

DERS: İST5028 EKONOMETRİK MODELLER
PROGRAM: Gazi Üniversitesi FBE İstatistik YL
ÖĞRETİM ÜYESİ: PROF. DR. M. AKİF BAKIR

ÖĞRENCİ: GAMZE ZORLU- 22830301032

FINAL ÖDEVİ

SON TESLİM TARİHİ: 11.01.2023 SAAT 23.59

NOT: Çözümlerinizi STATA'yı kullanarak yapınız.

SORU 1. Baltagi¹ tarafından 1992 yılında ABD'de 46 eyalete ilişkin verileri kullanarak elde edilen regresyon sonuçları aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

$$\begin{aligned}\widehat{\log C} &= 4.30 + 1.34\log P + 0.17\log Y \\ se &= \quad \quad (0.91) \quad (0.32) \\ R^2 &= 0.27\end{aligned}$$

C = sigara tüketimi, (yıllık paket)

P = Bir paket sigara fiyatı

Y = reel kişi başına harcanabilir gelir

- a. Sigara talebinin fiyat esnekliği nedir? Sigara talebinin fiyat esnekliği katsayısı 1'den anlamlı biçimde farklı mı?

Sigara talebinin fiyat esnekliği 1.34 tür. Sigara fiyatında ortalama %1 artması durumunda sigara talebinde ortalama %1.34 lük bir artış olması beklenir. 1.34>1 olduğundan sigara talebi sigara fiyatında meydana gelecek değişikliklere karşı duyarlıdır.

Katsayı/std hata = t istatistiği

$$1.34/0.61=1,47 \text{ (t istatistiği)}$$

T tablosundan kontrol ettiğimizde $p>0.05$ olduğundan fiyat esnekliği katsayısının (1.34) model denklemini için anlamlı olmadığı kanaatine varırız.

- b. Sigara talebinin gelir esnekliği nedir? İstatistiksel olarak anlamlı mıdır?

¹ Badi H. Baltagi, Econometrics, Springer-Verlag, New York, 1998, p. 111.

Sigara talebinin gelir esnekliđi 0.17 dir. Reel kiři bařına harcanabilir gelirin ortalama %1 artması durumunda sigara talebinde ortalama %0.17 lik bir artıř olması beklenir. $0.17 < 1$ olduđundan sigara talebi gelirden meydana gelecek deđiřikliklere karřı duyarlı deđildir.

Katsayı/std hata = t istatistiđi

$0.17/0.32=0.53$ (t istatistiđi)

T tablosundan kontrol ettiđimizde $p > 0.05$ olduđundan fiyat esnekliđi katsayısının (0.17) model denkleminin için anlamlı olmadıđı kanaatine varırız.

SORU 2.

VERİ SETİ: FRINGE.dat

Emeklilik gelirini modellemek için yapılan bir arařtırmada ekteki FRINGE.dat verisi toplanmıřtır. Ařađıdaki soruları cevaplayınız (deđiřken tanımları veri dosyasında verilmektedir).

Bađımlı deđiřken: *pension (emeklilik geliri)*

Bađımsız deđiřkenler: *exper, age, tenure, educ, depends, married, white, male, union*

(i) Emeklilik gelirini modellemek için Tobit model neden uygundur?

Tobit model, Nobel ödüllü ekonomist James Tobin tarafından geliřtirilmiřtir ve probit modelinin bir uzantısıdır. Probit modelinde, bazı deđiřkenlerin bir fonksiyonu olarak emekli olma olasılıđını tahmin etmekle ilgileniyorduk. Tobit modelinde ise ilgilimiz, deđiřkenlerle iliřkili olarak bir kiřinin emekli maař miktarını bulmaktır. řimdi bir ikilemele karřı karřıyayız: Eđer bir kiři emekli deđilse, bu tür bireyler için emekli maař miktarı bilgisine sahip olmadıđımız açıktır. Bu durumda gözlem birimleri iki gruba ayrılır; bunlardan biri regresörler (bađımsız deđiřkenler) ve regresand (emekli maař miktarı) hakkında bilgi sahibi olduđumuz n_1 tüketiciden, diđerisi ise sadece regresörler hakkında bilgi sahibi olduđumuz ancak regresand hakkında bilgi sahibi olmadıđımız n_2 tüketiciden oluřur. Eđer regresyonu yalnızca n_1 gözlem kullanarak tahmin edersek n_1 gözlem alt kümesinden elde edilen parametrelerin OLS tahminleri tutarsız ve yanlı olacaktır. Veri setimizde emekli olmayan bireyler bulunduđu için Tobit model kullanmak uygundur.

White ve male için p değerlerini kontrol ettiğimizde;

“white” için $p > 0.05$ olduğundan katsayı anlamlı değildir. Yani beyazlar istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde daha yüksek emeklilik gelirine sahip değildir.

“male” için $p < 0.05$ olduğundan katsayı anlamlıdır. Yani erkekler istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde daha yüksek emeklilik gelirine sahiptir.

(iii) (ii) den elde ettiğiniz sonuçları kullanarak her ikisi de 35 yaş üzeri, ailesinde başka kimsesi olmayan (depends) bekar, 16 yıl eğitime ve 10 yıl tecrübeye sahip, olan beyaz erkek ve beyaz olmayan kadın için beklenen emeklilik gelirleri arasındaki farkı tahmin ediniz.

$$\text{Tobit modelde } y \text{ tahmin değeri} \rightarrow E(y|x=x_i) \rightarrow \Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right)x\beta + \sigma\Phi\left(\frac{x\beta}{\sigma}\right)$$
$$\sigma = (459329.1)^{0.5} = 677.74$$

Exper=10; Age=35; Tenure=10; Educ=16; Depends=0; Married=0;
White=1; Male=1

Değerleri yerine koyarsak; $x_1\beta = 941.11896$

Exper=10 ; Age=35 ; Tenure=10; Educ=16; Depends=0; Married=0; White=0;
Male=0

Değerleri yerine koyarsak; $x_2\beta = 488.88296$

Sonuç:

$$\left[\Phi\left(\frac{941.12}{677.74}\right) 941.12 + 677.74 \Phi\left(\frac{941.12}{677.74}\right) \right] - \left[\Phi\left(\frac{488.88}{677.74}\right) 488.88 + 677.74 \Phi\left(\frac{488.88}{677.74}\right) \right] = ?$$

(iv) *union* değişkenini Tobit modele ekleyerek istatistiksel anlamlılığını yorumlayınız.

```
. tobit pension exper age tenure educ depends married white male union , ll(0) ul(2881)
```

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -3693.5377

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -3693.5377

Iteration 1: log likelihood = -3651.3859

Iteration 2: log likelihood = -3648.581

Iteration 3: log likelihood = -3648.5516

Iteration 4: log likelihood = -3648.5515

```
Tobit regression      Number of obs   =      616
                      Uncensored   =      444
Limits: lower = 0      Left-censored   =      172
                      upper = 2,881  Right-censored  =       0

                      LR chi2(9)    =     233.52
                      Prob > chi2    =     0.0000
Log likelihood = -3648.5515      Pseudo R2      =     0.0310
```

pension	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
exper	4.393523	5.830945	0.75	0.451	-7.057752	15.8448
age	-1.653532	5.555707	-0.30	0.766	-12.56427	9.257209
tenure	28.77837	4.504962	6.39	0.000	19.93116	37.62557
educ	106.8277	10.77274	9.92	0.000	85.67133	127.9841
depends	41.46623	21.21413	1.95	0.051	-.1957842	83.12824
married	19.74553	69.50046	0.28	0.776	-116.745	156.2361
white	159.2972	98.96745	1.61	0.108	-35.06295	353.6574
male	257.2457	68.0205	3.78	0.000	123.6616	390.8297
union	439.046	62.48831	7.03	0.000	316.3264	561.7655
_cons	-1571.506	218.5444	-7.19	0.000	-2000.701	-1142.311
var(e.pension)	426274.8	30245.93			370828.3	490011.8

“union” için $p < 0.05$ olduğundan katsayı anlamlıdır.

- (v) (iv)’deki Tobit modeli *peratio* değişkenini bağımlı değişken olarak alıp tahmin ediniz. *peratio*, emeklilik geliri/yıllık kazanç oranını göstermektedir. Cinsiyet ve ırk emeklilik geliri/yıllık kazanç oranı üzerine etkili midir?

. summarize peratio						
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	
peratio	616	.0459608	.0379402	0	.2090226	
. tobit peratio exper age tenure educ depends married white male, ll(0) ul(0.3)						
Refining starting values:						
Grid node 0: log likelihood = 538.35203						
Fitting full model:						
Iteration 0: log likelihood = 538.35203						
Iteration 1: log likelihood = 579.895						
Iteration 2: log likelihood = 582.1645						
Iteration 3: log likelihood = 582.18965						
Iteration 4: log likelihood = 582.18967						
Tobit regression						
			Number of obs	=	616	
			Uncensored	=	444	
Limits: lower = 0			Left-censored	=	172	
upper = 0.30			Right-censored	=	0	
			LR chi2(8)	=	105.79	
			Prob > chi2	=	0.0000	
Log likelihood = 582.18967			Pseudo R2	=	-0.0999	
peratio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
exper	.0002294	.0003998	0.57	0.566	-.0005558	.0010146
age	-.0004243	.000379	-1.12	0.263	-.0011687	.00032
tenure	.0022615	.0003069	7.37	0.000	.0016589	.0028641
educ	.004445	.0007289	6.10	0.000	.0030135	.0058766
depends	.0004049	.0014714	0.28	0.783	-.0024847	.0032946
married	.0056369	.0048029	1.17	0.241	-.0037955	.0150692
white	.0021812	.0068037	0.32	0.749	-.0111805	.0155429
male	.0061537	.0046739	1.32	0.188	-.0030253	.0153327
_cons	-.0338118	.0146051	-2.32	0.021	-.0624943	-.0051292
var(e.pera~o)	.0020856	.0001503			.0018104	.0024027

“male” için $p > 0.05$ olduğundan katsayı anlamlı değildir. Yani beyazlar istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde daha yüksek emeklilik gelirine sahip değildir.

“white” için $p > 0.05$ olduğundan katsayı anlamlı değildir. Yani erkekler istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde daha yüksek emeklilik gelirine sahip değildir.

SORU 3:

VERİ SETİ: FERTIL1.RAW

Veri seti 1972-1984 yılları arasında National Opinion Research Center's *General Social Survey* araştırmasından elde edilen verileri içermektedir. Bu veriyi bir kadının doğurduğu toplam çocuk sayısını açıklayan bir modeli tahmin etmek için kullanmaktayız.

kids: çocuk sayısı (bağımlı değişken)

İlgilendiğimiz soru: diğer gözlenebilir faktörleri kontrol ettikten sonra yıllar boyunca doğurganlık hızı ne oldu? Kontrol ettiğimiz faktörler: *years of education, age, race, region of the country*.

- (i) Kids bağımlı değişkeni için doğrusal regresyon modelini tahmin edin (tüm değişkenleri kullanarak) ve *y82* değişkenine ilişkin katsayıyı yorumlayınız.

```
. global ylist kids
. global xlist educ age agesq black east northcen west farm othrural town smcity y74 y76 y78 y80 y82 y84
. reg $ylist $xlist
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,129
				F(17, 1111)	=	9.72
Model	399.610888	17	23.5065228	Prob > F	=	0.0000
Residual	2685.89841	1,111	2.41755033	R-squared	=	0.1295
				Adj R-squared	=	0.1162
Total	3085.5093	1,128	2.73538059	Root MSE	=	1.5548

kids	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
educ	-.1284268	.0183486	-7.00	0.000	-.1644286 -.092425
age	.5321346	.1383863	3.85	0.000	.2606065 .8036626
agesq	-.005804	.0015643	-3.71	0.000	-.0088733 -.0027347
black	1.075658	.1735356	6.20	0.000	.7351631 1.416152
east	.217324	.1327878	1.64	0.102	-.0432192 .4778672
northcen	.363114	.1208969	3.00	0.003	.125902 .6003261
west	.1976032	.1669134	1.18	0.237	-.1298978 .5251041
farm	-.0525575	.14719	-0.36	0.721	-.3413592 .2362443
othrural	-.1628537	.175442	-0.93	0.353	-.5070887 .1813814
town	.0843532	.124531	0.68	0.498	-.1599893 .3286957
smcity	.2118791	.160296	1.32	0.187	-.1026379 .5263961
y74	.2681825	.172716	1.55	0.121	-.0707039 .6070689
y76	-.0973795	.1790456	-0.54	0.587	-.448685 .2539261
y78	-.0686665	.1816837	-0.38	0.706	-.4251483 .2878154
y80	-.0713053	.1827707	-0.39	0.697	-.42992 .2873093
y82	-.5224842	.1724361	-3.03	0.003	-.8608214 -.184147
y84	-.5451661	.1745162	-3.12	0.002	-.8875846 -.2027477
_cons	-7.742457	3.051767	-2.54	0.011	-13.73033 -1.754579

$$\begin{aligned} Y_i = & -7.742 - 0.128(X_1) + 0.532(X_2) - 0.006(X_3) + 1.075(X_4) + 0.217(X_5) + 0.363(X_6) + 0.197(X_7) - 0.0525(X_8) \\ & - 0.163(X_9) + 0.0843(X_{10}) + 0.212(X_{11}) + 0.268(X_{12}) - 0.097(X_{13}) - 0.069(X_{14}) - 0.071(X_{15}) - 0.522(X_{16}) \\ & - 0.545(X_{17}) \end{aligned}$$

y82 katsayısının -0.522 olduğu görülmektedir. "Y82" için $p < 0.05$ olduğundan katsayı anlamlıdır. Yani diğer faktörler sabitken Y82 de meydana gelecek 1 birimlik değişiklikte doğurganlığın %52.2 azalacağı yorumunu yapabiliriz.

- (ii) Kids bağımlı değişkeni için Poisson regresyon modelini tahmin edin (tüm değişkenleri kullanarak) ve *y82* değişkenine ilişkin katsayıyı yorumlayınız.

```
. poisson $ylist $xlist
```

Iteration 0: log likelihood = -2070.2265
Iteration 1: log likelihood = -2070.2265

Poisson regression

Number of obs = 1,129
LR chi2(17) = 146.80
Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -2070.2265
Pseudo R2 = 0.0342

	kids	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	educ	-.0482027	.0072302	-6.67	0.000	-.0623737 -.0340317
	age	.2044553	.0547527	3.73	0.000	.0971419 .3117686
	agesq	-.002229	.0006171	-3.61	0.000	-.0034385 -.0010194
	black	.3603477	.0610748	5.90	0.000	.2406433 .4800521
	east	.0878001	.0526729	1.67	0.096	-.0154368 .1910371
	northcen	.1417221	.0475056	2.98	0.003	.0486129 .2348313
	west	.0795427	.0656991	1.21	0.226	-.0492251 .2083106
	farm	-.0148484	.0575534	-0.26	0.796	-.1276511 .0979543
	othrural	-.0572939	.0691574	-0.83	0.407	-.19284 .0782521
	town	.0306807	.0485793	0.63	0.528	-.0645331 .1258945
	smcity	.0741129	.0615484	1.20	0.229	-.0465197 .1947454
	y74	.0932809	.0630849	1.48	0.139	-.0303631 .216925
	y76	-.0287888	.0675828	-0.43	0.670	-.1612486 .1036709
	y78	-.0156856	.0686754	-0.23	0.819	-.1502868 .1189157
	y80	-.0196524	.0689821	-0.28	0.776	-.1548548 .1155499
	y82	-.1926076	.0674991	-2.85	0.004	-.3249034 -.0603119
	y84	-.2143735	.0694641	-3.09	0.002	-.3505206 -.0782264
	_cons	-3.060462	1.210697	-2.53	0.011	-5.433386 -.6875392

$$Y_i = -3.060 - 0.048(X_1) + 0.204(X_2) - 0.002(X_3) + 0.360(X_4) + 0.088(X_5) + 0.142(X_6) + 0.079(X_7) - 0.015(X_8) - 0.057(X_9) + 0.031(X_{10}) + 0.074(X_{11}) + 0.093(X_{12}) - 0.029(X_{13}) - 0.016(X_{14}) - 0.020(X_{15}) - 0.193(X_{16}) - 0.214(X_{17})$$

y82 katsayısının -0.193 olduğu görülmektedir. "Y82" için $p < 0.05$ olduğundan katsayı anlamlıdır. Yani diğer faktörler sabitken Y82 de meydana gelecek 1 birimlik değişiklikte doğurganlığın %19.3 azalacağı yorumunu yapabiliriz.

- (iii) Diğer faktörler sabitken, doğurganlık hızı bakımından black woman ve nonblack woman arasındaki % fark nedir?

"Black" için katsayının 0.36 olduğu görülmekte.

Doğurganlık hızı bakımından black woman ve nonblack woman arasındaki % fark:

$$\exp(0.36) - 1 = 1.133 - 1 = 0.433$$

Diğer tüm faktörler sabitken siyah bir kadın siyah olmayan bir kadına kıyasla %43.3 daha fazla çocuk saibi olacaktır.

- (iv) δ' yı elde ederek, aşırı ya da düşük yayılım konusunda ne diyebilirsiniz?

Poisson modelde; estimator of $\sigma^2 \rightarrow [\Sigma(y_i - \hat{y}_i)/\hat{y}_i]/(n - k - 1)$

```
. predict yhat
(option n assumed; predicted number of events)

.
. gen ui_kare=(kids-yhat)^2
.
. gen sigmakare_tahmin=(ui_kare/yhat)/(1129-(18+1))
.
. total sigmakare_tahmin
```

Total estimation Number of obs = 1,129

	Total	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
sigmakare_tahmin	.8922819	.0366117	.8204473	.9641165

```
. di 0.8922819^0.5
.94460674
```

$$\hat{\sigma} = 0.945$$

estimator of $\sigma^2 = 0.892 < 1$ olduğundan tahmin edilen poisson regresyon modelinde düşük yayılım olduğu görülmektedir.

- (v) Poisson regresyondan fitted değerleri hesaplayıp $kids_i$ ve \widehat{kids}_i arasındaki R^2 'yi doğrusal ve poisson regresyon için elde ederek karşılaştırınız.

```
. predict kidshat, n

. correlate kidshat kids
(obs=1,129)
```

	kidshat	kids
kidshat	1.0000	
kids	0.3477	1.0000

$$R^2 = 0.3477^2 = 0.121$$

Lineer regresyon modelinde $R^2 = 0.1295$ ti. Lineer regresyonda daha yüksek olduğu görülmekte.

SORU 4:

Veri seti: SMOKE.RAW

Değişkenler:

cigs: günde içilen ortalama sigara sayısı

cigpric: bir paket sigara fiyatı (cent)

restaurn: iki değerli değişkendir.

1: kişi restaurantda sigara içmenin yasak olduğu bir eyalette yaşıyor;

0: diğer eyalette yaşıyor.

income: yıllık gelir

educ: okula gidilen yıl sayısı

age: yaş

- i. Sigara içmenin yıllık gelir üzerine etkisini tahmin eden bir model (muhtemelen hastalık nedeniyle çalışamayan günler ya da verimlilik üzerine etkisi nedeniyle) şöyle tanımlanmıştır:

$$\log(\text{income}) = \beta_0 + \beta_1 \text{cigs} + \beta_2 \text{educ} + \beta_3 \text{age} + \beta_4 \text{age}^2 + u_1$$

Bu denklemdaki β_1 katsayısını yorumlayınız.

Model denklemi gelir ile içilen sigara arasında bir neden sonuç ilişkisi olduğunu gösteriyor. Cigs' te meydana gelecek bir birimlik değişim gelirden β_1 ' lik değişime yol açar.

```
. use "C:\Users\gamze\OneDrive\Desktop\SMOKE.DTA"  
. gen y=log(income)  
. reg y cigs educ age agesq
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	807
Model	67.5412888	4	16.8853222	F(4, 802)	=	39.61
Residual	341.854549	802	.426252555	Prob > F	=	0.0000
Total	409.395838	806	.507935283	R-squared	=	0.1650
				Adj R-squared	=	0.1608
				Root MSE	=	.65288

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
cigs	.0017306	.0017137	1.01	0.313	-.0016333 .0050945
educ	.0603606	.0078983	7.64	0.000	.0448567 .0758645
age	.0576908	.0076436	7.55	0.000	.042687 .0726946
agesq	-.0006306	.0000834	-7.56	0.000	-.0007943 -.0004669
_cons	7.795444	.1704271	45.74	0.000	7.460908 8.129979

$$\log(\text{income}) = 7.795 + 0.0017\text{cigs} + 0.0604\text{educ} + 0.577\text{age} - 0.0006\text{age}^2 + u_1$$

$$\beta_1 = 0.0017$$

- ii. Sigara tüketimi muhtemelen gelirle eşanlı olarak belirlenebilir düşüncesinden hareketle sigara talebi denklemi de aşağıda tanımlanmıştır.

$$\text{cigs} = \gamma_0 + \gamma_1 \log(\text{income}) + \gamma_2 \text{educ} + \gamma_3 \text{age} + \gamma_4 \text{age}^2 + \gamma_5 \log(\text{cigpric}) + \gamma_6 \text{restaurn} + u_2$$

cigpric, restaurn değişkenlerinin dışsal değişken olduğunu dikkate alarak, γ_5 ve γ_6 'nın işaretinin ne olmasını beklersiniz?

Sigara paket fiyatının artması ve restoranta sigara içmenin yasak olduğu bir eylette yasama durumu sigara tüketimini negatif yönde etkileyeceğini beklediğimizden dolayı γ_5 ve γ_6 'nın işaretinin negatif olmasını bekleriz.

```
. reg cigs lncome educ age agesq lcigpric restaurn
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	807
Model	8003.02506	6	1333.83751	F(6, 800)	=	7.42
Residual	143750.658	800	179.688322	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0527
				Adj R-squared	=	0.0456
Total	151753.683	806	188.280003	Root MSE	=	13.405

cigs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lncome	.8802682	.7277832	1.21	0.227	-.548322 2.308858
educ	-.5014982	.1670772	-3.00	0.003	-.8294597 -.1735368
age	.7706936	.1601223	4.81	0.000	.456384 1.085003
agesq	-.0090228	.001743	-5.18	0.000	-.0124443 -.0056013
lcigpric	-.7508586	5.773343	-0.13	0.897	-12.08355 10.58183
restaurn	-2.825085	1.111794	-2.54	0.011	-5.007462 -.6427078
_cons	-3.639841	24.07866	-0.15	0.880	-50.90466 43.62497

- iii. Hangi durumda a) daki income denklemi belirlenebilir?
iv. Income denklemini EKK ile tahmin ediniz ve β_1 'i yorumlayınız.

```
. reg lncome cigs educ age agesq
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	807
Model	67.5412888	4	16.8853222	F(4, 802)	=	39.61
Residual	341.854549	802	.426252555	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1650
				Adj R-squared	=	0.1608
Total	409.395838	806	.507935283	Root MSE	=	.65288

lncome	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
cigs	.0017306	.0017137	1.01	0.313	-.0016333 .0050945
educ	.0603606	.0078983	7.64	0.000	.0448567 .0758645
age	.0576908	.0076436	7.55	0.000	.042687 .0726946
agesq	-.0006306	.0000834	-7.56	0.000	-.0007943 -.0004669
_cons	7.795444	.1704271	45.74	0.000	7.460908 8.129979

$\beta_1 = 0.0017 \rightarrow$ Gelirle sigaranın katsayısı pozitif ilişklidir. Günlük ortalama içilen sigara sayısında meydana gelecek 1 birim artışın gelirde %0.17 oranında artışa neden olacağı anlamına gelir.

- v. *cigs* yapısal denkleminin indirgenmiş form denklemini tahmin ediniz. İndirgenmiş denklemde $\log(cigpric)$ ve *restaurn* değişkenleri anlamlı mıdır?

```
. reg cigs educ age agesq lcigpric restaurn
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	807
Model	7740.15214	5	1548.03043	F(5, 801)	=	8.61
Residual	144013.531	801	179.792173	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.0510
				Adj R-squared	=	0.0451
Total	151753.683	806	188.280003	Root MSE	=	13.409

cigs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
educ	-.4501466	.1616396	-2.78	0.005	-.7674338	-.1328594
age	.822541	.1543224	5.33	0.000	.5196168	1.125465
agesq	.0095909	.0016792	5.71	0.000	.0120064	.0062942
lcigpric	-.3513161	5.76555	-0.06	0.951	-11.66869	10.96606
restaurn	-2.736389	1.109693	-2.47	0.014	-4.914639	-.5581394
_cons	1.580112	23.69558	0.07	0.947	-44.93266	48.09289

$\log(cigpric)$ değişkeni için p-value=0.951 >0.05 olduğundan %95 güven düzeyinde anlamsızdır.

restaurn değişkeni için p-value=0.014<.05 olduğundan %95 güven düzeyinde anlamlıdır.

- vi. Income denklemini 2AEKK ile tahmin ediniz ve β_1 katsayısını EKK ile elde ettiğiniz β_1 'ile karşılaştırınız.

```
. ivreg lincome educ age agesq ( cigs= lcigpric restaurn)
```

Instrumental variables (2SLS) regression

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	807
Model	-211.617394	4	-52.9043485	F(4, 802)	=	22.31
Residual	621.013232	802	.774330713	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	.
				Adj R-squared	=	.
Total	409.395838	806	.507935283	Root MSE	=	.87996

lincome	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
cigs	-.0421257	.0262184	-1.61	0.109	-.0935906 .0093391
educ	.0396746	.0162811	2.44	0.015	.0077161 .0716331
age	.0938182	.0238534	3.93	0.000	.0469958 .1406406
agesq	-.0010508	.0002743	-3.83	0.000	-.0015893 -.0005123
_cons	7.780893	.2298673	33.85	0.000	7.329681 8.232106

Instrumented: cigs

Instruments: educ age agesq lcigpric restaurn

Income denklemini 2 aşamalı EKK ile tahmin ettiğimizde cigs değişkeninin katsayısı -0.042(p value=0.010, anlamlı) olarak negatif, EKK ile tahminde ise 0.0017(p value=0.313, anlamsız) olarak pozitiftir.

- vii. Sigara fiyatları ve resturanda sigara içme yasağının gelir denkleminde dışsal olduğunu düşünüyor musunuz?

Sigara fiyatları ve restoranda sigara içme yasağı yıllık geliri doğrudan etkilemediği için dışsal değişken olamaz.yıllık geliri doğrudan etkileyen değişken cigs değişkenidir.