

Rafael Domínguez Martín (domingur@unican.es)  
Marta Guijarro Garvi (guijarm@unican.es)

**DESIGUALDAD DE GÉNERO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN ESPAÑA.  
UN ANÁLISIS DE CONVERGENCIA PROVINCIAL, 1955-1999**

RESUMEN: La comunicación parte de la hipótesis de que las cuestiones distributivas (entre sexos) importan para medir el bienestar. El objetivo es doble. Por un lado se realiza un análisis de convergencia para las provincias españolas en tres cortes cronológicos del período considerado (1959, 1981 y 1999) de la variante geométrica del Índice de Desarrollo de Género (IDGg), con el fin de compararlo con la misma variante geométrica del Índice de Desarrollo Humano (IDHg) y del RSW (*Relative Status of Women*), que contiene los indicadores de esperanza de vida, educativos y renta que se utilizan para el cálculo del IDG. En concreto se verifica si ha habido convergencia  $\square$  interprovincial y  $\square$  temporal de los tres índices y entre el IDGg y el IDHg (convergencia  $\square$  de género, medida por el DESG). El segundo objetivo es efectuar un análisis exploratorio de la relación entre desarrollo y desigualdad de género y crecimiento económico a nivel provincial, para determinar en qué medida el crecimiento económico explica el desarrollo o la reducción de la desigualdad de género, o bien si el desarrollo y la desigualdad de género son los que influyen en el crecimiento.

*El bienestar y los niveles de vida en la España contemporánea*

Santiago de Compostela, septiembre de 2005

Departamento de Economía, Universidad de Cantabria  
Avda. de los Castros s/n, 39005 Santander  
942201626 y 942201654

## Introducción

En las tres últimas décadas, la economía del desarrollo ha desplegado un programa de investigación para la construcción y uso de índices sintéticos de bienestar, susceptibles de utilización en la historia económica. Desde los primeros trabajos de Nordhaus y Tobin (1972), Seers (1972), Usher (1973), Sen (1976, 1979 y 1981) Goedhart *et al.* (1977) y Morris (1979) y Morris y McAlpin (1979), se produjo toda una batería de críticas y nuevas propuestas (Hicks y Streeten 1979; Larson y Wilford 1979; van Praag, Goedhart y Kapteyn 1980; Kakwani 1981; Ram 1982; Silber 1983; Hagenaars y van Praag 1985; Sen 1988; Gall 1988; Griffin y Knight 1989), que desembocaron en lo que Fukuda-Parr (2003) ha denominado el “paradigma del desarrollo humano”. Como es bien sabido, este nuevo paradigma está vinculado a las ideas de Sen sobre las capacidades y, de hecho, los tres índices que han dado lugar a la floración de la literatura sobre bienestar desde los noventa (PNUD 1990; Lasso de la Vega 1990; Dasgupta 1990; Hopkins 1991; Kelley 1991; McGillivray 1991; Desai 1991 y 1993; Dasgupta y Weale 1992; Kakwani 1993; Murray 1993; McGranahan, Scott y Richard 1993; van Praag 1993; McGillivray y White 1993; Aturupane, Glewwe e Isenman 1994; Dossel y Gounder 1994; Streeten 1994; Srinivasan 1994; Ravallion 1997; Hicks 1997; Noorbakhsh 1998; Sen 1998; Mazumdar 1999; Easterly 1999; Hagerty *et al.* 2001; Booyesen 2002; Monni 2002; Osberg y Sharpe 2002; Nordhaus 2002; Dowrick, Dunlop y Quiggin 2003; Pinilla y Goerlich 2004) se deben a la especificación y ampliación de los conceptos básicos y a las herramientas de medición propuestos por el propio Sen (Sen y Anand 1990, 1994a, 1994b, 1995, 2000), que han permitido la extensión del paradigma del desarrollo humano al campo del desarrollo de género (Firebaugh y Beck 1994; Bardhan y Klasen 1999; Villota 1999; Dijkstra y Hanmer 2000; Robeyns 2003; Maestro y Martínez 2003; Martínez y Cairó 2004) y del desarrollo sostenible (Uzawa 1993; Palazzi y Lauri 1998; Lasso de la Vega y Urrutia 2000; Lawn 2003; González Laxe, Martín y Fernández 2004; Tarabusi y Palazzi 2004). La madurez del programa de investigación ha suscitado ya nuevos temas entre los que nos interesa destacar aquí la dirección y naturaleza de la relación entre los diferentes índices de bienestar y el crecimiento económico (Fedderke y Klitgaard 1998; Ranis, Stewart y Ramírez 2000; Seguino 2000; Dijkstra y Hanmer 2000; Forsythe, Korzeniewicz y Durrant 2000; Lagerlöf 2003; Stern 2004).

Desde la historia económica, pese a la relativamente temprana llamada de atención de Dasgupta (1978) y Othick (1983) y con excepción de un trabajo pionero de Crafts (1993) –sin hablar del tema de las estaturas, toda una industria cultural autónoma que aquí soslayaremos–, la producción de índices sintéticos sólo se ha empezado a concretar en la segunda parte de los noventa (Crafts 1997a; 1997b, 2002; Steckel y Floud eds. 1997; Easterlin 2000; Escudero 2002; Voth 2003). En España, al margen de algunas investigaciones que han aplicado el método de los índices compuestos para campos colaterales como la mercantilización de la población rural (Domínguez 1994 y 1996) y de alguna propuesta metodológica que apenas ha encontrado eco (Zarzosa 1999), la literatura histórica sobre índices de bienestar se ha materializado en una serie de análisis provinciales

y regionales del Índice Físico de Calidad de Vida (Domínguez 1999 y 2002a; Domínguez y Guijarro 2000 y 2001), comparativas internacionales del IFCV y del Índice de Desarrollo Humano (Escudero y Simón 2003) y la reconstrucción provincial y regional del IDH, del IDG y del Índice de Pobreza Humana para el período 1980-2000 (IVIE 2004a, 2004b, 2004c, 2004d, 2005 a y 2005b; Herrero, Soler y Villar 2004).

En la presente comunicación se propone dar un nuevo paso adelante y aprovechar las ventajas del atraso que lleva la historia económica en general y la española en particular para incorporar los avances de la literatura de índices de desarrollo y desigualdad de género al acervo de nuestra disciplina. La comunicación parte de la hipótesis de que las cuestiones distributivas (entre sexos) importan para medir el bienestar (Sen 1999). El objetivo es doble. Por un lado se realiza un análisis de convergencia para las provincias españolas en tres cortes cronológicos del período considerado (1959, 1981 y 1999) de la variante geométrica del Índice de Desarrollo de Género (IDGg), con el fin de compararlo con la misma variante geométrica del Índice de Desarrollo Humano (IDHg) y del RSW (*Relative Status of Women*), que contiene los indicadores de esperanza de vida, educativos y renta que se utilizan para el IDG. En concreto se verifica si ha habido convergencia  $\square$  interprovincial y  $\square$  temporal de los tres índices y entre el IDGg y el IDHg (convergencia  $\square$  de género, medida por el DESG). El segundo objetivo es efectuar un análisis exploratorio de la relación entre desarrollo y desigualdad de género y crecimiento económico a nivel provincial, para determinar en qué medida el crecimiento económico explica el desarrollo o la reducción de la desigualdad de género, o bien si el desarrollo y la desigualdad de género son los que influyen en el crecimiento.

El trabajo se estructura según el siguiente guión. En el apartado 1 se plantean los problemas técnicos de construcción del Índice de Desigualdad de Género (IDG), como ajuste a la baja del Índice de Desarrollo Humano (IDH), medidas ambas que incorporan una media aritmética de tres índices, y se propone construir sendas variantes geométricas que denominaremos IDHg e IDGg, así como el RSW (*Relative Status of Women*), que contiene los mismos indicadores de esperanza de vida, educativos y renta que se utilizan para el IDG. En el apartado 2 se resume el estado de la cuestión sobre la naturaleza y dirección de las relaciones entre desarrollo y desigualdad de género y crecimiento económico. El apartado 3 se dedica a la construcción del IDGg, IDHg y RSW para las provincias españolas en tres cortes cronológicos 1959, 1981 y 1999. En el apartado 4 se realiza el análisis de convergencia y el exploratorio de las relaciones entre desarrollo y desigualdad de género y crecimiento. El trabajo concluye con unas consideraciones finales sobre líneas futuras de investigación.

### **1. Los índices de desarrollo y desigualdad de género**

Coincidiendo con la plena institucionalización de la economía feminista (en 1992 se creó la *International Association for Feminist Economics* y en 1995 empezó a publicarse la revista *Feminist Economics*), las Naciones Unidas dieron a luz en 1995 el Índice de Desarrollo de Género (*Gender-Related Development Index*, en adelante IDG). El IDG es

una medida compuesta que evalúa la igualdad de género (introduce una cierta aversión a la desigualdad) y se construye análogamente al IDH, como una suerte de IDH ajustado (a la baja) por la desigualdad de género: cuanto mayor sea la desigualdad más bajo será el valor que tome el IDG. En concreto, en la obtención del IDG participa un índice esperanza de vida al nacer, como indicador principal de salud (S); un índice de educación (la tasa de alfabetización adulta ponderada al 0,67 y la tasa bruta de escolarización primaria, secundaria y terciaria ponderada al 0,33), como indicador del conocimiento (E); y el PIB per cápita, como representativo del nivel de vida (Y). Cada uno de estos tres componentes S, E e Y está ajustado a una escala de 0 a 1 y se estima de la siguiente forma:

$$(x_x - x_{\text{mín}}) / (x_{\text{máx}} - x_{\text{mín}})$$

siendo  $x_{\text{mín}}$  el valor mínimo;  $x_x$  el valor a convertir a la escala 0 a 1 y  $x_{\text{máx}}$  el valor máximo.

Los valores máximos y mínimos están fijados normativamente para los tres componentes. Para S corresponden a 87,5 y 27,5 años para las mujeres frente a los valores 85 y 25 del IDH con el fin de reflejar el hecho biológico de la superior esperanza de vida (a igualdad de cuidados) de las mujeres. Para E e Y los parámetros del IDG siguen los del IDH. Para E el nivel máximo se alcanza cuando el 100% de los adultos están alfabetizados y escolarizados en primaria y secundaria y llegan al 33% en el nivel universitario. Para Y se utiliza la fórmula que expresa la utilidad marginal decreciente del dinero (esto es, los rendimientos decrecientes de transformar el ingreso en capacidades humanas):

$$(\log x - \log x_{\text{mín}}) / (\log x_{\text{máx}} - \log x_{\text{mín}})$$

siendo los valores mínimo y máximo 200 y 40.000 \$ en PPA de 1990. Para calcular la participación en Y por sexos se multiplica la ratio del salario femenino sobre la media salarial y se divide por el porcentaje de mujeres sobre la población activa (UNPD 1990 y 1995; Crafts 1997b; Dijkstra y Hanmer 2000; Martínez y Cairó 2004).

Así, si  $S_H$  y  $S_M$  son, respectivamente, los estándares de hombres y mujeres de la componente salud y  $p_H$  y  $p_M$  las correspondientes proporciones de hombres y mujeres en la población, el índice igualmente distribuido es la media armónica:

$$I_S = (p_H \cdot S_H^{-1} + p_M \cdot S_M^{-1})^{-1}$$

Análogamente, se calculan  $I_E$  e  $I_Y$ , índices igualmente distribuidos de educación y nivel de vida. El IDG es una media aritmética simple de los tres índices igualmente distribuidos:

$$\text{IDG} = (I_S + I_E + I_Y)/3$$

Aunque el IDG no es una medida de desigualdad, sino de desarrollo o igualdad de género, permite aproximar la desigualdad de género (DESG) según la sencilla fórmula propuesta por el PNUD en 1995 (UNDP 1995):

$$\text{DESG} = (\text{IDH} - \text{IDG}) / \text{IDH}$$

en la que se asume que el valor 0 corresponde al nivel de paridad entre hombres y mujeres. Pese a la sencilla construcción de este índice su interpretación resulta muy problemática a la hora de hacer comparaciones entre unidades territoriales, ya que un valor bajo del DESG puede deberse a la combinación de valores pequeños o grandes de IDG e IDH que

estén próximos en valor absoluto.

Por su parte, los problemas de construcción y medición que plantea el IDG no son menores. Para lo que aquí nos interesa cabe destacar que el cálculo de la participación de las mujeres en el ingreso nacional se basa en diferenciales salariales urbanos, que se aplican uniformemente a todos los países (un 75%, pese a que en los desarrollados la ratio de salarios mujeres / hombres es más alta, 76,2%, que en los subdesarrollados, 73%, con datos de 1995), lo que podría subestimar las distancias salariales entre hombres y mujeres, en vista de que tales diferenciales son mayores en los sectores rurales e informales de la economía (UNDP 1995; Dijkstra y Hanmer 2000). Otro problema es que en estos sectores hay una mayor participación femenina en la población activa que no queda reflejada en las estadísticas (Benería 1981 y 1993; Dixon 1982; Buvinic y Mehra 1990; Cloud y Garrett 1997; Dijkstra y Hanmer 2000; Mammen y Paxson 2000), por lo que el índice tendría un sesgo de subestimación si la proporción de la población activa femenina no contabilizada sobre la población activa total fuera mayor que el diferencial salarial en ese sector, y de sobreestimación en el caso contrario.

Es claro que el IDG integra la discriminación pero no la mide. Ante ello algunos autores han propuesto volver a las primeras formulaciones del IDH por género (el Índice de Desarrollo de la Mujer, calculado hasta 1995). Una variante de las mismas es el RSW (*Relative Status of Women*) de Dijkstra y Hanmer (2000). Usando los mismos indicadores que sirven para construir el IDH, el RSW se construye como:

$$RSW = 1/3 (S_M/S_H + E_M/E_H + w_M/w_H)$$

donde  $S_M$  y  $S_H$  son la esperanza de vida de mujeres y hombres,  $E_M$  y  $E_H$  representan los niveles educativos de uno y otro sexo (calculados ambos en la misma escala que el IDH) y  $w_M$  y  $w_H$  la tasa de rendimiento del tiempo de trabajo femenino y masculino. Asumiendo que hombres y mujeres trabajan las mismas horas (esto es, visibilizando el trabajo doméstico), la ratio  $w_M/w_H$  debe equivaler a la proporción sobre el total del ingreso ganado por las mujeres  $Y_M$  entre la proporción de mujeres sobre el total de la población  $P_M$ , con lo que la fórmula podría reescribirse como:

$$RSW = 1/3 (S_M/S_H + E_M/E_H + Y_M/P_H)$$

Todos los componentes del RSW tienen la misma ponderación. Por tanto, escalando de 0 a 1 los resultados mínimo y máximo de cada uno de ellos, si

$$RSW = S_M/S_H = E_M/E_H = Y_M/P_H = 1$$

hay igualdad entre hombres y mujeres; si  $RSW < 1$  las mujeres están discriminadas; y si  $RSW > 1$  lo están los hombres.

Las ventajas de este nuevo índice se concretan en que permite visualizar la desigualdad en el área en el que se concentra más intensamente a determinados niveles de desarrollo (la participación de las mujeres en la renta, que depende de su peso en la población activa y de los diferenciales salariales) (Martínez y Cairó 2004) y por lo mismo testar la posible influencia de este elemento en la tasa de crecimiento económico.

## **2. Desarrollo/desigualdad de género y crecimiento económico**

La literatura sobre la relación entre desarrollo y desigualdad de género y crecimiento económico ha experimentado una evolución paralela a la del debate entre desigualdad económica y crecimiento (Domínguez 2002b). Como en éste, se empezó explorando las relaciones entre el crecimiento económico y la evolución de la desigualdad de género, pero ya han surgido los primeros trabajos que estudian la influencia de la desigualdad de género sobre el crecimiento.

La relación entre el crecimiento económico y la desigualdad de género fue analizada pioneramente por Adam Smith. Partiendo de la teoría de las etapas históricas de la Ilustración escocesa, Smith señaló que el camino hacia la sociedad comercial tendía a borrar las desventajas de carácter biológico de las mujeres, que en su época se daban por supuestas. Como Locke, y a diferencia de Montesquieu (en quien los moralistas escoceses se habían inspirado para construir su teoría del progreso), Smith consideró que las mujeres no eran intelectualmente inferiores a los hombres: el problema radicaba en los aspectos materiales de la constitución femenina (la menor fuerza física y las cargas de la fecundidad), una constante que hacía de las mujeres sujetos más vulnerables a la inseguridad ocasionada por las guerras, pero cuyo significado social podía variar con el cambio económico e institucional. En consecuencia, tras los estadios de la caza, el pastoreo y la agricultura, el “progreso de la opulencia” en la etapa comercial esencialmente pacífica ofrecía a las mujeres oportunidades sin precedentes para mejorar su condición, gracias al respeto a la propiedad privada que en tal final de la historia se alcanzaba. En resumen: la riqueza de las naciones (su nivel de desarrollo) estaba correlacionado con la reducción de la desigualdad entre mujeres y hombres. Frente a los seguidores conservadores de Smith, como James Millar o Lord Kames, que contemplaron con hostilidad esta correlación, Nicolas Condorcet apoyaría el argumento smithiano a fines del XVIII, provocando la airada y conocida respuesta de Malthus contra la perfectibilidad (igualdad) del género humano (Bowles 1990; Nyland 1993a, 1993b, 1997; Sutherland 1995; Domínguez 2000 y 2001; Nyland 2003; Nyland y Dimand 2003; Groenewegen 2003; Dimand, Forget y Nyland 2004).

La tesis de Smith-Condorcet fue adoptada durante décadas por la aproximación de la literatura del desarrollo como modernización de inspiración neoclásica y compartida por influyentes organismos internacionales como el Banco Mundial, y ha sido constatada recientemente desde la nueva teoría del crecimiento: la igualdad de género está positiva y altamente correlacionada con la renta per cápita y negativamente con la fertilidad (en los países ricos las mujeres tienen un estatus más elevado y menos hijos que en los países pobres) (Lagerlöf 2003). Para 1970 y 1992 la correlación entre el IDG y el PIB per cápita en una muestra de 130 países arroja unos coeficientes de 0,83 y 0,81 y los datos muestran que la mejora del IDG es más pronunciada en aquellos países que crecieron más rápido (Forsythe, Korzeniewicz y Durrant 2000). Una interpretación que converge con la anterior, aunque resulta menos lineal, es la de la economista del desarrollo Boserup (1970), que planteó un curva de desigualdad de género, a semejanza de la curva en U invertida de

Kuznets. En las etapas iniciales del crecimiento se produce un aumento de la desigualdad entre hombres y mujeres hasta un cierto umbral, a partir del cual, merced a los efectos modernizadores del propio crecimiento (las oportunidades de la expansión de los mercados y su impacto sobre la fecundidad, así como la supresión de las prácticas educativas y laborales discriminatorias), se produce una disminución, consolidable a largo plazo, de la desigualdad (Boserup 1970 y 1987). Este modelo ha sido discutido por algunas economistas en virtud de los efectos empobrecedores que para las mujeres tienen las políticas de ajuste estructural y los efectos de la globalización (Elson 1995, 2000; Benería 2000; Pyle y Summerfield 2000; Bakker 2000; Berik 2000), que supuestamente anularían la sección descendente de la curva en U invertida. Otras investigaciones apoyan la existencia de una relación curvilínea entre desigualdad y crecimiento (Mammen y Paxson 2000; Dijkstra y Hanmer 2000), pero no la curva en U invertida. Así se ha comprobado que para niveles de desarrollo económico bajos la mejora inicial en el PIB per cápita no produce un incremento significativo del IDG y que a partir de un determinado umbral el IDG mejora más rápidamente con el aumento del PIB per cápita, hasta llegar a un nuevo límite a partir del cual la elasticidad del aumento del IDG al aumento del PIB per cápita descende (Dijkstra y Hanmer 2000). Finalmente, se ha constatado la no existencia de evidencia empírica que justifique la curva de U invertida de Boserup: tan sólo se han obtenido correlaciones lineales significativas entre IDG y el logaritmo del PIB per cápita para 1970 y 1992 (0,651) (Forsythe, Korzeniewicz y Durrant 2000).

El planteamiento más reciente del debate estudia la influencia de la desigualdad de género en el crecimiento y reproduce los mismos argumentos que el debate sobre desigualdad económica y crecimiento (Domínguez 2002b). Por un lado, siguiendo la tradición nekeynesiana de la década de los cincuenta y sesenta del XX, algunos autores llegan a la conclusión de que la desigualdad de género es estimulante para el crecimiento. El resultado parece sujeto a la estructura de la economía, de tal manera que en determinados contextos (los países de ingreso medio semi-industrializados para el período 1975-95 y que desarrollaron una industria orientada a la exportación con mano de obra feminizada), la segregación laboral de las mujeres y los elevados diferenciales salariales y educativos por género promueven altas tasas de crecimiento económico: la desigualdad de género estimula no sólo la inversión, sino la productividad de la inversión a través del efecto que los bajos salarios femeninos tienen sobre las exportaciones y, por tanto, sobre la importación de tecnología. En otros contextos (países industrializados de renta alta, o países muy atrasados de renta baja), la relación podría ser nula o negativa (Seguino 2000). Por otro lado, y en la estela del nuevo consenso (la desigualdad económica predice un menor crecimiento), se ha comprobado, en tres cortes cronológicos correspondientes a 1975, 1980 y 1985 y para una muestra muy amplia de países, que el diferencial de educación por género (la tasa entre los niveles educativos de las mujeres y los hombres medidos por escolarización primaria y secundaria) está correlacionado negativamente con el nivel de desarrollo (a mayor diferencial menor nivel de PIB per cápita, esperanza de vida, mayor mortalidad infantil y más altas tasas de fecundidad) (Hill y King 1995). Resultados

similares se han conseguido utilizando la tasas de escolarización femenina como predictor del crecimiento de 37 países en desarrollo para el período 1960-92 (Ranis, Stewart y Ramírez 2000). Asimismo, se ha constatado que la desigualdad por género en educación lamina directamente el crecimiento económico (de los países de África, Oriente Medio y Sur de Asia, frente a los Sudeste Asiático para el período 1960-90), disminuyendo el capital humano, e indirectamente a través de su impacto en la inversión y el crecimiento de la población (Klasen 2002).

### 3. El IDGg y el RSW para las provincias españolas, 1959-1999

Para la construcción del IDGg, IDHg y RSW se han utilizado tres cortes temporales en función de las fuentes disponibles, intentando que hubiera una cierta homogeneidad en intervalo temporal y que dichos intervalos reflejaran las etapas de la economía española (el inicio del desarrollismo, 1959, el período de la crisis, 1981, y la convergencia tras la entrada en la UE, 1999). También se ha mantenido la mayor fidelidad posible a la filosofía del IDG, IDH y RSW, aunque hay algunas modificaciones en sus componentes (datos de renta, máximo y mínimo de renta, cálculo de la renta femenina, datos de educación) y una nueva propuesta en la metodología de construcción de los índices.

La naturaleza no aditiva de los tres índices igualmente distribuidos del IDG permite elaborar una variante geométrica del mismo que llamaremos IDGg, que considera la síntesis de las tres componentes de modo multiplicativo, siendo, por tanto, el índice resultante la media geométrica de las mismas

$$\text{IDGg} = (I_S \cdot I_E \cdot I_Y)^{1/3}$$

A diferencia del procedimiento aditivo, con el multiplicativo la mejora del índice solamente se consigue si cada uno de sus componentes se comportan en la misma dirección (Sagar y Najam 1998), de manera que los tres resultan esenciales en determinar el nivel de desarrollo de género.

Respecto a las modificaciones de los componentes, la primera es la utilización de los valores mínimo y máximo para el PIB per cápita. Dado que nuestra serie empieza varias décadas antes que la del PNUD y se refiere a las provincias del mismo país, hemos adoptado provisionalmente como mín y máx respectivamente los de 20.000 y 8.000.000 pts. constantes (de 1986), que se han obtenido de la siguiente manera. Siguiendo el procedimiento análogo del primer informe del PNUD (UNDP 1990) se ha tomado el valor más bajo de unos años anteriores, que en la serie de renta del BBVA se puede calcular en 1955 con los datos de PIB per cápita femenino a partir de la estadística de la población activa del *Censo de 1950* y que corresponden (redondeando) a la provincia de Cáceres:

$$(92.616.000.000 \cdot 0,07) / 295.761$$

Para deducir el máximo hemos aplicado el 2,5%o resultante del cociente 100/40.000 de los datos del PNUD. Los valores así obtenidos son los que hemos utilizado para el cálculo de la ratio de renta femenina/masculina del RSW, a diferencia de Dijkstra y Hanmer (2000), que optan por saltarse, sólo para este indicador, la sistemática de escalas máxima y mínima



del IDG, por lo que, al igual que con el IDGg, no hemos recurrido a los logaritmos.

Los años de referencia contienen los valores más cercanos al dato que se toma como testigo, que es el del PIB a precios de mercado de la serie de renta del BBVA (Fundación BBVA 1999 y 2000) para 1959, 1981 y 1999. El PIB per cápita se ha calculado con los datos de población de hecho de 1960, 1981, y 2000 de los *Censos de población* de 1960, 1981 y el padrón de 2000 recogido en el *Anuario Estadístico de 2001*. El PIB per cápita femenino se ha calculado multiplicando el PIB por la proporción de la población activa femenina sobre la población activa total (tomada de los *Censos de población* de 1960, 1981 y de la media cuatrimestral de la *Encuesta de Población Activa* de 1999), y el denominador corresponde a los datos de población total femenina en los años correspondientes.

Desgraciadamente no es posible utilizar un corrector de diferencial salarial, dada la falta de estadísticas. Ni siquiera hay disponible un diferencial salarial a nivel nacional en 1959 y 1981, ya que para los años sesenta sólo existen consideraciones muy generales alusivas a ramas de producción nacionales (Benería 1977). A medida que la población activa se ha ido feminizando y concentrando en los sectores secundario y terciario (Capel 1999) ello provoca sesgos difíciles de controlar. En 1959, cuando la mayor parte de la población activa femenina trabajaba en el sector primario, el índice de renta podría tener un sesgo de subestimación si la proporción de la población activa femenina no contabilizada sobre la población activa total fuera mayor que el diferencial salarial en ese sector, y de sobreestimación en el caso contrario. El problema se agrava porque, a salvo del avance de la investigación (Silvestre 2005), no hay datos disponibles de diferenciales salariales por provincias en la segunda mitad del siglo XX: tan sólo podemos conjeturar que los diferenciales a nivel nacional se redujeron entre 1959 y 1981 (a medida que la población activa femenina se desagrarizó) y que las disparidades de los diferenciales a nivel provincial tendieron a converger.

Después, los diferenciales salariales y las disparidades de los mismos es probable que volvieran a aumentar. La primera cifra nacional disponible procede de la *Encuesta de condiciones de vida y trabajo en España de 1985-86* (la muestra de la encuesta fue de 60.000 hogares) y arroja una ratio de salarios mujeres/hombres a nivel nacional de entre el 55 y el 60%, estimación poco confiable, puesto que no está controlada por los diversos tipos de contrato. De hecho, el *Estudio Piloto sobre discriminación laboral de la mujer*, realizado en 1988 (a partir de 3.000 encuestas) permite obtener diferenciales a nivel nacional entre el 80,8 y el 83% en función de los distintos controles aplicados (Hernández 1995 y 1996; Ugidos 1997; Moltó 2002). Para los noventa, la *Encuesta de Estructura Salarial* de 1995 (175.000 empleados de la industria y los servicios), la *Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios* y las *Encuestas de Presupuestos Familiares* (a partir de 25.000 hogares) indican un aumento nada despreciable de los diferenciales con respecto al de 1988: el 70% para 1995, entre 74,9 y 78,1% para 1996-99, y entre 77,1 y el 79% para 1994-97, respectivamente (Martín y Zarapuz 2000; Moltó 2002). A la misma conclusión se llega a partir del trabajo de Durán (1997), con fuentes tributarias para 1994,

y Lago (2002), con una media de consenso para la década, que dan unas cifras del 72 y del 70% respectivamente, y, por tanto, dentro de ese intervalo de ampliación del diferencial. Finalmente, Herrero, Soler y Villar (2004) del IVIE (2004d) han calculado que el salario medio de las mujeres con respecto a los hombres para 1989-2000 es del 71,1% en España, oscilando entre el 78,2 de Canarias y el 63,7% de Aragón.

Respecto a la esperanza de vida y la educación hemos seguido los estándares del PNUD, pero el dato de educación corresponde en exclusiva a la población alfabetizada. Dado que este valor pondera a dos tercios del indicador de logro educativo y que el avance de la escolarización está fuertemente correlacionado con el de las capacidades lecto-escritoras, es razonable pensar que el resultado sería muy similar de contar con datos insesgados de escolarización. El problema es que no existen a nivel regional: la tasa bruta de escolarización no permite segregar a aquellos estudiantes que, viviendo en una provincia, estudian en otra, lo que sesga al alza el dato de aquellas provincias que cuentan con mayor dotación de infraestructura educativa (sobre todo universitaria) o que por distintos motivos reciben estudiantes de otras provincias. Se ha comprobado que la suma de este sesgo y la del derivado de que haya matriculados mayores de 23 años (en el numerador de la tasa de escolarización, que se calcula ponderando entre la población de 6 a 23 años) puede provocar que la tasa de escolarización supere en determinadas provincias el nivel 100 (IVIE 2004b; Herrero, Soler y Villar 2004).

Por último señalar que la esperanza de vida de c. 1959 corresponde a la media de 1960-61 y la de c. 1981 a la de 1975-80 recogidas en Devolder (s.a.) por provincia y sexo; la de c. 1999 está disponible en ine.base sólo para las provincias y sexos hasta 1995, por lo que hemos utilizado la proyección lineal de Herrero, Soler y Villar (2004) del IVIE (2004a) para 1999. Y respecto a la alfabetización se toman los datos de los *Censos de población* de 1960, 1981 y 1991, dado que del 2001 no se han ofrecido todavía resultados: en todo caso, las cifras del *Censo* de 1991 son muy similares a las que deducen a partir de la alfabetización de la población activa de 2000 Herrero, Soler y Villar (2004) del IVIE (2004b). Hay que aclarar, no obstante, algunos cambios en dichas fuentes. El *Censo de población* de 1960 recoge dos datos diferentes de alfabetización. Por un lado, el número de alfabetos, que, calculados sobre la población total, permite deducir una tasa bruta de alfabetización muy inferior (74,9% a nivel nacional) de la que se obtiene como resto del porcentaje de analfabetos que ofrece directamente elaborada la fuente (88,8%) y que creemos que es la tasa de alfabetización adulta. Hemos elegido esta segunda opción que es la que se asemeja más a las cifras disponibles para 1981 y 1991. Las del *Censo* de 1981 recogen la tasa de analfabetismo (en %) de la población de 10 y más años, que hemos convertido en tasa de alfabetización como resto y expresada en %. El *Censo* de 1991 contiene el mismo tipo de dato en %, que hemos convertido nuevamente en tasa de alfabetización como resto.

#### **4. Desarrollo/desigualdad de género, convergencia y crecimiento económico**

Los resultados obtenidos se agrupan de acuerdo con nuestro doble análisis: análisis

de convergencia y análisis exploratorio de la relación desarrollo/ desigualdad y crecimiento.

En primer lugar, todos los índices (IDGg, IDHg y RSW) muestran la existencia de convergencia  $\square$  interprovincial. Es importante señalar que el grado de dispersión del IDGg *vis a vis* es superior siempre al del IDHg y al RSW (Cuadro 1). En segundo lugar, las provincias que mejoran más son aquellas que parten de niveles más bajos de IDGg, IDHg y RSW, lo que confirma la existencia de convergencia  $\square$  temporal (Cuadro 2). La intensidad de dicha convergencia es mayor para el IDGg que para el IDHg, lo que indica que el progreso del desarrollo de género ha sido más rápido en las provincias españolas que el desarrollo humano. En tercer lugar, también se produce una convergencia (que llamaremos  $\square$ ) del IDGg respecto al IDHg, que evidencia la disminución de la discriminación por género en la totalidad de las provincias españolas y que se mide por la reducción del indicador DESG (Cuadro 2).

**Cuadro 1. Coeficientes de variación del IDGg, IDHg y RSW (convergencia  $\square$  interprovincial)**

	IDGg	IDHg	RSW
1959	0,244	0,134	0,063
1981	0,124	0,092	0,041
1999	0,088	0,084	0,031

Fuente: Anexos 1 y 2.

**Cuadro 2. Convergencia  $\square$  temporal del IDGg, IDHg y RSW (coeficientes de rangos de Spearman de índices en 1959 y tasas de variación de los mismos) y convergencia  $\square$  de género (DESG)**

	1959-99	1959	1981	1999
IDGg	-0,956			
IDHg	-0,812			
RSW	-0,840			
DESG		0,168	0,104	0,020

Fuente: Anexos 1 y 2.

La panorámica de las provincias con mayor y menor IDGg se ha mantenido bastante estable. Con excepciones ocasionales (Teruel, Soria, Ávila y Zamora), la práctica totalidad de las provincias con menor desarrollo de género pertenecen a la mitad sur de España (a las regiones de Castilla-La Mancha, Extremadura y Andalucía) y cinco de ellas han permanecido en este segmento desde 1959 a 1999 (Ciudad Real, Albacete, Badajoz, Jaén y Granada). Por el contrario, las provincias con mayor desarrollo de género pertenecen a la mitad norte (salvo la excepción de Castellón y Valencia en 1959), con cada vez mayor presencia del cuadrante nordeste y cinco provincias que han permanecido en este segmento desde 1959 (Madrid, Barcelona, Baleares, Vizcaya y Álava) (Cuadro 3).

Por su parte, las diez provincias con menor y mayor RSW también responden a este esquema, aunque con algunas variaciones que ponen de relieve la debilidad de este indicador respecto al IDGg. Las provincias con menor RSW pertenecen a la mitad sur de España (a las regiones de Castilla-La Mancha, Extremadura y Andalucía), con la excepción de Teruel que es una de las cinco que han permanecido en este segmento desde 1959 a 1999 (Ciudad Real, Albacete, Badajoz y Jaén). Por el contrario, las provincias con mayor RSW pertenecen a la mitad norte, con cada vez mayor presencia del cuadrante nordeste y cinco provincias que han permanecido en este segmento desde 1959 (Pontevedra, Barcelona, Baleares, Vizcaya y Álava) (Cuadro 4). Cabe señalar que la presencia de las provincias gallegas en las posiciones elevadas del ranking se debe al mayor peso que el RSW otorga al componente de la renta y a la alta participación femenina en la población activa. Por tanto, mientras no se cuente con diferenciales salariales correctores, la validez del RSW como indicador de la desigualdad de género debe ponerse en cuarentena. Y de hecho, todos los ajustes del análisis exploratorio sobre desigualdad y crecimiento flaquean con los datos del RSW.

**Cuadro 3. Las 10 provincias de menor y mayor desarrollo de género (IDGg)**

	1959		1981		1999
Ciudad Real	0,132	Badajoz	0,271	Badajoz	0,419
Jaén	0,150	Jaén	0,281	Granada	0,423
Albacete	0,150	Cuenca	0,290	Cádiz	0,429
Cáceres	0,152	Ciudad Real	0,294	Jaén	0,429
Teruel	0,153	Granada	0,298	Sevilla	0,430
Badajoz	0,153	Ávila	0,303	Cuenca	0,434
Toledo	0,160	Cáceres	0,304	Córdoba	0,442
Granada	0,162	Albacete	0,309	Ciudad Real	0,449
Guadalajara	0,173	Huelva	0,309	Albacete	0,450
Soria	0,178	Córdoba	0,310	Zamora	0,450
España	0,257	España	0,381	España	0,510
Madrid	0,340	Baleares	0,448	Álava	0,580
Barcelona	0,339	Madrid	0,437	Gerona	0,578
Baleares	0,322	Gerona	0,435	Madrid	0,567
Guipúzcoa	0,313	Álava	0,432	Barcelona	0,561
Vizcaya	0,311	Barcelona	0,429	Baleares	0,558
Álava	0,306	Tarragona	0,415	Rioja	0,553
Cantabria	0,300	Guipúzcoa	0,410	Navarra	0,552
Asturias	0,283	Navarra	0,397	Tarragona	0,549
Castellón	0,281	Rioja	0,394	Vizcaya	0,542
Valencia	0,272	Vizcaya	0,391	Zaragoza	0,537

Fuente: Anexos 1 y 2.

**Cuadro 4. Las 10 provincias de menor y mayor RSW**

	1959		1981		1999
Ciudad Real	0,621	Ciudad Real	0,682	Cuenca	0,790
Jaén	0,624	Jaén	0,685	Ciudad Real	0,801
Albacete	0,627	Cuenca	0,689	Zamora	0,813
Toledo	0,638	Albacete	0,703	Jaén	0,819
Teruel	0,641	Badajoz	0,704	Toledo	0,836
Córdoba	0,644	Toledo	0,705	Teruel	0,839
Granada	0,647	Ávila	0,709	Guadalajara	0,842
Cáceres	0,649	Córdoba	0,710	Badajoz	0,842
Badajoz	0,649	Huelva	0,711	Albacete	0,843
Guadalajara	0,651	Teruel	0,713	Murcia	0,851
España	0,709	España	0,758	España	0,875
La Coruña	0,800	Pontevedra	0,797	Gerona	0,912
Pontevedra	0,792	Guipúzcoa	0,794	Pontevedra	0,903
Cantabria	0,776	Lugo	0,792	Orense	0,902
Barcelona	0,772	Madrid	0,790	Vizcaya	0,902
Álava	0,757	Barcelona	0,784	Baleares	0,901
Madrid	0,754	Álava	0,783	Álava	0,899
Baleares	0,754	Gerona	0,780	Lugo	0,896
Guipúzcoa	0,751	Navarra	0,780	Las Palmas	0,896
Asturias	0,745	Baleares	0,779	Tarragona	0,896
Vizcaya	0,742	Vizcaya	0,778	Barcelona	0,895

Fuente: Anexos 1 y 2.

El triple proceso de convergencia que hemos analizado se ha activado en paralelo al del PIB per cápita. El crecimiento de la renta ha estimulado la mejora del desarrollo de género y del desarrollo humano (Cuadro 5). En todo caso, la diferencia entre los coeficientes de correlación de rangos de Spearman en favor del IDHg indica que el crecimiento económico no ha beneficiado por igual a hombres y mujeres, aunque haya permitido acortar distancias. Esto podría explicar, en parte, el peor ajuste que muestra el RSW (y que no mejora si se consideran los intervalos temporales 1959-81, con 0,344, o 1981-99, con -0,023).

**Cuadro 5. Crecimiento económico y progreso de género y humano (coeficientes de rangos de Spearman entre tasas de variación), 1959-99**

	PIB per cápita
IDGg	0,711
IDHg	0,953
RSW	0,376

Fuente: Anexos 1 y 2. Para los datos de PIB per cápita ver Fundación BBVA (1999, 2000).

La exploración de la relación entre desigualdad de género y crecimiento arroja también resultados significativos, pero contrarios al consenso de la literatura. Ello se explica fundamentalmente porque a los niveles de PIB per cápita que se mueve nuestra población de provincias, no funcionan las conexiones que desde la desigualdad llevan a un menor crecimiento (Barro 2000). La ordenación inicial del IDGg, IDH y RSW está correlacionada negativa y significativamente con las tasa de crecimiento del PIB per cápita a largo plazo (las provincias que partieron de un menor desarrollo humano o más desigualdad de género fueron las que más crecieron), aunque la ordenación de los extremos del ranking muestra la existencia una notable estabilidad en cuanto a la pertenencia a clubes. Con el DESG también se apunta en la misma dirección: aquellas provincias en las que la desigualdad de género era mayor, o sea, más alto el DESG, fueron las que más crecieron. En todo caso, las relaciones por períodos indican que la mayor influencia positiva se produjo en 1959-81 (siendo los datos de 1981-99 no significativos), lo que sugiere explorar las relaciones entre migraciones internas, que fueron un factor clave de convergencia (García Greciano y Raymond 1999) y disminución de la desigualdad, a partir de las reflexiones de Hirschman (1993) sobre la estrategia *voice* de la emigración. Finalmente, hay que señalar que la desigualdad en desarrollo humano muestra una influencia mayor que la de género sobre el crecimiento (Cuadro 6).

**Cuadro 6. Desarrollo/ desigualdad de género y crecimiento económico (coeficientes de rangos de Spearman entre valores iniciales y tasas de variación del PIB per cápita)**

	1959-99	1959-81	1981-99
IDGg	-0,611	-0,597	-0,246
IDHg	-0,645	-0,610	-0,252
DESG	0,509	0,497	0,166
RSW	-0,500	-0,498	-0,186

Fuente: Anexos 1 y 2. Para los datos de PIB per cápita ver Fundación BBVA (1999, 2000).

### **Consideraciones finales**

De cara al desarrollo de la investigación resulta, pues, necesario testar la hipótesis de si la desigualdad de género incentivó la emigración interior, o bien fue la emigración interior la que contribuyó a reducir la desigualdad de género. Por otro lado, dejamos para más adelante el cálculo de las elasticidades del PIB per cápita con respecto a los distintos índices y simplemente señalar, por último, que el porcentaje de representatividad de las componentes esperanza de vida y educación sobre el IDGg español son superiores a 100 para los tres cortes temporales 1959, 1981 y 1999 (aunque con tendencia decreciente: 294, 217 y 177 para la esperanza de vida; 345, 246, 190 para la educación, respectivamente), mientras que la componente renta es muy inferior a 100 (aunque con tendencia creciente: 10, 19 y 30).

En todo caso nuestros resultados, que consideramos relevantes en cuanto al análisis de convergencia y a la relación entre crecimiento económico y reducción de las

desigualdades de género, están sujetos a la provisionalidad hasta que se puedan reconstruir los diferenciales salariales a nivel provincial, que habrá que aproximar desde un cálculo nacional a través de la estructura de la población activa (por sectores y sexos) y del VAB (por sectores) de las distintas provincias.

**Anexo 1. IDGg e IDHg para las provincias españolas**

provincias	IDGg 1959	IDGg 1981	IDGg 1999	IDHg 1959	IDHg 1981	IDHg 1999
Álava	0,307	0,432	0,580	0,347	0,478	0,586
Albacete	0,150	0,305	0,450	0,245	0,363	0,461
Alicante	0,248	0,381	0,496	0,303	0,426	0,504
Almería	0,196	0,317	0,469	0,250	0,373	0,479
Asturias	0,283	0,380	0,480	0,325	0,433	0,490
Ávila	0,192	0,303	0,474	0,252	0,377	0,487
Badajoz	0,153	0,271	0,419	0,241	0,345	0,433
Baleares	0,322	0,448	0,558	0,351	0,485	0,565
Barcelona	0,339	0,429	0,561	0,369	0,463	0,570
Burgos	0,220	0,372	0,533	0,293	0,423	0,543
Cáceres	0,152	0,304	0,463	0,237	0,362	0,474
Cádiz	0,187	0,311	0,429	0,273	0,377	0,442
Cantabria	0,300	0,388	0,496	0,331	0,436	0,514
Castellón	0,281	0,383	0,537	0,314	0,430	0,547
Ciudad Real	0,132	0,294	0,449	0,237	0,371	0,470
Córdoba	0,187	0,310	0,442	0,260	0,362	0,452
Coruña (La)	0,270	0,372	0,490	0,282	0,405	0,496
Cuenca	0,199	0,290	0,434	0,245	0,360	0,458
Gerona	0,306	0,435	0,578	0,344	0,471	0,584
Granada	0,162	0,298	0,423	0,246	0,348	0,434
Guadalajara	0,173	0,365	0,521	0,281	0,427	0,538
Guipúzcoa	0,313	0,410	0,534	0,366	0,450	0,541
Huelva	0,183	0,309	0,450	0,259	0,386	0,463
Huesca	0,185	0,378	0,514	0,312	0,445	0,524
Jaén	0,150	0,281	0,429	0,239	0,351	0,445
León	0,190	0,364	0,487	0,283	0,405	0,496
Lérida	0,247	0,388	0,532	0,312	0,438	0,541
Lugo	0,227	0,351	0,466	0,260	0,371	0,470
Madrid	0,340	0,437	0,567	0,385	0,473	0,577
Málaga	0,195	0,340	0,459	0,273	0,386	0,469
Murcia	0,213	0,337	0,470	0,270	0,390	0,483
Navarra	0,256	0,397	0,552	0,328	0,442	0,564
Orense	0,195	0,318	0,466	0,252	0,354	0,468
Palencia	0,215	0,357	0,500	0,280	0,418	0,518
Palmas, Las	0,221	0,370	0,491	0,288	0,418	0,501
Pontevedra	0,270	0,375	0,486	0,284	0,400	0,490
Rioja	0,260	0,394	0,553	0,318	0,439	0,569
Salamanca	0,214	0,340	0,501	0,287	0,398	0,511
Santa Cruz T	0,218	0,365	0,483	0,279	0,415	0,497
Segovia	0,191	0,335	0,506	0,286	0,405	0,517
Sevilla	0,226	0,328	0,430	0,284	0,377	0,441
Soria	0,178	0,339	0,509	0,271	0,392	0,523
Tarragona	0,259	0,415	0,549	0,328	0,467	0,557
Teruel	0,153	0,348	0,510	0,266	0,423	0,526
Toledo	0,160	0,325	0,467	0,255	0,388	0,480
Valencia	0,272	0,381	0,517	0,333	0,426	0,529
Valladolid	0,236	0,374	0,518	0,306	0,433	0,529
Vizcaya	0,311	0,391	0,542	0,367	0,440	0,548
Zamora	0,187	0,322	0,450	0,268	0,366	0,477
Zaragoza	0,262	0,389	0,537	0,326	0,438	0,551
España	0,257	0,381	0,510	0,309	0,424	0,521



## Anexo 2. DESG y RSW para las provincias españolas

provincias	DESG 1960	DESG 1981	DESG 1999	RSW 1960	RSW 1980	RSW 1999
Álava	0,115	0,096	0,010	0,757	0,783	0,899
Albacete	0,387	0,160	0,024	0,627	0,703	0,843
Alicante	0,181	0,106	0,016	0,699	0,750	0,884
Almería	0,216	0,149	0,021	0,673	0,720	0,868
Asturias	0,130	0,121	0,021	0,745	0,768	0,886
Ávila	0,240	0,196	0,027	0,681	0,709	0,854
Badajoz	0,364	0,213	0,031	0,649	0,704	0,842
Baleares	0,081	0,075	0,013	0,754	0,779	0,901
Barcelona	0,081	0,073	0,016	0,772	0,784	0,895
Burgos	0,250	0,122	0,018	0,707	0,766	0,886
Cáceres	0,361	0,159	0,023	0,649	0,714	0,856
Cádiz	0,316	0,176	0,031	0,677	0,722	0,855
Cantabria	0,092	0,110	0,036	0,776	0,777	0,854
Castellón	0,108	0,111	0,020	0,722	0,744	0,872
Ciudad Real	0,443	0,207	0,045	0,621	0,682	0,801
Córdoba	0,279	0,145	0,023	0,644	0,710	0,859
Coruña (La)	0,040	0,080	0,012	0,800	0,776	0,888
Cuenca	0,189	0,193	0,052	0,669	0,689	0,790
Gerona	0,110	0,076	0,010	0,736	0,780	0,912
Granada	0,341	0,144	0,026	0,647	0,718	0,852
Guadalajara	0,385	0,145	0,032	0,651	0,727	0,842
Guipúzcoa	0,145	0,088	0,014	0,751	0,794	0,890
Huelva	0,291	0,198	0,027	0,673	0,711	0,853
Huesca	0,409	0,150	0,020	0,661	0,731	0,869
Jaén	0,372	0,200	0,036	0,624	0,685	0,819
León	0,328	0,101	0,017	0,679	0,768	0,885
Lérida	0,210	0,115	0,017	0,694	0,748	0,883
Lugo	0,129	0,054	0,009	0,718	0,792	0,896
Madrid	0,117	0,076	0,018	0,754	0,790	0,891
Málaga	0,286	0,119	0,022	0,666	0,745	0,872
Murcia	0,213	0,137	0,027	0,673	0,723	0,851
Navarra	0,220	0,100	0,022	0,719	0,780	0,878
Orense	0,225	0,103	0,005	0,674	0,753	0,902
Palencia	0,233	0,145	0,036	0,705	0,749	0,855
Palmas, Las	0,233	0,116	0,020	0,691	0,755	0,896
Pontevedra	0,047	0,061	0,008	0,792	0,797	0,903
Rioja	0,183	0,103	0,029	0,719	0,768	0,858
Salamanca	0,254	0,146	0,021	0,688	0,742	0,875
Santa Cruz T	0,216	0,120	0,028	0,684	0,746	0,868
Segovia	0,333	0,173	0,022	0,673	0,738	0,863
Sevilla	0,203	0,130	0,024	0,686	0,735	0,865
Soria	0,344	0,136	0,028	0,668	0,747	0,862
Tarragona	0,210	0,113	0,013	0,690	0,749	0,896
Teruel	0,426	0,177	0,031	0,641	0,713	0,839
Toledo	0,372	0,164	0,027	0,638	0,705	0,836
Valencia	0,183	0,104	0,022	0,698	0,755	0,870
Valladolid	0,231	0,135	0,022	0,702	0,756	0,873
Vizcaya	0,155	0,111	0,011	0,742	0,778	0,902
Zamora	0,301	0,118	0,056	0,666	0,744	0,813
Zaragoza	0,196	0,112	0,026	0,706	0,759	0,862
España	0,168	0,104	0,020	0,709	0,758	0,875

## BIBLIOGRAFÍA

- Aturupane, H. Glewwe, P. e Isenman, P. (1994): "Poverty, Human Development, and Growth: An Emerging Consensus?", *American Economic Review*, 84 (2), 244-249.
- Bakker, I. (2000): "Development Policies", en J. Peterson y M. Lewis eds. (2000: 83-95).
- Bardhan, K. y Klasen, S. (1999): "UNPD's Gender-Related Indexes: A Critical Review", *World Development*, 27 (6), 985-1010.
- Barro, R.J. (2000): "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, 5 (1), 5-32.
- Benería, L. (1977). *Mujer, economía y patriarcado durante la España franquista*. Anagrama, Barcelona.
- (1981): "Conceptualizing the Labor Force: The Underestimation of Women's Economic Activities", *Journal of Development Studies*, 17 (3), pp. 8-28.
- (1993): "The measurement of women's economic activities: Assessing the theoretical and practical work of two decades", en D. Westendorff y D. Ghai, eds. (1993: 263-283).
- (2000): "Structural Adjustment Policies", en J. Peterson y M. Lewis eds. (2000: 687-695).
- Berik, G. (2000): "Globalization", en J. Peterson y M. Lewis eds. (2000: 402-411).
- Booyens, F. (2002): "An Overview and Evaluation of Composite Indices of Development", *Social Indicators Research*, 59 (2), 115-151.
- Boserup, E. ([1970] 1989): *Woman's Role in Economic Development*. Earthscan Pub., Londres.
- (1987): "Inequality between the sexes", en J. Eatwell, M. Milgate y P. Newman eds., *The New Palgrave. A Dictionary of Economics*. Cambridge University Press, Londres, vol. II, 824-827.
- Bowles, P. (1990): "Millar and Engels on the history of women and the family", *History of European Ideas*, 12 (5), 595-610.
- Buvinic, M. y Mehra, R. (1990): "Women and Agricultural Development", en C.K. Eicher y J.M. Staatz eds., *Agricultural Development in the Third World*. The Johns Hopkins University Press, Baltimore-London, 290-308.
- Capel, R.M. (1999): *Mujer y trabajo en el siglo XX*. Arco, Valladolid.
- Cloud, K. y Garrett, N. (1997): "A Modest Proposal for Inclusion of Women's Household Human Capital Production in Analysis of Structural Transformation", *Feminist Economics*, 3 (1), 151-177.
- Crafts, N.F.R. (1993): "Was the Thatcher Experiment Worth It? British Economic Growth in a European Context", en A. Szirmai, B. van Ark y D. Pilat eds., *Explaining Economic Growth. Essays in Honour of Agnus Maddison*. Elsevier, Amsterdam, 327-350.
- (1997a): "The Human Development Index and changes in standards of living: Some historical comparisons", *European Review of Economic History*, 1, 299-322.
- (1997b): "Some dimensions of the «quality of life» during the British Industrial Revolution", *Economic History Review*, 50 (4), 690-712.
- (2002): "The Human Development Index, 1870-1999: Some revised estimates", *European Review of Economic History*, 6, 395-405.
- Dasgupta, A.J. (1978): "Underdevelopment, Past and Present. Some Comparisons of Pre-Industrial Levels of Living", *Indian Economic and Social History Review*, 15 (1), 41-52.
- Dasgupta, P. (1990): "Well-being and extent of its realisation in poor countries", *Economic Journal*, 100 (1), 1-32.
- y Weale, M. (1992): "On Measuring de Quality of Life", *World Development*, 20 (2), 119-131.
- Desai, M. (1991): "Human Development: Concept and Measurement", *European Economic Review*, 35 (2), 350-357.
- (1993): "Income and alternative measures of well-being", en D. Westendorff y D. Ghai, eds. (1993: 23-39).
- Devolder, D. (s.a.): "Tablas de mortalidad provinciales", *Papers de Demografia*. Documento de Trabajo, Centre d'Estudis Demogràfics, 15.
- Dijkstra, A.G. y Hanmer, L.C. (2000): "Measuring Socio-Economic Gender Inequality: Toward an Alternative to the UNDP Gender-Related Development Index", *Feminist Economics*, 6 (2), 41-75.
- Dimand, R. y Nyland, C. eds. (2003): *The Status of Women in Classical Economic Thought*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Dimand, R.W., Forget, E.L. y Nyland, C. (2004): "Gender y Classical Economics", *Journal of Economic Perspectives*, 18 (1); 229-240.

- Dixon, R.B. (1982): "Women in Agriculture: Counting the Labor Force in Developing Countries", *Population and Development Review*, 8 (3), pp. 539-566.
- Domínguez, R. (1994): "La mercantilización de los factores de la agricultura española, 1860-1880: un intento de estimación", *Revista de Historia Económica*, 12 (1), 85-109.
- (1996): "La mercantilización de los campesinos en España, 1860-1880. Un intento de estimación", en L. Fernández y X. Balboa eds., *La sociedad rural en la España contemporánea. Mercado y patrimonio*. Edicions do Castro, La Coruña, 139-162.
- (1999): "El Índice Físico de Calidad de Vida en España: evolución de las disparidades espaciales, 1860-1910", en J. Torras y B. Yun eds. (1999: 183-204).
- (2000): "Teorías de la división del trabajo y enfoque del género", *Arenal. Revista de Historia de las Mujeres*, 7 (1), 179-205.
- (2001): "¿Por qué la economía es una ciencia tan misógina? Una relectura de los clásicos desde la economía feminista", *Política y Sociedad*, 37, 181-202.
- (2002a): *La riqueza de las regiones. Las desigualdades económicas regionales en España, 1700-2000*. Alianza Editorial, Madrid.
- (2002b): "Desigualdades sociales y crecimiento económico regional en España a largo plazo", *Revista de Historia Industrial*, 22, 177-196.
- y Guijarro, M. (2000): "Evolución de las disparidades espaciales del bienestar en España, 1860-1930. El Índice Físico de Calidad de Vida", *Revista de Historia Económica*, 18 (1), 109-137.
- y Guijarro, M. (2001): "Hacia una reconstrucción normativa del bienestar: evolución del Índice Físico de Calidad de Vida en España, 1900-1960", *Estudios de Economía Aplicada*, 18, 157-174.
- Dossel, D.P. y Gounder, R. (1994): "Theory and measurement of living levels: Some empirical results for the Human Development Index", *Journal of International Development*, 6 (3), 415-435.
- Dowrick, S. Dunlop, Y. y Quiggin, J. (2003): "Social indicators and comparisons of living standards", *Journal of Development Economics*, 70 (2), 501-529.
- Durán, M.A. (1997): "El papel de las mujeres y hombres en la economía española", *Información Comercial Española*, 760, 9-42.
- Easterlin, R. (2000): "The Worldwide Standard of Living Since 1800", *Journal of Economic Perspectives*, 14 (1), 7-26.
- Easterly, W. (1999): "Life during Growth", *Journal of Economic Growth*, 4 (3), 239-276.
- Elson, D. (1995): "Gender Awareness in Modeling Structural Adjustment", *World Development*, 23 (11), 1851-1868.
- (2000): "Development, Theories of", en J. Peterson y M. Lewis eds. (2000: 95-107).
- Escudero, A. (2002): "Volviendo a un viejo debate: el nivel de vida de la clase obrera británica durante la Revolución Industrial", *Revista de Historia Industrial*, 21, 13-59.
- Escudero, A. y Simón, H.J. (2003): "El bienestar en España: una perspectiva a largo plazo", *Revista de Historia Económica*, 21 (3), 525-565.
- Fedderke, J. y Klitgaard, R. (1998): "Economic Growth and Social Indicators: An Exploratory Analysis", *Economic Development and Cultural Change*, 46 (3), 455-489.
- Firebaugh, G. y Beck, F.D. (1994): "Does Economic Growth Benefit the Masses? Growth, Dependence and Welfare in the Third World", *American Sociological Review*, 59 (3), 631-653.
- Forsythe, N., Korzeniewicz, R.P. y Durrant, V. (2000): "Gender Inequalities and Economic Growth: A Longitudinal Evaluation", *Economic Development and Cultural Change*, 48 (3), 573-617.
- Fukuda-Parr, S. (2003): "The Human Development Paradigm: Operationalizing Sen's Ideas on Capabilities", *Feminist Economics*, 9 (2/3), 301-317.
- Fundación BBVA (1999): *Renta nacional de España y su distribución provincial. Serie homogénea años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1997. Tomo II. Serie por provincias*. Fundación BBVA, Bilbao.
- (2000): *Renta nacional de España y su distribución provincial. Año 1995 y avances 1996-1999*. Fundación BBVA, Bilbao.
- Gall, P. (1990): "What Really Matters. Human Development", en K.P. Jameson y C.K. Wilber eds. (1996: 530-538).
- García Greciano, B. y Raymond, J.L. (1999): "Las disparidades regionales y la hipótesis de convergencia: una revisión", *Papeles de Economía Española*, 80, 2-18.
- Goedhart, T. et al. (1977): "The poverty line: Concept and measurement", *Journal of Human Resources*, 12 (4), 503-520.

- González Laxe, F., Martín, F. y Fernández, M. (2004): “Medición del desarrollo sostenible y análisis regional: diseño y aplicación de un índice sintético global a las comunidades autónomas españolas”, *Investigaciones Regionales*, 5, 91-112.
- Griffin, K. y Knight, J. (1989): “Human Development: The Case for Renewed Emphasis”, en K.P. Jameson y C.K. Wilber eds. (1996: 610-639).
- Groenewegen, P. (2003): “Condorcet and Equality of Sexes: One of Many Fronts for a Great Fighter for Liberty in the Eighteenth Century”, en R. Dimand y C. Nyland eds. (2003: 127-141).
- Hagenaars, A.J.M. y van Praag, B.M.S. (1985): “A sintesis of poverty line definitions”, *Review of Income and Wealth*, 31 (2); 139-154.
- Hagerty, M.R. et al. (2001): “Quality of Life Indexes for National Policy: Review and Agenda for Research”, *Social Indicators Research*, 55, 1-96.
- Hernández, P.J. (1995): “Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer de España”, *Investigaciones Económicas*, 19, 195-215.
- (1996): “Segregación ocupacional de la mujer y movilidad laboral”, *Revista de Economía Aplicada*, 11, 57-80
- Hicks, D.A. (1997): “The Inequality-Adjustes Human Development Index: A Constructive Proposal”, *World Development*, 25 (8), 1283-1298.
- Hicks, N. y Streeten, P. (1979): “Indicators of Development: The Search for a Basic Needs Yardstick”, *World Development*, 7 (6), 567-580.
- Hill, M.A. y King, E.M. (1995): “Women’s Education and Economic Well-being”, *Feminist Economics*, 1 (2), 21-46.
- Hirschman, A.O. (1993): “Salida, voz y destino de la RDA. Un ensayo de historia conceptual”, en *Tendencias autosubversivas. Ensayos*. FCE, México, 15-55.
- Hopkins, M. (1991): “Human Development Revisited: A New UNDP Report”, *World Development*, 19 (10), 1469-1473.
- IVIE (2004a): “Componentes del Índice de Desarrollo Humano: la esperanza de vida al nacer”, *Capital Humano*, 43, www.ivie.es.
- (2004b): “El desarrollo humano y los conocimientos: alfabetización de adultos”, *Capital Humano*, 45, www.ivie.es.
- (2004c): “El desarrollo humano y los conocimientos: la matriculación de alumnos en España”, *Capital Humano*, 45, www.ivie.es.
- (2004d): “La discriminación de género en el acceso a la riqueza y la exclusión social en España”, *Capital Humano*, 48, www.ivie.es.
- (2005a): “El Índice de Desarrollo Humano en España, 1981-2000”, *Capital Humano*, 49, www.ivie.es.
- (2005b): “El Índice de Desarrollo de Género en España, 1981-2000”, *Capital Humano*, 50, www.ivie.es.
- Jameson, K.P. y Wilber, C.K. eds. (1996): *The Political Economy of Development and Underdevelopment*. McGraw Hill, New York.
- Kakwani, N. (1981): “Welfare Measures. An International Comparison”, *Journal of Development Economics*, 8 (1), 21-45.
- (1993): “Performance in living standards: An international comparison”, *Journal of Development Economics*, 41 (1), 307-336.
- Kelley, A.C. (1991): “The Human Development Index: «Handle with care»”, *Population and Development Review*, 17 (2), 315-324.
- Klasen, S. (2002): “Low Schooling for Girls, Slower Growth for All? Cross-Country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development”, *World Bank Economic Review*, 16 (3), 345-373.
- Lagerlöf, N.P. (2003): “Gender Equality and Long-Run Growth”, *Journal of Economic Growth*, 8 (4), 403-426.
- Lago, I. (2002): “La discriminación salarial por razones de género: un análisis empírico del sector privado en España”, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 98, 171-176.
- Larson, D.A. y Wilford, W.T. (1979): “The Physical Quality of Life Index: A Useful Social Indicator?”, *World Development*, 7 (6), 581-584.
- Lasso de la Vega, M.C. (1990): “Una nueva formulación de la concepción global del desarrollo: El Informe del PNUD sobre *Desarrollo Humano*”, *Desarrollo*, 17, 49-51.
- y Urrutia, A.M. (2000): “Desarrollo humano sostenible en las Comunidades Autónomas españolas.

- Análisis comparado de indicadores”, *Ciudad y Territorio*, 123, 29-40.
- Lawn, P.A. (2003): “A theoretical foundation to support the Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW), Genuine Progress Indicator (GPI), and other related indexes”, *Ecological Economics*, 44 (1), 105-118.
- Maestro, I. y Martínez, J. (2003): “La pobreza humana y su feminización en España y las Comunidades Autónomas”, *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 104, 57-89
- Mammen, K. y Paxson, C. (2000): “Women’s Work and Economic Development”, *Journal of Economic Perspectives*, 14 (4), 141-164.
- Martín, C. y Zarapuz, L. (2000): *Empleo y discriminación salarial. Un análisis desde la perspectiva de género*. Secretaría Confederal de la Mujer de CC.OO./Forem, Madrid.
- Martínez, J. y Cairó, G. (2004): “Gender and Regional Inequality in Human Development: The Case of Spain”, *Feminist Economics*, 10 (1), 37-64.
- McGillivray, M. (1991): “The Human Development Index: Yet Another Redundant Composite Development Indicator?”, *World Development*, 10 (9), 1461-1468.
- y White, H. (1993): “Measuring Development? The UNPD’s Human Development Index”, *Journal of International Development*, 5 (2), 183-192.
- MacGranahan, D., Scott, W. y Richard, C. (1993): “Qualitative indicators of development”, en D. Westendorff y D. Ghai eds. (1993: 65-93).
- Mazumdar, K. (1999): “Measuring the Well-Beings of the Developing Countries: Achivement and Improvement Indices”, *Social Indicators Research*, 47 (1), 1.-60.
- Moltó, M.L. (2002): “The Gender Pay Gap in Spain”, *Report for the European Commision’s Group of Experts “Gender and Employment”*.
- Monni, S. (2002): “L’Indice di Sviluppo Umano nelle province italiane”, *La Questione Agraria*, 67 (1), 115-130.
- Morris, M.D. (1979): *Measuring the Condition of the World's Poor: The Physical Quality of Life Index*. New York, Overseas Development Council.
- y McAlpin, M.B. (1982): *Measuring the Condition of India's Poor. The Physical Quality of Life*. New Delhi, Promilla&CO.
- Murray, C.J.L. (1993): “Development data constraints and the Human Development Index”, en D. Westendorff y D. Ghai, eds. (1993: 40-64).
- Noorbakhsh, F. (1998): “A Modified Human Development Index”, *World Development*, 26 (3), 517-528.
- Nordhaus, W.D. (2002): “The Health of Nations: The Contribution of Improved Health to Living Standards”, en K.M. Murphy y R.H. Topel eds., *Exceptional Returns*. University of Chicago Press, Chicago.
- y Tobin, J. ([1972] 1976): “¿Está anticuado el crecimiento?”, *Revista Española de Economía*, 6 (1), 349-375.
- Nyland, C. (1993a): “John Locke and the Social Position of Women”, *History of Political Economy*, 25 (1), 39-63.
- (1993b): “Adam Smith, Stage Theory, and the Status of Women”, *History of Political Economy*, 25 (4), 617-640
- (1997): “Biology and Enviroment: Montesquieu’s Relativist Analysis of Gender Behavior”, *History of Political Economy*, 29 (3), 391-412.
- (2003): “Women’s Progress and «the End of History»”, en R. Dimand y C. Nyland eds. (2003: 108-126).
- y Dimand, R. (2003): “Gender Relations and Classical Economics. The Evolution of a Tradition”, en R. Dimand y C. Nyland eds. (2003: 1-20).
- Osberg, L. y Sharpe, A. (2002): “An index of economic well-being for selected OECD countries”, *Review of Economic and Wealth*, 48 (3), 291-316.
- Othick, J. (1983): “Development Indicators and the Historical Study of Human Welfare: Towards a New Perspective”, *Journal of Economic History*, 43 (1), 63-70.
- Palazzi, P. y Lauri, A. (1998): “The Human Development Index: Suggested corrections”, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 205, 193-201.
- Peterson, J. y Lewis, M. eds. (2000): *The Elgar Companion to Feminist Economics*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Pinilla, R. y Goerlich, F.J. (2004): “Renta per capita y potencial de calidad de vida (QPL) en España

- (1981-1999)", *Investigaciones Regionales*, 4, 53-74.
- PNUD (1990): "Definición y medición del desarrollo humano", *Desarrollo*, 17, 8-12.
- Pyle, J.L. y Summerfield, G. (2000): "Economic Restructuring", en J. Peterson y M. Lewis eds. (2000: 289-303).
- Ram, R. (1982): "Composite Indexes of Physical Quality of Life, Basic Needs Fulfilment, and Income", *Journal of Development Economics*, 11 (1), 227-247.
- Ranis, G., Stewart, F. y Ramírez, A. (2000): "Economic Growth and Human Development", *World Development*, 28 (2), 197-219.
- Ravallion, M. (1997): "Good and Bad Growth: The Human Development Reports", *World Development*, 25 (5), 631-638.
- Robeyns, I. (2003): "Sen's Capability Approach and Gender Inequality: Selecting Relevant Capabilities", *Feminist Economics*, 9 (2/3), 61-92.
- Sagar, A.D. y Najam, A. (1998): "The Human Development Index: A Critical Review", *Ecological Economics*, 25, 249-264.
- Seguino, S. (2000): "Gender Inequality and Economic Growth: A Cross-Country Analysis", *World Development*, 28 (7), 1211-1230.
- Seers, D. (1972): "What are we trying to measure?", *Journal of Development Studies*, 8 (1), 21-36.
- Sen, A.K. (1976): "Poverty: An ordinal approach to measurement", en A.K. Sen, *Nueva economía del bienestar. Escritos seleccionados*. Universidad de Valencia, Valencia, 297-310.
- (1979): "Informational bases of alternative welfare approaches. Aggregation and income distribution", *Journal of Public Economics*, 3, 387-403.
- (1981): "Public action and the quality of life in Developing Countries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 43 (4), 287-319.
- (1988): "The Concept of Development", en H. Chenery y T.N. Srinivasan eds., *Handbook of Development Economics*. New Holland, Amsterdam, vol. I, 9-26.
- (1998): "Mortality as an indicator of economic success and failure", *Economic Journal*, 446, 1-25.
- (1999): "The Possibility of Social Choice", *American Economic Review*, 89 (3), 349-378.
- y Anand, S. (1990): "The Concept of Human Development", *Background Paper for the Human Development Report 1990*. <http://hdr.unpd.org/>.
- y Anand, S. (1994a): "Sustainable Human Development: Concepts and Measurement", *Background Paper for the Human Development Report 1994*. <http://hdr.unpd.org/>.
- y Anand, S. (1994b): "Human Development Index: Methodology and Measurement", *United Nations Development Programme Occasional Paper 12*. <http://hdr.unpd.org/>.
- y Anand, S. (1995): "Gender Inequality in Human Development: Theories and Measurement", *Background Paper for the Human Development Report 1995*. <http://hdr.unpd.org/>.
- y Anand, S. (2000): "The Income Component of the Human Development Index", *Journal of Human Development*, 1 (1), 83-106.
- Silber, J. (1983): "ELL (The Equivalent Length of Life) or Another Attempt at Measuring Development", *World Development*, 11 (1), 21-29.
- Silvestre, J. (2005): "El grado de discriminación salarial de las mujeres en España, 1930: una primera aproximación", *Investigaciones de Historia Económica*, 2 (en prensa).
- Srinivasan, T.N. (1994): "Human Development: A New Paradigm or Reinvention of the Wheel?", *American Economic Review*, 84 (2), 238-243.
- Steckel, R.H. y Floud, R. eds. (1997): *Health and Welfare during Industrialization*. University of Chicago Press, Chicago.
- Stern, D.I. (2004): "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve", *World Development*, 32 (8), 1419-1439.
- Streeten, P. (1994): "Human Development: Means and Ends", *American Economic Review*, 84 (2), 232-237.
- Sutherland, K. (1995): "Adam Smith's master narrative: women and the *Wealth of Nations*", en S. Copley y K. Sutherland eds., *Adam Smith's Wealth of Nations. New Interdisciplinary Essays*. Manchester, 97-121.
- Tarabusi, E.C. y Palazi, P. (2004): "An index for sustainable development", *BNL Quarterly Review*, 229, 185-206.
- Torrás, J. y Yun, B. eds. (1999): *Consumo, condiciones de vida y comercialización. Cataluña y Castilla,*

- siglos XVII-XIX*. Junta de Castilla y León, Valladolid, 1999.
- Ugidos, A. (1997): "Gender wage discrimination in the Spanish Labor market", *Revista Española de Economía*, 14 (1), 3-21.
- UNDP (1990): *Human Development Report. Concept and Measurement of human development*. Oxford University Press, New York.
- (1995): *Human Development Report. Gender and human development*. Oxford University Press, New York.
- Usher, D. (1973): "An Imputation to the Measure of Economic Growth for Changes in Life Expectancy", en M. Moss ed., *The Measurement of Economic and Social Performance*. Columbia University Press, New York., 93-226.
- Uzawa, H. (1993): "Equity and valuation of environmental destruction", en D. Westendorff y D. Ghai eds. (1993: 322-339).
- van Praag, B.M.S. (1993): "The Relativity of the Welfare Concept", en M. Nussbaum y A. Sen eds., *The Quality of Life*. Oxford University Press, Oxford, 362-385.
- Goedhart, T. y Kapteyn, A. (1980): "The poverty line. A pilot survey in Europe", *Review of Economic and Statistics*, 62, 461-465.
- Villota, P. de (1999): "Reflexiones sobre el IDH relacionado con el IDM-IDG del PNUD. La desigualdad de género en España", en P. de Villota ed., *Globalización y género*. Síntesis, Madrid.
- Voth, H.J. (2003): "Living Standards During the Industrial Revolution: An Economist's Guide", *American Economic Review*, 93 (2), 221-226.
- Westendorff, D. y Ghai, D. eds. (1993): *Monitoring Social Progress in the 1990s. Data constraints, concerns and priorities*. Aldershot, Avebury.
- Zarzosa, P. (1999): "La calidad de vida en la España de 1860: una propuesta metodológica para la medición de las disparidades espaciales", en J. Torras y B. Yun eds. (1999: 205-227).