

# UN INDICADOR SINTÉTICO DEA PARA LA MEDICIÓN DE BIENESTAR DESDE UNA PERSPECTIVA DE GÉNERO

Francisco J. Blancas Peral<sup>1</sup> y Mónica Domínguez-Serrano<sup>2</sup>

Departamento de Economía, Métodos Cuantitativos e Historia Económica

Universidad Pablo de Olavide, Ctra. Utrera, km 1

41013 Sevilla

## ABSTRACT

Composite indicators capable of summarizing a large and complex information such as the one in the well-being field, has become a tool with a great potential for the evaluation and management of public policies. Given the limitations in the construction of well-being indicators which include a gender perspective, this paper proposes the use of a new methodology for constructing a measurement. We propose new linear programming models to improve the traditional DEA models. For the practical implementation of this proposal we take the countries of the European Union as an example.

**KEYWORDS:** Composite Indicators, Envelopment Data Analysis, Linear Programming, Well-being, Gender.

**MSC:** 91B82.

## RESUMEN

Los indicadores sintéticos capaces de resumir una información tan amplia y compleja como la recogida en el ámbito del bienestar, se han convertido en una herramienta con un gran potencial en la evaluación y gestión de políticas públicas. Ante las limitaciones observadas en la construcción de indicadores de bienestar que incorporen la perspectiva de género, proponemos la utilización de una metodología novedosa para su medición. Se trata de definir nuevos modelos de programación lineal que mejoren los modelos DEA tradicionales. Para la aplicación práctica de esta propuesta, se toma como ejemplo el conjunto de países integrantes de la Unión Europea.

## 1. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas han sido muchos los esfuerzos realizados para medir el progreso de las sociedades mediante la utilización de instrumentos analíticos como son los indicadores. En unos casos se trata de indicadores sencillos que reflejan un determinado aspecto de la realidad mientras que otros son agregados a partir de una combinación de varios. Asimismo, son muy diversos en cuanto a su complejidad metodológica así como en cuanto a las áreas de la realidad que tratan de reflejar.

El género de cada individuo puede afectar de manera muy significativa a su nivel de bienestar desde el mismo momento de su nacimiento, de forma que cuestiones básicas, como la tasa de alfabetismo o la esperanza de vida, esconden a menudo las distintas experiencias de hombres y mujeres. No tener en cuenta estas diferencias reflejaría una realidad parcial, para evitar lo cual se han creado algunos indicadores que tratan de incorporar esta perspectiva. Como veremos, los trabajos realizados en esta línea han dado lugar a tres tipos de indicadores: las medidas simples de bienestar desagregadas por género, los denominados índices de *gender gap*, y las medidas de bienestar sensibles al género, creadas mediante el ajuste de medidas agregadas de bienestar para tener en cuenta las desigualdades por género. No obstante, el análisis crítico de los indicadores de bienestar con perspectiva de género revela importantes deficiencias que es necesario paliar para conseguir una medida cuantitativa más adecuada del concepto. En concreto, estas deficiencias se resumen en dos cuestiones básicas: las dimensiones y aspectos evaluados en cada caso y la utilización de ponderaciones de carácter subjetivo para la definición de los indicadores.

En este trabajo nos centramos en estas cuestiones críticas con el objetivo de diseñar una metodología para evaluar el bienestar con perspectiva de género. Se pretende obtener indicadores sintéticos que muestren de forma agregada la situación de hombres y mujeres por separado, no basando la medición en la cuantificación de las desigualdades, sino que las medidas obtenidas permitan realizar un análisis comparativo entre la situación mostrada por cada grupo.

---

<sup>11</sup> [fjblaper@upo.es](mailto:fjblaper@upo.es)

<sup>2</sup> [mdomser@upo.es](mailto:mdomser@upo.es)

Asimismo, la metodología propuesta permite definir de forma endógena y objetiva las ponderaciones asignadas a los indicadores de partida, sin que el resultado final se vea afectado por las diferencias en las unidades de medida.

Desde un punto de vista técnico, la metodología propuesta está basada en el denominado enfoque de eficiencia global (Despotis 2002; Despotis, 2005) y el procedimiento propuesto por Zhou, Ang y Poh (Zhou et al., 2007). La combinación de ambos permite definir modelos de programación lineal que proporcionan indicadores sintéticos con un sistema de ponderación único, endógeno y objetivo, que permite discriminar entre todas las unidades analizadas y proporciona una visión global de la situación de cada una de ellas. A este nuevo procedimiento lo denominamos *enfoque global de evaluación mejor-peor*.

Para todo ello, este trabajo se estructura como sigue. En un primer apartado se contextualiza el análisis mediante una revisión de los indicadores existentes para la evaluación de bienestar con perspectiva de género, determinando sus debilidades. En el siguiente apartado se presenta la metodología de obtención de indicadores sintéticos propuesta. Posteriormente se aplica el procedimiento a los 27 países integrantes de la UE para ilustrar su uso, obteniendo indicadores sintéticos de bienestar que permitan analizar de forma autónoma la situación de hombres y mujeres.

## **2. UNA REVISIÓN DE LOS INDICADORES DE BIENESTAR CON PERSPECTIVA DE GÉNERO**

La inclusión de la perspectiva de género en el diseño de indicadores de bienestar, y aún en términos más genéricos en las estadísticas públicas sociales, es una cuestión a la que no se empieza a prestar atención hasta mediados de los años ochenta, si bien en esa época supone aún un hecho testimonial (Oakley, 1991; Beck, 1994). La Cuarta Conferencia Mundial sobre la Mujer celebrada en Beijing en 1995 supone un hito en este sentido, pues los organismos internacionales son pioneros en la creación de indicadores sensibles al género.

La construcción de cualquier indicador sintético pasa por la disponibilidad de datos adecuados para ello. En el caso de los indicadores de género existe un importante hándicap en este sentido pues, a los problemas tradicionales de disponibilidad de cualquier estadística pública, se une una limitación histórica en relación a la desagregación por sexo de los datos generados y, más aún, a la ausencia de un diseño no androcéntrico de las estadísticas oficiales a nivel internacional.

Esto ha condicionado en gran medida el desarrollo de indicadores de bienestar que incorporen las cuestiones de género. Los índices más utilizados a nivel internacional han sido los propuestos por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) en 1995: el Índice de Desarrollo Relativo al Género (IDG) y el Índice de Potenciación de Género (IPG). Sin embargo, no han estado exentos de críticas; y han sido varios los intentos de superar sus principales limitaciones.

Las objeciones más importantes realizadas a estos índices van en la misma dirección que las señaladas para el Índice de Desarrollo Humano (IDH) -índice propuesto para la medición del bienestar desde un punto de vista genérico- por McGillivray (1991), McGillivray & White (1993), Srinivasan (1994), Ravallion (1997), etc.; pero además reciben otras que les son propias (White, 1997; Bardhan & Klasen, 1999; Klasen, 2006; Dijkstra y Hammer, 2000; Dijkstra, 2002, 2006; etc.).

Desde nuestro punto de vista, la incorporación de la perspectiva de género supone valorar las implicaciones que cualquier acción planeada tiene tanto para mujeres como para hombres, no únicamente la mera desagregación por sexos, si bien esto constituye un elemento indispensable. Asimismo, el desarrollo de una metodología acorde con las necesidades del objeto de estudio es fundamental en el proceso de construcción de indicadores sintéticos. Teniendo en cuenta todo lo anterior, en este trabajo nos planteamos proponer un indicador que sea útil desde el punto de vista de género. Siendo conscientes del interés de incorporar componentes que no son utilizadas tradicionalmente en la medición del bienestar (que son especialmente útiles desde la perspectiva de género), como pueden ser variables sobre tiempo de trabajo no remunerado o tiempo de ocio, entre otras (Domínguez-Serrano, 2009), en este trabajo nuestro interés se centra en el desarrollo de una metodología que permita solucionar algunos de los problemas derivados de la utilización de ponderaciones, como es el caso de gran parte de los indicadores de bienestar, como pueden ser la subjetividad en la asignación de pesos, la influencia de las unidades de medida utilizadas en los indicadores iniciales etc. A la descripción de esta metodología dedicamos el siguiente apartado.

## **3. METODOLOGÍA DE OBTENCIÓN DE INDICADORES SINTÉTICOS: EL ENFOQUE GLOBAL DE EVALUACIÓN MEJOR-PEOR**

Durante los últimos años, se han desarrollado multitud de procedimientos alternativos para la obtención de indicadores sintéticos a partir de un sistema inicial (Nardo et al., 2005a). Para su formulación, el analista debe adoptar una serie de

decisiones subjetivas que pueden condicionar en cierta medida los resultados obtenidos. La elección de los indicadores de partida, el uso o no de un método de normalización de los datos, la elección de dicho método, la elección de las ponderaciones de cada indicador o la forma de agregarlos, constituyen aspectos subjetivos aportados por el analista.

Como se ha señalado, a pesar de las críticas fundamentadas en su subjetividad, los indicadores sintéticos han sido muy utilizados en la práctica como medidas de evaluación y análisis para adoptar decisiones. Entre los aspectos ventajosos que explican este amplio uso, podemos destacar que constituyen instrumentos adecuados para ilustrar y evaluar objetivos complejos (como el que nos ocupa), facilitando la interpretación de la información del sistema de partida por parte de los usuarios.

Para contrarrestar las limitaciones asociadas al grado de subjetividad, se han desarrollado metodologías que permiten obtener indicadores sintéticos reduciendo el número de decisiones que deben ser adoptadas por parte del analista (Munda, 2005; Zarzoza et al., 2005; Messer et al., 2006; Vyas y Kumaranayake, 2006; González-Laxe y Castillo, 2007; Munda y Nardo, 2009; Ramzan et al., 2008). Entre ellos podemos destacar aquellas basadas en la aplicación del Análisis Envoltante de Datos (DEA), siendo este el enfoque que seguimos para alcanzar los objetivos de este trabajo. Adoptamos así lo que se ha denominado el *enfoque del beneficio de la duda* (Mahlberg y Obersteiner, 2001; Bradbury y Rouse, 2002; Cherchye y Kuosmanen, 2002; Cherchye et al., 2003; Cherchye et al., 2006; Cherchye et al., 2007; Murias et al., 2007). El objetivo de este enfoque es eliminar dos problemas fundamentales asociados a la construcción de indicadores sintéticos: la dependencia de los resultados al procedimiento de normalización aplicado y la falta de consenso para fijar el valor de las ponderaciones de los indicadores.

Los problemas de programación lineal que definen los modelos DEA de este enfoque permiten obtener medidas sintéticas fijando de forma endógena las ponderaciones para cada unidad, sin necesidad determinar a priori un valor para las mismas. En concreto, las ponderaciones asignadas a cada unidad son las que permiten obtener el mayor valor posible del indicador sintético, otorgando un mayor peso a aquellos indicadores en los que cada unidad presenta una mejor situación frente al resto. Esto otorga una gran flexibilidad al procedimiento puesto que no exige que en todas las unidades analizadas se conceda la misma importancia a cada indicador inicial (Martínez et al., 2005; Murias et al., 2006). Asimismo, la flexibilidad con la que se determinan las ponderaciones hace que los valores de los pesos puedan adaptarse a las unidades de medida de los indicadores, de forma que el indicador sintético no depende de las unidades de medida empleadas en el sistema inicial, no siendo necesaria así la aplicación de un procedimiento de normalización.

Aunque sus ventajas han hecho que este enfoque haya ganado popularidad en los últimos años, presenta una serie de limitaciones que deben tenerse en cuenta en su aplicación. La flexibilidad con la que se fijan los pesos puede hacer que se obtengan resultados extremos como son la obtención de indicadores sintéticos basados en un único indicador inicial; la asignación de una mayor ponderación a indicadores iniciales de importancia secundaria; la no consideración de indicadores importantes al otorgarles un peso nulo; la existencia de importantes diferencias en las ponderaciones obtenidas para cada unidad; etc. En segundo lugar, los problemas de programación lineal pueden proporcionar valores del indicador sintético iguales para un gran número de unidades, de forma que no puede discriminarse entre ellas. Otra limitación viene dada por el carácter específico de los pesos obtenidos, los cuales no permiten realizar un análisis comparativo entre unidades de forma similar al realizado bajo un sistema de ponderación común.

Siguiendo la línea de los trabajos del enfoque del beneficio de la duda, el objetivo de este trabajo es proponer nuevos modelos de programación lineal que permitan contrarrestar algunas de las limitaciones de los modelos DEA utilizados hasta ahora. Concretamente, el procedimiento propuesto tiene como objetivo la obtención de indicadores sintéticos con un sistema de ponderación único, que permita discriminar entre todas las unidades analizadas y que proporcione una visión global de la situación de cada unidad, sin restringirse a su valoración más favorable. Para su formulación, por una parte, tomamos como referencia el *enfoque de eficiencia global* (Despotis, 2002; Despotis, 2005) que permite definir indicadores comparables a los obtenidos con un único sistema de ponderación común para todas las unidades mediante modelos DEA. Para ello, este enfoque de eficiencia global propone observar todas las unidades desde un mismo punto de vista, estimando unos pesos comunes, de forma que el valor del indicador global obtenido sea lo más cercano posible a la situación ideal determinada mediante el enfoque del beneficio de la duda. Por otra parte, consideramos los problemas de programación propuestos por Zhou, Ang y Poh (Zhou et al., 2007) en los que se busca indicadores que proporcionen una evaluación global de consenso obtenida al considerar conjuntamente las ponderaciones que ofrecen la mejor y peor evaluación posible para cada unidad respecto al resto. De la combinación de ambos nace el que denominamos *enfoque global de evaluación mejor-peor*.

Para su formulación consideremos un conjunto de  $n$  unidades o regiones de las que se desea obtener una evaluación agregada mediante un indicador sintético obtenido a partir de un sistema inicial de  $m$  indicadores, los cuales vienen expresados en distintas unidades de medida. Respecto a su dirección de variabilidad los indicadores pueden ser de dos tipos: positivos o negativos. En este sentido, consideramos que los indicadores positivos son aquellos que cuanto mayor

es su valor, mejor situación refleja en cuanto a la evaluación del concepto analizado, siendo los negativos los que cumplen lo contrario. Para simplificar la formulación del procedimiento propuesto supondremos que se parte de un sistema compuesto por indicadores de tipo positivo. Se denota con  $I_{ij}$  el valor del indicador  $j$  para la unidad  $i$ .

En estas condiciones de partida, para conseguir un indicador sintético con las características mencionadas, es necesario observar cada unidad con un sistema de ponderación común en el mejor y peor escenario posible. Para ello, el analista debe aplicar el siguiente procedimiento. En primer lugar, se observan las unidades en el mejor escenario posible obteniéndose para cada una de ellas el valor máximo posible para el indicador sintético ( $IS_i^*$ ). Siguiendo el enfoque del beneficio de la duda, dicho valor, se determina de la siguiente forma:

$$IS_i^* = \max_{\omega_{ij}^*} \sum_{j=1}^m \omega_{ij}^* \cdot I_{ij}$$

$$s.a. \quad \left. \begin{array}{l} \sum_{j=1}^m \omega_{ij}^* \cdot I_{hj} \leq 1 \quad \forall h \in \{2, \dots, n\} \\ \omega_{ij}^* \geq 0 \quad \forall j \in \{2, \dots, m\} \end{array} \right\} \quad (1)$$

donde  $\omega_{ij}^*$  es el peso beneficio de la duda de la unidad  $i$  para el indicador  $j$  en el mejor escenario.

Como se desprende de la formulación anterior, el valor máximo del indicador sintético para cada unidad se determina fijándose unos pesos específicos de forma endógena. Dichos pesos son inferidos considerando las fortalezas y debilidades que presenta cada unidad, asignando un mayor peso a los indicadores en lo que muestren relativamente una mejor situación. Asimismo, se consideran dos condiciones adicionales que establecen la escala del indicador (Cherchye et al., 2007). Por un lado, se establece que ninguna unidad puede conseguir un valor del indicador mayor a 1 (valor máximo) cuando se utilizan para el cálculo los pesos específicos de la unidad analizada. Por otro, se incorporan nuevas restricciones que limitan los pesos a valores no negativos. De esta forma, dado que el indicador sintético es una función no decreciente de los indicadores, se restringe por debajo el valor del indicador sintético para cada unidad, de forma que se cumple que  $0 \leq IS_i \leq 1$ .

Obtenidos los valores máximos del indicador sintético para cada unidad, se procede a estimar un conjunto de ponderaciones comunes para todas las unidades analizadas, de forma que el valor del indicador sintético obtenido esté lo más próximo posible al valor máximo determinado anteriormente. De esta forma, se obtiene un indicador sintético que proporciona una evaluación global (que denominamos *indicador sintético global*) en el mejor escenario posible para todas las unidades. La estimación de los pesos comunes se realiza mediante el siguiente problema de programación lineal formulado en función de un parámetro  $t$ :

$$Min \quad t \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n d_i + (1-t) \cdot z$$

$$s.a. \quad \left. \begin{array}{l} \sum_{j=1}^m \omega_j^* \cdot I_{ij} + d_i = IS_i^* \quad \forall i \in \{2, \dots, n\} \\ d_i - z \leq 0 \quad \forall i \in \{2, \dots, n\} \\ \omega_j^* \geq 0 \quad \forall j \in \{2, \dots, m\} \\ z \geq 0 \\ d_i \geq 0 \quad \forall i \in \{2, \dots, n\} \end{array} \right\} \quad (2)$$

donde  $\omega_j^*$  es el peso común estimado para el indicador  $j$  en el mejor escenario.

La expresión (2) permite estimar valores para los pesos comunes de manera que la distancia entre el indicador sintético global obtenido y el valor ideal que proporciona el enfoque del beneficio de la duda, sea mínimo. Para medir esta distancia se utilizan diferentes normas en función de los valores que se le van otorgando al parámetro  $t$ . En el caso de que  $t$  sea igual a 1, la función objetivo se reduce al primer término, que representa la desviación media entre el indicador global y el valor ideal para todas las unidades consideradas, utilizando en este caso para la medición la norma  $L_1$ . Si se toma un valor nulo del parámetro, la función objetivo es igual a  $z$ , que representa la máxima desviación entre

el indicador global y el ideal, correspondiente a la medición de la distancia mediante la norma  $L_\infty$ . Al variar el parámetro entre estos dos extremos, el modelo permite obtener diferentes conjuntos de ponderaciones óptimos que minimizan a la vez la desviación máxima y la media entre los valores del indicador sintético global y el ideal.

Fijado este procedimiento de estimación para los pesos comunes, el valor del indicador sintético global para evaluar la situación de una unidad  $i$  bajo pesos comunes en el mejor escenario (que denotamos por  $ISG_i^*$ ), se obtiene de la siguiente forma. En primer lugar, al ir variando el valor del parámetro  $t$  ( $0 \leq t \leq 1$ ) se van estimando repetidas veces distintos valores para los pesos comunes. Desde un punto de vista práctico, esta variación se realiza generando una secuencia de valores del parámetro equidistantes de forma que se resuelve el problema para cada uno de esos valores (Despotis, 2002). Dada la convexidad del problema planteado en la expresión (2), si la misma solución es obtenida para dos valores  $t_1$  y  $t_2$  del parámetro, dicha solución es válida para cualquier valor de  $t \in [t_1, t_2]$ , no siendo necesario resolver el problema para todos y cada uno de los valores posibles del parámetro. De esta forma, la tarea del analista en este caso se reduce a determinar los intervalos del parámetro para los que se obtiene la misma estimación de los mismos pesos comunes.

Realizado esto, se obtiene para cada unidad  $i$  el valor del indicador sintético utilizando los pesos comunes estimados para cada valor dado al parámetro  $t$  ( $IS^*(t)_i$ ), mediante la siguiente formulación:

$$IS^*(t)_i = \sum_{j=1}^m \omega^*(t)_j \cdot I_{ij} \quad \forall i \in \{1, \dots, n\}$$

donde  $\omega^*(t)_j$  es la estimación obtenida del peso del indicador inicial  $j$  dado el valor del parámetro  $t$ .

Así, el indicador sintético de evaluación global bajo pesos comunes en el mejor escenario para una unidad  $i$ , vendrá dado por el valor medio de los valores obtenidos del  $IS^*(t)_i$  para cada valor  $t$ :

$$ISG_i^* = \frac{\sum_t IS^*(t)_i}{n_t} \quad (3)$$

siendo  $n_t$  el número de valores del parámetro  $t$  para el que se han estimado pesos comunes.

Evaluada todas las unidades en el escenario más favorable, se procede a determinar el indicador sintético correspondiente al peor escenario posible aplicando un procedimiento similar al anterior. De esta manera, se obtiene en primer lugar el valor del indicador sintético para cada unidad utilizando el conjunto de pesos más desfavorable ( $IS_{*i}$ ).

Para ello utilizamos el siguiente problema de programación lineal:

$$\begin{aligned} IS_{*i} &= \text{Min} \sum_{j=1}^m \omega_{*ij} \cdot I_{ij} \\ \text{s.a.} \quad &\sum_{j=1}^m \omega_{*ij} \cdot I_{hj} \geq 1 \quad \forall h \in \{1, \dots, n\} \\ &\omega_{*ij} \geq 0 \quad \forall j \in \{1, \dots, m\} \end{aligned}$$

donde  $\omega_{*ij}$  representa el peor peso posible que puede asignarse en el caso de la unidad  $i$  al indicador  $j$ . En este caso las ponderaciones específicas para cada unidad se determinan de forma endógena teniendo en cuenta las debilidades que presentan las mismas, asignando un mayor peso a los indicadores en lo que muestren relativamente una peor situación. Asimismo, se establece la escala del indicador sintético mediante dos condiciones adicionales: 1) se establece que todas las unidades deben presentar un valor del indicador mayor a 1 (valor mínimo) cuando se utilizan para el cálculo los pesos específicos de la unidad analizada y 2) se limitan los pesos a valores no negativos. Así, se restringe por debajo el valor del indicador sintético para cada unidad, de forma que se cumple que  $IS_i \geq 1$ .

Obtenidos estos valores mínimos, se estiman las ponderaciones comunes de forma que el valor del indicador sintético obtenido para cada unidad esté lo más próximo posible al valor mínimo. La estimación de los pesos comunes se realiza en este caso mediante el siguiente problema de programación lineal formulado en función del parámetro  $t$ , minimizando conjuntamente la distancia media y máxima existente entre el valor del indicador y el valor mínimo o anti-ideal:

$$\begin{aligned}
\text{Min} \quad & t \cdot \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n d_i + (1-t) \cdot z \\
\text{s.a.} \quad & \sum_{j=1}^m \omega_{*j} \cdot I_{ij} - d_i = IS_{*i} \quad \forall i \in \{2, \dots, n\} \\
& d_i - z \leq 0 \quad \forall i \in \{2, \dots, n\} \\
& \omega_{*j} \geq 0 \quad \forall j \in \{2, \dots, m\} \\
& z \geq 0 \\
& d_i \geq 0 \quad \forall i \in \{2, \dots, n\}
\end{aligned}$$

donde  $\omega_{*j}$  es el peso común estimado para el indicador  $j$  en el peor escenario.

Utilizando esta herramienta, se procede a identificar los intervalos formados por los valores del parámetro  $t$  para los que se obtiene una misma estimación de los pesos comunes. Así, utilizando las estimaciones obtenidas, se define el valor del indicador sintético para cada valor del parámetro  $t$  en el peor escenario de la siguiente forma:

$$IS_{*}(t)_i = \sum_{j=1}^m \omega_{*}(t)_j \cdot I_{ij} \quad \forall i \in \{2, \dots, n\}$$

El valor del indicador sintético global para evaluar la situación de una unidad  $i$  bajo pesos comunes en el peor escenario (que denotamos por  $ISG_{*i}$ ) se obtiene como el valor medio de los valores del indicador sintético obtenidos para cada valor de  $t$  de la siguiente forma:

$$ISG_{*i} = \frac{\sum_t IS_{*}(t)_i}{n_i}$$

Llegados a este punto, los indicadores sintéticos globales obtenidos permiten analizar la situación de cada unidad en función de su situación en cada escenario, para lo cual el analista puede determinar dos ordenaciones del conjunto unidades en función de los valores de los indicadores sintéticos. Dado el procedimiento endógeno mediante el que se fijan las ponderaciones y el valor que se toma como referencia, los valores de los indicadores sintéticos globales permiten analizar la situación de cada unidad, en función de dos situaciones, ya sean sus fortalezas, en el caso del mejor escenario, o sus debilidades en el caso del peor. Así, observando para cada unidad la posición alcanzada en las ordenaciones y las variaciones sufridas en dicha posición de un escenario a otro, el analista puede realizar un examen más realista de la situación de dichas unidades.

Para estudiar las diferencias existentes entre las ordenaciones obtenidas, pueden utilizarse herramientas de tipo analítico y gráfico. Como instrumento analítico para comparar las ordenaciones se ha utilizado el *coeficiente Rho de Spearman*, dadas las características de las variables y la sencillez de cálculo e interpretación de este coeficiente para medir la correlación por rangos (Fernández y Fuentes, 1995). Este coeficiente mide la asociación lineal entre ambas ordenaciones utilizando los rangos o números de orden presentados por cada unidad, de forma que su cálculo viene dado por:

$$\rho = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^n \left| R(IS_i^*) - R(IS_{*i}) \right|^2}{n \cdot (n^2 - 1)}$$

donde:

$R(IS_i^*)$  = rango o número de orden que se le asocia a la unidad  $i$  en la ordenación del mejor escenario.

$R(IS_{*i})$  = rango o número de orden que se le asocia a la unidad  $i$  en la ordenación del peor escenario.

Cuando este coeficiente muestra un valor cercano a 1, los rangos mayores y menores de las ordenaciones comparadas tienden a estar emparejados, mientras que por el contrario, los mayores valores de una ordenación son emparejados con los menores de la otra, y viceversa, cuando el coeficiente se acerca a -1.

Asimismo, para cuantificar las diferencias existentes entre ambas ordenaciones puede observarse las diferencias medias tomadas en valor absoluto de la posición alcanzada por cada unidad en las ordenaciones.

Definida la nueva metodología de este nuevo enfoque para la obtención de medidas sintéticas, en el apartado siguiente realizamos una aplicación empírica para ilustrar su uso.

#### 4. ENFOQUE GLOBAL DE EVALUACIÓN MEJOR-PEOR EN LOS PAÍSES DE LA UE

##### 4.1. Descripción del modelo

Tras la definición del modelo desde un punto de vista teórico, en este epígrafe se describe su aplicación práctica en el contexto de los indicadores de bienestar, considerando de forma específica el género.

En relación a los indicadores de género existe una tendencia en los últimos años hacia la separación y análisis autónomo de mujeres y hombres, que se pone de manifiesto tanto en la literatura (Klasen, 2006; Dijkstra, 2006; Bérenguer, V. & Verdier-Chouchane, A., 2008) como en los foros especializados (2º Foro Global sobre Estadísticas de Género celebrado en Ghana en enero de 2009). Así, la primera de las cuestiones en la propuesta empírica que realizamos fue la de elaborar un índice para hombres y otro para mujeres para, de esta forma, captar las peculiaridades de cada segmento de forma aislada y evitar posibles desviaciones derivadas de la agregación de grupos con particularidades propias y características diferenciadas.

El segundo aspecto a considerar fue la elección de las componentes o subindicadores que formarían parte del indicador sintético global. Tal como se hizo referencia en el epígrafe 2, se trata de un aspecto controvertido puesto que no existe consenso en relación a las variables que pueden ser más adecuadas para captar todas las características que sería necesario al medir bienestar. En el punto en que el concepto de bienestar es complejo y no tiene límites claramente establecidos, también lo es su medición. Para este trabajo, por tanto, cuyo objetivo primordial es ofrecer una metodología de análisis novedosa, se optó por utilizar aquellas componentes sobre las que existe un mayor consenso a nivel internacional: estado de salud, nivel educativo y nivel de vida.

Así, las variables utilizadas fueron: esperanza de vida al nacer, tasa de matriculación bruta combinada en educación primaria, secundaria y terciaria e ingreso percibido estimado<sup>3</sup>, tal como propone la ONU para la definición del IDH. La fuente estadística empleada para la elaboración de la base de datos fue el Informe del PNUD 2007-08, y los datos se refieren a 2005.

Finalmente, con respecto al ámbito de aplicación se eligió el conjunto de países integrantes de la UE, por aglutinar un conjunto de áreas que presentan características propias pese a integrar una zona común.

Siguiendo estas pautas, el objetivo es la construcción de dos escenarios distintos tanto para hombres como para mujeres. Así, usando la metodología descrita se elaboran dos indicadores que se corresponden con la mejor situación y con la peor situación tanto para el caso de los hombres como para el de las mujeres. A continuación se describen los principales resultados obtenidos.

##### 4.2. Resultados

El primer supuesto a considerar es el caso de los hombres para el escenario que se ha descrito como “mejor”. Así, se aplican a los 27 países seleccionados los modelos (1), (2) y (3) en fases sucesivas, obteniéndose como resultados los que aparecen recogidos en la tabla 1.

**Tabla 1: Indicador sintético de desarrollo para hombres (mejor escenario)**

| PAÍS     | $IS_i^*$ | $IS^*(t)_i$ |           |       |       |           |       | $ISG_i^*$ |
|----------|----------|-------------|-----------|-------|-------|-----------|-------|-----------|
|          |          | 0-0,44      | 0,45-0,55 | 0,56  | 0,57  | 0,58-0,59 | 0,6-1 |           |
| Alemania | 0,982    | 0,963       | 0,962     | 0,973 | 0,973 | 0,976     | 0,972 | 0,970     |
| Austria  | 1,000    | 0,972       | 0,966     | 0,977 | 0,977 | 0,980     | 0,980 | 0,976     |
| Bélgica  | 1,000    | 0,968       | 0,957     | 0,968 | 0,968 | 0,973     | 0,979 | 0,969     |
| Bulgaria | 0,886    | 0,854       | 0,874     | 0,884 | 0,884 | 0,887     | 0,886 | 0,878     |
| Chipre   | 0,978    | 0,944       | 0,968     | 0,978 | 0,978 | 0,977     | 0,955 | 0,967     |

<sup>3</sup> Debido a la escasez de datos relativos a ingresos desagregados por sexo, se realiza un cálculo aproximado de los ingresos percibidos por hombres y por mujeres a partir de datos sobre el salario no agrícola de la mujer y el salario no agrícola del hombre, el porcentaje femenino y masculino de la población económicamente activa, la población femenina y masculina total y el PIB per cápita (ver nota técnica Informe PNUD 2007-08).

|                 |       |       |       |       |       |       |       |       |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Dinamarca       | 1,000 | 0,971 | 0,954 | 0,964 | 0,964 | 0,971 | 0,985 | 0,968 |
| Eslovaquia      | 0,897 | 0,869 | 0,888 | 0,898 | 0,898 | 0,899 | 0,889 | 0,890 |
| Eslovenia       | 0,948 | 0,928 | 0,930 | 0,940 | 0,940 | 0,944 | 0,948 | 0,938 |
| España          | 0,995 | 0,981 | 0,975 | 0,986 | 0,986 | 0,990 | 0,995 | 0,986 |
| Estonia         | 0,868 | 0,828 | 0,827 | 0,837 | 0,837 | 0,842 | 0,854 | 0,837 |
| Finlandia       | 0,989 | 0,969 | 0,955 | 0,965 | 0,966 | 0,972 | 0,984 | 0,968 |
| Francia         | 0,987 | 0,974 | 0,968 | 0,978 | 0,978 | 0,983 | 0,987 | 0,978 |
| Grecia          | 0,994 | 0,972 | 0,969 | 0,980 | 0,980 | 0,985 | 0,994 | 0,980 |
| Hungría         | 0,889 | 0,866 | 0,869 | 0,879 | 0,879 | 0,883 | 0,889 | 0,877 |
| Irlanda         | 1,000 | 0,975 | 0,960 | 0,971 | 0,971 | 0,976 | 0,988 | 0,974 |
| Italia          | 1,000 | 0,975 | 0,975 | 0,986 | 0,986 | 0,988 | 0,982 | 0,982 |
| Letonia         | 0,859 | 0,832 | 0,840 | 0,849 | 0,849 | 0,853 | 0,859 | 0,847 |
| Lituania        | 0,878 | 0,842 | 0,845 | 0,854 | 0,854 | 0,860 | 0,871 | 0,854 |
| Luxemburgo      | 1,000 | 0,952 | 0,952 | 0,963 | 0,963 | 0,964 | 0,956 | 0,958 |
| Malta           | 0,980 | 0,949 | 0,970 | 0,981 | 0,981 | 0,981 | 0,965 | 0,971 |
| Países Bajos    | 1,000 | 0,986 | 0,971 | 0,982 | 0,982 | 0,988 | 0,999 | 0,985 |
| Polonia         | 0,909 | 0,882 | 0,897 | 0,907 | 0,907 | 0,910 | 0,909 | 0,902 |
| Portugal        | 0,952 | 0,932 | 0,941 | 0,951 | 0,952 | 0,954 | 0,952 | 0,947 |
| Reino Unido     | 1,000 | 0,973 | 0,969 | 0,980 | 0,980 | 0,982 | 0,981 | 0,977 |
| República Checa | 0,928 | 0,908 | 0,918 | 0,928 | 0,929 | 0,930 | 0,923 | 0,923 |
| Rumania         | 0,873 | 0,836 | 0,864 | 0,874 | 0,874 | 0,874 | 0,865 | 0,864 |
| Suecia          | 1,000 | 0,987 | 0,989 | 1,000 | 1,000 | 1,003 | 0,999 | 0,997 |

Fuente: Elaboración propia.

Como puede observarse, el conjunto de países puede ser comparado a través del valor del  $ISG_i^*$  mientras nueve de ellos no podían serlo tras la aplicación del modelo (1) por presentar la misma puntuación unitaria del  $IS_i^*$ . Esto indica que la metodología propuesta proporciona un poder discriminatorio mayor y resuelve el problema de la igualdad en la eficiencia de los modelos DEA tradicionales.

En la tabla 1 se muestran también los distintos intervalos del parámetro  $t$  ( $0 \leq t \leq 1$ ) para los que tiene la misma estimación de los mismos pesos comunes, de manera que para cada país se obtiene el valor del indicador sintético. Dejando al margen los posibles problemas derivados de la calidad de las componentes de partida, el indicador sintético obtenido permite obtener una ordenación útil que sintetiza la información suministrada por cada una de las variables, superando las limitaciones sobre la subjetividad en la asignación de las ponderaciones de las mismas. En la tabla 2 se

observa, por ejemplo, cómo Suecia se sitúa la primera en el ranking pese a no presentar las mejores puntuaciones en las tres variables. Destacan aún más en este sentido casos como el de España, Italia o Grecia que, con valores de la componente de ingresos en torno a la media, se sitúan en posiciones destacadas en la ordenación.

La buena posición de los países en el ranking se debe no solo a los buenos valores que reflejan cada una de sus componentes, sino a que existe un equilibrio adecuado entre las mismas.

En sentido contrario, países como los pertenecientes a la Europa del Este (Lituania, Letonia, Estonia) aparecen en las posiciones más bajas del ranking debido principalmente a que presentan valores bajos en sus componentes de salud y nivel de vida, aunque no poseen unos indicadores educativos de los más negativos.

Siguiendo la misma metodología, en la tabla 3 se recoge la situación referente al segundo escenario considerado, el “peor”. En ella se reflejan tanto los posibles valores del indicador sintético en función de los tramos de valores asignados al parámetro  $t$ , como el valor del índice global. Esto permite el establecimiento de un nuevo ranking en función de  $ISG_{*i}$ .

Con esta nueva ordenación, tal como se observa en la tabla 3, la situación cambia, si bien se mantienen los grupos de países con valores más altos y más bajos en el indicador, en la mayor parte de los casos. En concreto, los países de la Europa del Este continúan mostrando las peores posiciones. Países como Bulgaria, España, Letonia, Luxemburgo, Polonia, Portugal y República Checa presentan cambios muy leves o no cambian de posición. Por el contrario, otros como Dinamarca, Italia y Finlandia ven modificada su situación considerablemente. Por ejemplo, bajo el escenario “mejor” Dinamarca se sitúa en la posición 14 mientras que en el “peor” mejora hasta el puesto 7. Finlandia también mejora pasando de la posición 13 a la 7. Sin embargo, Italia empeora. Estos cambios pueden deberse principalmente a

que en el escenario “peor” la ponderación de la variable educativa es mayor, de forma que aquellos países que poseen una elevada tasa de matriculación mejoran en este nuevo escenario.

**Tabla 2. Ranking de países en el mejor y peor escenario para el caso de los hombres.**

| PAÍS            | Posición Mejor | Posición peor | Diferencia absoluta |
|-----------------|----------------|---------------|---------------------|
| Alemania        | 11             | 13            | 2                   |
| Austria         | 8              | 10            | 2                   |
| Bélgica         | 12             | 9             | 3                   |
| Bulgaria        | 22             | 22            | 0                   |
| Chipre          | 15             | 18            | 3                   |
| Dinamarca       | 14             | 5             | 9                   |
| Eslovaquia      | 21             | 24            | 3                   |
| Eslovenia       | 18             | 14            | 4                   |
| España          | 2              | 3             | 1                   |
| Estonia         | 27             | 25            | 2                   |
| Finlandia       | 13             | 7             | 6                   |
| Francia         | 6              | 8             | 2                   |
| Grecia          | 5              | 2             | 3                   |
| Hungría         | 23             | 21            | 2                   |
| Irlanda         | 9              | 4             | 5                   |
| Italia          | 4              | 12            | 8                   |
| Letonia         | 26             | 26            | 0                   |
| Lituania        | 25             | 23            | 2                   |
| Luxemburgo      | 16             | 17            | 1                   |
| Malta           | 10             | 15            | 5                   |
| Países Bajos    | 3              | 1             | 2                   |
| Polonia         | 20             | 20            | 0                   |
| Portugal        | 17             | 16            | 1                   |
| Reino Unido     | 7              | 11            | 4                   |
| República Checa | 19             | 19            | 0                   |
| Rumania         | 24             | 27            | 3                   |
| Suecia          | 1              | 6             | 5                   |

Fuente: Elaboración propia.

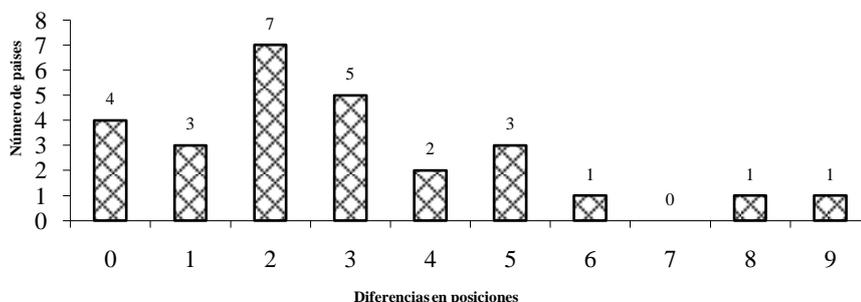
**Tabla 3: Indicador sintético de desarrollo para hombres (peor escenario)**

| PAÍS            | $IS_{*i}$ | $IS_{*}(t)_i$ |           |           |           |        | $ISG_{*i}$ |
|-----------------|-----------|---------------|-----------|-----------|-----------|--------|------------|
|                 |           | 0-0,51        | 0,52-0,54 | 0,55-0,64 | 0,65-0,66 | 0,67-1 |            |
| Alemania        | 1,127     | 1,143         | 1,135     | 1,127     | 1,127     | 1,127  | 1,132      |
| Austria         | 1,139     | 1,164         | 1,152     | 1,139     | 1,139     | 1,139  | 1,147      |
| Bélgica         | 1,140     | 1,176         | 1,159     | 1,140     | 1,140     | 1,140  | 1,151      |
| Bulgaria        | 1,012     | 1,051         | 1,041     | 1,029     | 1,030     | 1,029  | 1,036      |
| Chipre          | 1,026     | 1,081         | 1,088     | 1,098     | 1,099     | 1,098  | 1,093      |
| Dinamarca       | 1,152     | 1,204         | 1,180     | 1,152     | 1,152     | 1,152  | 1,168      |
| Eslovaquia      | 1,026     | 1,030         | 1,028     | 1,027     | 1,027     | 1,027  | 1,028      |
| Eslovenia       | 1,103     | 1,134         | 1,120     | 1,103     | 1,103     | 1,103  | 1,113      |
| España          | 1,159     | 1,193         | 1,177     | 1,159     | 1,159     | 1,159  | 1,170      |
| Estonia         | 1,000     | 1,045         | 1,024     | 0,999     | 1,000     | 0,999  | 1,013      |
| Finlandia       | 1,150     | 1,198         | 1,176     | 1,150     | 1,150     | 1,150  | 1,165      |
| Francia         | 1,149     | 1,183         | 1,167     | 1,149     | 1,149     | 1,149  | 1,159      |
| Grecia          | 1,159     | 1,201         | 1,182     | 1,159     | 1,159     | 1,159  | 1,172      |
| Hungría         | 1,037     | 1,072         | 1,055     | 1,037     | 1,037     | 1,037  | 1,048      |
| Irlanda         | 1,154     | 1,202         | 1,180     | 1,154     | 1,155     | 1,154  | 1,169      |
| Italia          | 1,138     | 1,152         | 1,145     | 1,138     | 1,138     | 1,138  | 1,142      |
| Letonia         | 1,001     | 1,035         | 1,019     | 1,002     | 1,002     | 1,002  | 1,012      |
| Lituania        | 1,009     | 1,062         | 1,042     | 1,018     | 1,018     | 1,018  | 1,032      |
| Luxemburgo      | 1,106     | 1,113         | 1,109     | 1,106     | 1,106     | 1,106  | 1,108      |
| Malta           | 1,080     | 1,106         | 1,108     | 1,113     | 1,113     | 1,113  | 1,111      |
| Países Bajos    | 1,168     | 1,215         | 1,193     | 1,168     | 1,168     | 1,168  | 1,182      |
| Polonia         | 1,056     | 1,077         | 1,067     | 1,056     | 1,056     | 1,053  | 1,062      |
| Portugal        | 1,105     | 1,124         | 1,114     | 1,105     | 1,105     | 1,105  | 1,110      |
| Reino Unido     | 1,138     | 1,159         | 1,149     | 1,138     | 1,139     | 1,138  | 1,145      |
| República Checa | 1,069     | 1,079         | 1,074     | 1,069     | 1,069     | 1,069  | 1,072      |
| Rumania         | 1,000     | 1,002         | 1,000     | 0,999     | 1,000     | 0,999  | 1,000      |
| Suecia          | 1,160     | 1,178         | 1,169     | 1,160     | 1,160     | 1,160  | 1,165      |

Fuente: Elaboración propia.

La correlación entre ambos escenarios se refleja en un coeficiente Rho de Spearman de 0,888888889, lo que indica que en términos absolutos ambos modelos no difieren demasiado. En cuanto a las contribuciones de cada uno de los subindicadores al indicador global, lógicamente, son diferentes en función del modelo considerado. El indicador que se corresponde con el escenario “mejor” está más fuertemente condicionado por la variable esperanza de vida al nacer, que es también la variable más relevante en el escenario “peor”, sin embargo, en el segundo la variable educativa tiene un peso mayor, lo que condiciona el resultado final. Teniendo en cuenta la forma en la que se asignan las ponderaciones en cada escenario, esta mayor ponderación otorgada a la variable educativa en el peor escenario muestra que es éste el aspecto en el que comparativamente un mayor número de países presentan debilidades.

**Figura 1**  
Diferencias de las posiciones de los hombres en el mejor y peor escenario



Fuente: Elaboración propia.

En la figura 1 se observa la distribución de las diferencias entre ambos escenarios por países, es decir, se indica por columnas cuántos países presentan diferencias y el número de éstas. Se puede observar cómo son pocos los países que presentan grandes diferencias, aunque son solo 4 los que permanecen en la misma posición con independencia del escenario. Así, por ejemplo, hay 7 países que presentan una diferencia de 2 posiciones y 5 de 3. Esto pone de manifiesto que existe cierta heterogeneidad entre los resultados de uno y otro escenario, por lo que un análisis descriptivo de cada una de las comparaciones para cada uno de los casos podría aportar un interesante complemento al índice.

**Tabla 4: Indicador sintético de desarrollo para mujeres (mejor escenario)**

| PAÍS            | $IS_i^*$ | $IS^*(t)_i$ |           |       | $ISG_i^*$ |
|-----------------|----------|-------------|-----------|-------|-----------|
|                 |          | 0-0,16      | 0,17-0,79 | 0,8-1 |           |
| Alemania        | 0,976    | 0,967       | 0,973     | 0,972 | 0,971     |
| Austria         | 0,980    | 0,974       | 0,981     | 0,977 | 0,977     |
| Bélgica         | 0,977    | 0,977       | 0,986     | 0,972 | 0,978     |
| Bulgaria        | 0,911    | 0,889       | 0,895     | 0,908 | 0,898     |
| Chipre          | 0,972    | 0,949       | 0,954     | 0,969 | 0,957     |
| Dinamarca       | 1,000    | 0,977       | 0,986     | 0,952 | 0,972     |
| Eslovaquia      | 0,933    | 0,912       | 0,918     | 0,930 | 0,920     |
| Eslovenia       | 0,972    | 0,967       | 0,976     | 0,964 | 0,969     |
| España          | 1,000    | 0,999       | 1,000     | 0,996 | 1,000     |
| Estonia         | 0,940    | 0,917       | 0,926     | 0,913 | 0,919     |
| Finlandia       | 1,000    | 0,993       | 1,000     | 0,975 | 0,990     |
| Francia         | 1,000    | 1,000       | 1,000     | 0,995 | 1,000     |
| Grecia          | 0,977    | 0,967       | 0,976     | 0,962 | 0,968     |
| Hungría         | 0,919    | 0,915       | 0,923     | 0,915 | 0,918     |
| Irlanda         | 0,981    | 0,972       | 0,981     | 0,962 | 0,972     |
| Italia          | 0,992    | 0,984       | 0,992     | 0,989 | 0,988     |
| Letonia         | 0,935    | 0,919       | 0,928     | 0,919 | 0,922     |
| Lituania        | 0,941    | 0,928       | 0,936     | 0,927 | 0,930     |
| Luxemburgo      | 0,971    | 0,959       | 0,965     | 0,968 | 0,964     |
| Malta           | 0,967    | 0,944       | 0,950     | 0,964 | 0,953     |
| Países Bajos    | 0,979    | 0,978       | 0,986     | 0,968 | 0,977     |
| Polonia         | 0,947    | 0,934       | 0,942     | 0,944 | 0,940     |
| Portugal        | 0,965    | 0,957       | 0,965     | 0,962 | 0,961     |
| Reino Unido     | 0,976    | 0,974       | 0,982     | 0,965 | 0,974     |
| República Checa | 0,943    | 0,927       | 0,934     | 0,940 | 0,934     |
| Rumania         | 0,902    | 0,879       | 0,885     | 0,899 | 0,888     |
| Suecia          | 1,000    | 0,997       | 1,000     | 0,983 | 0,995     |

Fuente: Elaboración propia.

En la situación de las mujeres, para el caso del “mejor” escenario, son 5 los países que no podrían ser comparados tras la aplicación del modelo (1) por presentar la misma puntuación unitaria del  $IS_i^*$ . En el supuesto del “peor” escenario el número de países desciende a 2. No obstante, con la aplicación del modelo (3) los valores del  $ISG_i^*$  se recogen en las tablas 4 y 5 para los escenarios “mejor” y “peor” respectivamente.

**Tabla 5: Indicador sintético de desarrollo para mujeres (peor escenario)**

| PAÍS            | $IS_{*i}$ | $IS_{*}(t)_i$ |          |           |           |        | $ISG_{*i}$ |
|-----------------|-----------|---------------|----------|-----------|-----------|--------|------------|
|                 |           | 0-0,43        | 0,44-0,5 | 0,51-0,52 | 0,53-0,67 | 0,68-1 |            |
| Alemania        | 1,082     | 1,086         | 1,083    | 1,081     | 1,082     | 1,082  | 1,083      |
| Austria         | 1,087     | 1,105         | 1,090    | 1,087     | 1,087     | 1,087  | 1,091      |
| Bélgica         | 1,082     | 1,112         | 1,087    | 1,082     | 1,082     | 1,082  | 1,089      |
| Bulgaria        | 1,000     | 1,013         | 1,011    | 1,010     | 1,010     | 1,010  | 1,011      |
| Chipre          | 1,000     | 1,059         | 1,075    | 1,077     | 1,078     | 1,078  | 1,073      |
| Dinamarca       | 1,059     | 1,119         | 1,070    | 1,059     | 1,059     | 1,059  | 1,073      |
| Eslovaquia      | 1,015     | 1,030         | 1,033    | 1,034     | 1,034     | 1,034  | 1,033      |
| Eslovenia       | 1,072     | 1,109         | 1,079    | 1,072     | 1,072     | 1,072  | 1,081      |
| España          | 1,108     | 1,143         | 1,114    | 1,108     | 1,108     | 1,108  | 1,116      |
| Estonia         | 1,015     | 1,064         | 1,024    | 1,015     | 1,015     | 1,015  | 1,027      |
| Finlandia       | 1,084     | 1,134         | 1,093    | 1,084     | 1,084     | 1,084  | 1,096      |
| Francia         | 1,107     | 1,137         | 1,112    | 1,107     | 1,107     | 1,107  | 1,114      |
| Grecia          | 1,070     | 1,112         | 1,077    | 1,070     | 1,070     | 1,070  | 1,080      |
| Hungría         | 1,018     | 1,051         | 1,024    | 1,018     | 1,018     | 1,018  | 1,026      |
| Irlanda         | 1,070     | 1,115         | 1,078    | 1,070     | 1,070     | 1,070  | 1,080      |
| Italia          | 1,100     | 1,116         | 1,103    | 1,100     | 1,100     | 1,100  | 1,104      |
| Letonia         | 1,022     | 1,064         | 1,030    | 1,022     | 1,022     | 1,022  | 1,032      |
| Lituania        | 1,031     | 1,072         | 1,039    | 1,031     | 1,031     | 1,031  | 1,041      |
| Luxemburgo      | 1,076     | 1,076         | 1,077    | 1,076     | 1,076     | 1,076  | 1,076      |
| Malta           | 1,031     | 1,063         | 1,071    | 1,072     | 1,072     | 1,072  | 1,070      |
| Países Bajos    | 1,076     | 1,110         | 1,082    | 1,076     | 1,076     | 1,076  | 1,084      |
| Polonia         | 1,050     | 1,071         | 1,054    | 1,050     | 1,050     | 1,050  | 1,055      |
| Portugal        | 1,070     | 1,092         | 1,074    | 1,070     | 1,070     | 1,070  | 1,075      |
| Reino Unido     | 1,074     | 1,103         | 1,079    | 1,074     | 1,074     | 1,074  | 1,081      |
| República Checa | 1,046     | 1,050         | 1,047    | 1,046     | 1,046     | 1,046  | 1,047      |
| Rumania         | 1,000     | 1,000         | 1,000    | 0,999     | 1,000     | 1,000  | 1,000      |
| Suecia          | 1,093     | 1,129         | 1,100    | 1,093     | 1,093     | 1,093  | 1,102      |

Fuente: Elaboración propia.

En función de estos valores, la ordenación de los países aparece recogida en la tabla 6. En ella se observa cómo en el caso del “mejor” escenario es Francia la que ocupa la primera posición y en el caso del “peor” es España. Ambos países presentan valores superiores a la media en sus 3 componentes, siendo especialmente importante la esperanza de vida, que es además la que recibe una mayor ponderación en ambos escenarios. En las últimas posiciones del ranking aparecen nuevamente los países de la Europa del Este (Polonia, República Checa, Lituania, Letonia, Eslovaquia, Estonia, Hungría, Bulgaria y Rumania) debido a que presentan los menores niveles, también en el caso femenino, en las componentes del indicador sintético.

El caso femenino presenta una particularidad con respecto al masculino y es que, en lo referente a las diferencias en el ranking motivadas por la aplicación de los dos modelos distintos, el caso de las mujeres es mucho más estable. La Rho de Spearman entre ambos escenarios es de 0,977411477. Así, no solo permanecen aproximadamente en la misma posición los países en las partes altas y bajas de la tabla, sino que un único país, Dinamarca, cambia considerablemente (6 posiciones), mientras que el resto no ve modificada su situación en más de 3 posiciones (ver figura 2). Dinamarca presenta posiciones bastante dispares en sus componentes que lo hacen descender en el ranking al pasar de un escenario a otro. Si se atendiese únicamente a la componente de salud, ocuparía el lugar 18 en el ranking, mientras que en función de la variable educativa ocuparía el primer lugar, y atendiendo a los ingresos, el segundo.

Por el contrario, al igual que ocurría en el caso masculino, los países que registran poco o ningún cambio en sus posiciones son principalmente los que presentan una distribución más equilibrada entre sus componentes. Destaca el hecho que 22 de los 27 países analizados varían en menos de una posición.

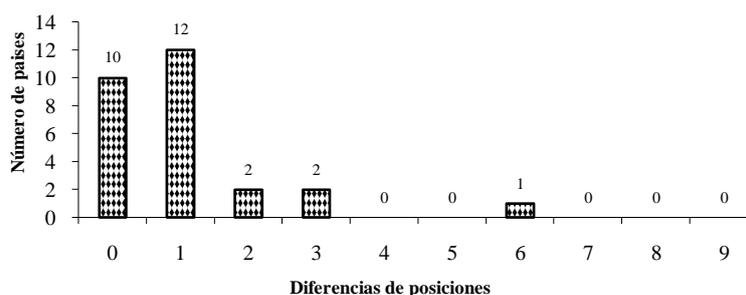
**Tabla 6. Rankings de países en el mejor y peor escenario para el caso de las mujeres.**

| PAÍS            | Posición Mejor | Posición peor | Diferencia absoluta |
|-----------------|----------------|---------------|---------------------|
| Alemania        | 12             | 9             | 3                   |
| Austria         | 7              | 6             | 1                   |
| Bélgica         | 6              | 7             | 1                   |
| Bulgaria        | 26             | 26            | 0                   |
| Chipre          | 17             | 17            | 0                   |
| Dinamarca       | 10             | 16            | 6                   |
| Eslovaquia      | 23             | 22            | 1                   |
| Eslovenia       | 13             | 10            | 3                   |
| España          | 2              | 1             | 1                   |
| Estonia         | 24             | 24            | 0                   |
| Finlandia       | 4              | 5             | 1                   |
| Francia         | 1              | 2             | 1                   |
| Grecia          | 14             | 13            | 1                   |
| Hungría         | 25             | 25            | 0                   |
| Irlanda         | 11             | 12            | 1                   |
| Italia          | 5              | 3             | 2                   |
| Letonia         | 22             | 23            | 1                   |
| Lituania        | 21             | 21            | 0                   |
| Luxemburgo      | 15             | 14            | 1                   |
| Malta           | 18             | 18            | 0                   |
| Países Bajos    | 8              | 8             | 0                   |
| Polonia         | 19             | 19            | 0                   |
| Portugal        | 16             | 15            | 1                   |
| Reino Unido     | 9              | 11            | 2                   |
| República Checa | 20             | 20            | 0                   |
| Rumania         | 27             | 27            | 0                   |
| Suecia          | 3              | 4             | 1                   |

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 2**

**Diferencias en las posiciones de las mujeres en el mejor y peor escenario**



Fuente: Elaboración propia.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo se aborda una cuestión clave como es la medición del bienestar con perspectiva de género. Siguiendo la línea de investigaciones recientes se busca la definición de un indicador sintético como instrumento de análisis multidimensional del concepto. Dadas las limitaciones de los indicadores existentes, se han definido nuevos indicadores sintéticos que muestran la situación de hombres y mujeres por separado, y que permiten su comparación.

Para obtener estos indicadores se ha propuesto una nueva metodología que nace de la combinación del denominado enfoque de eficiencia global (Despotis 2002, 2005) y el modelo DEA propuesto por Zhou Ang y Poh (Zhou et al., 2007). Nace así el que se ha denominado enfoque global de evaluación mejor-peor. Esta metodología permite obtener medidas sintéticas con un sistema de ponderación único, endógeno y común para todas las unidades analizadas; que permiten discriminar entre todas ellas y proporciona una visión global de la situación de cada unidad cuando se evalúa en el mejor y peor escenario posible. Del análisis comparativo de ambos escenarios es posible evaluar cada unidad en función de sus fortalezas y debilidades, permitiendo al investigador realizar un análisis más realista. Por todo ello, la metodología propuesta permite mejorar los resultados proporcionados por aquellos procedimientos de obtención de indicadores sintéticos basados en modelos DEA tradicionales.

Para ilustrar el uso del procedimiento propuesto se ha realizado una aplicación empírica para el caso de los países integrantes de la UE. Para todos ellos se han obtenido indicadores sintéticos de bienestar con las mismas componentes de partida en la construcción del IDH. El análisis descriptivo de resultados presentado muestra en términos prácticos la forma en la que debe ser aplicada la metodología, ofreciendo así una guía de uso. Los resultados permiten comprobar cómo, dependiendo del caso analizado, las diferencias entre los indicadores obtenidos utilizando ambos escenarios varía en mayor o menor medida.

**RECEIVED FEBRUARY, 2010.  
REVISED JUNE 2010**

## REFERENCIAS

- [1] BARDHAN, K. and D KLASSEN, S. (1999): On UNDP's revisions to the Gender-Related Development Index. Working Paper. **Disponible en** <http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr1999/papers/undp-revisions-gender-related.pdf>. **Leído el 23 de abril de 2009.**
- [2] BECK, T. (1994): Using gender-sensitive indicators: a reference manual for governments and other stakeholders. **Commonwealth Secretariat, United Kingdom.**
- [3] BRADBURY, M.E. and ROUSE, P. (2002): An Application of Data Envelopment Analysis to the Evaluation of Audit Risk. **ABACUS**, 38, 263-279.
- [4] CHERCHYE, L. AND KUOSMANEN, T. (2002): Benchmarking Sustainable Development: A Synthetic Meta-index Approach. **Working paper.**
- [5] CHERCHYE, L., MOESEN, W. and PUYENBROECK, T. (2003): Legitimately Diverse, yet Comparable: On Synthesising Social Inclusion Performance in the EU. **CES Discussion paper series nr. 03.01**, KU Leuven.
- [6] CHERCHYE, L., MOESEN, W., ROGGE, N. and PUYENBROECK, T. (2006): Creating Composite Indicators with DEA and Robustness Analysis: The Case of the Technology Achievement Index. **Joint Research Centre. European Commission, Italy.**
- [7] CHERCHYE, L., MOESEN, W., ROGGE, N. and PUYENBROECK, T.(2007): An Introduction to 'Benefit of the Doubt' Composite Indicators. **Social Indicators Research**, 82, 111-145.
- [8] DESPOTIS, D.K. (2002): Improving the Discriminating Power of DEA: Focus on Globally Efficient Units. **Journal of the Operational Research Society**, 53, 314-323.
- [9] DESPOTIS, D.K. (2005): A Reassessment of the Human Development Index via Data Envelopment Analysis. **Journal of the Operational Research Society**, 56, 969-980.
- [10] DIJKSTRA, G. (2002): A larger pie through a fare share? Gender equality and economic performance. Working paper 315, **Institute of Social Studies, The Netherlands.**
- [11] DIJKSTRA, G. (2006): Towards a fresh start in measuring gender equality: a contribution to the debate. **Journal of Human Development**, 7, 275-283.
- [12] DIJKSTRA, G. and HAMMER, L. (2000): Measuring socioeconomic gender inequality: toward an alternative to the UNDP gender-related development index. **Feminist Economics**, 6, 41-75.
- [13] DOMÍNGUEZ-SERRANO, M. (2009): **Género y Bienestar: una propuesta de medición.** Tesis doctoral. Universidad Pablo de Olavide. Sevilla.
- [14] FERNÁNDEZ, C. and FUENTES, F. (1995): **Curso de Estadística Descriptiva. Teoría y Práctica.** Ariel Economía. Barcelona.
- [15] GONZÁLEZ-LAXE, F. and CASTILLO, J.I. (2007): A Port Competitiveness Indicator Through the Multicriteria Decision Method PROMETHEE. A Practical Implementation to the Spanish Port System. **International Association of Maritime Economist (IAME). Annual Conference**, July.

- [16] KLASSEN, S. (2006): UNDP's gender-related measures: some conceptual problems and possible solutions. **Journal of Human Development**, 7, 243-274.
- [17] MAHLBERG, B. and OBERSTEINER, M. (2001): Remeasuring the HDI by Data Envelopment Analysis. **International Institute for Applied System Analysis, Interim Report IR-01-069**.
- [18] MARTÍNEZ, F., DOMÍNGUEZ, M. and MURIAS, P. (2005): El Análisis Envolvente de Datos en la Construcción de Indicadores Sintéticos. Una Aplicación a las Provincias Españolas. **Estudios de Economía Aplicada**, 23, 753-771.
- [19] MCGILLIVRAY, M. (1991): The Human Development Index: yet another redundant composite development indicator?, **World Development**, 19, 10, 1461-1468.
- [19] MCGILLIVRAY, M. and WHITE, H. (1993): Measuring development? The UNDP's Human Development Index. **Journal of International Development**, 5, 183-192.
- [20] MESSER, L., LARAIRA, B., KAUFMAN, J., EYSTER, J., HOLZMAN, C., CULHANE, J., ELO, I., BURKE, J. and O'CAMPO, P. (2006): The Development of a Standardized Neighborhood Deprivation Index. **Journal of Urban Health: Bulletin of the New York Academy of Medicine**, 83, 1041-1062.
- [21] MUNDA, G. (2005): Measuring Sustainability: A Multi-Criterion Framework. **Environment, Development and Sustainability**, 7, 117-134.
- [22] MUNDA, G. and NARDO, M. (2007): Noncompensatory/ Nonlinear Composite Indicators for Ranking Countries: A Defensible Setting. **Applied Economics**, 99999:1, 1-11.
- [23] MURIAS, P., MARTÍNEZ, F. and DE MIGUEL, C. (2006): An Economic Wellbeing Index for the Spanish Provinces: a Data Envelopment Analysis Approach. **Social Indicator Research**, 77, 395-417.
- [24] MURIAS, P., DE MIGUEL, C. and RODRÍGUEZ, D. (2007): A Composite Indicator for University Quality Assessment: The Case of Spanish Higher Education System. **Social Indicator Research**, 89, 1, 129-146.
- [25] NARDO, M., SAISANA, M., SALTELLI, A., TARANTOLA, S., HOFFMAN, A. and GIOVANNINI, E. (2005a): **Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide**. OECD Statistics Working Papers.
- [26] NARDO, M., SAISANA, M., SALTELLI, A. and TARANTOLA, S. (2005b): **Tools for Composite Indicators Building**. Institute for the Protection and Security of the Citizen, European Commission.
- [27] OAKLEY, A. (1991): **Sex, gender and society: towards a new society**. Ashgate Pub Co. London.
- [28] ONU (1995): **IV Conferencia Mundial sobre la Mujer**, Beijing del 4 al 15 de septiembre de 1995.
- [29] PNUD (1995 y 2007-08): **Informe sobre el Desarrollo Humano**. Oxford University Press, New York.
- [30] RAMZAN, N., DEGENKOLBE, S. and WITT, W. (2008): Evaluating and Improving Environmental Performance of HC's Recovery System: A Case Study of Distillation Unit. **Chemical Engineering Journal**, 140, 201-213.
- [31] RAVALLION, M. (1997): Good and bad growth: the Human Development Reports, **World Development**, 25, 631-638.
- [32] SRINIVASAN, R- N. (1994): Human development: a new paradigm or reinvention of the Wheel?, **American Economics Review**, 84, 232-237.
- [33] VYAS, S. AND KUMARANAYAKE, L. (2006): Constructing Socio-Economic Status Indices: How to Use Principal Components Analysis. **Health Policy and Planning**, 21, 459-468.
- [34] WHITE, H. (1997): Patterns of Gender Discrimination: An Examination of the UNDP's Gender Development Index. **Mimeo. Institute of Social Studies. . The Hague**.

[35] ZHOU, P., ANG, K.L. and POH, A. (2007): A mathematical programming approach to constructing composite indicators. **Ecological Economics**, 62, 291-297.