon \ln \frac{\mu_T}{\mu_0} < \Phi_m - \Phi_n < \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{\varepsilon} - 1 - \varepsilon \ln \frac{\mu_T}{\mu_0} = U_1.$$

De donde se deduce que, dado que la derivada de U_1 con respecto a ε es positiva y la de L_1 negativa, $\frac{\partial U_1}{\partial \varepsilon} = \ln \frac{\mu_T}{\mu_0}\left[\left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{\varepsilon} - 1\right]$ y $\frac{\partial L_1}{\partial \varepsilon} = \ln \frac{\mu_T}{\mu_0}\left[\left(\frac{\mu_0}{\mu_T}\right)^{\varepsilon} - 1\right]$, los márgenes para el cumplimiento de la hipótesis de Kuznets son más amplios cuanto mayor sea ε. Esto es, cuanto mayor sea la contribución del progreso técnico (crecimiento de las rentas sectoriales) al crecimiento de la renta global (ε más próximo a cero), menos probable es que se cumpla la hipótesis de Kuznets.

Finalmente, en el caso de que exista un máximo durante el proceso, cuanto mayor sea la contribución del progreso técnico al crecimiento global (ε más próximo a cero), el valor máximo que alcanza la desigualdad es menos pronunciado, ya que:

$$\begin{aligned}(\theta \; > \; k > 1) \quad \Rightarrow \quad & \frac{\partial \Phi(\mu^*)}{\partial \varepsilon} = \frac{\partial(\Phi_n + k - 1 - \ln k)}{\partial \varepsilon} \\ = \quad & (\theta - k)(k-1)\frac{\ln \theta}{\varepsilon k(\theta - 1)} > 0.\end{aligned}$$

5. Consideraciones finales

Kuznets sugirió que, si la población se desplaza desde un sector tradicional hacia un sector moderno más rico pero desigual, entonces la desigualdad primero aumenta y después disminuye al crecer la renta *per cápita* global. Anand y Kanbur han demostrado que, si se produce un transvase completo de población desde un sector hacia otro

[7] "Si todos los ingresos crecen a la misma tasa, entonces la desigualdad global y la condición de turning-point no serán afectadas" (Anand y Kanbur, 1993a, pp 43 y 44).

más rico y desigual y no varía la relación entre las rentas sectoriales, entonces la desigualdad aumenta al principio y se reduce al final si la renta *per cápita* del sector receptor es lo suficientemente mayor y la distribución de la renta no mucho más desigual que las del sector de origen, mientras que en caso contrario la desigualdad aumenta aunque cada vez menos durante todo el proceso (Fields, 1993, p.1233).

En este trabajo hemos realizado una extensión de la teoría de Anand y Kanbur al deducir que, si se produce un transvase completo de población desde un sector tradicional hacia un sector moderno más rico ya sea más o menos desigual, entonces la desigualdad aumenta al principio y se reduce después, ralentizándose al final, si los sectores tienen rentas *per cápita* lo suficientemente diferentes y/o distribuciones lo suficientemente semejantes. Y la desigualdad máxima será menor cuanto mayor sea el crecimiento insesgado de las rentas sectoriales durante el proceso.

La evolución de la desigualdad a lo ancho de la muestra de países contemplada en este trabajo es consistente con la esperada para un proceso de crecimiento determinado simultáneamente por la migración de la población hacia el sector más rico y por el crecimiento insesgado de las rentas sectoriales Ahora bien, ello en ningún caso significa que la desigualdad debe seguir siempre dicha senda. En este trabajo hemos demostrado que cuando contemplamos diferentes tasas de progreso técnico sectorialmente insesgado la desigualdad evoluciona con distintos grados de moderación. Más aún, cuando se consideran procesos de crecimiento en los que el transvase migratorio se ve acompañado por un progreso técnico sectorialmente sesgado las sendas que puede seguir la desigualdad son aún mucho más diversas.

Como apuntan Hsing y Smyth (1994,p.113) a largo plazo la evolución de la desigualdad puede seguir ciclos susceptibles de ser modelizados por una función polinómica. Aunque han aparecido ya algunos trabajos al respecto[8], en lo que conocemos aún no existe una teoría deductiva completa que explique como influyen los sesgos sectoriales del progreso técnico sobre la evolución de la desigualdad.

Cuando simulamos la evolución de la desigualdad a lo largo de procesos de crecimiento –caracterizados por un transvase de población comple-

[8]Véanse Glomm y Ravikumar (1995) o Galor y Tsiddon (1996), sin olvidar algunos precedentes de interés como Bourguignon (1990) o los comentarios finales en el trabajo de Anand y Kanbur (1993a) Y desde un punto de vista empírico Braulke (1983)

to, desigualdades intrasectoriales dadas y distintos tipos de progreso técnico sectorialmente sesgados– obtenemos formas $\cap$ cuando existe divergencia sectorial, mientras que las formas $\cup$ pueden suceder a las formas $\cap$ una vez avanzado el proceso cuando existe convergencia sectorial, pudiendo aparecer un máximo en la primera fase del proceso y un mínimo en la segunda (Vicente y Borge, 1999). Finalmente cuando se consideran cambios de dirección en la convergencia o divergencia sectorial durante un mismo proceso la evolución cíclica de la desigualdad es aún más manifiesta pudiendo aparecer varios máximos y/o mínimos a lo largo de un mismo proceso de crecimiento. La demostración formal de las pautas anteriores puede realizarse a partir de la diferenciación de Φ considerando supuestos alternativos sobre la variación de θ.

En definitiva, el que el crecimiento en el pasado se haya caracterizado por un proceso migratorio desde un sector tradicional hacia un sector moderno más rico y desigual, acompañado por un crecimiento de las rentas de ambos sectores produciendo así una evolución de la desigualdad en forma de $\cap$, no significa que los procesos de crecimiento actuales o de países concretos no puedan tener características diferentes produciendo una evolución de la desigualdad distinta a la observada en el pasado. Así por ejemplo el repunte de la desigualdad observado últimamente en los países desarrollados (Smeeding,1994) es consistente, bien con la ultima fase de un proceso de convergencia sectorial, bien con el inicio de un nuevo proceso de divergencia sectorial.

Por supuesto, existen otros factores que influyen sobre la evolución de la desigualdad. Las desigualdades intrasectoriales no se mantienen fijas a lo largo del proceso de crecimiento, no sólo porque pueden ser afectadas por el propio progreso técnico, sino sobre todo porque pueden ser determinadas exógenamente por el proceso político[9]. No obstante, en este trabajo nos hemos centrado exclusivamente en el mecanismo económico poniendo de manifiesto como el progreso técnico afecta a la evolución de la distribución de la renta al margen de las políticas redistributivas que puedan arbitrarse para corregirla.

Es obvio que cada país responde a una realidad concreta y sigue su propia senda definida por parámetros particulares. Asimismo, es lógico pensar que los parámetros varíen a lo largo de un proceso de la

[9] Como muestra del creciente número de trabajos que examinan como incide el mecanismo político sobre la relación entre desarrollo y desigualdad pueden consultarse, por ejemplo, las revisiones de Alesina y Perotti (1994) y Garcia Peñalosa (1994).

magnitud contemplada en la muestra. De ahí el interés de una hipótesis como la de Kuznets capaz de sugerir una parte significativa de la evolución de la desigualdad a partir de unas premisas tan simples. El análisis preciso de la evolución de la desigualdad para un país concreto en un determinado período requiere considerar una larga lista de causas potenciales (Jenkins,1995[10]), la hipótesis de Kuznets simplemente nos recuerda que los cambios en la estructura del empleo que se derivan del propio crecimiento es una de las causas a tener en cuenta. En este trabajo hemos tratado de arrojar un poco más de luz sobre como actúan los cambios en la estructura del empleo sobre la desigualdad en períodos con progreso técnico insesgado. Y hemos mostrado como dichos cambios pueden explicar al menos en parte la evolución de la desigualdad observada para una amplia muestra de países con distinto nivel de desarrollo.

Apéndice 1

Si denominamos x y s, respectivamente, a las participaciones en población y renta del sector moderno, podemos reescribir [1] para $g = m, n$ como sigue:

$$\begin{aligned}
\Phi &= (1-s)\Phi_n + s\Phi_m + (1-s)\ln\left(\frac{1-s}{1-x}\right) + s\ln\frac{s}{x} \\
&= \Phi_n + s(\Phi_m - \Phi_n) + \ln\frac{\mu_n}{\mu} + s\left(\ln\frac{\mu_m}{\mu} - \ln\frac{\mu_n}{\mu}\right) \\
&= \Phi_n + s(\Phi_m - \Phi_n + \ln\theta) + \ln\frac{\mu_n}{\mu}
\end{aligned}$$

y dado que $\mu = x\mu_m + (1-x)\mu_n = (x\theta + 1 - x)\mu_n$, entonces:

$$x = \frac{\frac{\mu}{\mu_n} - 1}{\theta - 1} \qquad \text{y} \qquad s = x\frac{\mu_m}{\mu} = x\frac{\theta\mu_n}{\mu} = \frac{\theta}{\theta-1}\left(1 - \frac{\mu_n}{\mu}\right),$$

y sustituyendo obtenemos la ecuación (2):

$$\begin{aligned}
\Phi &= \Phi_n + \frac{\theta}{\theta-1}(\Phi_m - \Phi_n + \ln\theta)\left(1 - \frac{\mu_n}{\mu}\right) + \ln\frac{\mu_n}{\mu} \\
&= \Phi_n + k\left(1 - \frac{\mu_n}{\mu}\right) + \ln\frac{\mu_n}{\mu}.
\end{aligned}$$

Apéndice 2

Por la definición de tasa de crecimiento $t = \frac{\ln(\mu/\mu_0)}{\ln(1+r)}$, teniendo en cuenta que

[10] Como muestra de los trabajos que han indagado sobre las causas que explican la evolución de la desigualdad en España pueden citarse Bosch, Escribano y Sanchez (1989), Revenga (1991), Ruiz-Castillo (1993), Pena y otros (1995), Alvarez-Aledo y otros (1996). Borge y Vicente (1997)

$x^{\ln y} = y^{\ln x}$ y dado que $\mu_0 = \mu_{n0}$, entonces:

$$\begin{aligned}\frac{\mu_n}{\mu} &= \frac{\mu_{n0}(1+r_n)^t}{\mu_0(1+r)^t} = \left(\frac{1+r_n}{1+r}\right)^{\frac{\ln(\mu/\mu_0)}{\ln(1+r)}} \\ &= \left[\left(\frac{1+r_n}{1+r}\right)^{\ln\left(\frac{\mu}{\mu_0}\right)}\right]^{\frac{1}{\ln(1+r)}} = \left(\frac{\mu}{\mu_0}\right)^{\frac{\ln(1+r_n)}{\ln(1+r)}-1}\end{aligned}$$

Asimismo, dado que $\Phi = \frac{\ln(\mu_T/\mu_0)}{\ln(1+r)}$ y $\mu_T = \mu_{mT}$, entonces:

$$\begin{aligned}\theta &= \frac{\mu_m}{\mu_n} = \frac{\mu_T}{\mu_0(1+r_n)^T} = \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)(1+r_n)^{-\frac{\ln(\mu_T/\mu_0)}{\ln(1+r)}} \\ &= \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)\left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{-\frac{\ln(1+r_n)}{\ln(1+r)}}.\end{aligned}$$

Por lo que si llamamos $\varepsilon = 1 - \frac{\ln(1+r_n)}{\ln(1+r)}$, tenemos:

$$\frac{\mu_n}{\mu} = \left(\frac{\mu_0}{\mu}\right)^{\varepsilon} \qquad \text{y} \qquad \theta = \left(\frac{\mu_T}{\mu_0}\right)^{\varepsilon}.$$

Referencias

Ahluwalia,M.S.(1976): "Inequality, poverty and development", *Journal of Development Economics* 3, pp. 307-342.

Alesina,A. y R. Perotti (1994): "The political economy of growth: A critical survey of recent literature", *The World Bank Economic Review* 8, pp. 351-371.

Alvarez-Aledo,C. y otros (1996), *La distribución funcional y personal de la renta en España,* Consejo Económico y Social.

Anand , S. y S. Kanbur (1984): "Inequality and development: A reconsideration", En Nissen,H.P.(ed.) Towards income distribution policies, Tilburg,NL. EADI, pp. 131-167.

Anand , S. y S. Kanbur (1993a): "The Kuznets process and the inequality-development relationship", *Journal of Development Economics* 40, pp. 25-52.

Anand , S. y S. Kanbur (1993b): "Inequality and development: A critique", *Journal of Development Economics* 41, pp. 19-43.

Borge,L. y J. Vicente-Perdiz (1997): "Desarrollo y desigualdad en España", *Hacienda Pública Española* 140, pp. 169-182.

Bosh,A.; C. Escribano y I. Sánchez (1989), *Evolución de la desigualdad y la pobreza en España,* INE, Madrid.

Bourguignon,F. (1979): "Descomposable income inequality measures", *Econometrica* 47, pp. 901-920.

Bourguignon, F. (1990): "Growth and inequaliy in the dual model of development: the role of demand factors", *Review of Economic Studies* 57, pp. 215-228.

Braulke, M. (1983): "A note on Kuznets'U", *Review of Economics and Statistics* 65, pp. 135-139.

Bruno, M.; M. Ravallion and L. Squire (1996): "Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues", Policy research working paper, World Bank.

Cowell,F. (1977), *Measuring inequality,* Oxford, en: Phillip Allan P.L.

Cowell, F. (1980): "On the structure of additive inequality measures", *Review of Economic Studies* 47, pp. 521-531.

Dawson, P.J. (1997): "On testing Kuznets' economic growth hypothesis", *Applied Economics Letters* 4, pp. 409-410.

Eusufzai, Z. (1997). "The Kuznets hypothesis: An indirect test", *Economic Letters* 54, pp. 81-85.

Fields, G.S. (1979): "A welfare economic analysis of growth and distribution in the dual economy", *Quarterly Journal of Economics* 93, pp. 325-353.

Fields, G.S. (1993): "Inequality in dual economy models", *Economic Journal* 103, pp. 1228-1235.

Fields, G.S. (1995): "La curva de Kuznets: Una buena idea pero...", *Cuadernos Economicos de ICE* 61, pp. 59-77.

Galor,O. y D. Tssidon (1996): "Income distribution and growth: the Kuznets hypothesis revisited", *Economica* 63, pp. 103-117.

García-Peñalosa, C. (1994): "Inequality and growth: A note on recient theories", *Investigaciones Economicas* 18, pp. 97-116.

Glomm,G. y B. Ravikumar (1995): "Teorías de equilibrio de la curva de Kuznets· Una revisión", *Cuadernos Economicos de ICE* 61, pp. 79- 94.

Hsing,Y. y D.J. Smith (1994): "Kuznets's inverted-U hypothesis revisited", *Applied Economics Letters* 94, pp. 111-113.

Jenkins, S.P. (1995): "Accounting for inequality trends: Decomposition analyses for the UK, 1971-86", *Economica* 62, pp. 26-63.

Jha, S.K. (1996). "The Kuznets curve: A reassessment", *World Development* 24, pp. 773-80.

Knigth,J.B. (1976): "Explaining income distribution in less developed countries: A framework and an agenda", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 38, pp. 161-177.

Kuznets,S. (1955): "Economic growth and income inequality", *American Economic Review* 45, pp. 1-28..

Ogwang,T. (1994). "Economic development and income inequality: A nonparametric investigation of Kuznets'U curve hypothesis", *Journal of Quantitative Economics* 10, pp. 139-153.

Park, W.G. y D.A. Brat (1995): "A global Kuznets curve?", *Kyklos* 48, pp. 105-131.

Pena, B. y otros (1995): "Estudio de la distribución personal de la renta en España 1970-1990", *II Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y de la riqueza* Fundación Argentaria,5-9 Junio.

Ram, R. (1989): "Level of development and income inequality: An extensión of Kuznets hypothesis to the world economy", *Kyklos* pp. 42,pp. 73- 88.

Ram, R. (1995): "Economic development and income inequality: An overlooked regression constraint", *Economic Development and cultural Change* 43, pp. 425-434.

Randolph, S.y W. Lott (1993): "Can the Kuznets effect be relied on to induce equalizing growth?", *World Development* 21, pp. 829-840.

Ravallion, M. (1995): "Growth and poverty: Evidence for developing countries in the 1980s", *Economic Letters* 48, pp. 411-417.

Revenga, A. (1991): "La liberalización económica y la distribución de la renta", *Moneda y Crédito* 193, pp. 179-223.

Robinson, S. (1976): "A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development", *American Economic Review* 66, pp. 437-440.

Ruiz-Castillo, J. (1993): "The distribution of the expenditure in Spain:1973-74 to 1980-81", Universidad Carlos III-W.P., pp. 93-08.

Shorrocks, A.F. (1980): "The class of additively decomposable inequality measures", *Econometrica* 48, pp. 613-625.

Smeeding, T.M. (1994), *Income distribution in OECD countries,* OECD Working Papers 64. Paris.

Swamy, S. (1967): "Structural Changes and the distribution of income by size: The case of India", *Review of Income and Wealth* 13, pp. 155- 174.

Vicente, J. y L. Borge (1999): "Inequality and growth: inverted and uninverted U-shapes", *Applied Economic Letters* próxima publicación.

Abstract

Anand and Kanbur (1993a) have formalised and tested the inequality-development relationship postulated by Kuznets (1955) casting serious doubts on its explanatory validity. In this paper we specify an inequality-development relationship which allows diferent rates of unbiased technical progress. The test of the more general specifications postulated does not reject the Kuznets' hypothesis using cross-section data on 54 countries. However that the hypothesis explains partially the path of inequality for a particular process it does not mean that can not follow other diferent paths depending of the characteritics of every development process.

Keywords: Inequality, development, technical progress, Kuznets' hypothesis.

Recepción del original, octubre de 1998
Versión final, octubre de 1999