

Oppgave 1 (40%)

a) Anslag på årslønna for

i) Menn med tre års arbeidserfaring

$$\text{salary} = 408,3479 + 14,1203 \cdot 3 = 450.7088$$

ii) Kvinner med fem års arbeidserfaring

$$\text{salary} = 408,3479 + 53,7988 + 14,1203 \cdot 5 - 4,3072 \cdot 5 = 403.6146$$

$$\text{b) } F - \text{obs} = \frac{(0.2494 - 0.1776) / 2}{(1 - 0.2494) / (374 - 4)} = 17.5$$

Observatoren klart over kritisk grense i F-fordelingen på 10, 5 og 1%-nivå. Forkaster hypotesen om at lønna er lik for menn og kvinner.

c) Test av homoskedastisitet er beskrevet i Woolridge s. 250,

$$H_0: \text{var}(u | \text{exper}, \text{educ}) = E(u^2 | \text{exper}, \text{educ}) = \sigma^2$$

$$\text{Anta } u^2 = \delta_0 + \delta_1 \text{Exper} + \delta_2 \text{Educ} + v$$

Nullhypotesen om homoskedastisitet blir $H_0 \delta_1 = \delta_2 = 0$

Motstykket til restleddet u er residualen, uhat og test av homoskedastisitet blir F-test på om koeffisientene foran Exper og Educ i hjelperegresjonen er lik null.

$$F_{\text{obs}} = \frac{R_u^2 / 2}{(1 - R_u^2) / (374 - 3)} = \frac{0,0157 / 2}{(1 - 0,0157) / (374 - 3)} = 2.958$$

Kritisk verdi i F-fordelingen med 5% signifikansnivå er 3.00, så vi kan ikke forkaste hypotesen om homoskedastiske restledd på 5%-nivå. Derimot forkaster vi på 10%-nivå (Kritisk grense 2.3).

Videre: Standard diskusjon av problemet med heteroskedastiske restledd. Bør få fram at ols fortsatt er konsistent og forventningsrett estimator for parametrene i modellen, men at standard OLS-formel for variansen blir feil og at t og F-tester dermed blir skjeve. En mulig alternativ estimator er vektet regresjon/GLS som beskrevet i kap 8.4 i Woolridge. Alternativt estimere heteroskedastisk-robuste standardavvik som beskrevet i Woolridge kap 8.2 og bruke det for å trekke korrekt inferens.

d) Funksjonsform, kan bruke RESET-test. Forklaring, se side 277 i Woolridge. Noen vil sannsynligvis også foreslå formulering av modell med mer generell funksjonsform og så teste restriksjoner på denne, dvs om lineær funksjonsform er tillatelig forenkling av mer generelle modellen. Begge framgangsmåter er relevant, men kandidatene bør få fram at RESET representerer et mer generelt opplegg for testing for feilspesifisert funksjonsform.

e) Kandidatene bør tolke dette som et utelatt variabelproblem. Bør formalisere utelatt variabelproblemet og få fram under hvilke forutsetninger utelatelse av relevant variabel (Her; medfødte evner) vil gi skjev OLS-estimator. Kandidatene bør gå videre og beskrive alternative estimatorene (IV-2SLS) og hva slags informasjon som da må foreligge. Her er det mulig å demonstrere betydelig forståelse. Kritisk og informativ diskusjon av krav til potensielle instrumenter og mulighetene for å finne gode instrumenter belønnes.

Oppgave 2. (40%)

a) Simultanitet. Bør formalisere lønnslikning og prisligning og vise rett fram hvordan dette gir korrelasjon mellom restledd og produktpris i lønnslikninga. For eksempel

(1) $w_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + u_t$ Lønnslikning, w er lønn, p er produktpris.

(2) $p_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_t + \gamma_1 z_1 + \gamma_2 z_2 + v_t$, produktpris prisligning, der z_1 og z_2 er mulige eksogene variable som påvirker prisen, p . Økonomisk motivasjon: Prisen settes som markup over lønn.

Bør vise at OLS-estimatoren på (1) er skjev i dette tilfellet.

Alternativ estimeringsmetode til OLS er IV/2SLS med z_1 og z_2 som instrumentvariable. Diskusjon av forutsetninger for at IV-2SLS er konsistent honoreres.

b) Tilfeldig målefeil i avhengig variabel, ingen store problem ut over høyere estimerte standardavvik for parametrene i lønnslikninga.

c) Klassisk målefeilmodell (se Woolridge s. 311) bør presenteres og bør få fram at målefeil i forklaringsvariabel kan gi skjevhet mot null i OLS-estimator. Diskusjon av størrelsen på skjevheten knyttet til signal to noise-ratio honoreres. IV-estimator er naturlig alternativ.

Relevant diskusjon av instrumenter se kap 15.4 i Woolridge.

d) Formulere ekstra ligning av typen

(3) $w_t = w_{t-1} + \lambda(w_t^* - w_{t-1})$, $0 < \lambda \leq 1$ som representerer delvis justeringsmekanismen. Kombinasjon av denne med lønnslikninga (1) som her representerer «ønska» nivå på lønna. w_t^* .

Dette gir estimerbar lønnslikning med lagga avhengig variabel av typen

(4) $w_t = b_0 + \rho w_{t-1} + b_1 p_t + \varepsilon_t$ der $b_0 = \beta_0 \lambda$, $b_1 = \beta_1 \lambda$, $\rho = (1 - \lambda)$

Få fram at estimering av dynamisk modell som i (4) er nødvendig for å unngå potensielt utelatt variabelproblem når $\lambda < 1$.

Korttidseffekt: b_1

Langtidseffekt: $\frac{b_1}{1 - \rho}$

Test av om korttidseffekt lik langtidseffekt er da test på om $\rho = 0$ i (3).

e)-f): Panelmodell for lønna basert på tidsrekker for 40 sektorer:

Formulerer lønnslikninga som:

(5) $w_{it} = \beta_0 + \beta_1 p_{it} + u_{it}$ der i er sektor, t er år, $t=1, \dots, T$, $i=1, \dots, N$, der $N=40$

e) Dekomponer restleddet u_{it} i sektorspesifikk (c_i) og idiosynkratisk komponent (ε_{it}).

$u_{it} = c_i + \varepsilon_{it}$. c_i vil her fange opp uobserverbare permanente forskjeller i lønn mellom industrisektorene. Få fram at estimering av modell med faste sektoreffekter (fixed effects) ivaretar en situasjon med permanente lønnsforskjeller mellom sektorene, se Woolridge 14.1

f) Inkludering av årsummier kontrollerer for faktorer som er felles for alle sektorer, dvs også for felles nasjonale tariff tillegg.

Oppgave 3. (20%)

Difference in Differences-tilnærming, se Woolridge kap. 13-2, se særlig s. 410-411.

a) Tolking av koeffisientene i ligninga:

Konstantleddet angir gjennomsnittlig ledighetsandel i kommunene i tiltakssonen før tiltakspakken ble innført (før treatment)

Koeffisienten foran *Tiltakssonen* angir forskjellen i ledighetsandel mellom kommunene i tiltakssonen og kommunene i resten av landet før tiltakspakken ble innført (før treatment)

Koeffisienten foran *Post*, angir forskjellen i arbeidsledighetsandel mellom kommunene i tiltakssonen og kommunene i resten av landet etter innføring av tiltakssonen (etter treatment)

Koeffisienten foran *Post · Tiltakssonen* er differanse i differanse-estimatoren for treatmenteffekten (tiltakseffekten) på ledighetsandelen, dvs:

$$(\overline{Ledighet}_{Tiltakssonen, etter} - \overline{Ledighet}_{Tiltakssonen, før}) - (\overline{Ledighet}_{Landet ellers, etter}) - \overline{Ledighet}_{Landet ellers, før}$$

b) Punkttestimatet på tiltakseffekten er -0.006. Siden ledigheten er målt i **andelen ledige**, betyr dette punkttestimatet at **ledighetsprosenten** ble redusert med 0.6 prosentpoeng i tiltakssonen relativt til resten av landet.

Nedre grense i 95% konfidensintervall for koeffisienten er tilnærma

$$-0.006 - 2 \cdot 0.002 = -0.01$$

Øvre grense er $-0.006 + 2 \cdot 0.002 = -0.002$. Et 95 % konfidensintervall for tiltakseffekten på **ledighetsprosenten** blir dermed (-1, -0.2) prosentpoeng. Ser også at konfidensintervallet ikke omfatter 0, hvilket betyr at effekten er statistisk signifikant på 5%-nivå.