



CAPÍTULO 4. METODOLOGÍA

Este Capítulo está dividido en tres secciones, en base a las hipótesis teóricas planteadas en el Capítulo 2. La primera sección presenta la especificación (general) del modelo de bienestar subjetivo que se va a emplear en el trabajo, con el fin de explicar las causas y naturaleza de la endogeneidad entre el ingreso y la felicidad. La segunda sección se centra en la estrategia econométrica que se propone con la finalidad de corregir el problema de endogeneidad, entre la felicidad (en su medida continua) y el ingreso, mediante el empleo de una especificación econométrica. Lo que respecta a la tercera sección, se presenta la metodología que se empleará para explicar la endogeneidad entre la felicidad (en su medida ordinal) y el ingreso, mediante el empleo de un modelo econométrico de dependencia limitada. La sección cuatro presenta la estrategia econométrica sobre la corrección de la endogeneidad, vía el análisis de la distribución del ingreso (mediante quintiles de ingreso). Y finalmente en la quinta sección se presenta cómo se abordarán y probarán las hipótesis planteadas.

4.1 Especificación del Modelo.

Este apartado tiene como objetivo establecer el modelo que permita identificar la naturaleza de los efectos endógenos que influyen en la relación entre el bienestar subjetivo y el ingreso. La especificación que se utiliza está basada en la propuesta realizada por Rojas (2003a), y dicha especificación se utilizará para estimar tanto a las medidas de felicidad continua como ordinal:¹

$$WB = WB_i(Y_i, X_i, \mu_i)$$

Donde:

WB_i : es el nivel de bienestar subjetivo o felicidad del i -ésimo individuo. Ésta tiene dos medidas: En una forma ordinal (*feliord*) y continua (*felicont*).

¹ Como se mencionó en el apartado 3.2, se analizan las medidas continua y ordinal.





Y_i : es el ingreso per cápita mensual de las familias del i -ésimo individuo, que en este caso se supone endógena.

X_i : Es el vector de variables sociodemográficas de los individuos i , que incluye al género ($genero_i$), la edad ($edad_i$), el nivel educativo ($educ_i$) y el estado civil de los individuos² ($ecivil_i$).

μ_i : Es el término no sistemático o inobservable.

En términos econométricos, la forma funcional del modelo de bienestar subjetivo es:

$$WB_i = \alpha_i + \beta_k Y_i + \sum_{k=1}^n \delta_k X_i + \mu_i \quad (1)$$

Con esta especificación se implementará la metodología de variables instrumentales (VI), mediante el empleo del método de mínimos cuadrados ordinarios por dos etapas (MC2E); así como el método generalizado de momentos (GMM), para el caso de la medición continua de la felicidad (felicont). Para el caso de la medición ordinal (feliord), se ocupará el método de dependencia limitada probabilística en dos etapas (probit-AGLS) y los modelos ordenados probit y logit.

4.2 Especificación del Bienestar Subjetivo Continuo Mediante Variables Instrumentales.

Primero se plantea el modelo lineal (1), el cual contiene los efectos endógenos que impiden obtener la verdadera línea de causalidad entre el ingreso y felicidad, por lo que se obtienen estimadores no confiables e inconsistentes (como se menciona en la hipótesis central). Esto puede producir una sobreestimación ó una subestimación del nivel de bienestar subjetivo bajo el empleo de mínimos cuadrados (MCO).

Para poder solucionar este problema de endogeneidad se emplea la metodología de variables instrumentales (VI), mediante el empleo de dos opciones:

² En este caso son 6 variables dummy aportan información acerca del estado civil de las personas.





- i) Mediante el método de mínimos cuadrados por dos etapas (*MC2E*), en el caso lineal.
- ii) El empleo del método generalizado de los momentos (*GMM*), que probará los efectos no lineales de la ecuación 1 (para la medida continua de felicidad).

4.2.1 Especificación Lineal Mediante el Método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (*MC2E*).

El método de mínimos cuadrados ordinarios por dos etapas está diseñado especialmente para ecuaciones sobreidentificadas.³ El objetivo de esta metodología, bajo el enfoque de bienestar subjetivo, es controlar el efecto endógeno que influye en el ingreso al explicar la felicidad mediante el empleo de variables instrumentales.

En este trabajo se utilizan como variables instrumentales a los componentes principales socioeconómicos,⁴ estas variables controlan los efectos endógenos. La idea básica detrás de *MC2E* es reemplazar la variable explicativa endógena por una combinación lineal de variables predeterminadas en el modelo, y así utilizar esta combinación como variable explicativa en lugar de la variable endógena original (Green, 2000).⁵

El análisis del *MC2E* implica, en primer lugar, estimar la ecuación estructural del bienestar subjetivo (1):

$$felicont_i = \alpha_i + \delta_1 Y_i + \delta_3 educ_i + \delta_4 edad_i + \sum_{i=1}^n \delta_{civil_i} + \mu_i \quad (2)$$

Una vez estimada la forma estructural, se prueba la posible causa de efectos endógenos, mediante la prueba de endogeneidad de Hausman (1978). Esta prueba sugiere estimar la primera etapa de *MC2E* o forma reducida del modelo.⁶ Es decir, estimar el ingreso familiar (variable que

³ Aunque también puede ser aplicado a ecuaciones exactamente identificadas. Véase Bound *et al* (1995).

⁴ Los componentes principales socioeconómicos fueron obtenidos mediante la técnica de análisis multivariado conocida como análisis factorial ó análisis de componentes principales, para conocer la técnica de reducción de variables ver Hair (1999).

⁵ Ver Johnston y Dinardo (1997); así como Davidson y MacKinnon (1993).

⁶ El razonamiento que sigue la prueba de Hausman (1978), implica comparar los estimadores de $\beta_1 \equiv (\delta_1, \alpha_1)'$, para realizar una prueba formal de endogeneidad si Y no se correlaciona con μ_i . Por lo tanto los estimadores de MCO y *MC2E* difieren solamente en el error.





se supone endógena) con respecto a todas las variables exógenas, incluyendo a las variables instrumentales, o mejor conocido como el análisis de la forma reducida del modelo ó primera etapa:

$$Y_i = \pi_0 + \pi_1 Soc_1 + \pi_2 Soc_2 + \pi_3 Soc_3 + \pi_4 genero_i + \pi_5 educ + \pi_6 edad_i + \sum_{i=1}^n \pi_{civil_i} + v_i \quad (3)$$

Donde $E(Z' \hat{v}_i) = 0$, lo que implica que Y capturará la existencia de efectos endógenos si $E(\mu_i \hat{v}_i) \neq 0$, es decir, refleja el hecho de que los componentes principales socioeconómicos no se relacionen con el error de la forma estructural (1). Dada esta expresión, se puede afirmar que el error estructural μ_i está correlacionado con el error de la forma reducida \hat{v} . Por lo tanto, el error estructural con endogeneidad tiene la siguiente forma:

$$\mu_i = \rho_1 v + e_1$$

Donde $\rho_1 = E(v\mu_i) / E(v^2)$, $E(v_2 e_1) = 0$ y $E(Z' e_1) = 0$. Para solucionar el problema de endogeneidad se estima primero la forma reducida del modelo (o también conocida como primera etapa), luego se obtiene el residuo (\hat{v}) de esta regresión, y posteriormente se prueba la significancia del error, agregando al error estimado en la estimación MCO de la forma estructural (Wooldridge, 2002). Esto es:

$$felicont_i = \delta_i + \alpha_1 Y_i + \delta_3 educ_i + \delta_4 edad_i + \sum_{i=1}^n \delta_{civil_i} + \rho_1 \hat{v}_i + e_i \quad (4)$$

Donde e_1 no se correlaciona con ninguna de las variables instrumentales (Z_i), además de que δ_i, α_i y ρ pueden ser estimados por MCO. Si el coeficiente de \hat{v} es estadísticamente distinto de cero, se llega a la conclusión de que el ingreso contiene un efecto endógeno y por lo tanto MCO no es consistente (Wooldridge, 2002); debido a que se rechaza H_0 . Para realizar la prueba de hipótesis de endogeneidad, se utiliza la prueba individual del estadístico t para el coeficiente de \hat{v} , por lo que la prueba de hipótesis para corroborar la existencia de efectos endógenos es:





$$H_0: \rho_{(Y_i, \varepsilon)} = 0 \text{ (Exogeneidad)}$$

$$H_1: \rho_{(Y_i, \varepsilon)} \neq 0 \text{ (Endogeneidad)}$$

Una característica importante e interesante de la regresión (4), es que los estimadores de todos los coeficientes de las variables (salvo $\hat{\delta}$) son idénticos a los de MC2E, Wooldridge (2002). Es decir, estimar (4) por MCO implica que los parámetros estimados son iguales a los estimados vía MC2E. Otra interpretación de MC2E es que al incluir en la forma estructural (4) a $\hat{\delta}$ en la regresión de MCO, se resuelve el problema de endogeneidad. Cabe mencionar que los errores estándares obtenidos por la estimación de MCO de (2) no son válidos si se acepta el problema de endogeneidad, Davidson y MacKinnon (1993).

Una vez justificado el empleo de MC2E (es decir validando la hipótesis central y la primera hipótesis secundaria), se realiza la estimación de este método. MC2E implica dos fases: la primera es realizar la estimación de la forma reducida del modelo (3), en la que se obtienen los valores ajustados del ingreso. La segunda fase es regresión de la felicidad o bienestar subjetivo, pero instrumentalizando al ingreso, (Davidson y MacKinnon, 1993).

$$feli\hat{c}ont_i = \hat{\beta}_i + \hat{\beta}_1 Y_i^* + \hat{\beta}_3 educ_i + \hat{\beta}_4 edad_i + \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_{civil_i} + \hat{\mu}_i \quad (5)$$

Donde Y_i^* es estimada mediante el empleo de los instrumentos (que son los componentes socioeconómicos: Soc1,..., Soc3). Al estimarse (5), el ingreso familiar per cápita ya no se correlaciona con el error, debido a que en la estimación de MC2E se obtiene un error compuesto de Y_i^* : $(\mu_i + \beta_1 \nu_2)$. Este error compuesto tiene media cero y no se correlaciona con Y_i^* y las Z_i (Soc_n), por lo que el método de MC2E corrige la presencia de efectos endógenos en la relación entre el ingreso y la felicidad.

Una vez estimado MC2E se realiza la prueba de sobreidentificación de Sargan (1958), la cual consiste en mostrar que las variables instrumentales consideradas son apropiadas para realizar la estimación de MC2E, es decir, que el modelo este justamente identificado. Por lo que los instrumentos no están correlacionados con los residuales, por lo tanto, se cumple la condición de ortogonalidad (Davidson y MacKinnon, 1993).





Por último, una comparación adicional para saber si la estimación de MC2E es más eficiente que la estimación de MCO se hace con la prueba original de Hausman (1978). Esta prueba compara las diferencias sistemáticas entre las varianzas, para así tener la mejor especificación del modelo. La prueba de especificación de Hausman es:

$$H = \frac{(\hat{\alpha}_{i,MC2E} - \hat{\alpha}_{i,MCO})}{\left\{ [se(\hat{\alpha}_{i,MC2E})]^2 - [se(\hat{\alpha}_{i,MCO})]^2 \right\}^{1/2}} \quad (6)$$

Donde los errores estándares son estimados bajo el supuesto de homoscedasticidad, mientras que el denominador del estadístico de Hausman es el error estándar de: $(\hat{\alpha}_{i,MC2E} - \hat{\alpha}_{i,MCO})$. Si se rechaza la hipótesis nula $H_0: \rho$ (ingreso familiar per cápita, ϵ) = 0, es que hay presencia de endogeneidad, por lo tanto la estimación de MC2E es más eficiente que la de MCO.

4.2.2 Especificación No Lineal de Variables Instrumentales Mediante el Método Generalizado de Momentos.

Una vez identificado el problema de endogeneidad y de haber empleado MC2E se puede utilizar un método de estimación alternativo que permite tener un mayor grado de confianza, el cual es el método generalizado de los momentos (*GMM*).⁷ El método GMM es un estimador no lineal de variables instrumentales, el cual asegura a que los parámetros estimados son consistentes bajo el empleo de condiciones que validan la eficiencia con que se utiliza la información disponible.⁸ Además, este método no requiere del supuesto de normalidad y permite estimaciones con mayor nivel de confianza, debido a que utiliza las condiciones de ortogonalidad ó momentos para obtener una estimación más eficiente.⁹ Es decir, este método permite obtener estimadores consistentes para el modelo de regresión múltiple y corroborar la independencia de las variables exógenas del modelo a estudiar.

⁷ Para profundizar en el tema ver Amemiya (1985), Baum, Schaffer y Stillman (2003), Davidson y MacKinnon (1993), Green (2000), Hansen (1982), Johnston y Dinardo (1997), Matyas (1999) y Wooldridge (2002).

⁸ Ver Matyas (1999).

⁹ Ver Hansen (1982).





La metodología implica primero suponer que los instrumentos Z_i son estrictamente exógenos, lo cual puede ser expresado como $E(Z_i u_i) = 0$. Los L instrumentos (en este caso se considera a los tres componentes socioeconómicos) están dados por un conjunto de L momentos:

$$g_i(\hat{\beta}) = Z_i' \hat{u}_i = Z_i'(Y_i - X_i \hat{\beta}) \quad (7)$$

Donde g_i es un subconjunto de las variables que influyen en los niveles de bienestar subjetivo correspondientes a la ecuación (1). La exogeneidad de esta expresión se observa mediante las condiciones de los momentos ó condiciones de ortogonalidad, que convergen al valor de β : ($E(g_i(\hat{\beta})) = 0$). De acuerdo a esto, la ecuación de los L momentos corresponde a la muestra de momentos es decir:

$$\bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i'(Y_i - X_i \hat{\beta}) = \frac{1}{n} Z' \hat{u} \quad (8)$$

Las ecuaciones (7) y (8) son las ecuaciones normales asociadas con el procedimiento de las variables instrumentales. La intuición detrás de GMM es escoger el estimador más eficiente de β .¹⁰

Hay que señalar que, a partir de la derivación de (8), el estimador GMM es un estimador de variables instrumentales no lineales, Pindyck y Rubinfeld (2001). Es decir, cuando el número de instrumentos es igual al número de parámetros que se va estimar, la suma de errores ponderados será idénticamente igual a cero (dado que cada ecuación normal se mantendrá exactamente). Sin embargo, cuando la ecuación es sobreidentificada, la suma será positiva. Por lo tanto se puede probar las restricciones de sobreidentificación, con el hecho de que el término minimizado por el estimador GMM sigue una distribución χ^2 con el número de grados de libertad igual al número de restricciones sobreidentificadas. Es decir, si la ecuación estimada es exactamente identificada, tal que $L = K$, se obtiene las L condiciones de los momentos. En este caso es posible obtener una $\hat{\beta}$ que resuelva la condición de que $\bar{g}(\hat{\beta}) = 0$ mediante la optimización de la función objetivo de GMM, es decir la aplicación del estadístico de Hansen (1982):

$$J(\hat{\beta}) = n \bar{g}(\hat{\beta})' W \bar{g}(\hat{\beta}) \quad (9)$$

¹⁰ El estimador GMM eficiente de β es: $\hat{\beta}_{WBGMM} = (X'ZWZ'X)^{-1} X'ZWZ'Y_i$.





Las ventajas de GMM¹¹ sobre MC2E son claras: Si se presenta el problema de heterocedasticidad, el estimador GMM es más eficiente que el simple estimador de variables instrumentales. Considerando que no se presenta heterocedasticidad, el estimador GMM no es peor que el estimador de variables instrumentales.

4.3 Especificación del Bienestar Subjetivo Mediante el Empleo del Método de Dependencia Limitada.

En la mayoría de los trabajos realizados acerca del enfoque del bienestar subjetivo se recurre a especificaciones microeconómicas,¹² es decir, se recurre a los modelos de dependencia limitada. Estos modelos permiten modelar a variables dependientes cualitativas, que permiten comprender de una mejor manera cómo los individuos expresan sus decisiones individuales, que en este caso es el bienestar de las personas (Frey y Stutzer, 2002). El empleo de esta especificación permite probar la relación entre el ingreso y la felicidad, por lo que se aprovecha la información que genera la felicidad en su medida ordinal ó categórica.

4.3.1 Modelo Probit.

A partir de la expresión (1), se especifica un modelo que contempla las características cualitativas de la felicidad o bienestar subjetivo en su medida ordinal (donde 1 es no feliz, hasta 7 que es muy feliz). Pero existe un problema, la variable dependiente es categórica. En este caso, para tener una mejor comprensión acerca de los niveles de bienestar individual, se transforma el modelo (1) en un modelo de respuesta binaria.¹³ El criterio de elección de las opciones depende

¹¹ Como lo puntualizo Hayashi (2000) la matriz ponderada \hat{W} , es el núcleo de la eficiencia de los momentos, ya que puede requerir de una muestra de magnitudes muy grandes, por lo que el empleo de la base de Rojas (2003) no es un problema.

¹² Para profundizar en los estudios de los modelos de dependencia limitada ver Amemiya (1985), Green (2000), Maddala (1985), Newey (1987) y Scott (2002).

¹³ La estimación de los modelos probit, en este caso, radica en el empleo de variables dummy ó binaria para la variable dependiente. Donde 1 representa todos los niveles de felicidad (incluye los niveles de extremadamente feliz, muy feliz, bastante feliz y algo feliz) y 0 representa los niveles de infelicidad (extremadamente infeliz, algo infeliz, ni feliz ni infeliz). Esta es una limitación para el análisis de felicidad debido a que la mayoría de las personas se inclinan por los mayores niveles de felicidad y solamente un 6% de los individuos reportan ser infelices. Pero para fines de poder capturar la endogeneidad entre el ingreso y la felicidad se ocupará esta técnica, a pesar de que la relación queda desbalanceada. Para poder ver la simultaneidad de los niveles de felicidad ordinal (que va de 1 a 7), se emplearán los modelos probit y logit ordenados. Estos modelos tienen la ventaja de tener un mayor balance para





de la probabilidad asociada a cada una de las alternativas posibles que puede tener un individuo respecto al nivel de felicidad, particularmente al tratar de explicar la relación entre la felicidad y el ingreso.

En esta especificación, la felicidad de cada individuo tiende hacia una de las dos opciones: es ser feliz o no ser feliz. Estas dos opciones van a depender de las opciones sobre la probabilidad de ser feliz ($feliord_i = 1$), con respecto de una opción alternativa, es decir, la probabilidad de no ser feliz ($feliord_i = 0$). Esta decisión depende de los valores que toman las variables de control ya especificadas (ingreso familiar per capita, género, edad, nivel educativo de las personas y el estado civil), representados mediante una combinación lineal representada por: $X_i\beta = Z_i$. El modelo (1) se especifica de la siguiente manera:

$$\text{Prob}(feliord_i = 1) = \text{Prob}(U_{i1} > U_{i0}) = F(X_i\beta) = F(Z_i) \quad (10)$$

De acuerdo a la función de distribución que se asocia al proceso de decisión de la felicidad, $F(Z_i)$, el modelo de especificación no es lineal,¹⁴ por lo que se ocupa el modelo de elección binaria conocido como Probit. Para este trabajo el modelo probit propuesto es:

$$\text{Prob}(feliord_i = 1) = \Phi(X_i\beta) = \Phi(Z_i) = \int_{-\infty}^{Z_i} \phi(s)ds \quad (11)$$

En términos econométricos, esta expresión es:

$$feliord_i = \Phi(X_i\beta) + u_i = \Phi(Z_i) + u_i \quad (12)$$

Donde:

$feliord_i$: es el nivel de bienestar subjetivo o felicidad (en su medida ordinal, $feliord$) del i -ésimo individuo.

X_i : es el vector de variables socioeconómicas y sociodemográficas ya explicadas anteriormente, incluyendo el ingreso familiar per cápita de las personas.

las investigaciones de bienestar subjetivo, así como el de contemplar la información que aportan cada nivel de felicidad.

¹⁴ Se omite en este trabajo el modelo lineal de probabilidad (MPL), debido a que no es capaz de dar una respuesta adecuada a los problemas que se presentan en los procesos de decisión dicotómica, por esta razón se sugiere para los modelos de bienestar subjetivo un planteamiento no lineal (que en este caso es el modelo probit).





μ_i : es el término no sistemático o inobservable.

La interpretación de los parámetros del modelo probit se efectúa a través de los cambios marginales (con lo que se prueba la hipótesis 5). Los cambios marginales del modelo Probit (12) respecto a la variable X_{ki} , son:

$$\frac{\partial \phi(\text{feliord}_i)}{\partial X_{ki}} = \phi(X_i \hat{\beta}) \hat{\beta}_k \quad (13)$$

Donde: $\phi(X_i \hat{\beta}) = E[\text{Prob}(\text{feliord} = 1)]$, es la función de densidad de la normal. Lo que implica, es que, en el caso del modelo probit la expresión (13) es la derivada de la probabilidad respecto a X_i (manteniendo a las demás variables de control constantes) Desde el punto de vista intuitivo, se puede analizar la importancia o peso de un regresor de un modelo probit, a la hora de determinar las variaciones (cambios) de la probabilidad de ser feliz o infeliz. Por lo tanto, la importancia de los cambios marginales depende del punto de referencia en que se considere dicha variación, ya que se trata de una función no lineal.¹⁵

En los modelos probit, el signo de los coeficientes indica la dirección del cambio, es decir, la magnitud de la variación depende del valor concreto que tome la función de densidad (que depende de la pendiente de dicha función en el punto de X_i). Naturalmente, cuanto más elevada sea dicha pendiente mayor será el impacto del cambio en el valor de una variable explicativa sobre la variación o cambio de la probabilidad. Pero en realidad el modelo probit¹⁶ sólo representa el sentido de la relación entre la variable dependiente y las variables X_i (en términos ordinales y no cardinales).

¹⁵ Por lo tanto los valores de la función de densidad no son uniformes, la solución de estos modelos es mediante el empleo de máxima verosimilitud (Scott, 2002).

¹⁶ Esta metodología esta más de acuerdo con la teoría del bienestar subjetivo ya que considera las decisiones particulares de los individuos. Para profundizar en el tema ver Maddala (1985), Johnston y Dinardo (1997) y Scott (2002),





4.3.2 Efectos Endógenos en el Modelo Probit.

Al igual que los modelos cuantitativos, el modelo probit (11) también puede contener efectos endógenos (entre el ingreso y la felicidad) que invalidan cualquier inferencia que se haga sobre los estimadores obtenidos. Por lo tanto, al considerar el modelo sin tomar en cuenta la posibilidad del problema de endogeneidad, se puede tener estimaciones insesgadas del modelo de la felicidad en su medida ordinal.

Para conocer la naturaleza de la endogeneidad entre el ingreso y la felicidad ordinal, se empleará el método de estimación generalizado de dos etapas (AGLS) para el modelo Probit,¹⁷ propuesto por Amemiya (1978). El procedimiento del método AGLS sugiere obtener los estimadores de los parámetros de la forma estructural del modelo ordinal de bienestar subjetivo (11) mediante la correcta estimación de la forma reducida del modelo, empleando variables instrumentales.¹⁸ Por lo tanto el estimador AGLS se necesita de instrumentos que permitan obtener la forma reducida del modelo y así poder separar los efectos endógenos. El modelo estructural con efectos endógenos es:

$$feliord_i = \phi(\delta_1 Y_i + X_i \beta + \mu) \quad (14)$$

Donde los parámetros corregidos por endogeneidad se obtienen de la estimación de la expresión (14), estos estimadores tienen el mismo comportamiento a los presentados por los métodos de variables instrumentales de MC2E y GMM. Las generalizaciones son obtenidas por la interacción o separación de los efectos endógenos de las variables instrumentales (que en este caso son los componentes socioeconómicos). Este estimador AGLS es más eficiente que el método selectivo o censurado de Tobit de dos etapas, debido a que los estimadores del método de Amemiya (1979) son asintóticamente más eficientes. Formalmente se asume que:

¹⁷ Para profundizar en este método ver Lee (1976 a), Amemiya (1978), Heckman (1976b) y Rivers y Vuong (1988).

¹⁸ Por lo regular esta técnica de estimación se utiliza modelos de selectividad del mercado laboral. Un trabajo interesante que utilizó la técnica de AGLS fue el realizado por Sloan *et al.* (2002), sobre la estimación de las quejas de los chequeos médicos de la vista. El empleo de la técnica AGLS le dio probabilidades más confiables e insesgadas.





$$\begin{aligned} \hat{Y}_i^* &= X_i \hat{\beta} + \hat{u}_i \\ \hat{Y}_i^* &= \hat{\delta} Z_i + \hat{\varepsilon}_i \end{aligned} \quad (15)$$

Donde Y_i^* es estimada vía instrumentos (que son los Soc1,..., Soc3), y Z_i , son el conjunto de variables estrictamente exógenas (además de los instrumentos). Por lo que la ecuación (15) tiene una relación bivariada, donde las funciones de máxima verosimilitud ayudan a que se evite la existencia de un sesgo endógeno y simultáneo en la relación entre el bienestar subjetivo y la felicidad. Lo que permite tener más confianza sobre las probabilidades que se obtienen de la estimación del Probit en dos etapas.

La prueba de endogeneidad para el modelo AGLS se obtiene cuando, después de obtener la forma estructural, el residuo estimado se sustituye en la forma reducida, y se realiza la siguiente prueba de hipótesis (Hausman, 1978):

$$H_0: \gamma_{(Y_i, \varepsilon)} = 0 \text{ (Exogeneidad)}$$

$$H_1: \gamma_{(Y_i, \varepsilon)} \neq 0 \text{ (Endogeneidad)}$$

Al igual que el modelo probit, el análisis causalidad que implica la interpretación de los resultados, depende de las estimaciones de los cambios marginales.

4.3.3 Modelo de Variables Discretas Ordenadas.

Ahora se analizará la posibilidad de que la felicidad ordinal tenga una respuesta ordenada. Estos modelos permiten analizar cuando los mismos individuos son asignados a categorías ordenadas de acuerdo a los niveles de felicidad (que en este caso son siete: muy infeliz, no feliz, indiferente a la felicidad, algo feliz, feliz, muy feliz y extremadamente feliz), donde 1 es el nivel más bajo y 7 el más alto, Rojas (2003a). Esto se debe a que este tipo de modelos permiten





explicar la clasificación de los individuos de acuerdo a estas categorías.¹⁹ Por lo tanto, estos modelos tienen diferente verosimilitud respecto de los modelos no ordenados, esta es la principal ventaja de utilizar esta especificación econométrica para el análisis del bienestar subjetivo. Así se justifica el empleo de los modelos de variables categóricas dado que permite relacionar la felicidad (ordinal) con las variables de control consideradas en la especificación del modelo de bienestar subjetivo propuesto en este trabajo (ver ecuación 1). Además estos modelos proporcionan un buen ajuste, debido a que estiman una variable discreta con una recta continua, y principalmente (en la mayoría de los desarrollos empíricos sobre el tema de felicidad) se recurre al empleo de esta especificación econométrica, Frey y Stutzer (2002).

4.3.3.1 Aplicación del Modelo Probit Ordenado

Una extensión importante de la estructura del modelo de bienestar subjetivo (en su medida ordinal) que ha tenido un gran desarrollo y empleo en los estudios económicos sobre este tema, es el empleo del modelo *probit ordenado*.²⁰ El modelo probit ordenado, en el caso de las variables binarias, permite un ajuste mucho mejor. Esto se debe a que supone un modelo de probabilidad para la elección de la categoría j ; y a que permite preservar el orden de las categorías de la felicidad.²¹ El modelo probit ordenado se escribe de la siguiente manera. Primero se parte de la siguiente expresión:

$$feliord_i^* = X_i\beta + e_i$$

Donde β_i es un vector de orden $k \times 1$, y X_i no contiene intercepto. Por lo que se asignan probabilidad a las siete categorías de la felicidad, generalizando en el caso de J categorías (que en el caso de la felicidad ordinal son siete) se realiza de la siguiente manera:

¹⁹ Esta es una gran ventaja, respecto a los modelos de dependencia limitada (probit y probit en dos etapas). Debido a que permite extraer la información importante que contiene cada categoría de la felicidad ordinal, permitiendo obtener toda la información que contiene esta variable ordinal (Baltagi, 1995)

²⁰ Ver Clark y Oswald (1996), Di Tella *et al* (2001), Easterlin (1995), Ferrer i Carbonell (2002), Oswald (1997), Frey y Stutzer (2002), entre otros.

²¹ Esto se logra mediante a que este método divide la distribución de la probabilidad en partes ordenadas.





$$\alpha_1 < \alpha_2 < \dots < \alpha_{j-1} < \alpha_j .$$

Donde las categorías se asignan de la siguiente manera:

$$\alpha_{j-1} < \text{feliord} < \alpha_j$$

Que implica:

$$\text{feliord}_i = J , \text{ donde } J = 1,2,\dots,7$$

El problema implica conocer el impacto de la felicidad dado cada categoría o nivel de ingreso de las personas. Con estas categorías, se pueden definir siete variables:

$$\begin{array}{l} \text{feliord}_i^1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \text{feliord}_i^7 = \end{array} \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ sí la persona es muy infeliz} \\ 0 \text{ lo contrario.} \\ \\ \\ 1 \text{ Si la persona es muy feliz} \\ 0 \text{ lo contrario} \end{array} \right.$$

Considerando el modelo de bienestar subjetivo (2), éste puede modelarse mediante el análisis del cambio en los niveles de felicidad dado el estrato de ingreso de las personas y su status socioeconómico (una vez corregido el problema de endogeneidad). De tal forma, es posible ver cómo los niveles de ingreso van a influir en el indicador de felicidad, mediante el análisis del valor más alto de feliord (la probabilidad de que esta persona tenga un alto nivel de bienestar personal) al valor más bajo de felicidad (ordinal). Así, el modelo se puede escribir de la siguiente forma:





$$\begin{aligned} \text{feliord}_i^1 &= 1, \text{ Si } \text{feliord}^* < \alpha_1 \\ \text{feliord}_i^2 &= 1, \text{ Si } \alpha_1 < \text{feliord}^* < \alpha_2 \\ \text{feliord}_i^3 &= 1, \text{ Si } \alpha_2 < \text{feliord}^* < \alpha_3 \\ &\vdots \\ \text{feliord}_i^7 &= 1, \text{ Si } \text{feliord}^* > \alpha_7 \end{aligned}$$

Donde $\alpha_1, \dots, \alpha_7$ son los siete niveles de variables latentes que influyen en el cambio del valor de la felicidad (ordinal). Lo que implica, en forma probabilística (dado que se esta limitado a un rango 0 y 1 y sin pérdida de información):

$$\text{Pr ob}[\text{feliord}_i^j / X] = F[\alpha_j - (\beta_0 + \beta_1 X_i)] - F[\alpha_{j-1} - (\beta_0 + \beta_1 X_i)], \quad j = 2, 3, \dots, J - 1$$

Adicionalmente, el modelo de Probit ordenado permitirá escoger una apropiada función de F, lo que permitirá calcular probabilidades relevantes, por lo tanto el modelo probit ordenado es:

$$F[\alpha_j - \beta_1 X_i] = \phi(\alpha_j - \beta_1 X_i) = \int_{-\infty}^{\alpha_j - \beta_1 X_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-t^2/2} dt \quad (16)$$

Donde J indica los niveles de felicidad de las personas, de 1 muy infeliz, hasta 7 que es la persona muy feliz. Cabe aclarar que, los parámetros estimados se relacionan en forma no lineal con la variable dependiente. Esto puede verse más claramente calculando la cuasi-elasticidad de cada variable explicativa, es decir estimando los cambios marginales. En el caso de los modelos ordenados, la metodología permite estimar los cambios marginales para cada una de las categorías, por lo tanto los cambios marginales se calculan de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{Pr ob}[\text{felicont}_i = j / X]}{\partial X_i} X_i &= \left(\frac{\partial F(\alpha_j - \beta_1 X_i)}{\partial X_i} - \frac{\partial F(\alpha_{j-1} - \beta_1 X_i)}{\partial X_i} \right) X_i \quad (17) \\ &= \beta_1 X_i (f(\alpha_{j-1} - \beta_1 X_i) - f(\alpha_j - \beta_1 X_i)) \end{aligned}$$





Esta estimación de los cambios marginales permite la correcta interpretación acerca de la causalidad en los modelos ordenados (y en general de los modelos de dependencia limitada); y sobre todo inferir como influye cada uno de las categorías de la felicidad.²²

4.3.3.2 Análisis con el Modelo Logit Ordenado

El modelo de regresión ordinal que se desarrolla en este trabajo, puede mostrar características no lineales del modelo de bienestar subjetivo (que reforzara al modelo tradicional). El modelo de variables discretas que captura estas relaciones de probabilidades no lineales del modelo de felicidad es el modelo logit ordenado.

El modelo implica definir la probabilidad del bienestar individual de las personas, por lo que la expresión del modelo logit es:

$$F[\alpha_j - \beta_1 X_i] = \frac{e^{\alpha_j - \beta_1 X_i}}{1 + e^{\alpha_j - \beta_1 X_i}}$$

De esta expresión se obtendrá la probabilidad para todos los niveles de felicidad (dado una función de densidad logística). En este caso, para poder realizar la interpretación ceteris paribus se necesita calcular los cambios marginales en las probabilidades. Estos cambios marginales implican calcular la siguiente expresión:

$$\frac{\partial \text{Prob}(feliord_i = m / X)}{\partial X_k} = \frac{\partial F(\tau_m - X\beta_k)}{\partial X_k} - \frac{\partial F(\tau_{m-1} - X\beta_k)}{\partial X_k} \quad (18)$$

Finalmente, la expresión (18) muestra la pendiente de la curva relacionada con X_k respecto a la $\text{Prob}(WB = m/X)$, tomando a las demás variables constantes, es decir:

$$\text{Prob}(feliord_i = m / X) / \partial Y_i$$

²² Donde m implica los niveles de felicidad ordinal (de 1 que implica mayor infelicidad, hasta 7 que implica el nivel más alto de felicidad), capturado en los α (que captura las relaciones simultáneas de cada uno de los niveles de felicidad. Es decir m representa la función normal de: $F[\alpha_j - \beta_1 X_i]$.





4.3.3.3 Análisis Multinomial.

El método econométrico multinomial permite analizar cada una de las categorías de la felicidad ordinal, esto se debe a que los individuos disponen de $J + 1$ alternativas de elección, que viene dado por:

$$\Pr(\text{feliord}_i = j | X) = \frac{e^{\beta X_i}}{\sum_{l=1}^J e^{\beta X_i}}, \quad j = 1, 2, \dots, J \quad \Pr(\text{feliord}_i = j | X) = \frac{e^{\beta X_i}}{\sum_{l=1}^J e^{\beta X_i}}, \quad j = 1, 2, \dots, J$$

La variable dependiente feliord_i adopta solo J valores discretos, que esta explicada factores socioeconómicos, descritos anteriormente, esta especificación permite un mejor ajuste. El cuál produce un modelo de probabilidad para la elección de la categoría j . Esto es, la probabilidad de que el individuo i elija la categoría j esta dada por:

$$\Pr ob[\text{feliord}_i = j] = \pi_j, \dots, \pi_J, \text{ donde } j = 1, 2, \dots, J$$

$$\pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_J = 1$$

Para relacionar a las variables explicativas con la elección del individuo podemos expresar a p_j como función de esas variables:

$$\pi_j = F_j(\beta_{0,j} + \beta_{1,j} X_i)$$

$$\sum_{j=1}^J \Pr[Y_i = j | X] = 1$$

Este modelo permite el parámetro $\beta_{1,j}$ difiera a través de las categorías porque el efecto de X_i puede ser diferente para cada categoría. Ahora lo único que debemos hacer es especificar una función de probabilidad acumulada para, la cual es la función logística. Para esta distribución, la probabilidad de que el individuo i elija la categoría j dada la información de X_i es igual a (1), con probabilidades que sumen 1: El método implica asignar una categoría como base, que en este caso es la categoría de muy feliz. Esto puede hacerse restringiendo el valor de los parámetros de dicha categoría a cero. Esto es, si multiplicamos y dividimos el numerador y





denominador de la probabilidad por el mismo número las probabilidades no se afectan. Ahora Multiplicando y dividiendo la probabilidad por $e^{\beta X}$, Por lo que tenemos:

$$\begin{aligned}\Pr(Y_i = j | X) &= \frac{e^{\beta_{0,j} - \beta_{0,J} + (\beta_{1,j} - \beta_{1,J})X_i}}{1 + \sum_{l=1}^{J-1} e^{\beta_{0,l} - \beta_{0,J} + (\beta_{1,l} - \beta_{1,J})X_i}} \\ &= \frac{e^{\alpha_{0,j} + \alpha_{1,j} X_i}}{1 + \sum_{l=1}^{J-1} e^{\alpha_{0,l} + \alpha_{1,l} X_i}}, \quad j=1,2,\dots,J-1\end{aligned}$$

Y además,

$$\Pr(Y_i = J | X) = \frac{1}{1 + \sum_{l=1}^{J-1} e^{\alpha_{0,l} + \alpha_{1,l} X_i}}$$

Este modelo recibe el nombre de modelo logit multinomial, y fue propuesto originalmente por Schmidt y Strauss (1975). La característica de estos modelos, es que la elección de las distintas categorías se realiza en base a variables específicas de los individuos respecto a sus diferentes niveles de felicidad de forma simultánea.

No es obvio que se pueda hacer una interpretación directa de los parámetros del modelo porque el efecto de X_i sobre la probabilidad de elegir la categoría es claramente una función no lineal de los β .





$$\begin{aligned} \frac{\partial \Pr(Y_i = j|X)}{\partial X_i} &= \frac{(1 + \sum_{l=1}^{J-1} e^{\alpha_{0,l} + \alpha_{1,l} X_i}) e^{\alpha_{0,j} + \alpha_{1,j} X_i} \alpha_{1,j}}{\left(1 + \sum_{l=1}^{J-1} e^{\alpha_{0,l} + \alpha_{1,l} X_i}\right)^2} - \\ &\quad - \frac{e^{\alpha_{0,j} + \alpha_{1,j} X_i} \sum_{l=1}^{J-1} e^{\alpha_{0,l} + \alpha_{1,l} X_i} \alpha_{1,l}}{\left(1 + \sum_{l=1}^{J-1} e^{\alpha_{0,l} + \alpha_{1,l} X_i}\right)^2} \\ &= \Pr[Y_i = j|X] \left(\alpha_{1,j} - \sum_{l=1}^{J-1} \alpha_{1,l} \Pr[Y_i = l|X] \right) \end{aligned}$$

El efecto de un cambio en X_i sobre la probabilidad surge de la derivada parcial de $\Pr [Y_i = j | X]$ con respecto a X_i . El signo de la derivada depende ahora del signo del término entre paréntesis. Además porque las derivadas dependen del valor de X_i pueden asumir valores positivos para algunos X_i y negativos para otros.

La cuasi-elasticidad de X_i , que también se utiliza para interpretar el modelo es:

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = j|X)}{\partial X_i} X_i = \Pr[Y_i = j|X] \left(\alpha_{1,j} - \sum_{l=1}^{J-1} \alpha_{1,l} \Pr[Y_i = l|X] \right) X_i$$

Esta elasticidad mide el cambio (en puntos porcentuales) en la probabilidad de que la categoría j sea elegida de un cambio porcentual en X_i .

4.4 Análisis de cada Estrato de Ingreso en la Felicidad.

Para realizar este análisis alternativo, se estudia el impacto de la estructura del ingreso (mediante el análisis de los quintiles de ingreso) en el bienestar subjetivo. Por lo que se analiza la siguiente relación:

$$WB = WB_i(X_i, W_i)$$





Donde W_i es el vector de los quintiles de ingreso, de tal forma que se controla la posición socioeconómica de las personas. El objetivo de esta metodología es probar la hipótesis alternativa 2, que indica, la posible existencia de una relación entre el ingreso y la felicidad mediante el análisis de la estructura del ingreso de la muestra. Por lo tanto conforme se pasa a niveles de ingreso más altos (quintiles más altos) el porcentaje de personas no felices tiende a caer, mientras que el porcentaje de las personas felices tiende a aumentar.

Este análisis se realizará, tanto para la medida ordinal de felicidad, como para su medida continua. En el caso de la medida continua la estimación econométrica se analizará vía MCO, mediante la siguiente especificación econométrica:

$$WB_i = \alpha_i + \delta_1 educ_i + \delta_2 edad_i + \delta_3 genero + \sum_{i=1}^n \beta ecivil_i + \sum_{i=1}^n \phi W_i \phi + \mu_i \quad (19)$$

Adicionalmente, para controlar el efecto endógeno, se estima (2) introduciendo los componentes socioeconómicos (Soc1,..., Soc3). De tal forma que se evite omitir variables de importancia, y con ello controlar el problema de endogeneidad. Por lo que, se propone la siguiente especificación econométrica (tanto para la especificación continua y ordinal):

$$WB_i = \alpha_i + \delta_1 educ_i + \delta_2 edad_i + \delta_3 genero + \sum_{i=1}^n \beta ecivil_i + \theta \sum_{i=1}^n Soc_i + \sum_{i=1}^n \phi W_i \phi + \mu_i \quad (20)$$

En el caso de la felicidad en términos ordinales, se estimara vía el método probit ordenado, que es la metodología usual en los modelos de bienestar subjetivo (ver Di Tella *et al*, 2001). Por lo que la especificación econométrica es:

$$Pr ob(feliord_i = J / X) = 1 - \phi \left(\alpha_J - X_i \beta + \sum_{i=1}^n W_i \right) \quad (21)$$

Donde X_i es el vector de factores sociodemográficos. Con el fin de realizar interpretación de las variables de control, se realizará el análisis de los cambios marginales de las variables, respecto a la felicidad ordinal.





4.5 Pruebas de Hipótesis.

Con el fin de justificar las hipótesis planteadas en el Capítulo 2, dada la metodología propuesta en este Capítulo, se presenta la estrategia de la validación de las hipótesis:

Hipótesis Central:

- En el caso de la Hipótesis central, tanto para las dos especificaciones (ordinal y continua) sobre la relación entre el ingreso y la felicidad, se realizarán la prueba de Endogeneidad de Hausman (1978). Con la finalidad de identificar el problema de endogeneidad (entre las variables en cuestión), mediante el empleo de las variables instrumentales (Soc_i). Por lo tanto, se espera validar la existencia de endogeneidad. De lo contrario la estimación correcta es vía MCO, invalidando el empleo de la técnica econométrica de variables instrumentales.

Hipótesis Secundarias:

- Una vez validado la existencia de endogeneidad en la relación entre el ingreso y la felicidad. Se realiza la estimación de dos etapas, instrumentalizando al ingreso per cápita de las familias mediante los componentes principales socioeconómicos.
- Una vez estimado el bienestar subjetivo (tanto ordinal como continuo) mediante el empleo de variables instrumentales, se espera que el coeficiente de Y sea positivo y significativo. Es decir, la prueba de hipótesis es: $H_1: \hat{\beta}_Y > 0$ (controlando las demás variables que influyen en la felicidad continua).
- Adicionalmente se estima el modelo de felicidad mediante el empleo de la metodología GMM, donde también se espera que el coeficiente de Y sea positivo y significativo, una vez corregido el problema de endogeneidad.
- Esta misma metodología se emplea para la felicidad ordinal, a diferencia que para analizar la causalidad de la relación entre la felicidad y el ingreso (mediante el





empleo de la metodología *AGLS*), se estiman los cambios marginales de la probabilidad de ser feliz (corregida del problema de endogeneidad).

- En el caso de las variables de control (el género, la edad, el nivel educativo y las variables que controlan las diferencias respecto al estado civil de las personas) se espera que sean significativas respecto a la felicidad (una vez corregido por variables instrumentales). El comportamiento causal (así como el signo esperado) se presentan en la Tabla 11.
- Adicionalmente, se realizan las estimaciones vía los modelos de probabilidad ordenados (logit y probit), los cuales también se esperaría obtener un coeficiente de del ingreso positivo y significativo ($H_1: \hat{\beta}_Y > 0$). Pero la diferencia radica en que estos modelos no pueden corregir la endogeneidad. Este modelo se empleara para analizar la simultaneidad de cada una de las categorías en el cálculo de las probabilidades de los diferentes niveles de felicidad (donde 1 es el nivel más alto de infelicidad y 7 es el nivel más alto de felicidad).





Tabla 11. Prueba de Hipótesis.

VARIABLE	SIGNO ESPERADO	PRUEBA DE HIPÓTESIS
genero	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
edad	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
educ	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
casado	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
unión libre	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
separado	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
divorciado	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
viudo	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
Soltero (variable de referencia)	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$

Fuente: Elaboración propia con datos de Rojas (2001).

Segunda Hipótesis Central.

- Con el objetivo de analizar que a pesar de que el ingreso tiene una relación positiva y significativa con la felicidad (una vez corregido por variables instrumentales), es preferible estimar el modelo de felicidad considerando los estratos de ingreso de las personas. Esto se debe a que (como se observo en la Tabla 9) en todos los estratos de ingreso hay diferentes niveles de felicidad. Para comprobar este fenómeno se incluyen los quintiles de ingreso, por lo que se analiza las diferencias en los niveles de felicidad de las personas. Por lo tanto, a mayor nivel de ingreso de la persona, el coeficiente estimado se hará más positivo (o crecerá más), además de que serán significativos (ver Tabla 12). Esta prueba de hipótesis se aplica tanto para el modelo de felicidad continua, como ordinal. La intuición detrás de esta hipótesis, es que conforme se pasa a niveles más altos de ingreso (quintiles más altos) el porcentaje de personas no felices





tiende a caer, mientras que el porcentaje de las personas felices tiende a aumentar.

Tabla 12. Prueba de Hipótesis para el Modelo de Control de Estratos de Ingreso (quintiles)

VARIABLE	SIGNO ESPERADO	PRUEBA DE HIPÓTESIS
genero	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
edad	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
educ	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
casado	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
unión libre	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
separado	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
divorciado	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
viudo	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
Soltero (variable de referencia)	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil1	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil2	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil3	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil4	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil5	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$

Fuente: Elaboración propia con datos de Rojas (2001).

- Con el fin de controlar el problema de omitir el impacto del nivel socioeconómico de las personas (y no caer en un problema de endogeneidad), implica una metodología alternativa al de corrección vía variables instrumentales, mediante el incluir los Soc_i en la estimación estructural. Se espera que sean significativas respecto al bienestar de las personas, ver Tabla 13.





Tabla 13. Pruebas de Hipótesis Adicionales Controlando la Distribución del Ingreso, Considerando como Variables de Control a los Componentes Socioeconómicos.

VARIABLE	SIGNO ESPERADO	PRUEBA DE HIPÓTESIS
Soc1	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
Soc2	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
Soc3	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$

Fuente: Elaboración propia con datos de Rojas (2001).

- Dado que la mayoría de las personas encuestadas tienen a reportar los mayores niveles de felicidad, se reduce las categorías de felicidad de 1 a 4. En la Tabla 14 se muestra como se esperaría obtener la siguiente causalidad de los estimadores de los quintiles de ingreso, además, se espera que la relación ya no sea tan débil (como presentan la mayoría de las investigaciones de bienestar subjetivo). Además se realizan la prueba de endogeneidad (en caso de ser necesario se estima MC2E, como se menciono en la primera hipótesis central del trabajo) y se adicionan términos de interacción.





Tabla 14. Pruebas de Hipótesis Adicionales Controlando la Distribución del Ingreso, Considerando cuatro Categorías de Felicidad.

VARIABLE	SIGNO ESPERADO	PRUEBA DE HIPÓTESIS
genero	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
edad	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
educ	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
casado	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
unión libre	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
separado	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
divorciado	Negativo (-)	H1: $\hat{\beta}_k < 0$
viudo	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
Soltero (variable de referencia)	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil1	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil2	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil3	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil4	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$
quintil5	Positivo (+)	H1: $\hat{\beta}_k > 0$

Fuente: Elaboración propia con datos de Rojas (2001).

