Programa de Especialización en Econometría Aplicada SEURPOS -UNI Modelo Probit Ordenado Aplicación 1

Edinson Tolentino MSc Economics

email: edinson.tolentino@gmail.com

Twitter: @edutoleraymondi

Universidad Nacional de Ingeneria

16 de octubre de 2022

Contenido



- Introducción
- Preguntas
 - Pregunta 1
 - Pregunta 2
 - Pregunta 3
 - Pregunta 4
 - Pregunta 5
 - Pregunta 5.2
 - Pregunta 5.3
 - Pregunta 6





 Ha habido un interés creciente en medir bienestar (Subjective well-being, SWB) dentro de los círculos políticos y académicos durante la última década.



- Ha habido un interés creciente en medir bienestar (Subjective well-being, SWB) dentro de los círculos políticos y académicos durante la última década.
- SWB es una aproximación empirica para la utilidad individual y permite nuevas maneras de responder antiguas preguntas pero tambien direcciona algunas nuevas.



- Ha habido un interés creciente en medir bienestar (Subjective well-being, SWB) dentro de los círculos políticos y académicos durante la última década.
- SWB es una aproximación empirica para la utilidad individual y permite nuevas maneras de responder antiguas preguntas pero tambien direcciona algunas nuevas.
- Existen otros campos enfocados en el bienestar medición de precios hedonicos ,



- Ha habido un interés creciente en medir bienestar (Subjective well-being, SWB) dentro de los círculos políticos y académicos durante la última década.
- SWB es una aproximación empirica para la utilidad individual y permite nuevas maneras de responder antiguas preguntas pero tambien direcciona algunas nuevas.
- Existen otros campos enfocados en el bienestar medición de precios hedonicos ,
- Los economistas normalmente se concentran sobre medidas evaluadoras de bienestar ocupacional como niveles laborales o satisfación de los niveles de vida de una persona



Dada la información de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO), la cualidad contiene información de las características de opinion de las condiciones de vida de la persona.



- Dada la información de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO), la cual contiene información de las características de opinion de las condiciones de vida de la persona.
- La información describe las condiciones de satisfacción de vida de los individuos (variable y_i) durante el 2021 (corte transversal). Las variables en detalla se describen en la siguiente tabla.

- Dada la información de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO), la cual contiene información de las características de opinion de las condiciones de vida de la persona.
- La información describe las condiciones de satisfacción de vida de los individuos (variable y_i) durante el 2021 (corte transversal). Las variables en detalla se describen en la siguiente tabla.

Cuadro: Descripción de variables

Variables	Descripción
Уi	== 1 , Condicion de vida muy mala
	== 2 , Condicion de vida mala
	== 3 , Condicion de vida bien
	== 4 , Condicion de vida muy bien
rsexo	== 1, mujer
rpareja	==1, con pareja (casado o conviviente)
rly	Logaritmo gasto mensual (Soles)
redad	años de edad
redadsq	años de edad cuadrado
reduca	años de educación
rmu	== 1, persona es desempleo
rmiembros	miembros de personas hogar



• Se desea conocer los determinantes de las condiciones de nivel de satisfacción de un jefe de hogar.



- Se desea conocer los determinantes de las condiciones de nivel de satisfacción de un jefe de hogar.
- Entonces usando el modelo probit ordenado, se presenta estimar la siguiente ecuación:

$$y_i = \alpha_1 r sexo_i + \alpha_2 r pareja_i + \alpha_3 redad_i + \alpha_4 redadsq_i + \alpha_5 reduca_i + \alpha_6 rmu_i + \alpha_7 rly_i + \alpha_8 rmiembros_i + \mu_i (1)$$





Cuadro: Descripción de variables

Variables	Descripción
- y _i	== 1 , Condicion de vida muy mala == 2 , Condicion de vida mala == 3 , Condicion de vida bien == 4 , Condicion de vida muy bien
rsexo rpareja rly redad redadsq reduca rmu rmiembros	== 1, mujer == 1, con pareja (casado o conviviente) Logaritmo gasto mensual (Soles) años de edad años de edad cuadrado años de educación == 1, persona es desempleo miembros de personas hogar



name: <unnamed>

log: D:L1/Tablas/resultados_1.log

log type: text

opened on: 22 May 2022, 23:39:03

glo Xs "rsexo rpareja redad redadsq reduca rmu rly rmiembros"

. sum rvida \$Xs

Variable	0bs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
rvida	19,889	2.735784	.5045321	1	4
rsexo	19,889	.3813666	.4857345	0	1
rpareja	19,889	.8892855	.3137861	0	1
redad	19,889	50.58691	14.73093	16	98
redadsq	19,889	2776.025	1553.588	256	9604
reduca	19,887	8.50616	4.968213	0	18
rmu	19,889	.0174971	.1311176	0	1
rly	19,889	6.359111	.6785553	3.84297	9.744512
rmiembros	19,889	3.121726	1.739702	1	14

log close

name: <unnamed>

log: D:L1/Tablas/resultados_1.log

log type: text





• y es la variable dependiente (ordinal discreta) de rango en valor 1 condicion de vida muy mala, hacia 4 condicion de vida muy buena.

- y es la variable dependiente (ordinal discreta) de rango en valor 1 condicion de muy mala, hacia 4 condicion de vida muy buena.
- El promedio de edad de los jefes de hogar es de 50 años y donde el 38 % son mujeres.
- El promedio de años de educación son de 8 años.
- Alrededor del 88 % de los jefes de hogar se encuentra con una pareja. El 1.7 % se encuentra desempleado
- El promedio de miembros dentro del hogar son de 3 personas

Cuadro: Estadisticas descriptivas

	personas	Promedio	Mediana	Min.	Max.	Std
Nivel de Vida	19889	2.74	3.00	1.00	4.00	1
rsexo	19889	0.38	0.00	0.00	1.00	0
Persona con pareja	19889	0.89	1.00	0.00	1.00	0
Edad	19889	50.59	50.00	16.00	98.00	15
Edad cuadrado	19889	2,776.02	2,500.00	256.00	9,604.00	1,554
años educacion	19887	8.51	9.00	0.00	18.00	5
tasa desempleo	19889	0.02	0.00	0.00	1.00	0
In gasto mensual	19889	6.36	6.34	3.84	9.74	1
Miembros del hogarr	19889	3.12	3.00	1.00	14.00	2

Fuente: INEI - 2021. Elaboracion: Autor



A Ecuación (1)

$$\begin{aligned} y_i &= \alpha_1 \textit{rsexo}_i + \alpha_2 \textit{rpareja}_i + \alpha_3 \textit{redad}_i \\ &+ \alpha_4 \textit{redadsq}_i + \alpha_5 \textit{reduca}_i + \alpha_6 \textit{rmu}_i + \alpha_7 \textit{rly}_i + \alpha_8 \textit{rmiembros}_i + \mu_i \text{(2)} \end{aligned}$$

1 Estime el modelo probit ordenado sin incluir ninguna variable explicativa en la ecuación (1) y proveea una precisa interpretación para los tres estimadores de threshold (umbrales) (Solución)



```
name: <unnamed>
```

log: D:L1/Tablas/resultados_2.log

log type: text

opened on: 22 May 2022, 23:39:03

. oprobit rvida

```
Iteration 0: \log likelihood = -13920.177
```

Iteration 1: $\log likelihood = -13920.177$ (backed up)

Ordered probit regression Number of obs = 19,889 Log likelihood = -13920.177 Pseudo R2 = 0.0000

rvida			z P> z		Interval]
/cut1 /cut2	-2.107263 6458492	.0214932		-2.149389 6646541	

. log close

name: <unnamed>

 $log: \quad \texttt{D} \underline{:} \texttt{L1/Tablas/resultados_2.log}$

log type: text

closed on: 22 May 2022, 23:39:04







Cuadro: Ecuación (1) - y

/ cut1	-2.11*** (0.02)
cut2	-0.65*** (0.01)
cut3	2.24*** (0.02)
Observaciones	19889
Pseudo. R ²	2.22e-16
Log-L	-13920.2
Grados de Libertad (k)	3

Fuente: ENAHO - 2021. Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.



Cuadro: Ecuación (1) - y

/ cut1	-2.11*** (0.02)
cut2	-0.65*** (0.01)
cut3	2.24*** (0.02)
Observaciones	19889
Pseudo. R ²	2.22e-16
Log-L	-13920.2
Grados de Libertad (k)	3

Fuente: ENAHO - 2021. Elaboracion: Autor ***, **, * denote statistical sig-

nificance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.

 Se obtiene los estimadores por máxima verosimilitud pa siguiente relación usando el modelo de probit ordenado:

$$y_i^* = \mu_i$$



Cuadro: Ecuación (1) - y

/ cut1	-2.11*** (0.02)
cut2	-0.65*** (0.01)
cut3	2.24*** (0.02)
Observaciones	19889
Pseudo. R ²	2.22e-16
Log-L	-13920.2
Grados de Libertad (k)	3

Fuente: ENAHO - 2021. Elaboracion: Autor ***, **, * denote statistical significance at the 1 %. 5 % and

nificance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.

 Se obtiene los estimadores por máxima verosimilitud pa siguiente relación usando el modelo de probit ordenado:

$$y_i^* = \mu_i$$

 La regresión excluye todas las covariables (o variables explicativas)



Cuadro: Ecuación (1) - y

/ cut1	-2.11*** (0.02)
cut2	-0.65*** (0.01)
cut3	2.24*** (0.02)
Observaciones	19889
Pseudo. R ²	2.22e-16
Log-L	-13920.2
Grados de Libertad (k)	3

Fuente: ENAHO - 2021. Elaboracion: Autor ***, **, * denote statistical significance at the 1%. 5% and 10 % levels respectively for zero.

 Se obtiene los estimadores por máxima verosimilitud pa siguiente relación usando el modelo de probit ordenado:

$$y_i^* = \mu_i$$

- La regresión excluye todas las covariables (o variables explicativas)
- Por tanto. los unicos estimadores son obtenidos de los parametros de los threshold(umbrales)



Cuadro: Ecuación (1) - y

/ cut1	-2.11*** (0.02)
cut2	-0.65*** (0.01)
cut3	2.24*** (0.02)
Observaciones	19889
Pseudo. R ²	2.22e-16
Log-L	-13920.2
Grados de Libertad (k)	3

Fuente: ENAHO - 2021. Elaboracion: Autor ***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10 % levels respectively for zero.

 Se obtiene los estimadores por máxima verosimilitud pa siguiente relación usando el modelo de probit ordenado:

$$y_i^* = \mu_i$$

- La regresión excluye todas las covariables (o variables explicativas)
- Por tanto. los unicos estimadores son obtenidos de los parametros de los threshold(umbrales)
- El estimador obtenido por máxima verosimilitud son:

$$\widehat{\theta}_0 = -2.11; \ \widehat{\theta}_1 = -0.65; \ \widehat{\theta}_2 = 2.24$$











					Second de	imal place	in z			
	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0,5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279		0.535
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557					0.575
0.2	0.5793		0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026			0.614
0.3	0.6179		0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406			0.651
0.4	0.6554		0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.687
0.5	0.6915		0.6985	0.7019		0.7088		0.7157		0.722
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422		0.7486	0.7517	0.754
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734		0.7794	0.7823	0.785
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.813
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289		0.8340	0.8365	0.838
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.883
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.901
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.917
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.931
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.944
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.954
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.963
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.970
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.976
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.981
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.985
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.989
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.991
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.993
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.995
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.996
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.997
2,8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.998
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.998
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.999
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.999
3.2	0.9993	.0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.999
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.999
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998
3.5	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998		0.9998	0.9998	0.9998	0.999
3.6	0.9998	0.9998	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.999
3.7	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999
3.8	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999
3.9	1.0000t									





Areas under li



					Second dec	imal place	in z			
	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279		
0.1	0.5398		0.5478			0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793		0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179		0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	
0.4	0.6554		0.6628			0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580		0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849		0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032		0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9279	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9898	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2,8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.2	0.9993	.0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998
3.5	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998		0.9998	0.9998	0.9998	0.9998
3.6	0.9998	0.9998	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999
3.7	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999
3.8	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999

Dado:

$$\Phi(-2.11)$$

$$\Phi(-2.11) = 1 - \Phi(2.11)$$

$$= 1 - 0.9826 = 0.0174$$

1.0000t





 Usando la tablas de CDF (función de distribución acumulada) de una normal estandar, nosotros podemos calcular la probabilidad acumulada para estos valores de threshold como:



- Usando la tablas de CDF (función de distribución acumulada) de una normal estandar, nosotros podemos calcular la probabilidad acumulada para estos valores de threshold como:
- Primer corte

$$\Phi(-2.11) = 1 - \Phi(2.11) = 1 - 0.9826 = 0.0174$$

Edinson Tolentino (UNI)



- Usando la tablas de CDF (función de distribución acumulada) de una normal estandar, nosotros podemos calcular la probabilidad acumulada para estos valores de threshold como:
- Primer corte

$$\Phi(-2.11) = 1 - \Phi(2.11) = 1 - 0.9826 = 0.0174$$

Segundo corte

$$\Phi(-0.65) = 1 - \Phi(0.65) = 1 - 0.7722 = 0.2278$$



- Usando la tablas de CDF (función de distribución acumulada) de una normal estandar, nosotros podemos calcular la probabilidad acumulada para estos valores de threshold como:
- Primer corte

$$\Phi(-2.11) = 1 - \Phi(2.11) = 1 - 0.9826 = 0.0174$$

Segundo corte

$$\Phi(-0.65) = 1 - \Phi(0.65) = 1 - 0.7722 = 0.2278$$

Tercer corte

$$\Phi(2.24) = 0.9875$$









• Los primeros estimados sugieren que el 1.74 % de las observaciones se encuentra por debajo del primer **threshold**, $\widehat{\theta}_0$ y comprende aquella categoria **Muy Mala**



- Los primeros estimados sugieren que el 1.74 % de las observaciones se encuentra por debajo del primer threshold, θ_0 y comprende aquella categoria Muy Mala
- El segundo de estos estimados sugiere que 22.78 % de las observaciones son localizados por debajo de las oservaciones de threshold $\widehat{\theta}_1$.

14 / 55



- Los primeros estimados sugieren que el 1.74 % de las observaciones se encuentra por debajo del primer threshold, $\hat{\theta}_0$ y comprende aquella categoria Muy Mala
- El segundo de estos estimados sugiere que 22.78 % de las observaciones son localizados por debajo de las oservaciones de threshold $\widehat{\theta}_1$.
- Por tanto, 22.78% 1.74% = 21.04% de la muestra se encuentra en la categoría Mala.



- Los primeros estimados sugieren que el 1.74 % de las observaciones se encuentra por debajo del primer threshold, θ_0 y comprende aquella categoria Muy Mala
- El segundo de estos estimados sugiere que 22.78 % de las observaciones son localizados por debajo de las oservaciones de threshold $\hat{\theta}_1$.
- Por tanto, 22.78% 1.74% = 21.04% de la muestra se encuentra en la categoría Mala.
- El tercera de estos estimados sugiere que 98.75 % de las observaciones son localizados por debajo de las oservaciones de threshold $\hat{\theta}_2$.



- Los primeros estimados sugieren que el 1.74 % de las observaciones se encuentra por debajo del primer threshold, θ_0 y comprende aquella categoria Muy Mala
- El segundo de estos estimados sugiere que 22.78 % de las observaciones son localizados por debajo de las oservaciones de threshold $\widehat{\theta}_1$.
- Por tanto, 22.78% 1.74% = 21.04% de la muestra se encuentra en la categoría Mala.
- El tercera de estos estimados sugiere que 98.75 % de las observaciones son localizados por debajo de las oservaciones de threshold $\widehat{\theta}_2$.
- Por tanto, 98.75% 22.78% = 75.97% de la muestra se encuentra en la categoría Bien.

14 / 55

Edinson Tolentino (UNI) SELIPROS



- Los primeros estimados sugieren que el 1.74 % de las observaciones se encuentra por debajo del primer **threshold**, $\widehat{\theta}_0$ y comprende aquella categoria **Muy Mala**
- El segundo de estos estimados sugiere que 22.78 % de las observaciones son localizados por debajo de las oservaciones de threshold $\widehat{\theta}_1$.
- \bullet Por tanto, 22.78 %- 1.74 % = 21.04 % de la muestra se encuentra en la categoría Mala.
- El tercera de estos estimados sugiere que 98.75 % de las observaciones son localizados por debajo de las oservaciones de threshold $\hat{\theta}_2$.
- Por tanto, 98.75%- 22.78% = 75.97% de la muestra se encuentra en la categoría **Bien**.
- Por último, del 100% 98.75% = 1.25% de la muestra esta en el ranking mas alto, categoría **Muy Bien**.

Análisis





• Categoria Uno (y = 1):

$$0.0174 \equiv 1.74 \%$$

• Categoria Dos (y = 2):

$$0.2278 - 0.0174 = 0.2104 \equiv 21.04 \%$$

• Categoria Tres (y = 3):

• Categoria Cuatro (y = 4):

$$1 - 0.9875 = 0.0125 \equiv 1.25 \%$$





• Categoria Uno (y = 1):

$$0.0174 \equiv 1.74 \%$$

• Categoria Dos (y = 2):

$$0.2278 - 0.0174 = 0.2104 \equiv 21.04 \%$$

• Categoria Tres (y = 3):

$$0.9875 - 0.2278 = 75.97 \%$$

• Categoria Cuatro (y = 4):

$$1 - 0.9875 = 0.0125 \equiv 1.25 \,\%$$

name: <unnamed>

 $log: \quad \texttt{D} \underline{:} \texttt{L1/Tablas/resultados_3.log}$

log type: text

opened on: 22 May 2022, 23:39:04

. tab rvida

Nivel de	1			
Vida	I	Freq.	Percent	Cum.
	-+-			
Muy Mal	1	349	1.75	1.75
Mal	1	4,806	24.16	25.92
Bien		14,485	72.83	98.75
Muy bien	1	249	1.25	100.00
	-+-			
Total	I	19,889	100.00	

. log close

name: <unnamed>

log: D:L1/Tablas/resultados_3.log

log type: text

closed on: 22 May 2022, 23:39:04



2 Ahora realice la estimación el modelo (1), ¿Por que el modelo no contiene un termino constante convencional? (Solución)



name: <unnamed>

log: DiL1/Tablas/resultados_4.log

log type: text

opened on: 22 May 2022, 23:39:05

. oprobit rvida \$Xs

Iteration 0: log likelihood = -13915.816
Iteration 1: log likelihood = -13659.191
Iteration 2: log likelihood = -13658.421
Iteration 3: log likelihood = -13658.42

Ordered probit regression

Number of obs = 19,887 LR chi2(8) = 514.79 Prob > chi2 = 0.0000 Pseudo R2 = 0.0185

Log likelihood = -13658.42

rvida	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf.	Interval]
rsexo rpareja redad redadsq reduca rmu rly rmiembros	1509991 .0037675 0412779 .0003616 0017326 5872979 .2458926 .0483177	.0188124 .030795 .0038336 .0000366 .0023439 .0637167 .0168057	-8.03 0.12 -10.77 9.88 -0.74 -9.22 14.63 7.76	0.000 0.903 0.000 0.000 0.460 0.000 0.000	1878707 0565896 0487916 .0002899 0063266 7121803 .212954 .0361062	1141275 .0641246 0337643 .0004334 .0028614 4624155 .2788312 .0605291
/cut1 /cut2 /cut3	-1.59991 10854 2.837881	.1340027 .132854 .135376			-1.862551 3689291 2.572549	-1.33727 .1518491 3.103213





Cuadro: Ecuación (1) - y

	Nivel de Vida			
Nivel de Vida				
rsexo	-0.15***	(0.02)		
Persona con pareja	0.00	(0.03)		
Edad	-0.04***	(0.00)		
Edad cuadrado	0.00***	(0.00)		
años educacion	-0.00	(0.00)		
tasa desempleo	-0.59***	(0.06)		
In gasto mensual	0.25***	(0.02)		
Miembros del hogarr	0.05***	(0.01)		
/				
cut1	-1.60***	(0.13)		
cut2	-0.11	(0.13)		
cut3	2.84***	(0.14)		
Observaciones	19887			
Pseudo. R ²	0.0185			
Log-L	-13658.4			
Grados de Libertad (k)	11			
F				

Errores estandar en parentesis.

Fuente: ENAHO - 2021.

Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.







• Para poder saber porque no existe una constante, re-escribimos la variable latente del modelo con un intercepto explicito (α) incluido como:



• Para poder saber porque no existe una constante, re-escribimos la variable latente del modelo con un intercepto explicito (α) incluido como:

$$y_{i}^{*} = \alpha + X_{i}^{'}\beta + \mu_{i}$$



ullet Para poder saber porque no existe una constante, re-escribimos la variable latente del modelo con un intercepto explicito (lpha) incluido como:

$$y_{i}^{*} = \alpha + X_{i}^{'}\beta + \mu_{i}$$

• Donde $E(y_i^*) = \alpha + X_i^{'}\beta$ (por ejemplo, el promedio de la variable dependiente)

Análisis





• Respecto a Condicion de vida Muy mala $(y_i = 1)$, donde:



• Respecto a **Condicion de vida Muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

20 / 55



• Respecto a Condicion de vida Muy mala $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

• Para Condicion de vida Mala $(y_i = 2)$ donde:



• Respecto a **Condicion de vida Muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

• Para Condicion de vida Mala $(y_i = 2)$ donde:

$$\theta_0 \leq y_i^* < \theta_1$$



• Respecto a **Condicion de vida Muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

• Para Condicion de vida Mala $(y_i = 2)$ donde:

$$\theta_0 \leq y_i^* < \theta_1$$

• Para Condicion de vida Bien $(y_i = 3)$ donde:



• Respecto a **Condicion de vida Muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

• Para Condicion de vida Mala $(y_i = 2)$ donde:

$$\theta_0 \leq y_i^* < \theta_1$$

• Para Condicion de vida Bien $(y_i = 3)$ donde:

$$\theta_1 \leq y_i^* < \theta_2$$



• Respecto a **Condicion de vida Muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

• Para Condicion de vida Mala $(y_i = 2)$ donde:

$$\theta_0 \leq y_i^* < \theta_1$$

• Para Condicion de vida Bien $(y_i = 3)$ donde:

$$\theta_1 \leq y_i^* < \theta_2$$

• Para Condicion de vida Muy Bien $(y_i = 4)$ donde:



• Respecto a Condicion de vida Muy mala $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

• Para Condicion de vida Mala $(y_i = 2)$ donde:

$$\theta_0 \leq y_i^* < \theta_1$$

• Para Condicion de vida Bien $(y_i = 3)$ donde:

$$\theta_1 \leq y_i^* < \theta_2$$

• Para Condicion de vida Muy Bien $(y_i = 4)$ donde:

$$y_i^* \geq \theta_2$$









• Si nosotros subtraemos la variable latente (y_i^*) , su promedio (por ejemplo, $\alpha + X_i\beta$) y divido por su desviación estandar (por ejemplo, 1 en este caso), nosotros podemos reemplazar la medición de la variable latente por su variable aleatoria estandarizada.



- Si nosotros subtraemos la variable latente (y_i^*) , su promedio (por ejemplo, $\alpha + X_i\beta$) y divido por su desviación estandar (por ejemplo, 1 en este caso), nosotros podemos reemplazar la medición de la variable latente por su variable aleatoria estandarizada.
- Como ilustración, para la categoría **Condicion de vida muy mala** $(y_i = 1)$, donde:



- Si nosotros subtraemos la variable latente (y_i^*) , su promedio (por ejemplo, $\alpha + X_i\beta$) y divido por su desviación estandar (por ejemplo, 1 en este caso), nosotros podemos reemplazar la medición de la variable latente por su variable aleatoria estandarizada.
- Como ilustración, para la categoría **Condicion de vida muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$



- Si nosotros subtraemos la variable latente (y_i^*) , su promedio (por ejemplo, $\alpha + X_i\beta$) y divido por su desviación estandar (por ejemplo, 1 en este caso), nosotros podemos reemplazar la medición de la variable latente por su variable aleatoria estandarizada.
- Como ilustración, para la categoría **Condicion de vida muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

 Restando el promedio sobre la variable latente para ambos lados (izquierda y derecha) de la expresión de arriba:



- Si nosotros subtraemos la variable latente (y_i^*) , su promedio (por ejemplo, $\alpha + X_i\beta$) y divido por su desviación estandar (por ejemplo, 1 en este caso), nosotros podemos reemplazar la medición de la variable latente por su variable aleatoria estandarizada.
- Como ilustración, para la categoría **Condicion de vida muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

• Restando el promedio sobre la variable latente para ambos lados (izquierda y derecha) de la expresión de arriba:

$$-\infty \le y_i^* - \alpha - X_i \beta < \theta_0 - \alpha - X_i \beta$$



- Si nosotros subtraemos la variable latente (y_i^*) , su promedio (por ejemplo, $\alpha + X_i\beta$) y divido por su desviación estandar (por ejemplo, 1 en este caso), nosotros podemos reemplazar la medición de la variable latente por su variable aleatoria estandarizada.
- Como ilustración, para la categoría **Condicion de vida muy mala** $(y_i = 1)$, donde:

$$-\infty \leq y_i^* < \theta_0$$

• Restando el promedio sobre la variable latente para ambos lados (izquierda y derecha) de la expresión de arriba:

$$-\infty \le y_i^* - \alpha - X_i \beta < \theta_0 - \alpha - X_i \beta$$

Dado

$$\mu_i = y_i^* - \alpha - X_i \beta$$







- Si nosotros hacemos este para todas las cuatro categorias, donde los nuevos thresholds estan dado por:
- Condicion de vida Muy mala:

$$-\infty \leq \mu_i < (\theta_0 - \alpha_0) - X_i'\beta$$

Para Condicion de vida Mala :

$$(\theta_0 - \alpha_0) - X_i'\beta \leq \mu_i < (\theta_1 - \alpha_0) - X_i'\beta$$

Para Condicion de vida Bien:

$$(\theta_1 - \alpha_0) - X_i'\beta \leq \mu_i < (\theta_2 - \alpha_0) - X_i'\beta$$

Para Condicion de vida Muy Bien:

$$(\theta_2 - \alpha_0) \le \mu_i < +\infty$$







Los 3 threshold son ahora expresados:

.

$$\theta_0^* = (\theta_0 - \alpha)$$

•

$$\theta_1^* = (\theta_1 - \alpha)$$

•

$$\theta_2^* = (\theta_2 - \alpha)$$



• Los 3 threshold son ahora expresados:

•

$$\theta_0^* = (\theta_0 - \alpha)$$

•

$$\theta_1^* = (\theta_1 - \alpha)$$

.

$$\theta_2^* = (\theta_2 - \alpha)$$

• Esto representa tres ecuaciones para cuatro parametros desconocidos:



Los 3 threshold son ahora expresados:

•

$$\theta_0^* = (\theta_0 - \alpha)$$

•

$$\theta_1^* = (\theta_1 - \alpha)$$

•

$$\theta_2^* = (\theta_2 - \alpha)$$

- Esto representa tres ecuaciones para cuatro parametros desconocidos:
- Para resolver las ecuaciones, nosotros necesitamos establecer una restricción $\alpha=0$ o $\theta_0=0$



Los 3 threshold son ahora expresados:

•

$$\theta_0^* = (\theta_0 - \alpha)$$

•

$$\theta_1^* = (\theta_1 - \alpha)$$

•

$$\theta_2^* = (\theta_2 - \alpha)$$

- Esto representa tres ecuaciones para cuatro parametros desconocidos:
- Para resolver las ecuaciones, nosotros necesitamos establecer una restricción $\alpha=0$ o $\theta_0=0$
- El enfoque más limpio es establecer la restricción sobre la constante ($\alpha=0$), entonces se puede identificar los tres umbrales (threshold) de una manera sencilla.







- \bullet La otra forma es un poco mas complicado si se establece que $\theta_0=0$
- Entonces, si $\theta_0 = 0$, se tiene:



- \bullet La otra forma es un poco mas complicado si se establece que $\theta_0=0$
- Entonces, si $\theta_0 = 0$, se tiene:

$$\theta_0^* = -\alpha; \ \theta_1^* = (\theta_1 - \alpha); \ \theta_2^* = (\theta_2 - \alpha)$$



- ullet La otra forma es un poco mas complicado si se establece que $heta_0=0$
- Entonces, si $\theta_0 = 0$, se tiene:

$$\theta_0^* = -\alpha; \ \theta_1^* = (\theta_1 - \alpha); \ \theta_2^* = (\theta_2 - \alpha)$$

• Por tanto, los efectos estimados representan las diferencias entre cada uno de los cortes (thresholds) en relación con el parámetro de la constante (α).

24 / 55



- ullet La otra forma es un poco mas complicado si se establece que $heta_0=0$
- Entonces, si $\theta_0 = 0$, se tiene:

$$\theta_0^* = -\alpha; \ \theta_1^* = (\theta_1 - \alpha); \ \theta_2^* = (\theta_2 - \alpha)$$

- Por tanto, los efectos estimados representan las diferencias entre cada uno de los cortes (thresholds) en relación con el parámetro de la constante (α).
- El negativo de la regresión de la constante representa el primer threshold.





3 Los dos coeficientes de la exper y expersq, son razonables. Seran estadisticamente significativos, sugiere una relación de forma de U entre experiencia (exper) y satisfación de la vida (Solución)



Cuadro: Ecuación (1) - y

	Nivel de Vida	
Nivel de Vida		
rsexo	-0.15***	(0.02)
Persona con pareja	0.00	(0.03)
Edad	-0.04***	(0.00)
Edad cuadrado	0.00***	(0.00)
años educacion	-0.00	(0.00)
tasa desempleo	-0.59***	(0.06)
In gasto mensual	0.25***	(0.02)
Miembros del hogarr	0.05***	(0.01)
/		
cut1	-1.60***	(0.13)
cut2	-0.11	(0.13)
cut3	2.84***	(0.14)
Observaciones	19887	
Pseudo. R ²	0.0185	
Log-L	-13658.4	
Grados de Libertad (k)	11	

Errores estandar en parentesis.

Fuente: ENAHO - 2021.

Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.





Dado:

$$z_i = \cdots + \alpha_3 redad_i + \alpha_4 redad_i^2 + \cdots$$

 Al considerar la derivada del indice estandarizado (derivada respecto a la variable z_i) de la siguiente expresión:

$$\frac{\partial z}{\partial redad} = \widehat{\alpha}_3 + 2\widehat{\alpha}_4 redad$$

- La presenta derivada al igualarlo a cero permite observar que la variable experiencia satisface los niveles minimimos sobre la variable dependiente.
- Por tanto, el estado estacionario o el punto de inflexión sera:

$$\textit{exper}^* = \frac{-\widehat{\alpha}_3}{2\widehat{\alpha}_4} = \frac{-0.0347641}{2\times 0.0005782} = 30.06$$

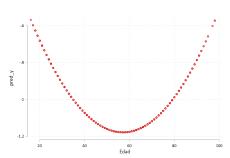






- La C.P.O determina y resuelve que la variable experiencia alcanza un nivel de satisfacción mínima
- El nivel de satisfacción de un jefe de hogar promedio dada su edad alcanza un punto de inflexión mínimo alrededor de $57.07 \equiv 57$ años, en promedio y ceteris paribus.









4 Interprete el coeficiente estimado (-0.041) para la variable experiencia (redad) (Solución)



name: <unnamed>

log: D:L1/Tablas/resultados 4.log

log type: text

22 May 2022, 23:39:05 opened on:

. oprobit rvida \$Xs

Iteration 0: log likelihood = -13915.816 $log\ likelihood = -13659.191$ Iteration 1: Iteration 2: $log\ likelihood = -13658.421$ Iteration 3: $log\ likelihood = -13658.42$

Ordered probit regression

Number of obs 19,887 LR chi2(8) 514.79 Prob > chi2 0.0000 Pseudo R2 0.0185

Log likelihood = -13658.42

Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval] rvida l Coef. -.1509991 .0188124 -8.03 0.000 -.1878707 -.1141275rsexo rpareja | .0037675 .030795 0.12 0.903 -.0565896 .0641246 redad | -.0412779 .0038336 -10.77 0.000 -.0487916 -.0337643 redadso | .0003616 .0000366 9.88 0.000 .0002899 .0004334 .0023439 .0028614 reduca | -.0017326 -0.74 0.460 -.0063266 -.5872979 .0637167 -9.22 0.000 -.7121803 rmu | -.4624155 rlv .2458926 .0168057 14.63 0.000 .212954 .2788312 .0062304 7.76 0.000 .0361062 rmiembros .0483177 .0605291 /cut1 | -1.59991.1340027 -1.862551 -1.33727/cut2 | -.10854 .132854 -.3689291 .1518491 /cut3 | 2.837881 .135376 2.572549 3.103213







 El coeficiente estimado sugiere que tener experiencia (lineal) reduce el índice probit ordenado estandarizado en -0.041 de una desviación estandar, en promedio manteniendo todo lo demas constante

32 / 55

Edinson Tolentino (UNI) SEUPROS 16 de octubre de 2022



- El coeficiente estimado sugiere que tener experiencia (lineal) reduce el índice probit ordenado estandarizado en -0.041 de una desviación estandar, en promedio manteniendo todo lo demas constante
- Este efecto negativo del coeficiente $\widehat{\beta}_{redad}$ implica que los bajos niveles de experiencia empujaran hacia las categorías más bajas al individuo, es decir: Condicion de vida Muy mala.
- Entonces, dado el signo (negativo) implica que el individuo con altos niveles experiencia reducirá la probabilidad de un individuo en pertenecer a la categoría de satisfacción más baja. (Condicion de vida Muy Mala)
- Por tanto, aumenta la probabilidad de pertenecer en la categoria mas alta (Condicion de vida Muy bien)

Análisis



5 Interprete:

- $5.1\,$ El efecto marginal para *rly* dada la categoria 1 para un incremento de $5\,\%$ en el consumo per-capita del hogar
- 5.2 El efecto marginal para rly dada la categoria 4
- 5.3 El efecto impacto para rmu para categoria 1







 La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy mala en este modelo probit ordenado esta dado por:

34 / 55



• La probabilidad al inicio en la categoria **condicion de vida muy mala** en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob[y_i = 1] = \Phi(\theta_0 - z_i)$$



 La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy mala en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob\left[y_i=1\right]=\Phi(\theta_0-z_i)$$

• Dado:





• La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy mala en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob\left[y_i=1\right]=\Phi(\theta_0-z_i)$$

Dado:

 $z_i = \alpha_1 r m u j e r_i + \alpha_2 r p a r e j a_i + \alpha_3 r e d a d_i + \alpha_4 r e d a d_i^2 + \alpha_5 r e d u c a + \alpha_6 r l v_i + \alpha_7 r m u + \alpha_8 r m i e m b$



• La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy mala en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob\left[y_i=1\right]=\Phi(\theta_0-z_i)$$

Dado:

$$z_i = \alpha_1 rmujer_i + \alpha_2 rpareja_i + \alpha_3 redad_i + \alpha_4 redad_i^2 + \alpha_5 reduca + \alpha_6 rly_i + \alpha_7 rmu + \alpha_8 rmiember$$

• Por tanto, el efecto marginal para la variable lngpm es calculado como:



Edinson Tolentino (UNI)



• La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy mala en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob\left[y_i=1\right]=\Phi(\theta_0-z_i)$$

Dado:

$$z_i = \alpha_1 rmujer_i + \alpha_2 rpareja_i + \alpha_3 redad_i + \alpha_4 redad_i^2 + \alpha_5 reduca + \frac{\alpha_6}{6} rly_i + \alpha_7 rmu + \alpha_8 rmiember$$

• Por tanto, el efecto marginal para la variable lngpm es calculado como:

$$\frac{\partial \textit{prob}\left[\textit{y}=1\right]}{\partial \textit{lngpm}} = -\phi \left(\widehat{\theta}_0 - \bar{\textit{z}}\right) x \widehat{\alpha}_6$$









• La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy buena en este modelo probit ordenado esta dado por:

35 / 55



• La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy buena en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob\left[y_i=4\right]=\Phi(\theta_0-z_i)$$



 La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy buena en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob\left[y_i=4\right]=\Phi(\theta_0-z_i)$$

Dado:

35 / 55



• La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy buena en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob\left[y_i=4\right]=\Phi(\theta_0-z_i)$$

Dado:

 $z_i = \alpha_1 mujer_i + \alpha_2 rpareja_i + \alpha_3 redad_i + \alpha_4 redad_i^2 + \alpha_5 reduca + \alpha_6 rly_i + \alpha_7 rmu + \alpha_8 rmiembro$



• La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy buena en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob\left[y_i=4\right]=\Phi(\theta_0-z_i)$$

Dado:

$$z_i = \alpha_1 \textit{mujer}_i + \alpha_2 \textit{rpareja}_i + \alpha_3 \textit{redad}_i + \alpha_4 \textit{redad}_i^2 + \alpha_5 \textit{reduca} + \alpha_6 \textit{rly}_i + \alpha_7 \textit{rmu} + \alpha_8 \textit{rmiembra}_i$$

• Por tanto, el efecto marginal para la variable desempleo (rmu) es calculado como:



Edinson Tolentino (UNI)



• La probabilidad al inicio en la categoria condicion de vida muy buena en este modelo probit ordenado esta dado por:

$$prob[y_i = 4] = \Phi(\theta_0 - z_i)$$

Dado:

$$z_i = \alpha_1 \textit{mujer}_i + \alpha_2 \textit{rpareja}_i + \alpha_3 \textit{redad}_i + \alpha_4 \textit{redad}_i^2 + \alpha_5 \textit{reduca} + \alpha_6 \textit{rly}_i + \alpha_7 \textit{rmu} + \alpha_8 \textit{rmiembra}_i$$

• Por tanto, el efecto marginal para la variable desempleo (rmu) es calculado como:

$$\triangle = \Phi\left(\widehat{\theta}_0 - \left[\overline{z}_0 + \widehat{\alpha}_7\right]\right) - \Phi\left(\widehat{\theta}_0 - \left[\overline{z}_0\right]\right)$$





Cuadro: Efectos Marginales

	Categoria 1	
rsexo	0.006***	(0.00)
Persona con pareja	-0.000	(0.00)
Edad	0.002***	(0.00)
Edad cuadrado	-0.000***	(0.00)
años educacion	0.000	(0.00)
tasa desempleo	0.025***	(0.00)
In gasto mensual	-0.010***	(0.00)
Miembros del hogarr	-0.002***	(0.00)
Observations	19887	

Errores estandar en parentesis.

Fuente: EnAHO 2021.

Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively for zero.







```
name: <unnamed>
      log: D:L1/Tablas/resultados 6.log
 log type: text
opened on: 22 May 2022, 23:39:07
. /*
> oprobit d5 $Xs
> *Efectos marginales de la Categoria 1
> margins, dydx(*) predict(outcome(1)) post
> *Efectos marginales de la Categoria 2
> margins, dydx(*) predict(outcome(1)) post
> *Efectos marginales de la Categoria 3
> margins, dydx(*) predict(outcome(2)) post
> */
. log close
     name: <unnamed>
            D:L1/Tablas/resultados 6.log
 log type: text
closed on: 22 May 2022, 23:39:07
```





 La medida del ingreso laboral registrado se incluye para capturar los efectos de una métrica de bienestar de persona similar al gasto permanente.

38 / 55



- La medida del ingreso laboral registrado se incluye para capturar los efectos de una métrica de bienestar de persona similar al gasto permanente.
- El efecto marginal estimado es -0.010



- La medida del ingreso laboral registrado se incluye para capturar los efectos de una métrica de bienestar de persona similar al gasto permanente.
- ullet El efecto marginal estimado es -0.010
- Esto podría ser expresado:



- La medida del ingreso laboral registrado se incluye para capturar los efectos de una métrica de bienestar de persona similar al gasto permanente.
- El efecto marginal estimado es -0.010
- Esto podría ser expresado:

$$\frac{\partial prob(y=1)}{\partial rly} = -0.010$$



- La medida del ingreso laboral registrado se incluye para capturar los efectos de una métrica de bienestar de persona similar al gasto permanente.
- El efecto marginal estimado es -0.010
- Esto podría ser expresado:

$$\frac{\partial prob(y=1)}{\partial rly} = -0.010$$

$$-0.010 \times 0.05 = -0.0005$$



- La medida del ingreso laboral registrado se incluye para capturar los efectos de una métrica de bienestar de persona similar al gasto permanente.
- ullet El efecto marginal estimado es -0.010
- Esto podría ser expresado:

$$\frac{\partial prob(y=1)}{\partial rly} = -0.010$$

$$-0.010 \times 0.05 = -0.0005$$

 Por tanto, un incremento de 0.05 % en el nivel de gasto del hogar podria reducir la probabilidad que la persona pertenezca a la categoria de vida muy baja en 0.5 puntos porcentuales, en promedio y manteniendo constante todo lo demas.

Análisis



Edinson Tolentino (UNI)

Pregunta 5.2 y 5.3



Cuadro: Efectos Marginales

rsexo	Categoria 1		Categoria 4	
	0.006***	(0.00)	-0.005***	(0.00)
Persona con pareja	-0.000	(0.00)	0.000	(0.00)
Edad	0.002***	(0.00)	-0.001***	(0.00)
Edad cuadrado	-0.000***	(0.00)	0.000***	(0.00)
años educacion	0.000	(0.00)	-0.000	(0.00)
tasa desempleo	0.025***	(0.00)	-0.019***	(0.00)
In gasto mensual	-0.010***	(0.00)	0.008***	(0.00)
Miembros del hogarr	-0.002***	(0.00)	0.002***	(0.00)
Observations	19887		19887	

Errores estandar en parentesis.

Fuente: ENAHO 2021.

Elaboracion: Autor

***, **, * denote statistical significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels respectively for zero.





• Por tanto, el efecto marginal para la variable gastos en el hogar es calculado como:

$$prob[y_i = 4] = 1 - \Phi(\theta_2 - z_i)$$

Donde :

$$z_i = \alpha_1 rmujer_i + \alpha_2 rpareja_i + \alpha_3 redad_i + \alpha_4 redad_i^2 + \alpha_5 reduca + \frac{\alpha_6}{6} rly_i + \alpha_7 rmu + \alpha_8 rmiember$$

Por tanto, el efecto marginal para la variable gasto del hogar seran calculados como:

$$\frac{\partial prob\left[y=4\right]}{\partial lngpm} = -\phi\left(\widehat{\theta}_2 - \overline{z}\right)x\widehat{\alpha}_6$$









• El efecto marginal podria ser expresado:



• El efecto marginal podria ser expresado:

$$\frac{\partial prob\left[y=4\right]}{\partial lngpm}=0.008$$



• El efecto marginal podria ser expresado:

$$\frac{\partial prob\left[y=4\right]}{\partial lngpm} = 0.008$$

 Si inducimos un cambio dado los gastos del hogar, se genera un aumento en la probabilidad sobre la cual el individuo pertenezca a la categoria de condición de vida muy buena en 0.8 puntos porcentuales, en promedio y mateniendo todo lo demas constante (ceteris paribus).

Análisis







• Por tanto, el **efecto marginal** para la variable **desempleo** es calculado como:

$$\triangle = \Phi\left(\widehat{\theta}_0 - \left[\bar{z}_0 + \widehat{\alpha}_7\right]\right) - \Phi\left(\widehat{\theta}_0 - \left[\bar{z}_0\right]\right) = 0.025$$

Edinson Tolentino (UNI)



• Por tanto, el **efecto marginal** para la variable **desempleo** es calculado como:

$$\triangle = \Phi\left(\widehat{\theta}_0 - \left[\bar{z}_0 + \widehat{\alpha}_7\right]\right) - \Phi\left(\widehat{\theta}_0 - \left[\bar{z}_0\right]\right) = 0.025$$

 La condición de pareja (variable dummy) sugiere una reducción de 2.5 puntos porcentuales de pertenecer hacia la categoria mas baja (condicion de vida muy mala) comparados con sus par del grupo no desempleos (no encontrarse desempleado), en promedio y manteniendo las demas variables constantes.

Análisis

Edinson Tolentino (UNI)



6 Un investigador desee testear la siguiente proposición:

$$H_0:-rac{lpha_8}{lpha_6}=0$$
 vs $H_a:-rac{lpha_8}{lpha_6}
eq 0$

Explique la racionalidad económica para este test, use un nivel significancia de 0.05 para el test de proposición







• La intuición de la pregunta se describe mejor dentro del marco teórico de la curva de indiferencia



- La intuición de la pregunta se describe mejor dentro del marco teórico de la curva de indiferencia
- Si la función de utilidad se define como:



- La intuición de la pregunta se describe mejor dentro del marco teórico de la curva de indiferencia
- Si la función de utilidad se define como:

$$U = f$$
 (Ingasto, rmiembros)



- La intuición de la pregunta se describe mejor dentro del marco teórico de la curva de indiferencia
- Si la función de utilidad se define como:

$$U = f$$
 (Ingasto, rmiembros)

• Entonces la derivada total esta dado por:



- La intuición de la pregunta se describe mejor dentro del marco teórico de la curva de indiferencia
- Si la función de utilidad se define como:

$$U = f$$
 (Ingasto, rmiembros)

• Entonces la derivada total esta dado por:

$$dU_{i} = \frac{\partial U}{\partial lngpm} dlngpm + \frac{\partial U}{\partial rmiembros} drmiembros = 0$$



- La intuición de la pregunta se describe mejor dentro del marco teórico de la curva de indiferencia
- Si la función de utilidad se define como:

$$U = f$$
 (Ingasto, rmiembros)

Entonces la derivada total esta dado por:

$$dU_i = \frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{lngpm}} \textit{dlngpm} + \frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{rmiembros}} \textit{drmiembros} = 0$$

Por tanto:

$$\frac{\partial \textit{Ingpm}}{\partial \textit{rmiembros}} = -\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{rmiembros}} \div \frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{Ingpm}}$$

Análisis



44 / 55





 Suponga que ignoramos las demas variables (y el termino de error) y re-escribimos la ecuación:



• Suponga que ignoramos las demas variables (y el termino de error) y re-escribimos la ecuación:

$$U = \cdots \alpha_8 r miembros_i + \alpha_6 lnypm_i \cdots$$



 Suponga que ignoramos las demas variables (y el termino de error) y re-escribimos la ecuación:

$$U = \cdots \alpha_8$$
 rmiembros_i + α_6 lnypm_i · · ·

ullet donde U_i ahora denotamos individuales i-esimo utilidad o nivel de satisfacción

Edinson Tolentino (UNI)



 Suponga que ignoramos las demas variables (y el termino de error) y re-escribimos la ecuación:

$$U = \cdots \alpha_8 rmiembros_i + \alpha_6 lnypm_i \cdots$$

- ullet donde U_i ahora denotamos individuales i-esimo utilidad o nivel de satisfacción
- Nosotros definimos:



• Suponga que ignoramos las demas variables (y el termino de error) y re-escribimos la ecuación:

$$U = \cdots \alpha_8 rmiembros_i + \alpha_6 lnypm_i \cdots$$

- \bullet donde U_i ahora denotamos individuales *i*-esimo utilidad o nivel de satisfacción
- Nosotros definimos:

$$\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{Ingpm}} = \textit{MU}_{\textit{Ingpm}} = \alpha_{6}$$

Edinson Tolentino (UNI)

45 / 55



 Suponga que ignoramos las demas variables (y el termino de error) y re-escribimos la ecuación:

$$U = \cdots \alpha_8 rmiembros_i + \alpha_6 lnypm_i \cdots$$

- \bullet donde U_i ahora denotamos individuales *i*-esimo utilidad o nivel de satisfacción
- Nosotros definimos:

$$\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{Ingpm}} = \textit{MU}_{\textit{Ingpm}} = \alpha_6$$

$$\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{rmiembros}} = \textit{MU}_{\textit{rmiembros}} = \alpha_8$$

Análisis



45 / 55





Por tanto:

46 / 55



Por tanto:

$$\frac{\partial \textit{Ingpm}}{\partial \textit{rmiembros}} = -\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{rmiembros}} \div \frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{Ingpm}} = -\frac{\alpha_8}{\alpha_6}$$





Por tanto:

$$\frac{\partial \textit{Ingpm}}{\partial \textit{rmiembros}} = -\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{rmiembros}} \div \frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{Ingpm}} = -\frac{\alpha_8}{\alpha_6}$$

 El cociente de la utilidad marginal es la pendiente de la curva indiferencia expresada en Ingpm y rmiembro, donde Ingpm es representado por el eje vertical y rmiembro sobre el eje horizontal.



Por tanto:

$$\frac{\partial \textit{Ingpm}}{\partial \textit{rmiembros}} = -\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{rmiembros}} \div \frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{Ingpm}} = -\frac{\alpha_8}{\alpha_6}$$

- El cociente de la utilidad marginal es la pendiente de la curva indiferencia expresada en Ingpm y rmiembro, donde Ingpm es representado por el eje vertical y rmiembro sobre el eje horizontal.
- Por tanto, el cociente de los dos parametros proveen la pendiente de este particular curva de indiferencia y es obviamente dado por:

Edinson Tolentino (UNI)



Por tanto:

$$\frac{\partial \textit{Ingpm}}{\partial \textit{rmiembros}} = -\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{rmiembros}} \div \frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{Ingpm}} = -\frac{\alpha_8}{\alpha_6}$$

- El cociente de la utilidad marginal es la pendiente de la curva indiferencia expresada en Ingpm y rmiembro, donde Ingpm es representado por el eje vertical y rmiembro sobre el eje horizontal.
- Por tanto, el cociente de los dos parametros proveen la pendiente de este particular curva de indiferencia y es obviamente dado por:
- La siguiente derivada re-presenta la curva de indiferencia en este caso

Edinson Tolentino (UNI)



Por tanto:

$$\frac{\partial \textit{lngpm}}{\partial \textit{rmiembros}} = -\frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{rmiembros}} \div \frac{\partial \textit{U}}{\partial \textit{lngpm}} = -\frac{\alpha_8}{\alpha_6}$$

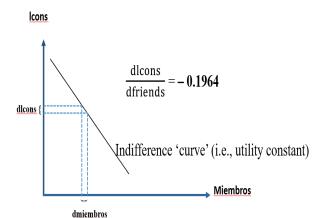
- El cociente de la utilidad marginal es la pendiente de la curva indiferencia expresada en lngpm y rmiembro, donde lngpm es representado por el eje vertical y rmiembro sobre el eje horizontal.
- Por tanto, el cociente de los dos parametros proveen la pendiente de este particular curva de indiferencia y es obviamente dado por:
- La siguiente derivada re-presenta la curva de indiferencia en este caso

dlngpm drmiembros

















• La pendiente de la curva de indiferencia es la tasa marginal de sustitución (MRS)

48 / 55



- La pendiente de la curva de indiferencia es la tasa marginal de sustitución (MRS)
- La MRS proporciona una idea de cuánto logaritmo de consumo está dispuesto a intercambiar (o sacrificar) del individuo por un amigo adicional para garantizar que el nivel de satisfacción (o utilidad) del individuo permanezca constante

16 de octubre de 2022

48 / 55



- La pendiente de la curva de indiferencia es la tasa marginal de sustitución (MRS)
- La MRS proporciona una idea de cuánto logaritmo de consumo está dispuesto a intercambiar (o sacrificar) del individuo por un amigo adicional para garantizar que el nivel de satisfacción (o utilidad) del individuo permanezca constante
- Se define el punto estimado para esta pendiente, sera:



- La pendiente de la curva de indiferencia es la tasa marginal de sustitución (MRS)
- La MRS proporciona una idea de cuánto logaritmo de consumo está dispuesto a intercambiar (o sacrificar) del individuo por un amigo adicional para garantizar que el nivel de satisfacción (o utilidad) del individuo permanezca constante
- Se define el punto estimado para esta pendiente, sera:

$$\widehat{\triangle} = -\frac{\widehat{\alpha}_8}{\widehat{\alpha}_6} = -\frac{0.0483177}{0.2458926} = -0.1964992$$



Edinson Tolentino (UNI)



- La pendiente de la curva de indiferencia es la tasa marginal de sustitución (MRS)
- La MRS proporciona una idea de cuánto logaritmo de consumo está dispuesto a intercambiar (o sacrificar) del individuo por un amigo adicional para garantizar que el nivel de satisfacción (o utilidad) del individuo permanezca constante
- Se define el punto estimado para esta pendiente, sera:

$$\widehat{\triangle} = -\frac{\widehat{\alpha}_8}{\widehat{\alpha}_6} = -\frac{0.0483177}{0.2458926} = -0.1964992$$

• Entonces, para el nivel de satisfación de un individuo constante, el individuo podria desear un intercambio 19.6 % del gasto del hogar para el beneficios derivados de un miembro adicional en el hogar, en promedio y esperado que su nivel de satisfacción (utilidad) se mantenga constante (ceteris paribus).

Edinson Tolentino (UNI)



- La pendiente de la curva de indiferencia es la tasa marginal de sustitución (MRS)
- La MRS proporciona una idea de cuánto logaritmo de consumo está dispuesto a intercambiar (o sacrificar) del individuo por un amigo adicional para garantizar que el nivel de satisfacción (o utilidad) del individuo permanezca constante
- Se define el punto estimado para esta pendiente, sera:

$$\widehat{\triangle} = -\frac{\widehat{\alpha}_8}{\widehat{\alpha}_6} = -\frac{0.0483177}{0.2458926} = -0.1964992$$

- Entonces, para el nivel de satisfación de un individuo constante , el individuo podria desear un intercambio 19.6 % del gasto del hogar para el beneficios derivados de un miembro adicional en el hogar, en promedio y esperado que su nivel de satisfacción (utilidad) se mantenga constante (ceteris paribus).
- ¿Como testeamos este estimado y que pueda ser estadisticamente diferente de cero?









 \bullet Se procede a testear la proposición: $H_0:-\frac{\alpha_8}{\alpha_6}=0$



- Se procede a testear la proposición: $H_0:-rac{lpha_8}{lpha_6}=0$
- Usando el método delta:



- Se procede a testear la proposición: $H_0:-rac{lpha_8}{lpha_6}=0$
- Usando el método delta:

$$Var\left(\widehat{\triangle}\right) = \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\alpha}_{8}}\right)^{2} Var(\widehat{\alpha}_{8}) + \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\alpha}_{6}}\right)^{2} Var(\widehat{\alpha}_{6}) + \cdots$$





- Se procede a testear la proposición: $H_0: -\frac{\alpha_8}{\alpha_6} = 0$
- Usando el método delta:

$$Var\left(\widehat{\triangle}\right) = \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\alpha}_{8}}\right)^{2} Var(\widehat{\alpha}_{8}) + \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\alpha}_{6}}\right)^{2} Var(\widehat{\alpha}_{6}) + \cdots$$
$$= \cdots + 2 \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\alpha}_{8}}\right) \left(\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\alpha}_{6}}\right) cov(\widehat{\alpha}_{8}, \widehat{\alpha}_{6})$$





• La sub-matriz de la matriz de varianza y covarianza correspondiente de las variables Ingpm y rmiembros por:

```
symmetric vage[2,2]
                    rvida: rvida:
                     rly rmiembros
     rvida:rly .00028243
rvida:rmiembros .00003856 .00003882
```



$$\begin{pmatrix}
\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\alpha}_{6}}
\end{pmatrix} = \frac{\widehat{\alpha}_{8}}{\widehat{\alpha}_{6} \times \widehat{\alpha}_{6}} = \frac{-0.0483177}{0.2458926 \times 0.2458926} = -0.79912614$$

$$\begin{pmatrix}
\frac{\partial \widehat{\triangle}}{\partial \widehat{\alpha}_{8}}
\end{pmatrix} = -\frac{1}{\widehat{\alpha}_{6}} = -\frac{1}{0.2458926} = 4.0668162$$



51 / 55



$$Var(\widehat{\triangle}) = (4.0668162)^2 \times 0.0003882 + (-0.79912614)^2 \times 0.00028243 \cdots$$

 $\cdots + 2x(4.0668162) \times (-0.79912614) \times (0.00003856) = 0.00635017$

Análisis



• Use el test-t asintótico (z) para la hipotesis nula:

$$Asymptotic - t = \frac{\widehat{\triangle} - \triangle}{\sqrt{var(\widehat{\triangle})}} = \frac{-0.1964992 - 0}{\sqrt{0.00635017}} = -30.943927$$

- ullet Dado el valor critico para el test-t asintótico (± 1.96), entonces
- Por tanto, existe significancia estadistica positiva (intercambio) entre el gasto de los hogares (Ingpm) y los años de experiencia (exper)

Análisis

Edinson Tolentino (UNI)



```
name: <unnamed>
      log: DiL1/Tablas/resultados_7.log
 log type: text
opened on: 22 May 2022, 23:39:18
. /*
> oprobit rvida $Xs
> *Forma 1
> nlcom - _b[rmiembros]/_b[rly] -0
> *Forma 2
> matrix b=e(b)
> matrix vb=e(V)
> matrix vage=vb[7..8,7..8]
> matrix list vage
> */
. log close
     name: <unnamed>
      log: DiL1/Tablas/resultados_7.log
 log type: text
closed on: 22 May 2022, 23:39:18
```



```
name: <unnamed>
      log: D:L1/Tablas/resultados 8.log
 log type: text
opened on: 22 May 2022, 23:39:18
. nlcom - _b[rmiembros]/_b[rly] -0
      _nl_1: - _b[rmiembros]/_b[rly] -0
      rvida | Coef. Std. Err. z P>|z| [95% Conf. Interval]
      nl 1 | -.1964991 .0239106 -8.22 0.000 -.2433631
. log close
     name: <unnamed>
      log: D:L1/Tablas/resultados 8.log
 log type: text
closed on: 22 May 2022, 23:39:18
```