『ミクロ計量経済学』
ヒントおよび解答

第１章

問１　（1.70）式の推計結果（eq1）が表示されているとする．View/Residual Tests/Histogram Normality Test を選択し，実行しなさい．

問２　（1.70）式の推計結果（eq1）が表示されているとする．View/Coefficient Tests/Redundant Variables‐Likelihood Ratioを選択し，ボックスに loanratio top10 と入力し，実行しなさい．帰無仮説は棄却されるであろう．

問３　表 1-3 と表 1-6 の結果を比較しなさい．

問４　OLSと違って（1.98）式を操作変数法で推定する場合，操作変数を明確にする必要がある．ここで，44 頁に利用した操作変数（c loanratio top10 logcaplar didratio2 roe2）のうちroe2 の代わりに，haitoukinhi2 を利用することにする．（1.98）式を操作変数法で推定するために，①Quick/Estimate Equationを選択し，②MethodをOLSからTSLSに変更し，③Equation Specificationボックスに croa c loanratio top10 bond_mv2 を入力し，④Instrument Listボックスにc loanratio top10 logcaplar didratio2 haitoukinhi2 にし実行しなさい．⑤ツールバーよりProc/Make Residual Series を選択し，名前をつける（ivresid_test）．⑥ivresid_testをc loanratio top10 logcaplar didratio2 haitoukinhi2 に回帰しなさい（eq_sargan_testと名付ける）．⑦Quick/Generate Seriesを選択し，sargan_test2=eq_sargan_test.@regobs*eq_sargan_test.@r2 で検定統計量を作成し，⑧sargan_test_pval2=1-@cchisq（sargan_test2,2）で*p*値を求めなさい．帰無仮説は棄却されるであろう．

問５　問４と同様に，OLS と違って（1.98）式を GMM で推定する場合も，操作変数を明確にする必要がある．c loanratio top10 logcaplar haitoukinhi2 と c loanratio top10 logcaplar didratio2 roe2 をそれぞれ操作変数として利用した場合の J テストは 54 頁にある．J テストはハンセンテストと呼ぶこともある．問４，問５で重要なことは適切な操作変数の組合せを選ぶことで，いたずらに操作変数の組合せを替えてそれらを比較することではないということである．弱操作変数の問題を含む推計と適切な操作変数の結果を比較することに意味はない．

第２章

問１　（2.27）式の推定結果（eq3）が表示されているとする．ツールバーより Proc/Forecastを選び，実行すると，予測値がinlffとして保存される．ワークシートからinlffをダブルクリックし，表示されるウインドウのツールバーより View/Descriptive Statistics and Tests/Histogram and Statsを選ぶ．OLS推計からの予測値の最大が１を超え，最小値が０を下回ることを確認しなさい.

問２　（2.27a）式にある変数のうち，連続説明変数は age，nwifeinc，exper，expersq と educ が考えられる．age，nwifeinc，educ の限界効果をそれぞれ計算するために，本文 84 頁の eq1pdf を利用し，
eq1pdf*eq1.@coef(4),eq1pdf*eq1.@coef(5)と eq1pdf*eq1.@coef(8)のように求めなさい．exper の場合，eq1pdf*(eq1.@coef(6)+2*eq1pdf*eq1.@coef(7))のように求めなさい.

問３　ロジット･モデルの推計結果 eq2 を利用する．　例えば，infant1＝1 のケース（infant2＝0 と仮定する）では

```
series case_1a=@clogistic(eq2.@coef(1)+eq2.@coef(2)*1+eq2.@coef(3)*0
+eq2.@coef(4)*age+eq2.@coef(5)*nwifeinc+eq2.@coef(6)*exper+eq2.
@coef(7)*expersq+eq2.@coef(8)*educ)
series case_1b=@clogistic(eq2.@coef(1)+eq2.@coef(2)*0+eq2.@coef(3)*0
+eq2.@coef(4)*age+eq2.@coef(5)*nwifeinc+eq2.@coef(6)*exper+eq2.
@coef(7)*expersq+eq2.@coef(8)*educ)
series case_1diff=case_1a-case_1b
```

で求める.

問４　本文 86 頁のプログラムの最後に

```
smpl　1 57 600 642
equation eq5_test.binary inlf c infant1 infant2 age nwifeinc exper expersq educ
```

と入力し，実行しなさい．まったく推計しないであろう（エラーが発生する).
Quick/Showを選び，show画面にinlf infant1 infant2 と入力し，group画面で確かめるとobs 1 から 57 ではinlf＝1，infant2＝0 とすべてなっている．obs 600 から 642 ではすべてinlf＝0，infant2 の大半が 0 である．これは完全識別に近い例である.

問５　本文 115 頁のプログラムの最後に

regress;lhs=myhome;rhs=one,dense,fee$

と付け加え，OLS を実行する．たとえば DENSE の係数の標準誤差は 0.003425 となり，t 値は－5.335 で p 値は 0.0000 となる．OLS の推計結果は一見良好であるが，不偏性，一致性はない．

第３章

問１　あらかじめ定めることはできない．本文注７参照

問２　たとえば多項ロジット･モデルでは得られた推計値の符号と限界効果の符号が一致する数学的保証はない．本文 136 頁参照.

問３　145 頁に終わるプログラムを実施した後，以下のように求めることができる．

```
' black＝1,expwc＝0, expbc＝0,教育歴（平均），expser を 0 から 5 まで動かす.
scalar edumean=@mean(educ)
smpl 1 6
series new_expser=@trend
series newxb2a = b2(1)+b2(2)*edumean+b2(3)*0+b2(4)*0
  +b2(5)*new_expser+b2(6)*1
series newxb3a = b3(1)+b3(2)*edumean+b3(3)*0+b3(4)*0
  +b3(5)*new_expser+b3(6)*1
series status1a=1/(1+exp(newxb2a)+exp(newxb3a))
series status2a=exp(newxb2a)/(1+exp(newxb2a)+exp(newxb3a))
series status3a=exp(newxb3a)/(1+exp(newxb2a)+exp(newxb3a))
group expereffect new_expser status1a status2a status3a
```

問４　選択肢によって変わらない説明変数（性別と年齢），選択肢によって変わる説明変数（交通代金）を共に利用する場合は混合ロジット・モデル，性別と年齢のみを使う場合は多項ロジット・モデルが考えられる．

第４章

問１　図 4-2 のRightのコンボに 49.501 を入力し，実施すればよい．下限が 0，上限が 49.501 となる．49.501 とはhourの最大値（49.50）を僅かに上回る値を設定した．または以下のプログラムによる．

```
equation eq_newtobit.censored(l=0.0,r=49.501)hour c infant1 infant2 age
nwifeinc exper expersq educ
```

このとき l＝下限の値（このケースでは 0），r＝上限の値（このケースでは

49.50）となる．

問２(１)　分散共分散行列の修正を行う前提は推定量が一致性をもつことである．分散不均一性を無視してあるモデルを Tobit 法で推定すると，一致推定量が一般的に得られない．

問２(２)　たとえば推計画面（Equation Estimation ウインドウ）より Options を選択し，Robust Covariance をチェックし，Huber/White を選択し，実行しなさい．

問３　有効な手段はあまり知られていない．強いてあげれば分位数回帰の Quantile to estimate の値（図 4-3 参照）を変えることである．この場合も新しい問題が生じるであろう．

問４　被説明変数が観測誤差を持ち，推計結果は不偏性も一致性もない（本文 214～215 頁参照）．

第５章

問１　仮に whitecol の係数が（5.25a），（5.25b）式でともに有意であると仮定しよう．

本文 241～242 頁のプログラム 30～39 行を参照しなさい．30～33 行の代わりに

create; white11=x1'b1+b(5)*(1-whitecol)$
create; white10=x1'b1+b(5)*(0-whitecol)$
create; white21=x2'b2+b(10)*(1-whitecol)$
create; white20=x2'b2+b(10)*(0-whitecol)$

以下同様に置き換えなさい．

問２　アルコールの消費支出割合の限界効果を計算する．flanders は（5.29a）式には現れず，（5.29b）式にのみ現れる．（5.30c），（5.30d）式と本文 247～250 頁のプログラムを利用し，

flanders＝１のときの（5.29b）式の指示関数
create;tbx2f1=b(7)+b(8)*perexpen+b(9)*bluecol+b(10)*whitecol+b(11)*1$
flanders＝0 のときの（5.29b）式の指示関数
create;tbx2f0=b(7)+b(8)*perexpen+b(9)*bluecol+b(10)*whitecol+b(11)*0$
?（5.30c）式を flanders＝１で計算$
create;y2f1=tbx1+sigma1*rho*n01(tbx2f1/sigma2)/phi(tbx2f1/sigma2)$
? （5.30c）式を flanders＝0 で計算$

```
create;y2f0=tbx1+sigma1*rho*n01(tbx2f0/sigma2)/phi(tbx2f0/sigma2)$
? （5.30d）式を flanders＝1 で計算$
create;ppf1=(tbx2f1/sigma2)-rho*(tbx1/sigma1)$
create;qqf1=(tbx1/sigma1)-rho*(tbx2f1/sigma2)$
create;y1y2f1=tbx1+sigma1*(n01(tbx1/sigma1)*phi(ppf1)+rho*n01(tbx2f1/sigma2)*phi(qqf1)$
? （5.30d）式を flanders=0 で計算$
create;ppf0=(tbx2f0/sigma2)-rho*(tbx1/sigma1)$
create;qqf0=(tbx1/sigma1)-rho*(tbx2f0/sigma2)$
create;y1y2f0=tbx1+sigma1*(n01(tbx1/sigma1)*phi(ppf0)+rho*n01(tbx2f0/sigma2)*phi(qqf0)$
```

より求めなさい.

問３　推計が容易なので係数の一致推定量は簡単に得られる．反面，人工変数問題よりくる分散共分散行列の修正が困難である．それを解決しても深刻な多重共線関係が生ずる恐れがある.

問４　（5.50a）式には exper とその自乗項である expersq があるのでこれを同時に考慮する必要がある．表 5-8b の結果に基づいて説明する．268～269 頁のプログラムが実施されたとする．就業確率に与える限界効果は（2.16）式と（5.53）式より，

```
series expko1=@cnorm(bxi)*(GAMMA(7)+2*GAMMA(8)*exper)
```

　労働時間に関して（5.57）式，（5.58）式より

```
'（5.57）式をまず計算する.
series imills=@dnorm(bxi)/@cnorm(bxi)
series expko2=@cnorm(bxi))*DELTA(3)＋
(GAMMA(7)+2*GAMMA(8)*expersq)*@dnorm(bxi)*cwi-RHO3(1)*SIG3(1)*bxi
*@dorm(bxi)*(GAMMA(7)+2*GAMMA(8)*expersq)
'（5.58）式をまず計算する.
series expko3=DELTA(3)－RHO3(1)*SIG3(1)*imills*(bxi＋imills)*(GAMMA(7)
+2*GAMMA(8)*expersq)
```

を利用する.

問５　分類数が５で，ある分類に属するサンプルの比率が３%の場合，その分類の比率が少ないので最初の多項ロジット・モデルの推計がうまくいかない可能性がある．類似した分類があればそれに統合することが考えられる.

第６章

問１　たとえば infant1 を定数項，女性の教育歴と妻以外の世帯員収入を説明変数としてプロビット・モデルで推計し，その普通残差を得なさい．その普通残差を（6.12a）式の説明変数に加えて推計し，その係数値について t 検定しなさい．

問２　この問題の注意点の１つは infant1 は内生変数となっているので，通常の説明変数の限界効果と意味合いが少し違うことである．考えていることは，他の説明変数が変化せずに，infant1 が 0 から 1 へ変化した効果である．モデル上の設定では，誤差項を何らかの形で変化させたことになる．

表 6-4 が推定されたとすると，Bというベクトルに（6.25a）式と（6.26a）式の推定値が一時的に保存される．具体的には，B(1)，B(2)，…，B(9)，B(10)などにはそれぞれa_0，b_1，…，a_1，c_1などの推定値がある．ρの推定値はRHOというスカラーに一時的に保存される．nwifeincをサンプルの最小値から最大値まで並べ替えるために，sort;lhs=nwifeinc$のようコマンドを利用すればよい．この時他の変数の順番を変えずに，nwifeincの順番だけを変えることになることに注意すべきである．さもなければ元の変数を復活することができなくなる．それを避けるために，SORTコマンドを実施する前にnwifeincを別の変数名として保存した方がよい．

計算のために，説明変数の値を決める必要がある．たとえば infant1 と nwifeinc 以外の変数を infant2＝0，AGE，EXPER，EXPERSQ，EDUC をサンプルの平均値に固定する．その上で第１式について，infant1＝1 のときの指示関数（bx1)，infant1＝0 のときの指示関数（bx0)，第２式の指示関数を cz とする．そのうえで，（6.23a）～（6.23d）式を infant1＝1 のケースと infant1＝0 のケースで比較しなさい．具体的に，（6.23a）式と（6.23b）式を計算するために，

```
? nwifeinc を別の名前で保存する．
create;swifeinc=nwifeinc$
? swifeinc のみを最小値から最大値を並べ替える．
sort;lhs=swifeinc$
?（6.25a）式の infant1＝1 の時の指示関数
create;bx1=b(1)+b(2)*1+b(3)*0+b(4)*xbr(age)++b(5)*swifeinc$+b(6)*xbr(exper)+
b(7)*xbr(expersq)+b(8)*xbr(educ)$
?（6.25a）式の infant1＝0 の時の指示関数
create;bx0=b(1)+b(2)*0+b(3)*0+b(4)*xbr(age)++b(5)*swifeinc$+b(6)*xbr(exper)+
b(7)*xbr(expersq)+b(8)*xbr(educ)$
```

```
?（6.26a）式の指示関数
create;cw=b(9)+b(10)*xbr(educ)+b(11)*xbr(swifeinc)$
namelist;bx1cw=bx1,cw$
namelist;bx0cw=bx0,cw$
? Pr（inlf＝1,infant1＝1）の計算
create;p11=bvn(bx1cw,rho)$
? Pr（inlf＝1,infant1＝0）の計算
create;p10=bvn(bx0cw,rho)$
create;diff=p11-p10$
? 確率の差をプロットする．
plot;lhs=swifeinc;rhs=diff$
```

問３　本文の注 15 のように，被説明変数，説明変数のリストを入れ替えて推計すればよい．すなわち 321～323 頁にあるプログラムにおいて１～３行を下記の形に書き換えればよい．

```
1   create;y1=share2$
2   create;y2=share1$
3   namelist;x1=one,lnx,nadults,bluecol;x2=one,lnx,family,whitecol,flanders$
```

問４　本文の注 17 のように，被説明変数，説明変数のリストを入れ替えて推計すればよい．すなわち 327～328 頁にあるプログラムにおいて１～２行を下記の形に書き換えればよい．

```
1   create;y1=alc;y2=tob$
2   namelist;x1=one,lnx,family,bluecol,walloon;x2=one,lnx,family,whitecol,flanders$
```

第７章

問１　子供数は離散変数であるから，トービット・モデルは考えられない．定義により 0，1，2，…は独立ではないので多項ロジット・モデルも考えられない．子供数の多さは子供に対する選好の強さを表すので，順序型プロビット・モデルも考えられる．しかし子供数の差は計測可能である．その点からすれば子供数ゼロを明示的に考慮したハードルモデルやゼロ可変モデルの採用が考えられる．

問２　本文の（7.26）式のf_1とf_2をそれぞれ

$$f_1(y)=\frac{\exp(-\beta_i)\beta_i^{y}}{y!}$$

$$f_2(y) = \frac{\exp(-\gamma_i)\gamma_i^{\,y}}{y!}$$

とし，ここでß$_i$ ≡ exp(bx_i)とã$_i$ ≡ exp(cz_i)とする．そうすると（7.26）式より

$$\Pr(Y_i = 0) = \exp(-ß_i) + (1\text{-}\exp(-ß_i))(1\text{-}\exp(-\tilde{a}_i))$$

$$\Pr(Yi = j) = \frac{(1\text{-}\exp(-ß_i))\exp(-\tilde{a}_i)\tilde{a}_i^{\,y}}{y!}$$

が成り立つ．ポアソンモデルを上記のモデルの特殊なケースとして得られるために，$f_1(0)$がゼロになる必要がある．ß$_i$の定義からß$_i$が正ということが分かる．ß$_i$が大きくなればexp(−ß$_i$)が小さくなる．すべてのx_iが正と仮定し，ß$_i$を大きくするために，bを大きくすればよい．例えば，bx_iが 3 であればexp(−ß$_i$)が 1.89E-09 となる．すべての値に関してbx_iが 3 を超えるようにbを選ぶのが一つなやり方になる．

問３　センサーされたサンプル（倒産していない企業）があることを明示的に考慮すれば，持続期間モデルは破綻確率を分析する１つの有力な手段である．

問４　問題本文を参照しなさい．

第８章

問１　sekin2 c sm1 lsave lsave(2)を固定効果モデルで推計しなさい．そのうえで lsave(2)の係数の t 検定を行いなさい．lsave は強外生性を満たさないであろう．

問２　たとえば被説明変数を D（SEKIN2），説明変数を定数項，D（SM1），D（LSAVE），操作変数を定数項，D（SM1），D（JUNSAVE），D（KISO）として回帰しなさい（仮に eq_iv_lsave_test と名付ける）．

①eq_iv_lsave_test の残差を求める（仮に変数を ivresid_test と名付ける）．

②ivresid_test を定数項，D（SM1），D（JUNSAVE），D（KISO）に回帰する（仮に推定結果を eq_iv_resid と名付ける）．

③eq_iv_resid.@regobs*eq_iv_resid.@r2 で検定統計量を求める（仮に変数を sargan と名付ける）．

④1-@cchisq(sargan,1)で p 値を求める（第１章 43～47 頁参照）．

問３　SM1 の係数値が１%水準で有意に正となるであろう（仮にこの式を eq_gmm_nstep_test と名付けよう）．過剰識別制約条件の検定は例えば，sargan_nstep=1-@cchisq(eq_gmm_nstep_test.@jstat,15),で行うことができる．過剰識別制約条件を５%有意水準で満たしているであろう．

問４　二つのモデルをR^2で比較するために，両モデルの総平方和（基本的に，被説明変数）が同じとなる必要がある．固定効果モデルに関して元の被説明変数に関するR^2か（8.11）式のように変換された被説明変数に関するR^2がありうる．前者がEViewsの推定結果に表示される．変量効果モデルに関して元の被説明変数に関するR^2か（8.34）式のように変換された被説明変数に関するR^2がありうる．EViewsの推定結果には，前者がUnweighted StatisticsのR-squaredとして表示され，後者はWeighted StatisticsのR-squaredとして表示される．EViewsが表示される固定効果モデルのR²と変量効果モデルのUnweighted StatisticsのR-squaredは同じ被説明変数に関する物差しになるので，比較は一応可能になる．ただ，固定効果モデルは不偏性と一致性を持つときは，変量効果モデルは一般的に一致性，不偏性を欠く．

第９章

問１　たとえば以下のプログラムを最後に加えなさい．

```
namelist;z1=hlth,ag,min,con,man,tra,trad,bus,per,ent,pro$
regress;lhs=wage;rhs=hours;str=id;panel;fixed$
create;gp2=_groupti$
? Chamberlain のロジット･モデル$
logit;lhs=union;rhs=z1;pds=gp2;panel$
? ブルートフォース法$
logit;lhs=union;rhs=z1;pds=gp2;panel;fixed;par$
? プロビット・モデル$
probit;lhs=union;rhs=one,z1;pds=gp2;panel$
```

問２　たとえばblack＝1 の条件で，manufの効果を取り上げると．変量効果（a_i）に関して期待値を(0)にした上で限界効果を計算する．

```
? manuf には欠損値が存在するので，それを分析から取り除く必要がある$
reject;manuf=-999$
? トービット・モデルのパネル推計．par で個別効果を保存$
tobit;lhs=newlwage;rhs=one,educ,exper,
black,manuf;pds=gp;panel;marginal;par;random$
```

? educ，exper のサンプル平均を求める$

create;meduc= xbr(educ)$

create;mexper= xbr(exper)$

? f_{it}（477p参照）と$\ddot{e}_{it}$を求める$

create;x11=b(1)+b(2)*meduc+b(3)*mexper+b(4)*1+b(5)*1$

create;f11=x11/b(6)

create;x10=b(1)+b(2)*meduc+b(3)*mexper+b(4)*1+b(5)*0$

create;f10=x10/b(6)

create;lambda11=n01(f11)/phi(f11)$

create;lamda10=n01(f10)/phi(f10)$

?（9.71）式を求める$

create;expect11=x11+b(7)*lambda11$

create;expect10=x10+b(7)*lambda11$

?（9.72）式を求める$

create;expecta1=phi(f11)*expect11$

create;expecta0=phi(f10)*expect10$

以下同様に black＝0 の条件で求めなさい．

注意：上記で説明したように，manuf に欠損値があるので，欠損値を取り除く必要がある．本文の 482 頁にある表 9-9 を計算したとき，この欠損値（－999）を取り除いていないので，manuf が 0-1 ダミーにもかかわらず manuf の平均値が－8.27 となってる．本文の結論に影響はないが，表 9-9 を正しく計算するために，481 頁の LIMDEP プログラムの３行と４行との間に reject;manuf=-999$を追加すればよい．