



# CALIDAD DEL EMPLEO Y BIENESTAR: UN ANÁLISIS CON ESCALAS DE EQUIVALENCIA

Por:

FRANCISCO JAVIER LASSO V.  
Banco de la República, Sucursal de Medellín

CRISTIAN CAMILO FRASSER L<sup>1</sup>.  
Universidad del Valle, Departamento de Economía

## Resumen

En este trabajo se evalúa la calidad del empleo en Colombia. Usualmente, la calidad del empleo ha sido analizada a través de indicadores sintéticos que resumen sus distintas dimensiones. Sin embargo, esta aproximación carece de un marco teórico que respalde la elección y la ponderación de las variables dentro del indicador. Con el fin de superar dichas deficiencias se utilizan la teoría del consumidor y las escalas de equivalencia para evaluar la calidad del empleo a través de los impactos de las características ocupacionales sobre el bienestar de los trabajadores. Con base en información de la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) de 2010 se encuentra que el 62,4% del total de la ocupación del país es de buena calidad. El empleo de mayor calidad se concentra en el centro de la distribución etaria, siendo de menor calidad los empleos juvenil y de adultos mayores, lo que da nueva evidencia de la existencia de un ciclo de vida laboral. Además de los empleos de jóvenes y adultos mayores, el empleo masculino, del sector rural, residente en San Andrés, sin educación superior, de trabajadores de su propia finca o arrendada y del sector agropecuario son los que tienen menor calidad. Por otra parte, se encuentra nueva evidencia de la importancia de las economías de escala en consumo por tamaño de los hogares para superar la pobreza o mantener o mejorar el bienestar y, de su relación inversa con los ciclos económicos y el nivel de desarrollo de los países.

**Palabras clave:** bienestar, calidad del empleo, consumo de los hogares, escalas de equivalencia.

**Clasificación JEL:** I31, D12, D13, J12, J81

---

<sup>1</sup> La serie Borradores de Economía es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Agradecemos los comentarios del Dr. Hugo López Gerente Regional, del Dr. Luis Eduardo Arango Investigador Principal, de los investigadores de la Subgerencia Regional de Estudios Económicos de la sucursal de Medellín, de los participantes del Seminario de Economía y Empresa de la UNIVERSIDAD EAFIT, y de los asistentes al Seminario “Charlas de los Viernes” de la UNIVERSIDAD DEL VALLE. Direcciones: [flassova@banrep.gov.co](mailto:flassova@banrep.gov.co); [cristian.frasser@correounivalle.edu.co](mailto:cristian.frasser@correounivalle.edu.co)

## **JOB QUALITY AND WELFARE: AN ANALYSIS WITH EQUIVALENCE SCALES**

By:

FRANCISCO JAVIER LASSO V.  
Central Bank of Colombia, Branch of Medellín

CRISTIAN CAMILO FRASSER L.  
University of Valle, Department of Economics

### **Abstract**

In this paper we evaluate job quality in Colombia. Usually, job quality has been analyzed through synthetic indexes that summarize several aspects of the employment. However, this approach lacks of a theoretical framework supporting both the selection of variables and the weight they have in the construction of the index. Therefore, in this paper we use a different approach. We assess job quality through the impact of occupational characteristics on worker's welfare. To do this, we use consumer theory and equivalence scales. Using data from 2010 Quality of Life Survey, we found that 62.4% of the total is good quality employment. The higher job quality is concentrated in workers in the middle section of the age distribution; on the contrary, very young and very old workers exhibit lower job quality. These results constitute more evidence of the existence of a working life cycle. Additionally, male and rural employment, jobs in San Andrés, workers without college degree, workers in their own farm or in a leased one, and employees from the agricultural sector are those that present the lowest job quality. Furthermore, we found new evidence of economies of scale on consumption due to household size; this is an important strategy to overcome poverty, or to maintain or improve welfare. Finally, our findings suggest an inverse relationship between those economies of scales, the business cycle and the level of development of the countries.

**Key Words:** welfare, job quality, household's consumption, equivalence scales.

**JEL classification:** I31, D12, D13, J12, J81

## 1. INTRODUCCIÓN

Mejorar la calidad del empleo ha sido un objetivo deseable de la política económica. No es extraño, entonces, que tanto organismos internacionales como gobiernos nacionales incluyan en sus agendas la promoción de mejores condiciones laborales. A nivel internacional, la Organización Internacional del Trabajo (OIT) creó la noción de “trabajo decente” para hacer referencia a empleos con ingresos dignos, que favorecen la protección social del trabajador y su familia, mejoran su desarrollo personal y estimulan su integración a la sociedad. Por su parte, en la Constitución Política de 1991 de Colombia se estableció como derecho de los ciudadanos el trabajo en condiciones dignas, el cual incluye entre sus principios mínimos fundamentales la igualdad de oportunidades, remuneración mínima vital y móvil en función de la cantidad y calidad del trabajo, estabilidad, seguridad social, capacitación y descanso.

Tanto la noción de “trabajo digno” de la Constitución Política como la de “trabajo decente” de la OIT son conceptos normativos formulados con un importante nivel de subjetividad. Los cuales no cuentan con suficientes criterios objetivos que permitan definir con precisión cada una de las dimensiones que los componen, por lo tanto se dificultan sus procesos de medición<sup>2</sup>. Aunque se acepta que la calidad del empleo es un fenómeno multidimensional que involucra aquellas variables que impactan el bienestar de los trabajadores (Pineda y Acosta, 2011), no se ha podido crear consenso sobre la mejor definición y medición de la calidad del empleo (Antón, Fernández-Macías, y Muñoz de Bastillo, 2012).

Esto último ha estimulado la construcción de múltiples indicadores que incluyen dimensiones relacionadas con el bienestar del empleado. No obstante, para la construcción de indicadores se requiere definir tanto las variables que van a ser incluidas, como las ponderaciones que reflejan la importancia de las mismas dentro del indicador. Para el caso nacional, las investigaciones más relevantes en el tema han usado dos metodologías de ponderación: i) asignar la ponderación según el criterio del investigador sobre la importancia relativa de cada una de las variables (Farné, 2003); ii) usar una técnica estadística como el Análisis de Componentes Principales (ACP) para determinar los pesos relativos (Pineda y Acosta, 2011).

---

<sup>2</sup> Al respecto es conocida la polémica de Marx contra el Partido Obrero Alemán cuando éste decide reivindicar en su programa político la “*jornada normal de trabajo*”, a lo que Marx (1979 versión, pág. 34) replica diciendo: “En ningún otro país se limita el partido obrero a formular una reivindicación tan vaga, sino que fija siempre la duración de la jornada de trabajo que, bajo las condiciones concretas, se considera normal”.

Sin embargo, a estas dos metodologías se les han señalado deficiencias. Por ejemplo, se les ha criticado que no cuentan con un modelo teórico que respalde tanto la elección de las variables que van a ser usadas en el indicador, como la ponderación de las mismas en la agregación. Adicionalmente, la práctica común, en la primera metodología, de otorgar la misma relevancia relativa a todas las dimensiones no es una buena solución, pues también es una forma de ponderación y sin ningún tipo de sustento conceptual (Weller y Roethlisberger, 2011).

Por otra parte, la investigación sobre calidad del empleo, por lo menos en el ámbito nacional, se ha concentrado más en las características de la ocupación que en los posibles impactos de éstas sobre el bienestar. Las distintas dimensiones que componen el indicador informan sobre la proporción de ocupados que poseen empleos con determinadas particularidades, pero no permiten extraer conclusiones sobre el efecto que tienen dichas características en el bienestar de los empleados.

Como respuesta a estas deficiencias, en este trabajo se evalúa la calidad del empleo relacionándolo con el bienestar. Se consideran mejores empleos aquellos que permiten a los hogares alcanzar un mayor nivel de bienestar con un mismo nivel de ingreso. Por tanto, el ejercicio no se concentra en establecer una ponderación para cada una de las características de la ocupación ni en diseñar un indicador sintético que las resuma, sino en construir una medida que permita tanto juzgar el efecto de las características ocupacionales y demográficas del empleado sobre su bienestar, como estimar la cantidad de empleos equivalentes de calidad de la economía colombiana. Para lograr dicho propósito se hace uso de la teoría del consumidor y de las escalas de equivalencia.

Este documento está organizado en siete secciones, de las cuales la primera es esta introducción. En la segunda sección se hace una revisión de la literatura que sobre calidad del empleo se ha producido; en la tercera se explica el enfoque de las escalas de equivalencia y su uso para analizar la calidad del empleo; las fuentes de información y la metodología empleadas son descritas en la cuarta y quinta sección; en la sexta aparecen los resultados más importantes; finalmente, en la séptima sección se presentan las conclusiones.

## **2. REVISIÓN DE LITERATURA**

Clark (2005a) considera que la satisfacción del trabajador con su empleo constituye un resumen adecuado de la calidad de éste. A partir de información correspondiente a diecinueve países de la OCDE estima un modelo probit ordenado en el que la satisfacción con el empleo es la variable dependiente. Entre los principales resultados se encuentra que desear trabajar menos horas y desempeñar una ocupación que posea un alto grado de dificultad disminuye la probabilidad de estar satisfecho con el empleo. A su vez, el hecho

de tener buenas relaciones al interior de la empresa tiene un impacto positivo sobre la satisfacción con el empleo.

Clark (2005b) argumenta que el incremento real de los salarios y la menor cantidad promedio de horas laboradas que experimentaron los trabajadores de la mayoría de países de la OCDE entre las décadas del ochenta y del noventa, podrían ser reflejo de que el trabajador se estaba enfrentando a una actividad más dura. En ese sentido, muestra que en ese mismo periodo se incrementó tanto el porcentaje de ocupados que deseaban trabajar menos horas, como de aquellos que consideraban que su empleo era duro. Así mismo, halla que en la década del noventa un empleado promedio tenía menor probabilidad de estar satisfecho con su ocupación.

Dewan y Peek (2007) afirman que los indicadores tradicionales de empleo y desempleo muestran los desbalances cuantitativos en el mercado laboral, sin embargo no permiten capturar los fenómenos cualitativos asociados a la heterogeneidad de puestos de trabajo presentes en el mercado laboral. En razón de lo anterior, hacen una descripción de los principales indicadores que han sido utilizados en los países en desarrollo para intentar medir los cambios cualitativos en el mercado laboral. Dentro del listado se encuentran: subempleo, informalidad, porcentaje de ocupados pobres, contrato de trabajo, horas trabajadas y protección laboral.

Dueñas, Iglesias y Llorente (2010) examinan la calidad del empleo por sectores económicos en España con el objetivo de verificar el impacto que ha tenido la expansión del sector servicios. Los autores usan la Encuesta de Condiciones de Vida en el Trabajo (ECVT) aplicada durante el segundo trimestre de 2007 para obtener un indicador sintético que comprende doce variables, a las cuales, les asignan una ponderación que refleja su opinión sobre la importancia relativa de dichas variables. Los resultados muestran que el sector servicios no es el que ofrece empleos de peor calidad, no obstante, se evidencia una alta heterogeneidad entre las actividades que lo componen.

Weller y Roethlisberger (2011) evalúan la calidad del empleo en América Latina. La información que utilizan corresponde a la de dieciocho países del continente para los años 1996, 2002 y 2007. Cabe decir, que no calculan un índice sintético sino que examinan por separado la evolución de los siguientes indicadores simples: ocupados con ingresos inferiores a la línea de pobreza, beneficios no salariales, estabilidad laboral, protección social, jornada laboral, organización de intereses colectivos y capacitación. En general, los resultados revelan que para el periodo de 1996 a 2002 se registró un empeoramiento de la calidad del empleo, mientras que en el periodo posterior mejoraron casi todos los indicadores, salvo el de estabilidad laboral.

Antón, Fernández y Muñoz (2012) crean un indicador de calidad del empleo que contiene catorce variables organizadas en cinco dimensiones. La novedad de la investigación

consiste en que el promedio de los resultados de las cinco dimensiones no es aritmético sino geométrico, con lo cual, se introducen dos propiedades al indicador: primero, la contribución de cada dimensión al promedio no es lineal sino decreciente; segundo, se presenta sustituibilidad imperfecta entre las diferentes dimensiones. Los países con peores resultados son Grecia, Bulgaria y Eslovenia, mientras que los de mejor desempeño son Suiza y Dinamarca.

En el plano nacional, el trabajo de Farné (2003) es pionero en el estudio de la calidad del empleo. El autor construye un indicador sintético que resume distintos aspectos de la calidad del empleo. Para tal efecto, usa cuatro variables: los ingresos, el tipo de contrato, afiliación a seguridad social y horas trabajadas, a las cuales les asigna ponderaciones de acuerdo con su criterio. El autor utiliza los datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del DANE para el 2001 y encuentra que el Índice de Calidad del Empleo en Colombia es apenas de 37,5 (en una escala de 0 a 100), 43,8 para asalariados y 27,5 para trabajadores independientes.

Quiñones (2011) plantea que dada la multidimensionalidad asociada a la noción de calidad del empleo es necesario construir una medida que involucre más variables que las registradas en el indicador desarrollado por Farné (2003). Para ello, sigue una metodología aplicada en España a partir de la cual define ocho dimensiones y veintitrés variables que harán parte del indicador. Cabe advertir que se asume una ponderación igual para cada variable. Los resultados obtenidos, usando la información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del 2008, muestran que las ciudades con mejor calidad del empleo son Medellín, Cali y Bucaramanga, mientras que las de menor nivel son Manizales, Pereira y Cartagena.

Pineda y Acosta (2011) realizan una aproximación a la calidad del empleo a través de un indicador compuesto en el que las ponderaciones de cada una de las variables que lo integran no provienen de una decisión del investigador, como en el trabajo de Farné (2003), sino de un tratamiento estadístico. De esta forma, con base en la información de la GEIH del año 2008, hacen uso del ACP para establecer los pesos de las variables. Dentro de los resultados hallados se encuentra que el indicador alcanza un valor de 41,9 (nuevamente en una escala de 0 a 100).

Farné, Vergara y Baquero (2011) estudian la calidad del empleo en Colombia para el periodo 2002-2010. Los autores emplean las Encuestas de Hogares del DANE para obtener más de treinta indicadores simples agrupados en ocho dimensiones. Los resultados señalan que en comparación con lo hallado en 2002 para el 2010 mejoraron los ingresos, la cobertura en seguridad social y la satisfacción en el empleo; no obstante, el diálogo social, las condiciones físicas del trabajo y la estabilidad laboral evidenciaron un retroceso. Adicionalmente, y del mismo modo que Pineda y Acosta (2011), construyen un indicador compuesto en el que los pesos de las variables se obtienen después de usar el ACP. Con

base en este indicador global concluyen que entre 2002 y 2010 la calidad del empleo mejoró.

Para finalizar, están los trabajos de Posso (2010) y Mora y Ulloa (2011). Ambos utilizan como punto de partida el indicador desarrollado por Farné (2003) aunque con propósitos distintos. En el caso de Posso (2010) para evaluar la relación entre calidad del empleo y segmentación laboral, mientras que Mora y Ulloa (2011) lo usan para examinar el impacto de la mayor educación sobre la calidad del empleo.

A modo de síntesis, se puede concluir que en general el estudio de la calidad del empleo se ha realizado a través de indicadores que involucran distintas dimensiones de la ocupación, a partir de las cuales, se diagnóstica un empleo particular. Del mismo modo, se observa que el mecanismo de agregación de las diferentes variables en un solo indicador ha tomado dos caminos: en primera instancia, se encuentra la fórmula de asignar las ponderaciones a partir de la percepción del investigador sobre la relevancia de cada dimensión y variable; por otro lado, es posible establecer dichos pesos usando el ACP.

El presente trabajo se aleja de esa disyuntiva y propone el uso de las escalas de equivalencia. En esta opción analítica se evalúa directamente el impacto que tienen las características ocupacionales y demográficas del empleado sobre su bienestar sin necesidad de enfrentar el problema de la agregación en un indicador.

### **3. LA TEORÍA DEL CONSUMIDOR Y LAS ESCALAS DE EQUIVALENCIA**

En virtud de los desarrollos que ha tenido la teoría microeconómica se acepta que el ingreso (gasto) permite a los miembros de un hogar acceder a un conjunto de bienes que le reporta cierto nivel de utilidad, el cual está asociado con el grado de bienestar que alcanza el individuo o el hogar<sup>3</sup>. De ahí que el ingreso sea usado con regularidad como un indicador fundamental en la medición del bienestar y el nivel de vida de los hogares. Medidas como el *ingreso total* y el *ingreso per cápita* se encuentran en la literatura especializada; no obstante, también se reconoce que presentan dificultades para ser buenas representaciones del estándar de vida de los hogares, en cuanto, pasan por alto el tamaño del hogar (en el caso de la primera medida), o suponen, que las necesidades de los individuos que componen el hogar son las mismas (deficiencia del segundo indicador).

---

<sup>3</sup> La noción de ingreso (gasto) como medida del bienestar podría ser cuestionada en beneficio de una definición de corte multidimensional. Sin embargo, esta última opción tiene problemas para ser operacionalizada. Como reconoce González (2011, págs. 89-90): “Los enfoques multidimensionales que intentan alejarse del utilitarismo, y acercarse a la concepción de las capacidades, enfrentan un conflicto entre los fines teóricos a los que se quiere llegar y los criterios restringidos que se deben aceptar cuando se operacionaliza el concepto por medio de un índice”. Y más adelante agrega: “El problema es que el índice termina reafirmando el utilitarismo que se quiere superar. Aunque el punto de llegada es claro, en la construcción de los indicadores el proceso queda a mitad de camino. Y de una u otra manera reaparece el fantasma del utilitarismo”.

Como respuesta a los anteriores inconvenientes aparecen las economías de escala y las escalas de equivalencia, las cuales, permiten realizar comparaciones de bienestar entre hogares con diferentes tamaños y características demográficas disímiles. El mismo nivel de ingreso per cápita no garantiza el mismo nivel de vida en un hogar grande respecto a uno pequeño, ni en un hogar con niños respecto a uno de solo adultos. El hogar grande puede llegar a tener igual o mayor bienestar que el hogar pequeño debido a que puede desarrollar economías de escala positivas. Por otro lado, las escalas de equivalencia asumen que las necesidades de gasto y consumo de los distintos miembros del hogar no son iguales, y como tal, se hace indispensable reducirlas a una medida común. De la misma manera que el Índice de Precios al Consumidor (IPC) compara el bienestar que obtiene un hogar frente a variaciones en los precios, manteniendo constante sus patrones y hábitos de consumo, las escalas de equivalencia se basan en el supuesto de que las diferencias en el bienestar de los hogares se deben a las variaciones en sus características demográficas, ocupacionales y educacionales observables; mientras que en las economías de escala las diferencias de bienestar dependen en cierta forma del tamaño de los hogares. Las economías de escala y las escalas de equivalencia de un hogar son deflatores o números índices que corrigen su gasto de acuerdo con su tamaño y las necesidades y características de sus miembros (Lasso, 2003).

Las escalas de equivalencia son usadas con frecuencia en las mediciones de pobreza y desigualdad (Muñoz, 2004; Millán, 2004; Berges, 2011). Para el caso nacional, el estudio pionero de pobreza usando escalas de equivalencia fue realizado por Lasso (2003), quien usando la Encuesta de Ingresos y Gastos de 1994-1995 encuentra evidencia de la presencia de economías de escala positivas por tamaño y de las menores necesidades de gasto en alimentos que tienen los niños y jóvenes en comparación con los mayores de 18 años (adultos equivalentes) sin controlar por sexo.

Recientemente el uso de las escalas se ha ampliado a otras aplicaciones, entre las que se encuentran los seguros de vida, la pensión alimenticia y la indemnización legal por muerte. En estos casos, se debe estimar el dinero necesario para mantener al hogar en el mismo nivel de bienestar que obtenía antes de que la pareja se divorciara o alguno de los miembros muriera (Lewbel, 2003). Sin embargo, en la revisión de literatura no se encontraron aplicaciones específicas de esta metodología al estudio de la calidad del empleo<sup>4</sup>.

Cabe decir que en la literatura especializada se pueden encontrar escalas de equivalencia calculadas de forma diferente a las estimadas por medio del comportamiento del gasto. Una de ellas, es conocida como la *escala de expertos*, consistente en que un grupo de expertos en nutrición o dietas alimentarias establecen las escalas, por ejemplo, entre adultos y niños siguiendo una definición estrictamente fisiológica de las necesidades de cada uno de ellos.

---

<sup>4</sup> Aunque Deaton y Paxson (1998) en la estimación de la forma funcional de Working-Leser para países pobres incluyen como variables de control las proporciones de ocupados en distintas actividades.

Otra alternativa está representada por la *escala subjetiva*, la cual se calcula con base en las respuestas que entregan las personas al ser interrogadas por el nivel mínimo de ingresos necesario para sostener un hogar de determinado tamaño. También se encuentran las *escalas paramétricas* que tienen una forma funcional estándar con parámetros sobre economías de escala por tamaño y escalas de equivalencias de las necesidades de los individuos según sus características demográficas (Mancero, 2001).

### 3.1 MARCO TEÓRICO

A partir del comportamiento del gasto, Deaton y Muellbauer (1980) proponen un modelo para la estimación de las economías de escala por tamaño y las escalas de equivalencia por características demográficas con el fin de reducir los miembros de cada hogar a *adultos equivalentes*. En este trabajo se amplía el modelo propuesto por ellos con el fin de estimar las escalas de equivalencia por características ocupacionales y así reducir la oferta de empleo de cada hogar a *empleos equivalentes* de buena calidad, de la forma siguiente: sea el conjunto de hogares  $i=1, \dots, N$  regidos por una función de utilidad que depende del vector de bienes y servicios consumidos  $q_i$ , el tamaño  $n_i$ , un vector de características demográficas  $d_i$  y un vector de características ocupacionales  $l_i$ :

$$u_i = u(q_i, n_i, d_i, l_i) \quad (1)$$

A partir de (1) se obtiene la función de costos que es igual al gasto mínimo necesario ( $y_i$ ) que debe realizar el hogar  $i$  de características  $n_i$ ,  $d_i$  y  $l_i$  para alcanzar el nivel de utilidad  $u$  cuando los precios son el vector  $p$ .

$$c(u, p, n_i, d_i, l_i) = y_i \quad (2)$$

Si se asume un mismo nivel de precios  $p$  y un mismo nivel de utilidad  $u$  las escalas de equivalencia del hogar  $i$  se pueden descomponer en tres:

- a) Las economías de escala por tamaño. Se estiman dividiendo la función de gasto del hogar  $i$  entre la función de gasto del hogar de referencia  $r$  con un número de miembros  $n_r$  (normalmente se toma un hogar unipersonal como referencia).

$$A_i^\theta = \frac{c(u, p, n_i, d_i, l_i)}{c(u, p, n_r, d_i, l_i)} \quad (3)$$

Existen economías de escala positivas cuando  $\theta < 1$ . Llegan a esta situación los hogares que alcanzan el mismo nivel de utilidad del hogar de referencia, con mayores tamaños conducentes a menores niveles de gasto per cápita. O los hogares que ante incrementos en sus tamaños mantienen constantes sus niveles de utilidad con niveles inferiores de gasto per cápita.

- b) Las escalas de equivalencia por características demográficas. Reducen a adultos equivalentes ( $AE_i$ ) los miembros del hogar  $i$ , según sus características demográficas  $d_i$  y es igual a la relación entre su función de gasto y la función de gasto del hogar de referencia  $r$  con características demográficas  $d_r$  del adulto equivalente:

$$AE_i = \frac{c(u,p,n_i,d_i,l_i)}{c(u,p,n_i,d_r,l_i)} \quad (4)$$

- c) Las escalas de equivalencia por características ocupacionales. Reducen a empleos equivalentes ( $EE_i$ ) los ocupados del hogar  $i$  con características ocupacionales  $l_i$ . Contrario a los dos efectos anteriores, dado que la relación entre la calidad del empleo y el gasto es inversa con nivel de utilidad constante, los  $EE_i$  del hogar  $i$  son iguales al inverso de la relación entre su función de gasto y la función de gasto del hogar de referencia  $r$  con características ocupacionales  $l_r$  del empleo equivalente con condiciones de calidad *dignas*:

$$EE_i = \frac{c(u,p,n_i,d_i,l_r)}{c(u,p,n_i,d_i,l_i)} \quad (5)$$

Dado que el nivel de utilidad  $u$  no es observable las escalas definidas anteriormente no pueden ser estimadas. Por ello, es necesario usar las propiedades de la función de costos y de la función de utilidad indirecta [ $v(y_i, p, n_i, d_i, l_i)$ ] para obtener funciones de demanda Marshallianas que dependan de variables observables y por tanto sean estimables.

### 3.2 MÉTODOS PARA LA ESTIMACIÓN DE LAS ESCALAS DE EQUIVALENCIA

Dado que los sistemas de demanda ampliados con variables demográficas y ocupacionales no dan suficiente información para determinar las escalas de equivalencia o las economías de escala (sólo explican el comportamiento del consumidor), se requiere de métodos que relacionen este comportamiento con el bienestar de los hogares. A continuación se presentan algunos de los métodos que relacionan el comportamiento del consumidor con el bienestar de los hogares<sup>5</sup>.

#### 3.2.1 El método de Engel (1895)

El método de Engel se fundamenta en la siguiente regularidad empírica: para cualquier composición demográfica de una familia, la proporción de gasto en alimentos con respecto al total de gastos disminuye conforme se incrementa el gasto total del hogar (dicha regularidad es conocida como la Ley de Engel). Con base en esto, Engel plantea que la proporción de gasto en alimentos es un buen indicador del bienestar del hogar. Mientras mayor sea la participación de los alimentos en el gasto total menor será el nivel de bienestar de la familia. Es decir, que si dos hogares exhiben el mismo patrón de gasto en alimentos su

<sup>5</sup> Una descripción más detallada está en Deaton y Muellbauer (1980), Mancero (2001), y Berges (2011).

nivel de bienestar será igual. La escala de equivalencia, entonces, queda definida como la relación de gastos de dos hogares con la misma proporción de gasto en alimentos pero cuyas composiciones demográficas y ocupacionales son distintas.

Esta regularidad enunciada por Engel mantiene su vigencia y es muy utilizada, tanto en Colombia como en un gran número de países, por ejemplo en la estimación de la línea de pobreza a partir de la línea de pobreza extrema. La línea de pobreza extrema es el costo por persona-mes de una canasta de alimentos que satisface las necesidades nutricionales y respeta los hábitos y patrones de consumo de una población de referencia. La línea de pobreza es igual al valor de la línea de pobreza extrema multiplicado por el inverso del coeficiente de Engel<sup>6</sup>. La población en hogares con ingreso per cápita inferior a la línea de pobreza extrema o a la línea de pobreza se consideran respectivamente pobres extremos y pobres. Esto sugiere que el coeficiente de Engel de una región, un país o una ciudad puede indicar su grado de desarrollo. En economías desarrolladas como la de Estados Unidos su población dedica solo un tercio de su gasto total a la alimentación (Orshansky, 1965). En economías menos desarrolladas como el conjunto de países de América Latina la CEPAL utiliza normalmente un único coeficiente de Engel de 0,5. Para Colombia, igualmente se observa un mayor grado de desarrollo de la zona urbana sobre la zona rural, según sus coeficientes de Engel para 2010 de 42,2% y 57,8% respectivamente<sup>7</sup>.

### 3.2.1.1 El método de Engel aplicado a las economías de escala por tamaño

En la figura 1 se ilustran las economías de escala por tamaño utilizando las curvas de Engel.  $W_0$  corresponde a la proporción original de gasto en alimentos per cápita para un hogar con ingreso per cápita  $Y_0$ . Al añadir un nuevo miembro al hogar y manteniendo constante el ingreso per cápita  $Y_0$  puede ocurrir que la demanda de alimentos per cápita del hogar:

- a) Se desplace a la derecha aumentando a  $W_1$  su porcentaje de gasto en alimentos, ocasionando así una disminución en el bienestar del hogar. Para recobrar el nivel anterior  $W_0$  es necesario que el hogar alcance un ingreso per cápita mayor  $Y_1$ . Aplicando la ecuación (3) se encuentra que  $\theta > 1$  dado que  $\frac{Y_1}{Y_0} > 1$ , entonces hay gasto per cápita en alimentos creciente a escala por aumentos en el tamaño del hogar, con lo cual, las economías de escala son negativas.

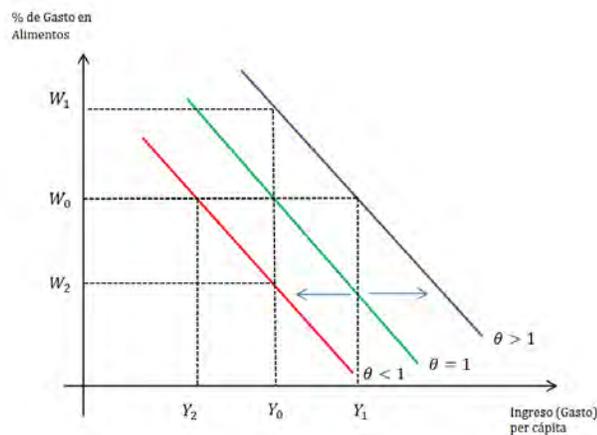
---

<sup>6</sup> Coeficiente de Engel es la participación del gasto en alimentos en el total de gasto de la población de referencia. El inverso del coeficiente de Engel es el coeficiente de Orshansky.

<sup>7</sup> Que para 2010 corresponden a un valor de la línea de indigencia de \$87.401 persona-mes y a un valor de la línea de pobreza de \$207.005 persona-mes, para la zona urbana. Para la zona rural los valores son: \$71.392 y \$123.502 respectivamente. Anexo J del informe “Pobreza Monetaria en Colombia: Nueva Metodología y cifras 2002-2010” de la Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (Mesep), 2012.

- b) Se desplace a la izquierda disminuyendo a  $W_2$  su porcentaje de gasto en alimentos, aumentando así el bienestar del hogar. Para regresar al nivel anterior  $W_0$  el hogar requiere un ingreso per cápita menor  $Y_2$ . Aplicando la ecuación (3) se encuentra que  $\theta < 1$  dado que  $\frac{Y_2}{Y_0} < 1$ , entonces hay gasto per cápita en alimentos decreciente a escala por aumentos en el tamaño del hogar, por lo tanto, se presentan economías de escala positivas.
- c) No se desplace. La demanda por alimentos no se afecta por aumentos en el tamaño del hogar. En este caso hay gasto per cápita en alimentos constante a escala y no hay economías de escala ( $\theta = 1$ )

**Figura 1. Curvas de Engel para un hogar con diferentes tamaños**



Fuente: Elaboración propia

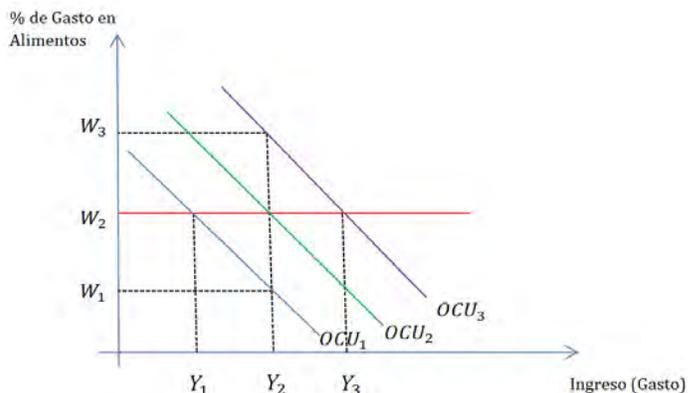
### 3.2.1.2 El método de Engel aplicado a las escalas de equivalencia por calidad del empleo

Supóngase una economía en la que sólo existen 3 empleos y 3 hogares cada uno conformado por un adulto equivalente. Por simplicidad, se asume que el adulto del hogar 1 se emplea en la ocupación 1, y así sucesivamente. Sumado a ello, se define que el empleo equivalente de calidad (hogar de referencia) es el empleo 2 que ostenta el adulto del hogar 2.

En la figura 2 se muestran curvas de Engel para los tres tipos de empleo (en tres hogares diferentes). Para el hogar con el empleo equivalente se hace necesario un ingreso  $Y_2$  para alcanzar el bienestar  $W_2$ . En el caso del adulto que está en el empleo 3 si el ingreso se mantiene en  $Y_2$  la participación de gasto en alimentos crece hasta  $W_3$  y, por tanto, su bienestar es menor que el obtenido por el adulto equivalente de referencia. A su vez, el empleado 1 ante el mismo ingreso  $Y_2$  alcanza un bienestar mayor porque gasta una proporción menor en alimentos  $W_1$ .

A partir de lo anterior puede utilizarse la Ley de Engel para calcular el monto de gasto que un hogar con un empleo alternativo requeriría para obtener el nivel de bienestar  $W_2$  del hogar de referencia. El adulto que trabaja en la ocupación número 3 necesitaría de una variación compensatoria en su ingreso igual a la diferencia  $Y_3 - Y_2$ , mientras que el adulto del empleo 1 requeriría de una compensación igual a  $Y_1 - Y_2$ . Nótese que la ocupación 3 requiere una compensación positiva mientras que la ocupación 1 de una negativa. El signo de dicha compensación es indicativo de la calidad de cada uno de los empleos. Por ejemplo, si el adulto del empleo 2 decidiera cambiarse al empleo 3 manteniendo constante su ingreso, experimentaría una reducción en su bienestar. La ocupación 3 es de menor calidad que la 2 porque ante el mismo nivel de ingreso  $Y_2$  reporta un bienestar más bajo. En ese caso la disminución en el bienestar no es resultado de una reducción del ingreso sino de las características asociadas a la nueva ocupación.

**Figura 2. Curvas de Engel para tres tipos de empleos**



Fuente: Elaboración propia

Otra forma de concluir que el empleo 3 es de menor calidad consiste en observar que a pesar del incremento en el ingreso de  $Y_2$  a  $Y_3$  el bienestar del trabajador no aumenta. Por su parte, si el adulto decidiera cambiarse a la ocupación 1, incluso, con el mismo nivel de ingreso su bienestar aumentaría.

Una vez aclaradas las variaciones compensatorias del gasto y definido el empleo equivalente se pueden calcular las escalas de equivalencia para cada tipo de ocupación aplicando la relación de las funciones de gasto de la ecuación (5). La escala de equivalencia para el empleo 3 equivale a  $(Y_2/Y_3)$  y la escala para el empleo 1 es igual a  $(Y_2/Y_1)$ . Con dicho cálculo los demás empleos quedan expresados en términos del empleo equivalente de calidad, para luego ser agregados y hallar el número de empleos equivalentes de la economía.

Si se supone que  $Y_1 = 0,8Y_2$  y  $Y_3 = 2Y_2$  entonces:  $(Y_1/Y_2)=0,8$ ;  $(Y_2/Y_2)=1$ ;  $(Y_3/Y_2)=2$ . Como se mostró anteriormente, el menor gasto relativo en un mismo nivel de bienestar refleja una mayor calidad del empleo, por tanto es necesario hallar el inverso de cada escala

para interpretar correctamente el resultado. Así, el empleo 1 equivale a 1,25 empleos equivalentes (ee), el empleo 2 a 1 ee (es la referencia), y el empleo 3 a 0,5 ee. Al final, el número de empleos equivalentes al empleo 2 es 2,75, cifra que contrasta con el total de ocupados que es 3. Adicionalmente, nótese que el empleo 3, de menor calidad que la referencia, da como resultado un valor inferior a uno.

### **3.2.2 El método Rothbarth (1943)**

A diferencia de Engel, Rothbarth (1943) construye escalas considerando que la mejor medida del bienestar está constituida por la participación del gasto en bienes que solo pueden consumir adultos. Así mismo, supone que a un mismo nivel de ingreso, una pareja con niños gasta menos en *bienes de adultos* que una pareja sin hijos. De esta forma, se puede calcular el costo de un niño estimando el monto de ingresos necesario para mantener al hogar en la misma participación de gasto en bienes de adultos.

Las escalas de equivalencia de Rothbarth se obtienen como el cociente entre los gastos de dos hogares que gastan la misma proporción en bienes que únicamente consumen los adultos.

### **3.2.3 El método de Prais y Houthakker (1955)**

Se le considera una generalización del método de Engel en la medida que construye un sistema de curvas de Engel para cada grupo de bienes. En ese sentido, ofrece la ventaja de estimar escalas diferentes para cada clase de bienes (en el enfoque de Engel se postula una sola escala para el consumo de todos los bienes). Por ejemplo, un hogar con niños tendría escalas más altas en los bienes destinados al consumo exclusivo de los niños.

### **3.2.4 El método de Barten (1964)**

A nivel internacional este método lo aplica Lanjouw y Ravallion (1995) y Deaton y Paxson (1995,1998), y para Colombia Lasso (2003). El método supone que existe un bien privado puro que no puede ser sustituido por bienes públicos, la comida es un ejemplo posible. También supone que existe un bien público o cuasi-público, por ejemplo la vivienda, cuya naturaleza consiste en que no tiene que ser duplicado para su uso por cada miembro del hogar; de forma que los hogares de gran tamaño gastan menos en vivienda en términos per cápita, lo que les permite liberar recursos para aumentar el consumo del bien privado. Las economías de escala se calculan, no por la restauración al valor previo de la participación del gasto del bien privado en el gasto total, sino calculando la reducción en el gasto total (ingreso total) per cápita que podrá restaurar el consumo previo per cápita del bien privado.

### **3.2.5 Dificultades en la estimación de las escalas de equivalencia**

Es necesario mencionar que los métodos para el cálculo de escalas de equivalencia no están libres de dificultades y críticas. En primera instancia, las escalas asumen que las familias no

deciden sobre su composición, ésta última se toma como un dato exógeno. Por ello, las escalas de equivalencia evalúan los gastos asociados a determinada composición del hogar, pero no incluyen los posibles beneficios (objetivos y subjetivos) de elegir determinado perfil demográfico. Adicionalmente, una misma observación de consumo en el hogar es compatible con muchas distribuciones de los bienes al interior de la familia, con lo cual, si las funciones de utilidad son distintas para cada miembro, se afecta el nivel de utilidad que alcanza el hogar<sup>8</sup> (Berges, 2011).

De otra parte, al método de Engel se le ha criticado que la regularidad empírica sobre la que se fundamenta no constituye una justificación sólida para usar el gasto en alimentos como indicador de bienestar. Nicholson (1976) argumenta que una pareja que acaba de tener un hijo puede recibir una compensación en su ingreso necesaria para mantener su nivel de vida anterior a la aparición del hijo. No obstante, el patrón de consumo del niño está orientado al gasto en alimentos, con lo cual, el nivel de bienestar del hogar no se ha deteriorado pero la participación del gasto en alimentos se ha incrementado. De ahí, concluye que el método de Engel tiende a sobrestimar el ingreso compensatorio y, por ende, conduce a escalas más grandes.

A las escalas obtenidas con el modelo de Rothbarth se les critica la dificultad empírica para identificar bienes exclusivamente consumidos por adultos; sumado a ello, es posible que las escalas subestimen el costo de un niño (y por ende, la compensación) ya que si los padres derivan utilidad del consumo de sus hijos, estarán dispuestos a reducir su propensión marginal a gastar en bienes de adultos como consecuencia de la aparición de hijos en el hogar. En dicho caso, se requeriría de mayores compensaciones para devolver al hogar a su nivel inicial de gasto en bienes de adultos (Mancero, 2001).

A pesar de las dificultades señaladas el uso de las escalas se justifica por la necesidad de contar con un instrumento que permita realizar comparaciones de bienestar entre hogares con características diferentes. En ese sentido, no es extraño que Pollak y Walles (1992, pág. 93) hayan afirmado que “el argumento más convincente acerca de que tales comparaciones son posibles es la frecuencia con la cual se han realizado”.

#### **4. EL MODELO EMPÍRICO**

Para llevar a cabo aplicaciones empíricas de las escalas de equivalencia es necesario especificar la forma funcional de la ecuación de demanda. En este trabajo se emplea la

---

<sup>8</sup> Thori (2000) intenta solucionar estos problemas asumiendo que el hogar maximiza una función de bienestar del hogar que agrega las utilidades individuales de cada uno de los miembros. Para ello, hace uso de la función de utilidad métrica monetaria, con la cual, después de imponer otros supuestos, puede identificar escalas de equivalencia; no obstante, reconoce que es muy difícil explicar por qué un hogar escogería esa particular función de utilidad.

forma funcional de Working (1943) y Leser (1963) aplicada a la curva de Engel para alimentos<sup>9</sup> que supone precios constantes y se utiliza con información de corte transversal:

$$w_f = \alpha + \beta \ln(y/n) + \gamma \ln n + \delta \frac{muje}{n} + \sum_{j=1}^{J-1} \eta_j \frac{n_j}{n} + \sum_{k=1}^{K-1} \lambda_k \frac{e_k}{PET} + \sum_{l=1}^{L-1} \mu_l \frac{s_l}{PET} + \xi \frac{coti}{PET} + \pi \ln Jorn + \sum_{m=1}^{M-1} \rho_m r_m + \sigma zona + \varphi prop + \varepsilon \quad (6)$$

Donde para la unidad de gasto de cada hogar<sup>10</sup>:

1.  $w_f$  es la proporción de gasto en alimentos.
2.  $y/n$  es el gasto per cápita instrumentalizado por el ingreso per cápita.
3.  $n$  es el número de miembros del hogar que determina las economías de escala.
4.  $\frac{muje}{n}$  es la proporción de mujeres en el hogar y  $\frac{n_j}{n}$  representa la participación del número de miembros del  $j$ -ésimo grupo de edad con respecto al total de miembros del hogar  $n$ . Este conjunto de variables comprenden el vector  $d_i$  de características demográficas.
5.  $\frac{e_k}{PET}$  son las proporciones de la Población en Edad de Trabajar (PET) de  $K-1$  tipos de empleo,  $\frac{s_l}{PET}$  representa las participaciones de la PET de  $L-1$  sitios de trabajo,  $\frac{coti}{PET}$  es la proporción de la PET cotizante a salud en regímenes contributivo o especiales,  $Jorn$  es la jornada laboral semanal en horas promedio de los ocupados del hogar,  $r_m$  son variables indicadas de  $M-1$  regiones y  $zona$  es la variable indicadora de no residencia en la cabecera municipal. Este conjunto de variables conforma el vector  $l_i$  de características ocupacionales.
6.  $prop$  es una variable de control indicadora de los hogares con vivienda propia totalmente paga.
7.  $\varepsilon$  es el término de error.

A su vez, los parámetros a estimar son los siguientes:

1.  $\alpha$  intercepto.
2.  $\beta$  elasticidad del ingreso.
3.  $\exp(\gamma) = \theta$  economías de escala por tamaño del hogar de la ecuación (3).
4.  $\delta$  y  $\eta_j$  representan las equivalencias de escala por demografía.
5.  $\lambda_k$ ,  $\mu_l$ ,  $\xi$ ,  $\pi$ ,  $\rho_m$  y  $\sigma$  representan las equivalencias de escala de empleo.

<sup>9</sup> Esta forma funcional para estimar escalas de equivalencia la han aplicado Lanjouw y Ravallion (1995) y Deaton y Paxson (1998). Para Colombia Lasso (2003), Muñoz (2004) y Langebaek y Caicedo (2007).

<sup>10</sup> La unidad de gasto del hogar no incluye entre sus miembros los empleados domésticos y sus hijos, ni los pensionistas.

6.  $\phi$  efecto de vivienda propia totalmente paga.

En esta clase de especificaciones hay un problema que se debe tener en cuenta. Dado que la proporción de gasto en alimentos y el gasto per cápita se construyen a partir de la misma información de gasto, existe una correlación entre los errores de estimación de  $w_f$  y el  $\ln(y/n)$ . Para corregir esta endogeneidad es necesario usar otra variable como instrumento del logaritmo del gasto per cápita. Deaton y Paxson (1998) sugieren usar el logaritmo del ingreso per cápita como variable instrumental ya que el ingreso disponible del hogar tiene una alta correlación con el gasto total del hogar y ambos se estiman de forma independiente.

Para hallar las escalas de Engel a partir de la ecuación (6) se asume que  $y^i$  es el gasto (ingreso) necesario del hogar  $i$  para mantener el mismo nivel de bienestar (esto es, la misma participación  $w_f$ ) que obtiene el hogar de referencia  $r$  con un gasto  $y^r$ , de forma que igualando los dos hogares con diferentes características demográficas y ocupacionales se obtiene:

$$\begin{aligned}
 & \alpha + \beta \ln(y^i/n^i) + \gamma \ln n^i + \delta \frac{muje^i}{n^i} + \sum_{j=1}^{J-1} \eta_j \frac{n_j^i}{n^i} + \sum_{k=1}^{K-1} \lambda_k \frac{e_k^i}{PET^i} + \sum_{l=1}^{L-1} \mu_l \frac{s_l^i}{PET^i} \\
 & + \xi \frac{coti^i}{PET^i} + \pi \ln Jor n^i + \sum_{m=1}^{M-1} \rho_m r_m^i + \sigma zona^i + \phi prop^i \\
 & = \alpha + \beta \ln(y^r/n^r) + \gamma \ln n^r + \delta \frac{muje^r}{n^r} + \sum_{j=1}^{J-1} \eta_j \frac{n_j^r}{n^r} + \sum_{k=1}^{K-1} \lambda_k \frac{e_k^r}{PET^r} \\
 & + \sum_{l=1}^{L-1} \mu_l \frac{s_l^r}{PET^r} + \xi \frac{coti^r}{PET^r} + \pi \ln Jor n^r + \sum_{m=1}^{M-1} \rho_m r_m^r + \sigma zona^r \\
 & + \phi prop^i \quad (7)
 \end{aligned}$$

Aplicando la función inversa del logaritmo y despejando la relación de las variables de gasto per cápita se halla el efecto total de escala por tamaño, demografía y calidad del empleo igual a:

$$\begin{aligned}
\left(\frac{y^i/n^i}{y^r/n^r}\right) = \exp \left\{ \frac{1}{\beta} \left[ \gamma \ln\left(\frac{n^r}{n^i}\right) + \delta \left(\frac{muje^r}{n^r} - \frac{muje^i}{n^i}\right) \right. \right. \\
+ \sum_{j=1}^{J-1} \eta_j \left(\frac{n_j^r}{n^r} - \frac{n_j^i}{n^i}\right) + \sum_{k=1}^{K-1} \lambda_k \left(\frac{e_k^r}{PET^r} - \frac{e_k^i}{PET^i}\right) \\
+ \sum_{l=1}^{L-1} \mu_l \left(\frac{s_l^r}{PET^r} - \frac{s_l^i}{PET^i}\right) + \xi \left(\frac{coti^r}{PET^r} - \frac{coti^i}{PET^i}\right) + \pi \ln\left(\frac{Jorn^r}{Jorn^i}\right) \\
\left. \left. + \sum_{m=1}^{M-1} \rho_m (r_m^r - r_m^i) + \sigma (zona^r - zona^i) \right] \right\} \quad (8)
\end{aligned}$$

La propiedad de la vivienda totalmente paga desaparece en (8) porque se toma como una variable de control y no se le da valor de referencia, es decir, toma el valor observado tanto en el hogar  $i$  como en el hogar  $r$ .

El efecto total de escala calculado a partir de (8) se puede descomponer en: i) Las economías de escala por tamaño de la ecuación (3) que son el primer término de la exponencial, ii) el segundo y tercer término son las escalas de equivalencia por demografía para hallar los adultos equivalentes de la ecuación (4) y iii) los demás términos de la exponencial son las escalas de equivalencia de empleo para estimar los empleos equivalentes de calidad de la ecuación (5). En la descomposición de los tres efectos los términos de la exponencial que no intervienen toman el valor de cero, al dárseles el mismo tratamiento de variables de control, que se le da a la propiedad de la vivienda totalmente paga en la estimación del efecto total de escala.

## 5. FUENTES DE INFORMACIÓN

Se utilizaron las Encuestas de Calidad de Vida (ECV) de 2008 y 2010 por su aplicación reciente y más frecuente en todo el país, que refleja la estructura de consumo más actualizada de los hogares colombianos, frente a la encuesta especializada de ingresos y gastos<sup>11</sup>. No obstante se reconoce que su periodo de recolección es muy corto y su módulo de gasto no es lo suficientemente desagregado permitiendo rubros agregados tipo mercado. El gasto corriente total incluye: a-) las compras, pagos en especie, el trueque, el autoconsumo y el autosuministro; b-) la renta por vivienda propia totalmente paga. Se excluyen los regalos recibidos, las compras para otros hogares, transferencias en dinero a otros hogares, muebles, electrodomésticos, gasodomésticos, vehículo, moto, compra de bienes raíces diferentes a la vivienda que ocupan, cuotas extraordinarias de administración,

<sup>11</sup> La última encuesta de ingresos y gastos disponible se aplicó entre Octubre de 2006 y Septiembre de 2007. Esta clase de encuesta se aplica aproximadamente cada diez años.

impuestos, seguros, artículos de joyería, cuadros y obras originales de arte, compras de animales y semovientes para cría y levante<sup>12</sup>.

El gasto en alimentos incluye: i) los alimentos comprados semanalmente excluyendo los comprados para otros hogares; ii) los alimentos comprados por fuera del hogar; y iii) los alimentos y onces pagados en los establecimientos educativos<sup>13</sup>.

El ingreso disponible de la unidad de gasto del hogar se construyó a partir del módulo de fuerza laboral de las ECV y está conformado por los salarios monetarios, los salarios en especie por alimentos, vivienda, transporte de la empresa y otros conceptos como electrodomésticos, ropa o bonos tipo sodexho, las ganancias netas de negocios y fincas, los honorarios netos de una profesión y los ingresos no laborales compuestos por: pensiones de jubilación, sustitución pensional, invalidez o vejez, pensiones de alimentación o contribuciones para el sostenimiento de menores de dieciocho años, arriendos de bienes, primas por pensiones, ayudas en dinero de instituciones u otros hogares e intereses a las cesantías, préstamos o CDT. Los salarios monetarios incluyen: propinas, comisiones, subsidio de alimentación, auxilio de transporte, subsidio familiar, primas, bonificaciones e indemnizaciones.

Para cada uno de los rubros que reporta la ECV se construyeron modelos de regresión con variables de capital humano (Mincer, 1974) con el objetivo de imputarles un ingreso a aquellos individuos no informantes. El ingreso a imputar está conformado por dos sumandos: i) el valor medio estimado por la regresión de capital humano y ii) un residuo seleccionado al azar dentro de los individuos con ingreso observado, según decil de ingreso estimado y utilizando una distribución uniforme (Bootstrapping).

El ingreso total disponible del hogar se obtiene como la suma de los ingresos laborales y no laborales de las personas que hacen parte de la unidad de gasto, más la renta imputada por propiedad de vivienda totalmente paga<sup>14</sup>.

El ingreso per cápita y el gasto per cápita se obtuvieron dividiendo por el número de personas de la unidad de gasto.

La tabla 1 contiene estadísticas descriptivas de las variables incluidas en la estimación. Para el 2008 la muestra está compuesta por 13.611 hogares y en 2010 por 14.801. En promedio

---

<sup>12</sup> Se tuvieron en cuenta los criterios enunciados en la sección 5.1 Construcción del gasto corriente per cápita a nivel de la unidad de gasto y en el Anexo E del informe “Pobreza Monetaria en Colombia: Nueva Metodología y cifras 2002-2010” de la Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (Mesepe), 2012.

<sup>13</sup> A los valores de gasto no informados por los hogares (código 99) se les asignó la mediana de los hogares informantes por decil nacional de ingreso, cuando el tamaño de muestra fue significativo, en caso contrario, no se discriminó por decil de ingreso. A los hogares que declararon valores de gasto que estaban incluidos en los rubros de compras agregadas (código 98) se les asignó cero.

<sup>14</sup> Se imputó el valor mensual del arriendo que los hogares con vivienda totalmente paga estiman tendrían que pagar.

el porcentaje de gasto en alimentos fue 40,7% en 2008 y 38,9% en 2010; de igual forma, se puede apreciar que en el 2010 el gasto corriente promedio per cápita fue \$546.178 y el ingreso promedio per cápita fue de \$585.832. La composición del hogar por sexo y edad para 2008 y 2010 muestra que en promedio los hogares tienen igual número de hombres y mujeres, mientras que por edad cerca del 58% de los miembros del hogar fueron mayores de 25 años.

**Tabla 1. Estadísticas descriptivas**

Variable	2008		2010	
	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
PORCENTAJE DE GASTO EN ALIMENTOS	0,407	0,193	0,389	0,192
GASTO PER CÁPITA	513898	790982	546178	784312
INGRESO PER CÁPITA	529314	1041638	585832	1102922
TAMAÑO DEL HOGAR	3,7	1,9	3,6	1,9
PROPORCIÓN MUJERES	0,503	0,258	0,501	0,259
PROPORCIÓN PERSONAS 00 A 05 AÑOS	0,089	0,146	0,086	0,145
PROPORCIÓN PERSONAS 06 A 15 AÑOS	0,168	0,202	0,160	0,199
PROPORCIÓN PERSONAS 16 A 25 AÑOS	0,163	0,221	0,167	0,229
PROPORCIÓN PERSONAS 26 A 99 AÑOS	0,581	0,289	0,587	0,292
EMPLE. PART. CON CONTRATO INDEF. Y CON O NO NECESITA PROTECCIÓN	0,096	0,217	0,117	0,234
EMPLE. PART. SIN CONTRATO INDEF. O SIN PROTECCIÓN	0,127	0,237	0,093	0,207
OBRERO-EMPLEADO GOBIERNO	0,033	0,138	0,031	0,134
EMPLEADO DEMÉSTICO	0,015	0,088	0,011	0,074
PROFESIONAL INDEPENDIENTE O CUENTA PROPIA PROFESIONAL	0,018	0,102	0,023	0,118
CUENTA PROPIA OFICIOS CALIFICADOS	0,119	0,236	0,134	0,248
CUENTA PROPIA OFICIOS NO CALIFICADOS	0,082	0,191	0,083	0,193
PATRON O EMPLEADOR OFICIOS CALIFICADOS	0,015	0,091	0,017	0,101
PATRON O EMPLEADOR OFICIOS NO CALIFICADOS	0,003	0,040	0,004	0,048
TRABAJADOR DE FINCA PROPIA O EN ARRIENDO	0,016	0,092	0,018	0,101
TRABAJADOR FAMILIAR SIN REMUNERACIÓN (TFSR)	0,023	0,100	0,016	0,083
JORNALERO O PEÓN	0,027	0,122	0,023	0,112
DESOCUPADO E INACTIVO	0,426	0,323	0,428	0,323
LOCAL FIJO, OFICINA O FÁBRICA	0,252	0,324	0,254	0,327
EN LA VIVIENDA QUE HABITA	0,071	0,195	0,075	0,203
EN OTRAS VIVIENDAS	0,047	0,152	0,053	0,160
KIOSCO O CASETA	0,003	0,037	0,004	0,049
EN UN VEHÍCULO	0,027	0,110	0,034	0,121
PUERTA A PUERTA	0,011	0,076	0,018	0,095
SITIO AL DESCUBIERTO EN LA CALLE	0,050	0,162	0,030	0,128
EN EL ÁREA RURAL, MAR O RÍO	0,090	0,222	0,088	0,217
EN UNA CONSTRUCCIÓN	0,020	0,102	0,014	0,083
EN UNA MINA O CANTERA	0,002	0,030	0,002	0,031
PROPORCIÓN DE LA PET COTIZANTE A SALUD CONTRIBUTIVA	0,276	0,334	0,286	0,339
PROMEDIO DE LA JORNADA LABORAL SEMANAL	41,7	21,9	41,9	21,8
REGIÓN ATLÁNTICA	0,186	0,389	0,187	0,390
REGIÓN ORIENTAL	0,182	0,386	0,186	0,389
REGIÓN CENTRAL	0,124	0,329	0,122	0,327
REGIÓN PACÍFICA	0,074	0,262	0,074	0,262
BOGOTÁ DC	0,178	0,383	0,175	0,380
REGIÓN ANTIOQUIA	0,136	0,343	0,137	0,344
REGIÓN VALLE	0,103	0,304	0,102	0,303
REGIÓN SAN ANDRÉS	0,001	0,035	0,001	0,035
AMAZONÍA ORINOQUÍA	0,015	0,123	0,015	0,123
ZONA RURAL	0,220	0,415	0,215	0,411
VIVIENDA PROPIA TOTALMENTE PAGA	0,449	0,497	0,432	0,495
TOTAL DE OBSERVACIONES EN LA MUESTRA	N = 13611		N=14801	

Nota: La muestra para estimación excluye hogares con valor 0 en algunas variables.

Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2008-2010.

En promedio, tanto en 2008 como para 2010, el 43% de la PET del hogar estuvo integrada por desocupados e inactivos. Por su parte, la mayor tasa de ocupación media en 2008 se registró en los obreros y empleados particulares sin contrato indefinido o sin protección; en cambio para el 2010, un mejor año en términos de desempeño económico respecto a 2008, la ocupación de esta población perdió importancia siendo superada por los cuenta propia en oficios calificados y, por los obreros y empleados particulares con contrato indefinido y con

o no necesitan elementos de protección laboral. Tanto en 2008 como en 2010, en promedio la mayor parte de los ocupados trabajaban en un local fijo, oficina o fábrica; y a su vez, cerca del 28% de la PET del hogar, en los dos años, fue cotizante al régimen contributivo. Adicionalmente, el promedio de la jornada laboral semanal en los dos años fue de 42 horas.

Finalmente, la mayor parte de los hogares estaban ubicados en la región Atlántica, la región Oriental, Bogotá, y el sector urbano. El 45% de los hogares en 2008 y el 43% en 2010 informaron tener vivienda propia totalmente paga.

## **6. RESULTADOS**

### **6.1 DE LA ESTIMACIÓN**

En la tabla 2 se muestran los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación (6) para 2008 y 2010. La estimación se realizó a través una regresión de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E), usando el logaritmo del ingreso per cápita como instrumento del logaritmo del gasto per cápita más las demás variables exógenas<sup>15</sup>. Para corregir por heterocedasticidad se usó el Método Generalizado de Momentos (MGM) que trabaja con variables instrumentales y ajusta los valores del estadístico T sin cambiar los valores de los parámetros, con lo cual, aumenta la probabilidad de que los parámetros sean iguales a cero. Además, se hicieron estimaciones de la ecuación (6) incorporando no linealidades en el gasto per cápita y en las economías de escala por tamaño, encontrándose parámetros no significativos estadísticamente para los respectivos términos cuadráticos, por esta razón no fueron incluidos en la estimación definitiva de la curva de Engel.

A medida que se incrementa el gasto per cápita disminuye la proporción destinada a la compra de alimentos. Si no hay cambios en otras variables y el gasto per cápita del hogar se duplica, la participación del gasto en alimentos disminuye en 9,2 puntos porcentuales (pp) en 2008 y 10,2 pp en 2010. Por tanto, la curva de Engel se muestra bien comportada, aquellos hogares que cuentan con un mayor gasto per cápita alcanzan un nivel de bienestar más alto.

El parámetro que acompaña al logaritmo del tamaño del hogar es significativamente distinto de cero y negativo. Si se duplica el número de miembros del hogar, manteniendo constante el gasto per cápita y demás variables, el porcentaje de gasto en alimentos disminuye en 5,2 pp en 2008 y 4,9 pp en 2010. La relación negativa entre proporción de gasto en alimentos y tamaño del hogar evidencia una estrategia de los hogares para

---

<sup>15</sup> Para probar los supuestos de normalidad y homocedasticidad de los errores se utilizaron distintos estadísticos. En el caso del supuesto de normalidad se usaron los siguientes estadísticos: Kolmogorov-Smirnov, Mardia Skewness, Mardia Kurtosis, Henze-Zirkler. No obstante, en cada uno de los casos se rechaza la hipótesis nula de normalidad con altos niveles de significancia. Por su parte, para probar el supuesto de homocedasticidad se utilizaron los estadísticos White (1980) y Breusch-Pagan (1979). Del mismo modo, a cualquier nivel de significancia, se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad de los residuos.

maximizar su bienestar. Al desarrollar economías de escala positivas en el consumo de alimentos se liberan recursos que sirven para financiar el consumo de otro tipo de bienes.

**Tabla 2. Parámetros estimados de la regresión de participación del gasto per cápita en alimentos.**

Variables	2008			2010		
	Parámetro	MC2E Pr >  t	MGM Pr >  t	Parámetro	MC2E Pr >  t	MGM Pr >  t
INTERCEPTO	1,5658	0,0001	0,0001	1,6764	0,0001	0,0001
LN GASTO PER CÁPITA	-0,0921	0,0001	0,0001	-0,1015	0,0001	0,0001
LN TAMAÑO DEL HOGAR	-0,0517	0,0001	0,0001	-0,0494	0,0001	0,0001
PROPORCIÓN MUJERES	-0,0236	0,0003	0,0051	-0,0406	0,0001	0,0001
PROPORCIÓN PERSONAS 00 A 05 AÑOS	0,0399	0,0015	0,0113	0,0248	0,0417	0,1103
PROPORCIÓN PERSONAS 06 A 15 AÑOS	0,0470	0,0001	0,0001	0,0203	0,0361	0,0905
PROPORCIÓN PERSONAS 16 A 25 AÑOS	0,0088	0,2464	0,3925	0,0086	0,2392	0,3952
PROPORCIÓN PERSONAS 26 A 99 AÑOS	0,0000			0,0000		
OBR-EMPL PART CON CONTRATO INDEF Y CON O NO NECESITA PROTECCIÓN	0,0678	0,0001	0,0002	0,0374	0,0038	0,0211
OBR-EMPL PART SIN CONTRATO INDEF O SIN PROTECCIÓN	0,0773	0,0001	0,0001	0,0539	0,0001	0,0012
OBRERO-EMPLEADO GOBIERNO	0,0544	0,0009	0,0072	0,0409	0,0112	0,0408
EMPLEADO DEMÉSTICO	0,0428	0,0538	0,1549	0,0268	0,2535	0,4407
PROFESIONAL INDEPENDIENTE O CUENTA PROPIA PROFESIONAL	0,0420	0,0233	0,0422	0,0346	0,0344	0,0624
CUENTA PROPIA OFICIOS CALIFICADOS	0,0665	0,0001	0,0001	0,0434	0,0002	0,0018
CUENTA PROPIA OFICIOS NO CALIFICADOS	0,0834	0,0001	0,0001	0,0479	0,0003	0,0038
PATRON O EMPLEADOR OFICIOS CALIFICADOS	0,0912	0,0001	0,0001	0,0275	0,1196	0,1935
PATRON O EMPLEADOR OFICIOS NO CALIFICADOS	0,1161	0,0017	0,0027	0,0598	0,0499	0,0443
TRABAJADOR DE FINCA PROPIA O EN ARRIENDO	0,0673	0,0002	0,0017	0,0518	0,0018	0,0029
TFSR	0,0453	0,0078	0,0265	0,0638	0,0011	0,0061
JORNALERO O PEÓN	0,0909	0,0001	0,0001	0,0460	0,0024	0,0306
DESOCUPADO E INACTIVO	0,0000			0,0000		
LOCAL FIJO, OFICINA O FÁBRICA	-0,0668	0,0001	0,0001	-0,0260	0,0131	0,0523
EN LA VIVIENDA QUE HABITA	-0,0487	0,0001	0,0015	-0,0290	0,0080	0,0358
EN OTRAS VIVIENDAS	-0,0681	0,0001	0,0004	-0,0428	0,0012	0,0113
KIOSCO O CASETA	-0,0240	0,5394	0,6912	-0,0520	0,0758	0,1523
EN UN VEHÍCULO	-0,0313	0,0558	0,2089	-0,0021	0,8864	0,9108
PUERTA A PUERTA	-0,0543	0,0101	0,0634	-0,0335	0,0518	0,1009
SITIO AL DESCUBIERTO EN LA CALLE	-0,0512	0,0001	0,0064	-0,0042	0,7632	0,8242
EN EL ÁREA RURAL, MAR O RÍO	0,0000			0,0000		
EN UNA CONSTRUCCIÓN	-0,0299	0,0762	0,1945	0,0079	0,6750	0,7381
EN UNA MINA O CANTERA	-0,0519	0,2737	0,2578	-0,0376	0,4036	0,3719
PROPORCIÓN DE LA PET COTIZANTE A SALUD CONTRIBUTIVA	-0,0254	0,0008	0,0137	-0,0234	0,0011	0,0103
LN PROMEDIO DE LA JORNADA LABORAL SEMANAL	0,0116	0,0004	0,0173	0,0122	0,0002	0,0027
REGIÓN ATLÁNTICA	0,0402	0,0001	0,0001	0,0604	0,0001	0,0001
REGIÓN ORIENTAL	0,0045	0,4046	0,5565	0,0255	0,0001	0,0006
REGIÓN CENTRAL	0,0087	0,1390	0,2674	0,0341	0,0001	0,0001
REGIÓN PACÍFICA	0,0204	0,0051	0,0157	0,0341	0,0001	0,0001
BOGOTÁ DC	0,0000			0,0000		
REGIÓN ANTIOQUIA	0,0167	0,0028	0,0279	-0,0008	0,8840	0,9177
REGIÓN VALLE	0,0170	0,0047	0,0331	0,0041	0,4979	0,5765
REGIÓN SAN ANDRÉS	0,1231	0,0033	0,0001	0,1077	0,0074	0,0001
AMAZONÍA ORINOQUÍA	0,0400	0,0017	0,0003	0,0298	0,0188	0,0058
ZONA DE RESIDENCIA: 1. RESTO 0. CABECERAS	0,0745	0,0001	0,0001	0,0573	0,0001	0,0001
TENENCIA VIVIENDA: 1. PROPIA TOTALMENTE PAGA 0. NO	-0,0340	0,0001	0,0001	-0,0277	0,0001	0,0001

Nota: La variable instrumental es el ingreso disponible per cápita de los hogares.

Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2008-2010.

La evidencia sobre economías de escala en el consumo de alimentos en Colombia es mixta. Lasso (2003) encontró economías de escala positivas. De acuerdo con sus resultados si el tamaño del hogar se duplica con gasto per cápita constante, la participación del gasto en alimentos cae 2,4 pp; mientras que Langebaek y Caicedo (2007) hallaron que ante un incremento en el tamaño del hogar con gasto per cápita constante la proporción de gasto en alimentos aumenta.

Este trabajo ofrece nueva evidencia para el caso colombiano que respalda la hipótesis de economías de escala positivas en el consumo de alimentos. Dicho resultado coincide con lo hallado por Deaton y Paxson (1998) quienes encontraron que en países con un alto nivel de desarrollo las economías de escala son positivas pero pequeñas (por ejemplo, Estados Unidos y Francia), o incluso pueden ser negativas (como en el Reino Unido). No obstante, en países de menor desarrollo como Suráfrica, Pakistán y Tailandia, las economías de escala son positivas y grandes. En ese contexto, es de esperar que un país de desarrollo medio como Colombia la economías de escala sean positivas y de la magnitud encontradas.

Adicionalmente, llama la atención que entre 2008 y 2010 la magnitud de las economías de escala haya disminuido. Una posible explicación podría ser que ante años de desaceleración económica, como lo fue el 2008, los hogares profundizan las economías de escala como estrategia para mantener su bienestar.

Si se tiene en cuenta la composición demográfica del hogar se concluye que la sustitución de un hombre (categoría de referencia) por una mujer disminuye la demanda por alimentos del hogar. Tanto en 2008 como en 2010 hogares con mayor presencia relativa de mujeres, manteniendo constantes las demás variables, alcanzaron un mayor bienestar. Este resultado está asociado con el mayor metabolismo y masa corporal de los hombres con respecto a las mujeres.

A su vez, si se sustituye un adulto por un joven o un niño la proporción de gasto en alimentos se incrementa, aunque el efecto es más fuerte si la sustitución se da por un niño cuya edad está en los rangos de 0-5 y 6-15 años. Los parámetros para dichos rangos son mayores y con probabilidades más altas de ser estadísticamente diferentes de cero en 2008 con respecto a 2010, evidenciando la relación inversa entre el ciclo económico y la demanda por alimentos dada la mayor o menor presencia relativa de niños en los hogares; la sustitución de un adulto por un niño ocasionó un mayor gasto proporcional en alimentos en 2008, año de crisis, frente a 2010, año de auge. Si las demás variables no presentan modificaciones, aquellos hogares con mayor presencia relativa de niños tienen un menor bienestar, el cual disminuye aún más en años de crisis dado el mayor o menor impacto que éstas tienen en la disminución de los ingresos per cápita de los hogares.

Para el caso colombiano, Lasso (2003) halló que los coeficientes para los niños de 0-7 años y de 8-17 eran negativos, sin embargo en su curva de Engel no incluyó la composición de la

población por sexo, mientras que Langebaek y Caicedo (2007) encontraron para niños de 0-4 años un coeficiente positivo pero no significativo estadísticamente. A nivel internacional, Deaton y Paxson (1998) muestran evidencia de la relación inversa entre el grado de desarrollo de un país y el gasto per cápita de alimentos de un niño respecto a un adulto. Ellos muestran que en Estados Unidos, Reino Unido y Francia la sustitución de un adulto por un niño disminuye la participación del gasto en alimentos, mientras que en países pobres como Pakistán y Suráfrica dicha sustitución aumenta la fracción del gasto destinada a alimentos. En ese sentido, el resultado encontrado en este trabajo para Colombia es coherente con su nivel de desarrollo económico.

Por características ocupacionales se observa que tanto para 2008 como 2010 la sustitución en el hogar de un desocupado o inactivo (referencia) por un ocupado, sin importar el tipo de empleo, aumenta la proporción de gasto en alimentos, manteniendo constantes las demás variables. Ello puede ser explicado en razón de que los ocupados necesitan una mayor ingesta de alimentación para desempeñarse adecuadamente en su actividad laboral, y además, incurren en gastos en alimentos preparados por fuera del hogar especialmente en grandes centros urbanos.

Según los resultados obtenidos a partir de la información de 2010, las sustituciones por ocupados que trabajan como trabajadores familiares sin remuneración (TFSR), patrones de oficios no calificados, asalariados particulares sin contrato indefinido o sin protección laboral, trabajadores de finca propia o en arriendo, cuentas propia de oficios no calificados y jornaleros o peones, son en su orden, las que producen un mayor incremento en el gasto de alimentos. Por otra parte, las sustituciones por empleados domésticos, patrones de oficios calificados, y profesionales independientes o profesionales por cuenta propia son las de menor efecto sobre el crecimiento de la participación del gasto en alimentos. No obstante, los parámetros de patrón de oficios calificados y empleados domésticos no fueron significativamente distintos de cero, e incluso el parámetro de profesionales independientes o por cuenta propia no fue al corregir por heterocedasticidad.

El caso de los empleados domésticos cuya presencia en el hogar tiene un mejor efecto sobre el bienestar que otras categorías que intuitivamente deberían producir un mejor resultado (por ejemplo, los empleados del gobierno), se explica por el tipo de medida que se usa como indicador de bienestar. Dado que los empleados domésticos usualmente reciben alimentación en los hogares para los que trabajan<sup>16</sup>, ello hace que su gasto en alimentos se reduzca dejando más recursos en la restricción presupuestal para adquirir otra clase de bienes.

---

<sup>16</sup> Esto puede ocurrir cuando reciben alimentos regalados puesto que no se incluyeron en los gastos corrientes totales y de alimentos de los hogares, aunque se incluyeron los alimentos recibidos como parte de pago por su trabajo.

De acuerdo con el sitio de trabajo, en el 2008 la sustitución en un hogar de un ocupado que trabaja en el área rural, mar o río (referencia) por un ocupado que trabaja en cualquier otro sitio, manteniendo las demás variables sin cambios, disminuye la participación del gasto en alimentos. Para el 2010 el comportamiento es similar, con la única excepción de los ocupados que trabajan en una construcción, dado que su mayor presencia relativa en la PET del hogar aumenta la fracción de gasto en alimentos. Sin embargo, después de corregir por heterocedasticidad sólo fueron diferentes de cero con una significancia estadística del 5% los parámetros de ocupados que trabajan en un local fijo, oficina o fábrica, en la vivienda que habitan, y los que trabajan en otras viviendas; adicionalmente, para el 2008 resultó significativo el parámetro de los que trabajan en un sitio al descubierto en la calle.

Aquellos hogares con mayor proporción de ocupación que está cotizando al régimen contributivo en salud o a un régimen especial, tienen una menor participación del gasto en alimentos lo que les reporta un mayor bienestar, manteniendo constantes las demás variables. Sumado a ello, si se duplican las horas promedio trabajadas semanalmente por los ocupados del hogar y no se presentan cambios en las demás variables, la proporción de gasto en alimentos crece 1,2 pp tanto en 2008 como en 2010.

Al controlar por regiones usando variables dicotómicas y manteniendo como referencia a Bogotá, se encuentra que en 2010 aquellos hogares que residen por fuera de la capital tuvieron un nivel de bienestar menor, con excepción de los que habitan en Antioquia y Valle, donde su bienestar fue similar a Bogotá, dado que sus coeficientes no resultaron estadísticamente significativos. Contrario a lo que ocurrió en 2008, donde el nivel de bienestar de estas dos regiones frente a Bogotá fue significativamente inferior, y fueron las regiones Oriental y Central las que tuvieron un nivel similar a Bogotá. En contraste, en ambos años, el mayor impacto negativo sobre el bienestar lo enfrentaron los hogares que residen en San Andrés. Ello puede ser resultado de la mayor inflación en alimentos que enfrentan los habitantes de la isla; mientras que para el promedio nacional la inflación en alimentos contribuyó con el 35,5% de la inflación total del año 2010, en San Andrés la inflación en alimentos contribuyó con el 47,5% (DANE, 2010). Luego de San Andrés tuvieron menor bienestar, en su orden, la región Atlántica y la Amazonía-Orinoquía en 2008, y en 2010 la región Atlántica, Pacífica y Central. Del mismo modo, si no hay cambios en las otras variables, aquellos hogares que no residen en cabecera municipal gastan una mayor proporción en alimentos y por consiguiente tienen un menor bienestar respecto a los residentes en las cabeceras municipales.

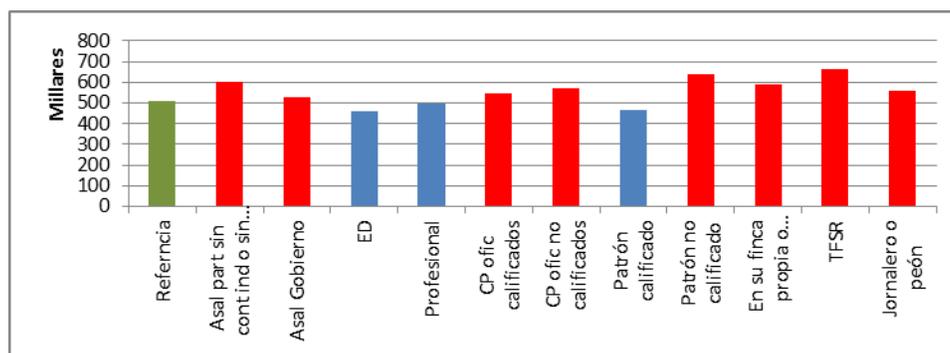
Finalmente, aquellos hogares que tienen vivienda propia totalmente paga, una aproximación de riqueza y patrimonio en los hogares, alcanzan un bienestar mayor puesto que la participación del gasto en alimentos cae, si las demás variables no sufren cambios.

## 6.2 PERFIL DE BIENESTAR Y EMPLEO

Utilizando los parámetros estimados de la curva de Engel para 2010 (Tabla 2) se simulan los gastos (ingresos) per cápita compensados para diferentes tipos de hogares, según sus características demográficas y ocupacionales. Para la simulación se utiliza como hogar de referencia  $r$  uno compuesto por un adulto hombre de 26 años o más; obrero o empleado particular con contrato indefinido y con o no necesita elementos de protección laboral; trabaja en un local fijo, oficina o fábrica; cotiza a salud contributiva o especial; trabaja 48 horas a la semana; reside en la cabecera municipal de Bogotá; y tiene vivienda propia totalmente paga. Posteriormente, despejando de la ecuación (6) se calcula tanto para el hogar de referencia  $r$  como para los hogares que resulten de modificar una a una sus características demográficas y ocupacionales, el gasto per cápita compensado para un nivel de demanda por alimentos (nivel de bienestar) dado con anticipación e igual para todos.

En la figura 3 se observa que el hogar de referencia alcanza el nivel bienestar elegido con \$512.142; no obstante, si al mismo trabajador se le cambia su empleo por el de patrón o empleador de oficios no calificados, manteniendo constantes las demás características, necesitaría \$638.838 para obtener el mismo bienestar. Como se mencionó anteriormente, aquellos empleos que requieren compensaciones positivas son de menor calidad que el de referencia. Si la compensación no se registra el hogar pierde bienestar, y dado que el único cambio realizado fue el de tipo de empleo, se concluye que el deterioro en el bienestar es causado por las características de la nueva ocupación. Por consiguiente, aplicando la ecuación (5) que relaciona las dos funciones de gasto per cápita, se llega a que un empleo de patrón de oficios no calificados equivale a 0,8 de un empleo equivalente definido como obrero o empleado particular con contrato indefinido y con o no necesita elementos de protección laboral.

**Figura 3. Perfil de bienestar según tipo de empleo, 2010.**



Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2010

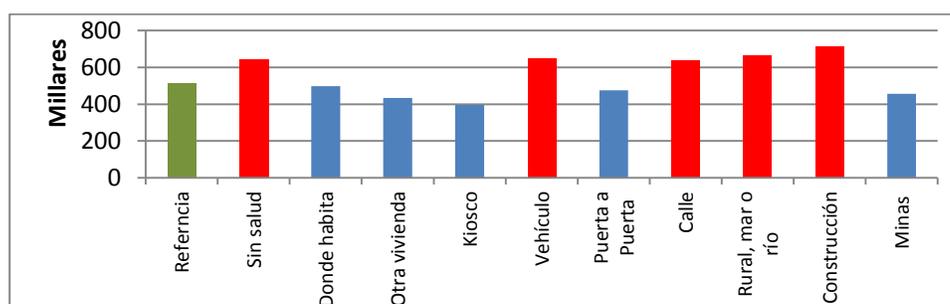
Así, los empleos con menor calidad que el de referencia son en su orden: trabajador familiar sin remuneración (TFSR), patrón o empleador de oficios no calificados, asalariado particular sin contrato indefinido o sin elementos de protección laboral, trabajadores que

laboran en su propia finca o arrendada, cuenta propia (CP) en oficios no calificados, jornalero o peón, cuenta propia (CP) en oficios calificados, y asalariado del gobierno. Por su parte, los de mejor calidad son: empleado doméstico (ED), patrón o empleador de oficios calificados, y profesional independiente o cuenta propia profesional.

Como se señaló en la sección pasada, el resultado favorable que obtienen los empleados domésticos puede ser causado por la definición de gasto corriente tomada de la Mesep (2012) que incluye los pagos recibidos en especie por los hogares, pero no incluye los regalos recibidos ya sea en alimentos o demás bienes y servicios. Sin embargo, la mayoría de los posibles empleos a los que se enfrentan los trabajadores son de menor calidad que el planteado en la referencia.

Por otra parte, en la figura 4 se muestra que si el trabajador de referencia deja de ser cotizante al sistema de salud su bienestar disminuye, por ello, necesita una compensación positiva para retornar al bienestar anterior. Del mismo modo, si cambia el lugar de trabajo por un vehículo, la calle, una construcción, el área rural, el mar o un río pero su ingreso no aumenta, su bienestar se reduce. En esa perspectiva estaría ante empleos de menor calidad.

**Figura 4. Perfil de bienestar según sitio de trabajo y cotización a salud, 2010.**

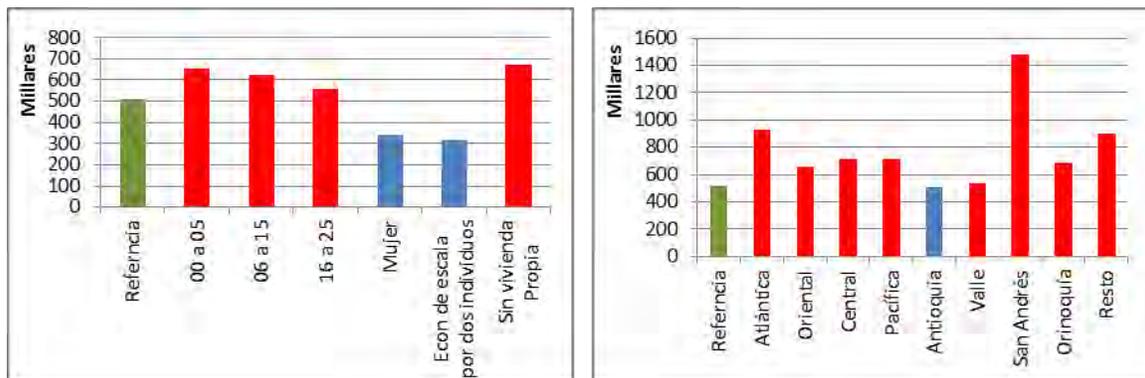


Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2010

Como se aprecia en la figura 5, si el hombre de 26 años o más es reemplazado por un niño o un joven, se requiere de más ingreso para mantener el bienestar. En particular, entre más bajo sea el rango de edad mayor debe ser la compensación. Caso contrario ocurre si la sustitución se da por una mujer en cuyo caso incluso con menos ingreso alcanza el bienestar anterior.

Sumado a ello, es claro el efecto positivo que tienen las economías de escala, si el hogar estuviera compuesto por 2 adultos con las mismas características que fueron definidas en la referencia apenas requeriría el 61% del ingreso per cápita anterior para mantenerse en el mismo nivel de bienestar. Por otra parte, el impacto de la tenencia de vivienda sobre el bienestar es fuerte, si el hogar de referencia dejara de tener vivienda propia necesitaría un ingreso 1,3 veces más grande para alcanzar el bienestar anterior.

**Figura 5. Perfil de bienestar según características demográficas y región de ubicación, 2010**

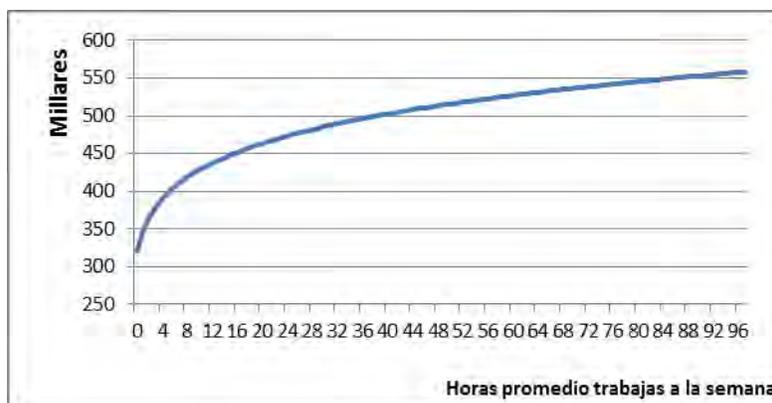


Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2010

Con respecto a la región en la que se encuentra ubicado el hogar se concluye que sólo un cambio de residencia hacia Antioquia mejora un poco el bienestar respecto a Bogotá, manteniendo constante el ingreso per cápita. Para la demás regiones se requiere de una compensación positiva, aunque para el caso del Valle la compensación es pequeña. Los mayores impactos negativos sobre el bienestar lo tienen San Andrés, la región Atlántica, y no residir en una cabecera municipal.

En la figura 6 se muestra el ingreso compensado que requiere el trabajador del hogar de referencia para mantenerse en el mismo bienestar ante diferentes jornadas laborales. A medida que se incrementa el número de horas trabajadas a la semana el ingreso debe crecer, no obstante los incrementos marginales que se necesitan son cada vez más pequeños. Por otra parte, si la jornada laboral semanal es menor a las 48 horas el hogar de referencia necesita menos ingreso para mantener su nivel de bienestar; sin embargo, si la jornada sobrepasa las 48 horas semanales y el ingreso no aumenta el bienestar disminuirá.

**Figura 6. Ingreso compensado para jornada laboral semanal, 2010.**



Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2010

### 6.3 ¿CUÁNTOS EMPLEOS DE CALIDAD HAY EN COLOMBIA?

Aplicando a todos los hogares de la ECV 2010 los parámetros estimados de la ecuación (6), se calculan para la economía colombiana no solo los adultos equivalentes por tamaño de los hogares (economías de escala) y por sexo y edad (escalas de equivalencia), sino además los empleos de calidad equivalentes según las características ocupacionales de cada uno de ellos utilizando la ecuación (8). Se definió como empleo de calidad equivalente un obrero o empleado particular con contrato indefinido y con o no necesita elementos de protección laboral; trabaja en un local fijo, oficina o fábrica; cotiza a salud contributiva o especial; trabaja 48 horas a la semana; y reside en la cabecera municipal de Bogotá.

**Tabla 3. Empleo equivalente por sexo, edad, y región, 2010.**

	Variable	Ocupados	Empleo Equivalente
Sexo	HOMBRES	11.367.103	59,2%
	MUJERES	7.489.892	67,2%
Edad	12 A 15	271.727	47,9%
	16 A 20	1.380.005	56,7%
	21 A 25	2.222.280	61,9%
	26 A 30	2.503.341	65,1%
	31 A 35	2.302.953	63,9%
	36 A 40	2.259.114	64,3%
	41 A 45	2.287.108	63,1%
	46 A 50	1.969.371	63,4%
	51 A 55	1.457.171	63,9%
	56 A 60	931.837	61,5%
	61 A 65	625.238	60,2%
	66 YMÁS	646.850	53,7%
Región	ATLÁNTICA	3.673.872	40,5%
	ORIENTAL	3.431.542	55,7%
	CENTRAL	2.329.279	51,1%
	PACÍFICA	1.415.610	42,9%
	BOGOTÁ	3.478.391	88,5%
	ANTIOQUIA	2.354.242	78,6%
	VALLE	1.864.206	78,2%
	SAN ANDRÉS	24.919	30,0%
	AMAZONÍA Y ORINOQUÍA	284.935	59,8%
	CABECERA	14.782.500	70,9%
	RESTO	4.074.496	31,3%
	TOTAL	18.856.996	62,4%

Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2010

En la tabla 3 se muestra el porcentaje de empleos de calidad equivalentes por sexo, edad y región. El total de hombres ocupados (11.367.103) equivale a 6.730.756 empleos equivalentes; es decir, del total de la ocupación masculina sólo queda un 59,2% de empleos que son de igual calidad a la del empleo definido en la referencia. Para el caso de las mujeres, después de realizada la reducción, se encuentra que el 67,2% del total del empleo femenino es de calidad similar a la establecida en la referencia. Dado que la reducción es más fuerte en los hombres, es posible afirmar que éstos tienen empleos de menor calidad que las mujeres.

Al analizar la calidad del empleo por edad, se observa que las mayores reducciones a empleo equivalente las registran los ocupados más jóvenes y más viejos, mientras que las menores reducciones se presentan en los ocupados que están en el centro de la distribución etaria. Ello refleja un comportamiento de “U” invertida, que describe el ciclo de vida laboral enunciado por López y Lasso (2012) y Lasso (2013), en el que los más jóvenes, especialmente los que no tienen educación superior, se vinculan al mercado laboral como asalariados en empleos de menor calidad, con una rotación alta y una alta incidencia de desempleo, con el transcurso del tiempo acumulan capital humano y logran conseguir mejores empleos, pero al final de sus vidas terminan estables en empleos informales de mala calidad.

Las regiones con peor calidad del empleo son San Andrés, la región Atlántica y la región Pacífica, mientras que las de mejor calidad son Bogotá, Antioquia y Valle. Este resultado es consistente con el grado de desarrollo económico que presentan estas regiones.

Por su parte, se observa que mientras en las cabeceras urbanas el 70,9% del total de empleos son de calidad equivalente, en el sector rural sólo lo son el 31,3%. Es decir, que el empleo medio del sector rural apenas equivale a 0,31 de un empleo equivalente de calidad.

En la tabla 4 se muestra que la calidad del empleo aumenta con el nivel educativo. Después de reducir a empleos equivalentes, en los ocupados con ningún nivel educativo o solo preescolar sólo queda el 42,6% del empleo, mientras que en los ocupados con posgrado dicho porcentaje es aproximadamente del 78%. Un alto capital humano posibilita vincularse a actividades más complejas que normalmente adelantan empresas formales, lo que a su vez incide en que el trabajador reciba las garantías previstas por la regulación laboral.

Del mismo modo, la calidad de empleo crece monótonamente con el nivel de ingreso de los hogares. En la tabla 4 se observa que el porcentaje de empleo equivalente aumenta con el decil de ingreso. La ocupación de menor calidad, entonces, se concentra mayoritariamente entre los ocupados más pobres, con lo cual, se explica en mayor parte su carencia de ingresos y se refuerza su permanencia en esta clase de empleos, configurándose una trampa de pobreza.

**Tabla 4. Empleo equivalente por nivel educativo y deciles de ingreso, 2010.**

	Variable	Ocupados	Empleo Equivalente
Educación	NINGUNO Y PREESCOLAR	857.614	42,6%
	PRIMARIA	5.435.912	52,3%
	SECUNDARIA	7.699.182	63,4%
	TÉCNICA	1.394.447	71,0%
	TECNOLÓGICA	587.971	76,7%
	UNIVERSITARIA	2.261.682	77,4%
	POSTGRADO	620.188	77,9%
Decil	1	1.026.240	43,8%
	2	1.358.524	45,9%
	3	1.462.536	48,6%
	4	1.663.844	54,3%
	5	1.804.452	56,1%
	6	1.938.906	59,6%
	7	2.141.798	64,2%
	8	2.308.353	70,0%
	9	2.501.235	72,7%
	10	2.651.108	79,3%
	TOTAL	18.856.996	62,4%

Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2010

Las posiciones ocupacionales relacionadas directamente con el campo colombiano son las que tienen los empleos de peor calidad, reflejando así, su menor productividad. Incluso con respecto a los jornaleros o peones, que no tienen posesión de tierras, los trabajadores de su propia finca, o en arriendo o aparcería tienen los empleos de peor calidad (tabla 5). La reducción a empleos de calidad equivalente apenas deja 36,9% de los empleos en la primera categoría y 33,3% en la segunda. En un rango intermedio se encuentran los trabajadores familiares sin remuneración, los trabajadores por cuenta propia o independientes, y los patrones; mientras que las posiciones de obreros o empleados particulares, obreros o empleados del gobierno, empleados domésticos y profesionales independientes son las que registran mayor calidad del empleo.

La rama de actividad de menor calidad del empleo es la agropecuaria y piscicultura, lo cual es consistente con el resultado obtenido por posición ocupacional. Por otra parte, las ramas de actividad con mayor calidad del empleo son servicios comunales, electricidad, gas y agua, actividades inmobiliarias, y establecimientos financieros.

Finalmente, para el conjunto de la economía se obtiene que el total de ocupados (18.856.996) equivale a 11.763.389 empleos equivalentes; es decir que, partiendo del

empleo de calidad que se usó como referencia, el 62,4% del total de la ocupación de la economía colombiana en el 2010 fue de buena calidad.<sup>17</sup>

**Tabla 5. Empleo equivalente por posición ocupacional y rama de actividad, 2010.**

	Variable	Ocupados	Empleo Equivalente
Posición Ocupacional	OBRERO O EMPLEADO PARTICULAR	6.968.746	70,2%
	OBRERO O EMPLEADO DEL GOBIERNO	922.213	70,6%
	EMPLEADO DOMÉSTICO	489.892	75,3%
	PROFESIONAL INDEPENDIENTE	335.885	81,2%
	CUENTA PROPIA O INDEPENDIENTE	7.508.951	58,4%
	PATRÓN O EMPLEADOR	623.510	66,7%
	TRAB. PROPIA FINCA O ARRENDADA	562.069	33,3%
	TRABAJA. FAMILI. SIN REMUNERACIÓN	636.674	45,8%
	JORNALERO O PEÓN	809.056	36,9%
Rama de Actividad	AGROPECUARIA Y PISCICULTURA	3.140.049	35,6%
	MINERÍA	148.991	59,5%
	MANUFACTURA	2.371.348	68,9%
	ELECTRICIDAD, GAS Y AGUA	110.557	73,0%
	CONSTRUCCIÓN	1.015.110	62,6%
	COMERCIO, RESTAURANTES Y HOTELES	4.984.766	64,1%
	TRANSPORTE Y COMUNICACIONES	1.597.344	60,8%
	ESTABLECIMIENTOS FINANCIEROS	265.556	81,4%
	ACTIVIDADES INMOBILIARIAS	1.476.737	77,0%
	SERVICIOS COMUNALES Y SOCIALES	3.609.066	71,5%
	TOTAL	18.856.996	62,4%

Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2010

#### 6.4 ¿CUÁNTOS ADULTOS EQUIVALENTES HAY EN COLOMBIA?

Para terminar se muestran los principales resultados obtenidos al aplicar, al total de la población en Colombia, las escalas de equivalencia por composición demográfica y las economías de escala por tamaño. En el primer tipo de escalas el adulto equivalente es un hombre mayor de 25 años. Los resultados de la tabla 6 muestran que la reducción es más fuerte en las mujeres que en los hombres, es decir, que las necesidades de gasto en alimentos son menores en las mujeres. Esto se explica por la diferencia del metabolismo y de masa muscular entre hombres y mujeres, siendo los dos más altos en los hombres.

De otra parte, a través de la distribución etaria son cada vez mayores las reducciones a adultos equivalentes, debido a la mayor esperanza de vida al nacer de las mujeres frente a

<sup>17</sup> Farné, et. al. (2011), después de usar ACP para establecer las ponderaciones, encuentran que el indicador de calidad para el 2010 fue 70,7 para asalariados y 44,2 para independientes.

los hombres, que hace que con la edad la importancia relativa de las mujeres aumente, con el atenuante de que nacen más niños que niñas. Adicionalmente, las menores reducciones en los rangos de 0 a 11 y 12 a 15 años de edad se acentúan por el patrón de consumo más orientado a los alimentos de los niños y jóvenes frente a los adultos. Finalmente, por deciles de ingreso se aprecia que a medida que se incrementa el ingreso la reducción a adultos equivalentes es más fuerte. Ello ratifica la mayor composición relativa de niños en los hogares con ingresos bajos frente a los de ingresos altos.

**Tabla 6. Adulto equivalente y economías de escala para el total de la población, 2010.**

	Variable	Población	Adulto Equivalente (1)	Economías de Escala (2)	(1) y (2)
Sexo	HOMBRES	22.235.592	92,1%	51,8%	47,7%
	MUJERES	22.843.168	86,0%	51,6%	43,9%
Edad	00 A 11	10.209.531	91,4%	47,0%	42,9%
	12 A 15	3.712.313	91,3%	46,9%	42,7%
	16 A 20	4.314.313	88,9%	49,2%	43,6%
	21 A 25	3.673.182	89,8%	52,1%	46,7%
	26 A 30	3.438.371	88,6%	52,6%	46,4%
	31 A 35	3.056.256	89,2%	52,8%	46,9%
	36 A 40	2.986.840	89,5%	52,2%	46,5%
	41 A 45	2.963.926	88,4%	52,6%	46,3%
	46 A 50	2.687.354	87,6%	54,1%	47,2%
	51 A 55	2.128.843	86,9%	56,1%	48,5%
	56 A 60	1.692.697	85,9%	57,5%	49,2%
	61 A 65	1.372.672	85,2%	59,0%	50,0%
	66 Y MÁS	2.842.461	83,9%	61,4%	51,1%
Decil	1	4.476.164	91,5%	47,7%	43,3%
	2	4.508.247	90,7%	46,5%	42,0%
	3	4.484.856	90,8%	47,4%	42,9%
	4	4.495.867	90,4%	48,5%	43,7%
	5	4.493.543	89,3%	49,3%	43,9%
	6	4.499.553	88,0%	51,2%	45,0%
	7	4.503.556	88,5%	52,9%	46,7%
	8	4.499.991	87,9%	53,7%	47,1%
	9	4.519.274	87,5%	57,1%	49,8%
	10	4.597.709	85,8%	61,9%	53,0%
	TOTAL	45.078.760	89,0%	51,7%	45,8%

Fuente: cálculos propios con base en la ECV-2010

Con respecto a las economías de escala, y usando como referencia un hogar unipersonal, se observa que la reducción es grande especialmente entre los niños y los jóvenes, lo cual confirma la importancia que tiene para los hogares de gran tamaño, con una alta composición de estas poblaciones, desarrollar economías de escala positivas con el propósito de mantener o mejorar su bienestar. En el mismo sentido, los hogares de los deciles más bajos enfrentan una reducción más grande, nuevamente como reflejo de la relevancia que tienen las economías de escala positivas en estos hogares para intentar superar la pobreza.

Si se combinan los efectos de las dos escalas, se aprecia que el total de la población se reduce a un poco menos de la mitad, es decir que como resultado de los dos efectos, en promedio con el 45,8% de su ingreso per cápita, los hogares colombianos alcanzan el mismo nivel de bienestar de un hogar unipersonal compuesto por un hombre mayor de 25 años de edad.

## **7. CONCLUSIONES**

Tradicionalmente la calidad del empleo ha sido analizada a través de indicadores que sintetizan diferentes dimensiones. El problema con esta clase de aproximación consiste en que no cuenta con un modelo teórico que respalde la elección de las variables y su ponderación dentro del indicador global. Por esta razón, en este trabajo se hizo uso de la teoría del consumidor y las escalas de equivalencia para evaluar la calidad del empleo según los impactos que tienen sobre el bienestar las distintas características ocupacionales.

A partir de la estimación de la forma funcional Working (1943) y Leser (1963) aplicada a la curva de Engel para alimentos, que asume precios constantes para una encuesta transversal, se encontró que tanto para 2008 como para 2010 dicha curva se muestra bien comportada, es decir, que aquellos hogares con mayor gasto per cápita destinan una menor proporción al gasto en alimentos y, por tanto, obtienen un mayor bienestar. Del mismo modo, se encontró nueva evidencia que respalda la hipótesis de economías de escala positivas en el consumo de alimentos. Para el 2010 si se duplica el tamaño del hogar con gasto per cápita constante, el porcentaje de gasto en alimentos se reduce 4,9 pp. Dicho resultado es consistente con lo hallado a nivel internacional por Deaton y Paxson (1998). Así mismo, se encontró que la magnitud de las economías de escala disminuyó entre 2008 y 2010 lo cual puede ser indicio de que ante periodos de desaceleración económica los hogares profundizan las economías de escala para mantener su bienestar. En cuanto a la composición demográfica del hogar se halló que la sustitución de un hombre por una mujer reduce la participación del gasto en alimentos, lo que es efecto de la mayor masa muscular de los hombres respecto a las mujeres. En contraste, la sustitución de un adulto por un niño aumenta la demanda de alimentos, siendo aún mayor el aumento en años de crisis.

A través de la simulación realizada a partir de la función de gastos obtenida de la curva de Engel para 2010, se encontró que ante igual nivel de bienestar, requieren compensaciones de gasto positivas y por lo tanto son de menor calidad, en su orden: trabajador familiar sin remuneración, patrón o empleador de oficios no calificados, asalariado particular sin contrato indefinido o sin elementos de protección laboral, trabajadores que laboran en su propia finca o arrendada, cuenta propia en oficios no calificados, jornaleros o peones, cuenta propia en oficios calificados, y asalariados del gobierno.

Del mismo modo, si el trabajador de referencia manteniendo su ingreso constante deja de ser cotizante al sistema de salud o deja de trabajar en un local fijo, oficina o fábrica para desarrollar su actividad en un vehículo, la calle, una construcción, el área rural, el mar o un río su bienestar disminuye. Por otra parte, sobresale el impacto positivo sobre el bienestar tanto de las economías de escala por tamaño como de la tenencia de vivienda propia. En el primer caso, si el hogar está compuesto por 2 personas con las mismas características que las definidas en la referencia sólo necesitaría el 61% del ingreso per cápita anterior para alcanzar el mismo bienestar, mientras en el segundo caso si el hogar dejara de tener vivienda propia requeriría de un ingreso 1,3 veces más grande para mantener su bienestar.

Finalmente, se realiza una evaluación general de la calidad del empleo en Colombia aplicando las escalas de equivalencia por calidad del empleo al total de ocupados. El empleo equivalente de calidad usado como referencia fue obrero o empleado particular con contrato indefinido y con o no necesita elementos de protección laboral; trabaja en un local fijo, oficina o fábrica; cotiza a salud contributiva o especial; trabaja 48 horas a la semana; y reside en la cabecera municipal de Bogotá. Los resultados indican que después de reducir a empleos equivalentes de calidad sólo el 62,4% del total de la ocupación es de buena calidad. La mayor calidad de los empleos la tienen los ocupados ubicados en el centro de la distribución etaria, siendo de menor calidad el empleo juvenil y el empleo de los adultos mayores, lo que muestra la existencia de un ciclo de vida laboral enunciado por López y Lasso (2012) y Lasso (2013). Adicionalmente, el perfil de los empleos de menor calidad se complementa con el empleo: masculino, residente en San Andrés, la región Atlántica o la región Pacífica, del sector rural, sin educación superior, de los tres primeros deciles de ingresos, de trabajadores de su propia finca o arrendada, de jornaleros o peones, y de trabajadores vinculados a la rama de actividad agropecuaria y piscicultura.

Las economías de escala por tamaño tienen mucha importancia como una estrategia de los hogares para superar la pobreza o mantener o mejorar su bienestar. Frente a un hogar unipersonal de un adulto equivalente la población total del país se reduce al 51,7% por el efecto de las economías de escala positivas y con el efecto del sexo y la edad llega a 45,8%. De otra parte el efecto combinado de las economías de escala, las escalas de equivalencia por sexo y edad y las escalas de equivalencia de empleo reducen la población ocupada al 30% de un total de 18,9 millones que hay en la ECV de 2010. Es decir, todos los empleos

del país se reducen al 30% en empleos equivalentes de calidad, ocupados por adultos equivalentes hombres de 26 y más años, y cada uno residiendo en hogares unipersonales.

## **BIBLIOGRAFÍA**

- Antón, J.-I., Fernández-Macías, E., & Muñoz de Bastillo, R. (2012). Identifying Bad-Quality Jobs Across Europe. En C. Warhurst, F. Carré, P. Findlay, & C. Tilly, *Are Bad Jobs Inevitable?* (págs. 25-44). London: Palgrave Macmillan.
- Berges, M. (2011). Escalas de equivalencia y cambios en el nivel de bienestar de los hogares de la ciudad de Buenos Aires. *Economía Política de Buenos Aires*, 9, 41-90.
- Breusch, T., & Pagan, A. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 1287-1294.
- Clark, A. (2005). What Makes a Good Job? Evidence From OECD Countries. En S. Bazen, C. Lucifora, & W. Salverda, *Job Quality and Employer Behaviour* (págs. 11-30). New York: Palgrave Macmillan.
- Clark, A. (2005). Your Money or Your Life: Changing Job Quality in OECD countries. *British Journal of Industrial Relations*(43), 377-400.
- DANE. (2010). *Informe de Coyuntura Regional, Archipiélago de San Andrés, Providencia y Santa Catalina*. Bogotá: DANE.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). *Economics and consumer behavior*. New York: Cambridge University Press.
- Deaton, A., & Paxson, C. (1995). Measuring poverty among the elderly. *NBER Working Paper Series*(5296).
- Deaton, A., & Paxson, C. (1998). Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food. *The Journal of Political Economy*, 106(5), 897-930.
- Dewan, S., & Peek, P. (2007). Beyond the Employment/Unemployment Dichotomy: Measuring the Quality of Employment in Low Income Countries. *Working Paper ILO*(83), 1-25.
- Dueñas, D., Iglesias, C., & Llorente, R. (2010). Job quality, job satisfaction and services in Spain. *Documentos de Trabajo Instituto Universitario de Análisis Económico y Social*(06), 1-30.
- Engel, E. (1895). Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-Familien früher und jetzt. *International Statistical Institute Bulletin*, 9(1), 1-74.

- Farné, S. (2003). Estudio sobre la calidad del empleo en Colombia. (OIT, Ed.) *Estudios de economía laboral en Países Andinos*(5), 1-36.
- Farné, S., Vergara, C., & Baquero, N. (2011). La calidad del empleo en medio de la flexibilización laboral: Colombia 2002-2010. *Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social* , 1-35.
- González, J. I. (2011). Utilitarismo y mediciones de pobreza. *Economía Institucional, Universidad Externado*, 13(25), 89-103.
- Langebaek, A., & Caicedo, E. (2007). Sesgo de medición del IPC: nueva evidencia para Colombia . *Borradores de Economía, Banco de la República*, 1-14.
- Lanjouw, P., & Ravallion, M. (1995). Poverty and Household size. *The Economic Journal*, 1-105.
- Lasso, F. (2003). Economías de escala en los hogares y pobreza. *Revista de Economía del Rosario*, 6(1), 71-93.
- Lasso, F. (2013). La dinámica del desempleo urbano en Colombia. En L. E. Arango, & F. Hamann, *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones* (págs. 131-166). Bogotá: Banco de la República.
- Leser, C. (1963). Forms of Engel functions. *Econometrica*, 31, 694-703.
- Lewbel, A. (2003). Calculating Compensation in Cases of Wrongful Death . *Journal of Econometrics* , 115-128.
- López, H., & Lasso, F. (2012). El mercado laboral y el problema pensional colombiano. *Borradores de Economía* (736).
- Mancero, X. (2001). Escalas de equivalencias: reseña de conceptos y métodos. *Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos, CEPAL*(8), 1-51.
- Marx, C. (1979). *Crítica al Programa de Gotha*. Pekín (Beijing), República Popular China: Ediciones en Lenguas Extranjeras.
- Mesep. (2012). *Pobreza monetaria en Colombia: nueva metodología y cifras 2002-2010*. Bogotá: DANE-DNP.
- Millán, N. (2000). La pobreza en Colombia: medidas de equivalencia de escala y la dinámica del ingreso per cápita del hogar. *Cuadernos PNUD*, 1-36.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience and Earnings. *Studies in Human Behavior and Social Instution*.

- Mora, J., & Ulloa, M. (2011). Calidad del empleo en las principales ciudades colombianas y endogeneidad de la educación. *Economía Institucional, Universidad del Externado*, 13(25), 163-177.
- Muñoz de Bastillo, R., Fernández-Macías, E., Esteve, F., & Antón, J.-I. (2011). E pluribus unum? A critical survey of job quality indicators. *Socio-Economic Review*(9), 447-475.
- Muñoz, M. (2004). Necesidades, consumo de subsistencia y pobreza. *Tesis doctoral, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Colombia*.
- Nicholson, J. (1976). Appraisal of Different Methods of Estimating Equivalence Scales and their Results. *The Review of Income and Wealth*, 1-11.
- Orshansky, M. (1965). Counting the Poor: Another Look at the Poverty Profile. *Social Security Bulletin*, 28(1), 3-29.
- Pineda, J., & Acosta, C. (2011). Calidad del trabajo: aproximaciones teóricas y estimación de un índice compuesto. *Ensayos sobre política económica*, 29(65), 63-105.
- Pollak, R., & Wales, T. (1992). *Demand System Specification and Estimation*. New York : Oxford.
- Posso, C. (2010). Calidad del empleo y segmentación laboral: un análisis para el mercado laboral colombiano 2001-2006. *Desarrollo y Sociedad, Universidad de los Andes*(65), 191-234.
- Quiñones, M. (2011). El índice de calidad del empleo, una propuesta alternativa aplicada a Colombia. *Documento de Trabajo, CIDSE-Universidad del Valle*, 1-14.
- Rothbarth, E. (1943). Note on a method of determining equivalent income for families. En Madge (Ed.), *War-time Pattern of Saving and Spending*. Cambridge University Press.
- Thori, J. (2000). The use of household welfare functions to estimate equivalence scales. *Statistics Norway Research Department* , 1-45.
- Weller, J., & Roethlisberger, C. (2011). La calidad del empleo en América Latina. *Serie Macroeconomía del Desarrollo*(110), 1-89.
- White, H. (1980). A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and direct text for heteroscedasticity. *Econometrica*, 48, 817-838.
- Working, H. (1943). Statistical laws of family expenditures. *Journal of the American Statistical Association*, 38, 43-56.