Trabajo Práctico Nº 5: Modelos de Variable Dependiente Discreta.

Ejercicio 1.

El archivo "wagepan.dta" contiene los datos utilizados por Vella y Verbeek (1998). Estos datos contienen información para 545 hombres que trabajaron cada año de 1980 a 1987. Utilizar los datos para analizar el impacto de la escolaridad (educ_{it}) en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato (union_{it}). Las variables se describen en el conjunto de datos. Observar que la educación no cambia con el tiempo.

(a) Usar Pooled OLS para estimar el modelo:

$$P(union_{it} = 1 \mid educ_{it}) = \beta_0 + \beta_1 educ_{it}$$
(1)

De acuerdo a los resultados obtenidos, ¿tiene impacto un año más de escolaridad sobre la probabilidad de estar afiliado a un sindicato?

POLS:

Source	SS	df	MS		er of obs	=	4,360 0.16
Model Residual		1 4,358	.03027196	5 Prob 5 R-sq - Adj	4358) > F quared R-squared MSE	= =	0.6855
·	Coefficient				-	 nf.	interval]
educ _cons	0015092	.0037264	-0.40 5.91	0.686 0.000	008814 .174889		.0057964

Por lo tanto, se puede observar que un año más de escolaridad no tiene impacto sobre la probabilidad de estar afiliado a un sindicato, ya que la variable *educ* no es estadísticamente significativa.

(b) Usar Pooled Probit para estimar el modelo:

$$P(union_{it} = 1 \mid educ_{it}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 educ_{it})$$
(2)

Comentar sobre el impacto de un año más de educación en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato.

Pooled Probit:

Probit regression Log likelihood = -2422.7142				Number of ob LR chi2(1) Prob > chi2 Pseudo R2	= 0.17 = 0.6758
union Coefficient	Std. err.			-	interval]
ı	.0122467	-0.42 -4.35	0.676	0291273 9182429	

Efectos marginales (promedio) en Pooled Probit:

Average marginal effects Number of obs = 4,360

Model VCE: OIM

Expression: Pr(union), predict()

dy/dx wrt: educ

		Delta-method std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
educ	0016074	.0038414	-0.42	0.676	0091364	.0059216

Efectos marginales (condicionales) en Pooled Probit:

Conditional marginal effects Number of obs = 4,360 Model VCE: OIM

Expression: Pr(union), predict()

dy/dx wrt: educ

At: educ = 11.76697 (mean)

	'	Delta-method std. err.	z	P> z	[95% conf.	interval]
educ	0016074	.0038416	-0.42	0.676	0091369	.005922

Por lo tanto, se puede observar que un año más de escolaridad no tiene impacto sobre la probabilidad de estar afiliado a un sindicato, ya que la variable *educ* no es estadísticamente significativa.

(c) Usar Pooled Logit para estimar el modelo:

$$P\left(union_{it}=1\mid educ_{it}\right)=\Lambda\left(\beta_{0}+\beta_{1}educ_{it}\right)=\frac{e^{\beta_{0}+\beta_{1}educ_{it}}}{1+e^{\beta_{0}+\beta_{1}educ_{it}}}$$
(3)

Comentar sobre el impacto de un año más de educación en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato. Compute el error estándar para esta estimación.

Pooled Logit:

Logistic regres					Number of ob: LR chi2(1) Prob > chi2 Pseudo R2	= 0.16
union	Coefficient	Std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
	0081586 -1.034725	.0201411	-0.41 -4.32	0.685	0476344 -1.503852	

Efectos marginales (promedio) en Pooled Logit:

Average marginal effects Number of obs = 4,360

Model VCE: OIM

Expression: Pr(union), predict()

dy/dx wrt: educ

	'	Delta-method std. err.	z	P> z	[95% conf.	interval]
educ	0015051	.0037154	-0.41	0.685	008787	.0057769

Efectos marginales (condicionales) en Pooled Logit:

Conditional marginal effects Number of obs = 4,360

Model VCE: OIM

Expression: Pr(union), predict()
dy/dx wrt: educ

At: educ = 11.76697 (mean)

	'	Delta-method std. err.	z	P> z	[95% conf.	interval]
educ	0015051	.0037155	-0.41	0.685	0087873	.0057771

Por lo tanto, se puede observar que un año más de escolaridad no tiene impacto sobre la probabilidad de estar afiliado a un sindicato, ya que la variable *educ* no es estadísticamente significativa.

(d) Estimar la siguiente extensión del modelo (2):

$$P(union_{it}=1 \mid educ_{it}, c_i) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 educ_{it} + c_i), \tag{4}$$

donde c_i son efectos no observables individuales. Usar el modelo Probit de efectos aleatorios. ¿Cuál es el problema que surge al momento de estimar el efecto parcial de interés?

RE Probit:

Random-effects probit regression Group variable: nr	Number of obs = $4,360$ Number of groups = 545
Random effects u_i ~ Gaussian	Obs per group: min = 8 avg = 8.0 max = 8
Integration method: mvaghermite	<pre>Integration pts. = 12</pre>
Log likelihood = -1672.7504	Wald chi2(1) = 1.04 Prob > chi2 = 0.3080
union Coefficient Std. err. z	P> z [95% conf. interval]
educ 0502723 .0493148 -1.02 _cons 8013208 .5835448 -1.37	0.170 -1.945048 .342406
/lnsig2u 1.099022 .1137102	.8761544 1.32189
sigma_u 1.732406 .0984961 rho .7500768 .0213163	1.549725 1.936622 .7060247 .789496
Efectos marginales (promedio) en RE Probit: Average marginal effects Model VCE: OIM	Prob >= chibar2 = 0.000 Number of obs = 4,360
<pre>Expression: Pr(union=1 u_i=0), predict(pu0) dy/dx wrt: educ</pre>	
Delta-method dy/dx std.err. z	P> z [95% conf. interval]
educ 0076285 .0075519 -1.01	
Efectos marginales (condicionales) en RE Probit: Conditional marginal effects Model VCE: OIM Expression: Pr(union=1 u_i=0), predict(pu0) dy/dx wrt: educ	Number of obs = 4,360

El problema que surge al momento de estimar el efecto parcial de interés es que éste depende de c_i , el cual no es estimado, por lo que no es posible estimar la magnitud del efecto parcial, a menos que se imponga el valor de c_i . Este valor impuesto puede ser c_i =

| Delta-method | dy/dx std.err. z P>|z| [95% conf.interval]

educ | -.0076024 .0074781 -1.02 0.309 -.0222592 .0070543

0, lo cual tiene sentido ya que se está asumiendo que la distribución de c_i es $c_i \mid X_i \sim \text{Normal } (0, \sigma_c^2)$.

(e) Estimar la siguiente extensión del modelo (3):

$$P\left(union_{it}=1\mid educ_{it}, c_{i}\right)=\Lambda\left(\beta_{0}+\beta_{1}educ_{it}+c_{i}\right),\tag{5}$$

donde c_i son efectos no observables individuales. Usar el modelo Logit de efectos aleatorios. ¿Surge el mismo problema que en el inciso anterior al momento de estimar el efecto parcial de interés?

RE Logit:

Random-effects logistic regression Group variable: nr					Number of obs Number of groups		•
Random effects	s u_i ~ Gaussi	an			avç	g =	8 8.0 8
Integration method: mvaghermite					Integration pts	. =	12
Log likelihood	d = -1670.7204				Wald chi2(1) Prob > chi2		
union			 Z 		[95% conf.	int	erval]
educ _cons	0831898	.0841158	-0.99	0.323	2480538 -3.452797	.0	816742 569698
/lnsig2u	2.248281	.1156237			2.021663		2.4749
	3.077571 .7421998				2.747885 .6965274		
LR test of rho	p=0: chibar2(0	1) = 1504.00			Prob >= chiba	r2 =	0.000

Efectos marginales (promedio) en RE Logit:

Average marginal effects Model VCE: OIM					Number of ol	os = 4,360
Expression: Prody/dx wrt: ed		ı_i=0), predic	ct(pu0)			
		Delta-method std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
educ	 0059833	.0061477	-0.97	0.330	0180325	.0060659

Efectos marginales (condicionales) en RE Logit:

```
Conditional marginal effects Number of obs = 4,360 Model VCE: OIM

Expression: Pr(union=1 | u_i=0), predict(pu0) dy/dx wrt: educ At: educ = 11.76697 (mean)

| Delta-method | dy/dx std. err. z P>|z| [95% conf. interval] educ | -.0059476 .0060407 -0.98 0.325 -.0177872 .005892
```

Sí, surge el mismo problema que en el inciso anterior a la hora de estimar el efecto parcial de interés.

(f) Computar el denominado estimador Logit de efectos fijos para el modelo (5). ¿Se puede computar el efecto de un año más de educación sobre la probabilidad de estar afiliado a un sindicato? Explicar.

El efecto de un año más de educación sobre la probabilidad de estar afiliado a un sindicato no se puede computar, ya que, en este método no se identifican los coeficientes de los regresores que no varían en el tiempo, como es el caso de la variable educ en este ejercicio. Sin embargo, incluso si el coeficiente estuviera identificado (en el caso de que la variable varíe en el tiempo), sucedería lo de los incisos anteriores de que se debería imponer el valor de c_i sumado a que, en este caso, es dificil saber qué valor imponer, ya que no se está asumiendo que se conoce la distribución de c_i .

(g) Considerar la siguiente extensión del modelo (4):

$$P(union_{it} = 1 \mid educ_{it}, black_{it}, married_{it}, c_i) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 educ_{it} + \beta_2 black_{it} + \beta_3 married_{it} + c_i),$$
 (6)

donde blac k_{it} es una variable binaria que toma valor 1 si la persona es afroamericana y married $_{it}$ es una variable binaria que toma valor 1 si la persona es casada. Asumir la siguiente versión de Mundlak (1978) del supuesto de Chamberlain (1980):

$$c_i \mid X_i \sim Normal \left(\psi + \xi \ \overline{married}_i, \ \sigma_a^2 \right)$$
 (7)

El modelo dado por (6) y (7) es un caso de lo que, en la literatura, se denomina modelo Probit de efectos aleatorios de Chamberlain. Al asumir sólo (6) y (7), se tiene que:

$$P\left(union_{it}=1\mid educ_{it},\ black_{it},\ married_{it},\ c_{i}\right)=\\ \Phi\left[\left(\beta_{0}+\beta_{1}educ_{it}+\beta_{2}black_{it}+\beta_{3}married_{it}+\psi+\xi\ \overline{married_{i}}\right)\left(1+\sigma_{a}^{2}\right)^{\frac{-1}{2}}\right]=\\ \Phi\left(\beta_{0,a}+\beta_{1,a}educ_{it}+\beta_{2,a}black_{it}+\beta_{3,a}married_{it}+\xi_{a}\ \overline{married_{i}}\right).$$

Usar Pooled Probit para estimar el modelo. Estimar el efecto de la escolaridad sobre la probabilidad de estar sindicalizado para una persona afroamericana casada.

Pooled Probit:

Probit regress	sion				Number of ob- Wald chi2(4) Prob > chi2	= 15.55
Log pseudolike	elihood = -238	9.9119			Pseudo R2	= 0.0136
		(Std	. err.	adjusted	for 545 clust	ers in nr)
union	 Coefficient	Robust std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
educ black married mean_married	.4707704 .0425222 .2052462	.0219937 .1297179 .0532229 .1316841	-0.14 3.63 0.80 1.56	0.000 0.424 0.119	0462731 .216528 0617927 0528499	.0399408 .7250127 .1468371 .4633423
cons	l - .8279919	.2671794	-3.10	0.002	-1.351654	3043298

Efectos marginales (condicionales) en Pooled Probit:

Conditional marginal effects Number of obs = 4,360

Model VCE: Robust

Expression: Pr(union), predict()

mean married = .6923077

1		Delta-method				
1	dy/dx	std. err.	Z	P> z	[95% conf.	interval]
educ	0012358	.0085842	-0.14	0.886	0180605	.0155888
caac	.0012000	.0000012	J • ± 1		.0100000	. 0 = 0 0 0 0 0

Ejercicio 2.

Considerar los datos del ejercicio previo para analizar la probabilidad de estar afiliado a un sindicato según la situación de afiliación sindical del año previo.

(a) Usar Pooled Probit para estimar el modelo:

$$P(union_{it}=1 \mid union_{it-1}) = \Phi(\psi + \rho union_{it-1})$$
(8)

A continuación, obtener una estimación para

$$P (union_{it} = 1 \mid union_{it-1} = 1)$$

y para

$$P (union_{it} = 1 \mid union_{it-1} = 0).$$

Comentar sobre el efecto marginal de estar afiliado a un sindicato en el año t-1 en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en el año t.

Pooled Probit:

Probit regress					Number of obs LR chi2(1) Prob > chi2 Pseudo R2	= 1416.84
union		Std. err.			[95% conf.	interval]
union L1.			35.47		1.845404	2.061263
_cons	-1.348154	.0328877	-40.99	0.000	-1.412613	-1.283695

El efecto marginal de estar afiliado a un sindicato en el año t-1 en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en el año t es 0,639.

(b) Adicionar al modelo el conjunto completo de variables binarias temporales. Volver a estimar las probabilidades solicitadas para cada año de la muestra.

Pooled Probit (con variables binarias temporales):

Probit regression

Likelihood = -1399.2079

Number of obs = 3,815

LR chi2(7) = 1432.42

Prob > chi2 = 0.0000

Pseudo R2 = 0.3386

union | Coefficient Std. err. z P>|z| [95% conf. interval]

union |

L1. | 1.967931 .0554571 35.49 0.000 1.859237 2.076625

| d82 | .0412915 .0960685 0.43 0.667 -.1469994 .2295824

d83 | -.0513702 .0981709 -0.52 0.601 -.2437816 .1410412

d84 | .0046824 .0980729 0.05 0.962 -.1875369 .1969016

d85 | -.1584597 .1003127 -1.58 0.114 -.3550689 .0381495

d86 | -.1384916 .1007772 -1.37 0.169 -.3360114 .0590282

d87 | .1744346 .0957908 1.82 0.069 -.013312 .3621812

_cons | -1.339921 .0712489 -18.81 0.000 -1.479566 -1.200275

- El efecto marginal de estar afiliado a un sindicato en el año 1981 en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en el año 1982 es 0,651.
- El efecto marginal de estar afiliado a un sindicato en el año 1982 en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en el año 1983 es 0,636.
- El efecto marginal de estar afiliado a un sindicato en el año 1983 en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en el año 1984 es 0,646.
- El efecto marginal de estar afiliado a un sindicato en el año 1984 en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en el año 1985 es 0,614.
- El efecto marginal de estar afiliado a un sindicato en el año 1985 en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en el año 1986 es 0,618.
- El efecto marginal de estar afiliado a un sindicato en el año 1986 en la probabilidad de estar afiliado a un sindicato en el año 1987 es 0,667.

(c) Estimar un modelo de efectos no observables dinámico. Usar el modelo Probit de efectos aleatorios incluyendo union $_{i,80}$ como una variable explicativa adicional. Luego, promediar las probabilidades estimadas a lo largo de union $_{i,80}$ para obtener la probabilidad promedio de estar afiliado a un sindicato en el año 1987 dado que estaba afiliado en el período anterior.

RE Probit:

Random-effects Group variable			Number of obs	•			
Random effects	s u_i ~ Gaussi	C	av	n = 7 $g = 7.0$ $x = 7$			
Integration method: mvaghermite					ntegration pts	. = 12	
Log likelihood = -1293.5235					Vald chi2(8) Prob > chi2		
					[95% conf.	=	
union L1.	 .8886017	.0923747	9.62	0.000	.7075507		
d83 d84 d85 d86 d87 union80	224562 2661777 .1277544	.1163085 .116519 .1192335 .1199779 .1136075 .1659071	-0.55 -0.10 -1.88 -2.22 1.12 8.92	0.584 0.918 0.060 0.027 0.261 0.000	1824547 2916524 2403185 4582554 5013301 0949122 1.153922 -2.02169	.1642686 .2164276 .0091315 0310253 .3504211 1.804266	
	.2114328				1116665	.5345322	
sigma u	1.111507 .5526622	.0916157			.9456968 .4721123		
LR test of rho=0: chibar2(01) = 160.37							

La probabilidad promedio de estar afiliado a un sindicato en el año 1987 dado que estaba afiliado en el período anterior es 0,397.