패널자료: 분석 및 활용

황 선 재
충남대학교 사회학과
sunjaeh@gmail.com

2019/04/19

제12회 한국복지패널 데이터설명회 특강

강의개요

- 패널자료 소개
  - 패널자료 정의 및 예시
  - 패널자료용 분석기법이 필요한 이유
  - 패널자료 분석의 장단점
- 패널자료 분석전략
  - 횡단자료 vs. 패널자료 회귀분석
  - 패널자료 회귀분석기법 종류
  - 패널자료 회귀분석 기본전략
- 패널자료 분석기법
  - 고정효과모형(Fixed Effects Model: FE)
  - 임의효과모형(Random Effects Model: RE)

3

패널자료 소개

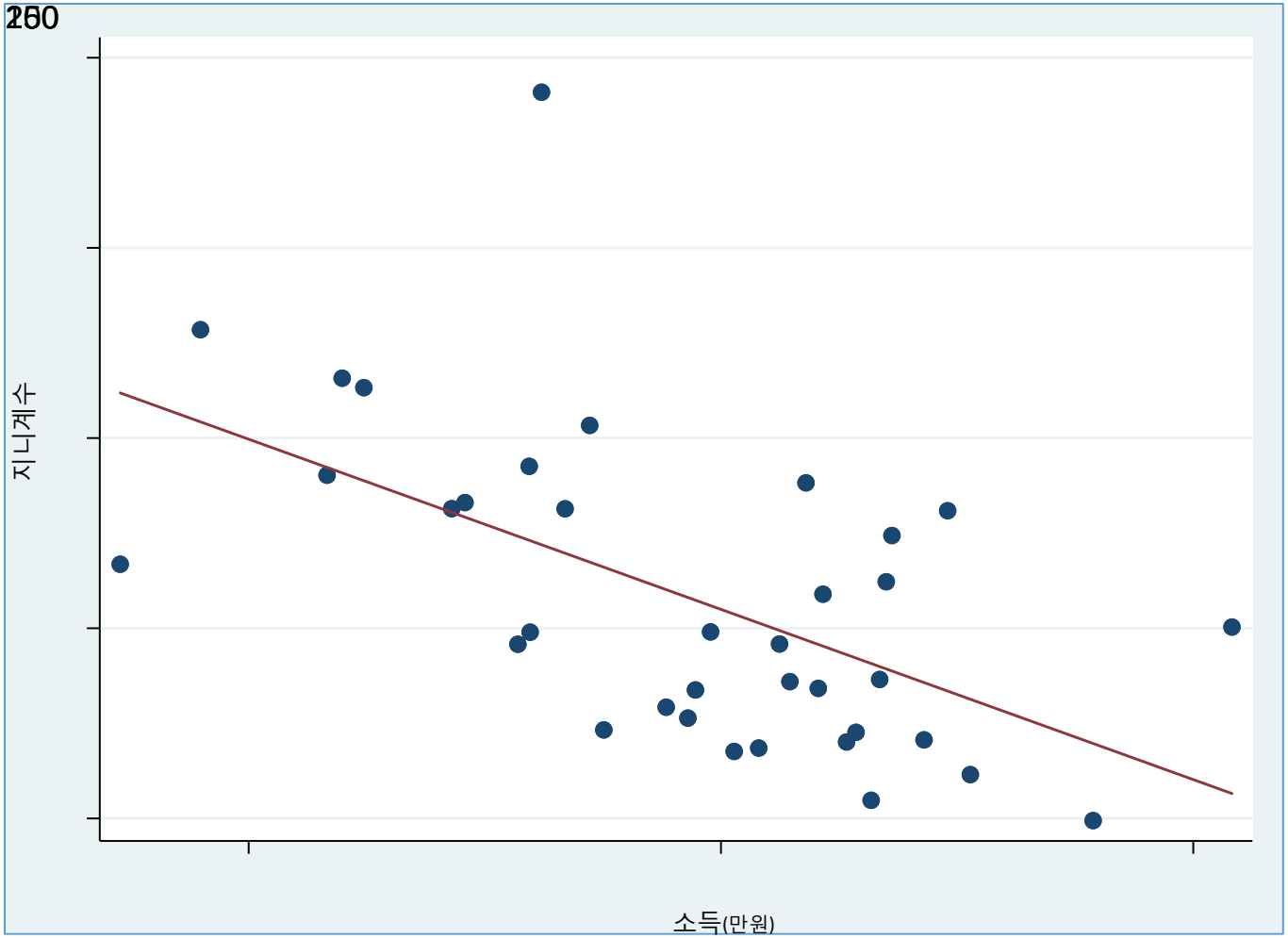
자료/데이터의 유형

- 횡단자료 (cross-sectional data)
  - 여러 개체의 특성을 특정 시점에 측정한 자료
    - 예: 대부분의 일회성 횡단면 서베이 조사
- 시계열자료 (time-series data)
  - 특정 개체의 특성을 여러 시점에 걸쳐 반복적으로 측정한 자료
    - 예: 한국 국내총생산(GDP) 추이
- 종단/패널자료 (longitudinal/panel data)
  - 여러 개체의 특성을 여러 시점에 걸쳐 반복적으로 측정하되, 매 번 동일한 대상을 측정한 자료. 시계열+횡단자료의 성격.
    - 예: 한국복지패널(Koweps)
- 반복/합동 횡단자료 (repeated/pooled cross-sectional data)
  - 여러 개체의 특성을 여러 시점에 걸쳐 반복적으로 측정하되, 매 번 상이한 대상을 측정한 자료
    - 예: 한국종합사회조사(KGSS)

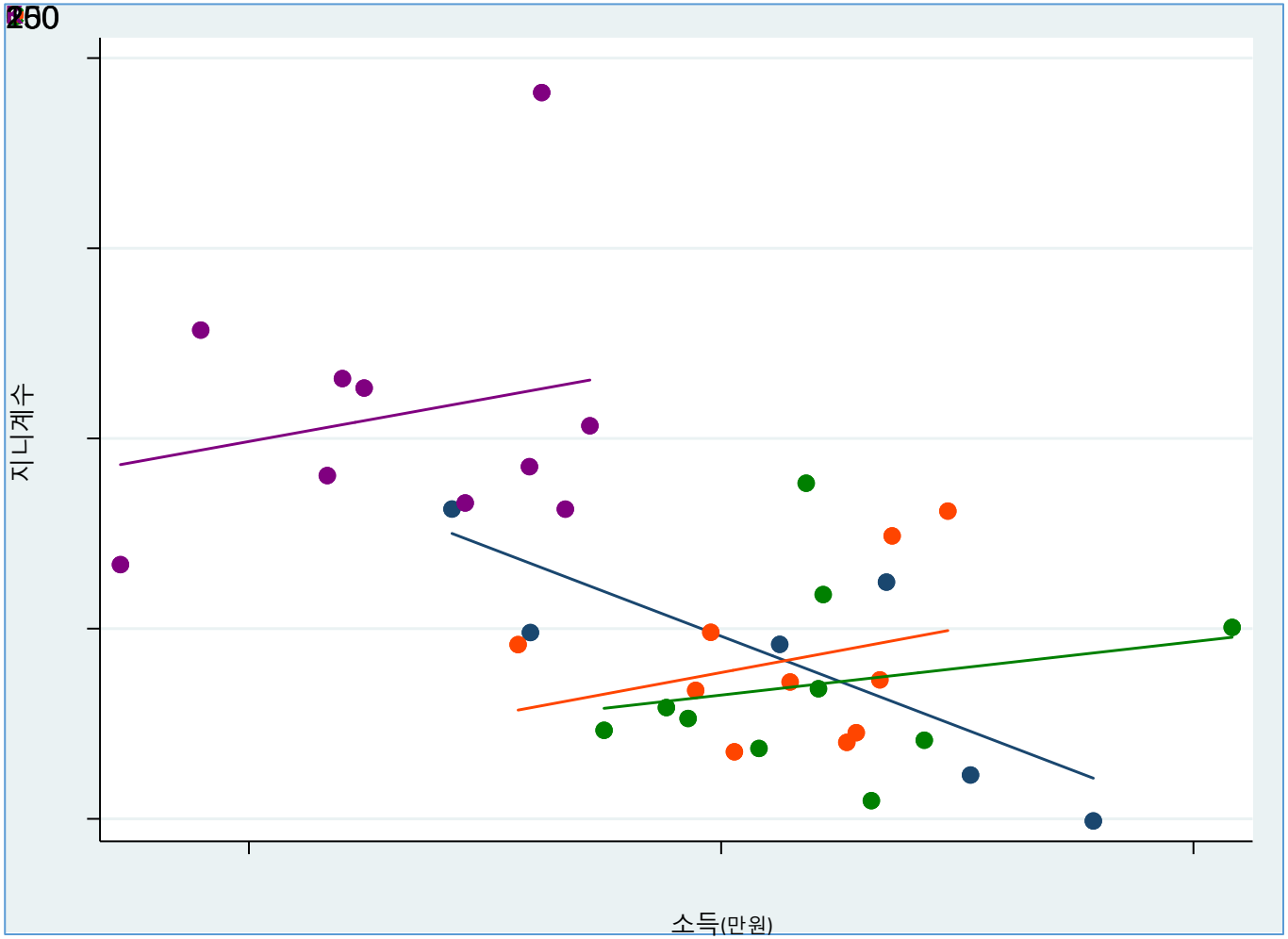
패널자료 예시: long format, unbalanced 자료

	region	year	gini	income_mon	gri_mon
1	SJ	2012	.33144	171.5	.
2	SJ	2013	.31223	217.5	312.9167
3	SJ	2014	.29897	179.8	362.9167
4	SJ	2015	.29586	206.2	326.75
5	SJ	2016	.26152	226.4	317.1667
6	SJ	2017	.24944	239.4	308.9167
7	DJ	2008	.3309	224	142.6333
8	DJ	2009	.29904	198.9	157.7833
9	DJ	2010	.32438	218.1	167.3417
10	DJ	2011	.28653	216.8	179.7833
11	DJ	2012	.28597	207.3	188.5
12	DJ	2013	.2701	213.3	187.925
13	DJ	2014	.2958	178.5	200.1417
14	DJ	2015	.28378	197.3	208.975
15	DJ	2016	.26762	201.4	218.7833
16	DJ	2017	.27264	214.3	231.8833
17	CJ	2008	.33823	209	161.45
18	CJ	2009	.27327	187.6	172.5

패널자료 분석기법이 필요한 이유: 예시



패널자료 분석기법이 필요한 이유: 예시



패널자료 분석의 장단점

- 장점
  - 패널자료에는 개체(i) 정보와 시간(t) 정보가 동시에 존재함.
    - 예를 들어, 독립변수 값의 변화가 종속변수 값을 변화시키는 정도를 측정하기 위해서 독립변수 값이 상이한 여러 개체들을 비교할 수도 있고(개체간 비교), 동일한 개체 내에서 다양한 시점 간의 차이를 비교할 수도 있음(개체내 비교).
    - 개체의 정적(static)인 관계만을 추정할 수 있는 횡단자료와는 달리, 개체의 동적(dynamic)인 관계를 추정할 수 있음.
  - 개체들의 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity) 요인을 모형에서 고려하여, 누락변수편의(omitted variable bias)를 어느 정도 줄일 수 있음.
  - 횡단자료나 시계열자료에 비해 더 많은 정보/표본수와 변수의 변이(variability)를 제공함.
- 단점
  - 수집하기 어려움(특히 표본선택과 표본이탈의 문제).
  - 분석하기 어려움(특히 패널자료분석의 가정(위배)에 대한 이해).

9

패널자료 분석전략

횡단자료 vs. 패널자료 회귀분석

- 횡단자료 회귀분석 모형

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$$

  - 추정방법: OLS, WLS, GLS 등

- 패널자료 회귀분석 일반모형

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \varepsilon_{it}$$

  - 추정방법: 합동 OLS, 패널 GLS 등

- 패널자료 회귀분석 '기본모형'

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it}$$

  - 추정방법: BE, FE, RE 등

패널자료 회귀분석 기법 종류

- [기본] 3가지 모형
  - 개체간효과 모형 (Between-Effects model : **BE**)
  - 고정효과 모형 (Fixed-Effects model : **FE**)
    - FD 추정, WG 추정, LSDV 추정
  - 확률효과 모형 (Random-Effects model : **RE**)
- [응용1] 종속변수의 과거값 활용여부에 따라
  - 정적 패널 모형 & 동적 패널 모형
- [응용2] 종속변수의 유형에 따라
  - 선형 회귀 모형(연속형) & 비선형 회귀 모형(범주형)
- [응용3] 패널자료를 바라보는 관점에 따라
  - 다층모형(Multi-Level Model: **MLM**)을 적용한 패널자료 분석

패널자료 회귀분석 기본전략

- 기본적으로 패널자료 회귀분석은 횡단 및 시계열 자료 회귀분석과 크게 다르지 않으나, 패널자료의 특징/장점을 활용하는 데이터관리 및 추정방법에 대한 (조금 더 복잡한) 지식이 필요함.
- 예를 들어, 패널자료로 회귀분석을 실시하는 경우, 횡단자료 OLS 추정방법의 가정(assumption)들 중 어떤 가정이 위반되는지를 잘 생각해보고, 각각의 가정이 위반되었을 때 그 문제를 해결할 수 있는 (조금 더 복잡한) 분석기법을 사용하면 됨.
  - 패널자료라 할지라도 횡단자료 회귀분석의 가정들이 위반되지 않는다면, 그냥 (합동) OLS를 사용하면 됨.
- 위와 같이 '조금 더 복잡함'을 감수하면, 회귀분석의 새로운 가능성이 열림을 깨달을 수 있음.

패널자료 분석기법: FE 모형

FE: 정의

- 선형 고정효과 모형

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it}$$

- '기본모형'에서와 같이, 총오차를 개체특성과 고유오차의 합으로 두고, 설명변수는 고유오차에 대하여 강외생적이고, 개체특성은 고정효과라 가정하는 모형
  - 고정효과
    - 개체특성이 모형에 포함된 독립변수들과 상관되어 있어서, 추정해야 할 **고정(fixed)**된 모수로 가정하는 경우
    - β는 u_i가 고정될 때의 효과를 나타내므로, 고정효과 모형은 기본적으로 **개체내 차이**로부터 도출되는 함수관계를 정의 (cf. BE)
    - 고정효과 추정의 핵심은 **u_i를 모형으로부터 통제(제거/추정)**하여 설명변수의 내생성 문제를 해결하고 β에 대한 일관된 추정을 하는 것.
  - 임의효과
    - 개체특성이 **임의(random)**로 주어져서, 모형에 포함된 독립변수들과 상관이 되어 있지 않다고 가정하는 경우

FE: 대표적인 추정방법 세 가지

- 선형 고정효과 모형 (u_i 재정렬)

$$y_{it} = (\alpha + u_i) + \beta x_{it} + e_{it}$$

  - 고정효과 모형은 상수항$(\alpha + u_i)$이 패널 개체별로 서로 다르면서 고정되어 있다고 가정

- 대표적인 추정방법
  - 1) First-Difference (FD) 추정
    - u_i **제거**하여 개체특성 통제
  - 2) Within-Group (WG) 추정: Stata 기본값
    - u_i **제거**하여 개체특성 통제
  - 3) Least Squares Dummy Variable (LSDV) 추정
    - u_i **직접 추정**하여 개체특성 통제

FE: 1) FD 추정방법

- FE를 FD로 추정하는 법

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it} \qquad (1)$$
$$y_{it-1} = \alpha + \beta x_{it-1} + u_i + e_{it-1} \qquad (2)$$

$$(y_{it} - y_{it-1}) = \beta(x_{it} - x_{it-1}) + (e_{it} - e_{it-1}) \qquad (1)\text{-}(2)$$
$$\Delta y_{it} = \beta \Delta x_{it} + \Delta e_{it}$$

- u_i를 제거하는 방법을 통해 개체특성 효과를 통제.
  - u_i가 추정과정 상에서 사라지기는 하지만, 여전히 그 효과는 통제되고 있음에 유의!
- u_i가 사라지기 때문에 $cov(u_i, x_{it}) \neq 0$ 이더라도, POLS 추정을 통해 β에 대한 일치추정량을 구할 수 있음.
- 그러나 그 과정에서 시간불변 변수도 함께 사라지기 때문에 시간불변 변수의 계수를 추정할 수 없다는 단점이 있음.

FE: 1) FD 예시 & 해석

- FE Model: Regional Gini on household income & GRI per capita

```
. reg D.gini D.income_mon D.gri_mon, nocons // FE model: first-difference esti
> mation
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	31
				F(2, 29)	=	1.70
Model	.003784408	2	.001892204	Prob > F	=	0.2000
Residual	.032239924	29	.001111722	R-squared	=	0.1051
				Adj R-squared	=	0.0433
Total	.036024332	31	.001162075	Root MSE	=	.03334

D.gini	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
income_mon D1.	.0002965	.0002607	1.14	0.265	-.0002367	.0008297
gri_mon D1.	-.0004027	.0003814	-1.06	0.300	-.0011828	.0003774

FE: 2) WG 추정방법

- FE를 WG로 추정하는 법

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it} \qquad (1)$$
$$\bar{y}_i = \alpha + \beta \bar{x}_i + u_i + \bar{e}_i \qquad (2)$$

$$\boldsymbol{(y_{it} - \bar{y}_i) = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (e_{it} - \bar{e}_i)} \quad \textbf{(1)-(2)}$$

- u_i를 제거하는 방법을 통해 개체특성 효과를 통제.
  - u_i가 추정과정 상에서 사라지기는 하지만, 여전히 그 효과는 통제되고 있음에 유의!
- u_i가 사라지기 때문에 $cov(u_i, x_{it}) \neq 0$ 이더라도, POLS 추정을 통해 β에 대한 일치추정량을 구할 수 있음.
- 그러나 그 과정에서 시간불변 변수도 함께 사라지기 때문에 시간불변 변수의 계수를 추정할 수 없다는 단점이 있음.

FE: 2) WG 예시 & 해석

- FE Model: Regional Gini on household income & GRI per capita

```
. xtreg gini income_mon gri_mon, fe // FE model: within-group estimation

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =        35
Group variable: region                          Number of groups   =         4

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.2109                                         min =         5
     between = 0.0396                                         avg =       8.8
     overall = 0.0130                                         max =        10

                                                F(2,29)            =      3.88
corr(u_i, Xb)  = -0.6322                        Prob > F           =    0.0322

------------------------------------------------------------------------------
        gini |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
  income_mon |    1.68e-06   .0002642     0.01   0.995    -.0005387     .000542
     gri_mon |   -.0003851   .0001402    -2.75   0.010    -.0006719    -.0000984
       _cons |    .3988219   .0664566     6.00   0.000     .2629028     .534741
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   .04637788
     sigma_e |   .02518505
         rho |    .7722648   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0: F(3, 29) = 10.92                     Prob > F = 0.0001
```

FE: 3) LSDV 추정방법

- FE를 LSDV로 추정하는 법

$$y_{it} = (\alpha + u_i) + \beta x_{it} + e_{it}$$

$$y_{it} = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it} \quad (where\ \alpha_i = \alpha + u_i)$$

  - u_i를 직접추정하는 방법을 통해 개체특성 효과를 통제
    - 실제로 추정되는 값은 u_i가 아니라 α_i
    - 시간에 따라 변하지 않은 개체 특성은 모두 α_i에 포함되어 추정됨(따라서 시간불변 변수 효과는 별도로 추정 안됨).
  - LSDV 추정 결과는 WG 추정 결과와 완전히 일치

FE: 3) LSDV 예시 & 해석

- FE Model: Regional Gini on household income & GRI per capita

```
. xi: reg gini income_mon gri_mon i.region // fixed-effect model: LSDV estimat
> ion - ui
i.region          _Iregion_0-3        (naturally coded; _Iregion_0 omitted)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	35
				F(5, 29)	=	12.37
Model	.039226508	5	.007845302	Prob > F	=	0.0000
Residual	.018394321	29	.000634287	R-squared	=	0.6808
				Adj R-squared	=	0.6257
Total	.057620829	34	.00169473	Root MSE	=	.02519

gini	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
income_mon	1.68e-06	.0002642	0.01	0.995	-.0005387	.000542
gri_mon	-.0003851	.0001402	-2.75	0.010	-.0006719	-.0000984
_Iregion_1	-.0448152	.0239944	-1.87	0.072	-.0938892	.0042589
_Iregion_2	-.0432832	.0215878	-2.00	0.054	-.0874352	.0008689
_Iregion_3	.0535636	.0206362	2.60	0.015	.0113578	.0957693
_cons	.408689	.0789602	5.18	0.000	.2471973	.5701807

FE: FD, WG, LSDV 추정값 비교


```
. quietly reg D.gini D.income_mon D.gri_mon, nocons

.         estimates store FD

. quietly xtreg gini income_mon gri_mon, fe

.         estimates store WG

. quietly xi: reg gini income_mon gri_mon i.region

.         estimates store LSDV

. estimates table FD WG LSDV, b(%9.6f) star(0.1 0.05 0.001)
```

Variable	FD	WG	LSDV
income_mon			
D1.	0.000296		
--.		0.000002	0.000002
gri_mon			
D1.	-0.000403		
--.		-0.000385**	-0.000385**
_Iregion_1			-0.044815*
_Iregion_2			-0.043283*
_Iregion_3			0.053564**
_cons		0.398822***	0.408689***

legend: * p<.1; ** p<.05; *** p<.001

패널자료 분석기법: RE 모형

RE: 정의

- 선형 임의효과 모형

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it}$$

- '기본모형'에서와 같이, 총오차를 개체특성과 고유오차의 합으로 두고, 설명변수는 고유오차에 대하여 강외생적이고, 개체특성은 임의효과라 가정하는 모형
  - 임의효과
    - 개체특성이 **임의(random)**로 주어져서, 모형에 포함된 독립변수들과 상관이 되어 있지 않다고 가정하는 경우
  - 고정효과
    - 개체특성이 모형에 포함된 독립변수들과 상관되어 있어서, 추정해야 할 **고정(fixed)**된 모수로 가정하는 경우
- 상기의 식을 그냥 POLS로 추정하면 총오차의 자기상관 때문에 효율적이지 않으므로, '특별한 변환'을하여 추정해야함.

RE: 추정방법

- RE 추정방법 & ‘theta(θ)’

$$(y_{it} - \theta_i \bar{y}_i) = (\alpha - \theta_i \alpha) + (\beta x_{it} - \beta \theta_i \bar{x}_i) + [(u_i - \theta_i u_i) + (e_{it} - \theta_i \bar{e}_i)]$$

$$\boldsymbol{\theta_i} = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_e^2}{T_i \sigma_u^2 + \sigma_e^2}}$$

  - 여기서 θ 는 변환된 오차항 $((u_i - \theta_i u_i) + (e_{it} - \theta_i \bar{e}_i))$ 이 ‘기본가정’하에서 등분산적이고 자기상관이 없도록 선택됨.
  - θ는 그 정의상 0에서 1사이의 값을 갖게 되는데, 0에 가까울수록 RE 추정값은 POLS추정값에 가깝게 되고, 1에 가까울수록 FE 추정값에 가깝게 됨.

RE: 예시 & 해석

- RE Model: Regional Gini on household income & GRI per capita

```
. xtreg gini income_mon gri_mon, re theta // RE model

Random-effects GLS regression                   Number of obs     =         35
Group variable: region                          Number of groups  =          4

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0012                                         min =          5
     between = 0.9694                                         avg =        8.8
     overall = 0.3202                                         max =         10

                                                Wald chi2(2)      =      15.07
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2       =     0.0005

                            theta
------------------------------------------------------------------------------
  min      5%      median      95%      max
0.0000  0.0000  0.0000  0.0000  0.0000
```

gini	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
income_mon	-.0009234	.0002427	-3.80	0.000	-.0013991	-.0004476
gri_mon	-.0000433	.0001065	-0.41	0.684	-.000252	.0001654
_cons	.499861	.0608897	8.21	0.000	.3805193	.6192027
sigma_u	0					
sigma_e	.02518505					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

RE: 예시 & 해석

- RE Model: Regional Gini on household income & GRI per capita

```
. xttest0 // Breusch-Pegan LM test for var(u)=0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

        gini[region,t] = Xb + u[region] + e[region,t]

        Estimated results:
                     |       Var     sd = sqrt(Var)
             ---------+-----------------------------
                gini |    .0016947       .0411671
                   e |    .0006343       .0251851
                   u |          0               0

        Test:   Var(u) = 0
                                 chibar2(01) =     0.00
                              Prob > chibar2 =   1.0000
```

RE: 합동 OLS 및 FE와의 비교

- POLS vs. RE vs. FE Results

```
. quietly regress gini income_mon gri_mon // pooled OLS

.         estimates store POLS

. quietly xtreg gini income_mon gri_mon, re // RE model

.         estimates store RE

. quietly xtreg gini income_mon gri_mon, fe // FE model

.         estimates store FE

. estimates table POLS RE FE, b(%9.6f) star(0.1 0.05 0.001)
```

Variable	POLS	RE	FE
income_mon	-0.000923***	-0.000923***	0.000002
gri_mon	-0.000043	-0.000043	-0.000385**
_cons	0.499861***	0.499861***	0.398822***

legend: * p<.1; ** p<.05; *** p<.001

FE or RE?

- 하우스만 검정(Hausman Test)

$$H_0: cov(x_{it}, u_i) = 0$$
$$H_a: cov(x_{it}, u_i) \neq 0$$

  - 귀무가설을 기각하지 못할 경우
    - RE 추정량과 FE 추정량 모두 일치추정량이나 RE 추정량이 더 효율적이므로 RE 모형 선택
  - 귀무가설을 기각할 경우
    - RE 추정량은 일치추정량이 아니므로, 일치추정량인 FE 모형을 선택

FE or RE?


```
. quietly xtreg gini income_mon gri_mon, fe

.         estimates store FE

. quietly xtreg gini income_mon gri_mon, re

.         estimates store RE

. hausman FE RE
```

	——— Coefficients ———			
	(b) FE	(B) RE	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
income_mon	1.68e-06	-.0009234	.0009251	.0001043
gri_mon	-.0003851	-.0000433	-.0003418	.0000912

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 83.01
Prob>chi2 = 0.0000