

補論

平成 29 年 11 月 8 日更新

5.7 差の差 (Difference-in-Differences) の分析

5.7.1 差の差による政策評価の方法

ある政策を実施したときに、政策の目標となる変数 Y に対して効果があったのかどうかを仮説検定によって評価したいとします。政策の効果は処置効果 (treatment effect) と呼ばれ、具体的には 2 つのグループ

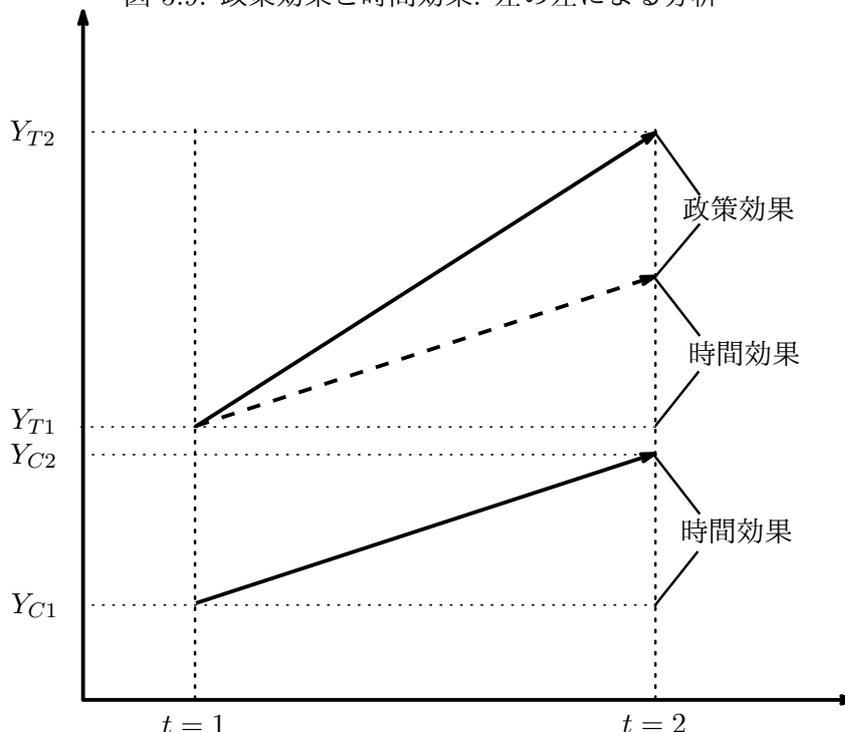
- (1) 処置群 (treatment group) (政策が実施されたグループ)
- (2) 対照群 (control group) (政策が実施されなかったグループ)

を考えて、両者を比較することによって評価します。ある個体が処置群となるか、対照群となるかの割りあてはランダムに行われると仮定します¹。いま、処置群および対照群それぞれについて、政策の目標となる変数 Y が政策を実施する前後の 2 時点で観測されているとしましょう。具体的には

$$Y_{gt}, \quad g = T, C, \quad t = 1, 2$$

として Y_{gt} はグループ g の時点 t における Y を表します。また、グループ T は処置群を、グループ C は対照群を表します。

図 5.9: 政策効果と時間効果: 差の差による分析



¹政策の実施を自ら選択して受ける場合や、特定の属性を持つ個体に対して政策が実施されるなど、この仮定が成り立たない場合を除外します。

ii

このとき、処置群 (グループ T) において、政策を実施する前後での変化 (差, difference) は

$$Y_{T2} - Y_{T1} = \text{政策効果} + \text{時間効果}$$

のように、政策の効果のほかに時間の経過に伴って生じる変化の効果も含んでいますが、一方、対照群 (グループ C) における変化 (差, difference) は、政策が実施されていないので

$$Y_{C2} - Y_{C1} = \text{時間効果}$$

となるはずですが、もし、「時間効果が2つのグループで同じと考えられるならば」、差の差 (difference in differences) は、図 5.9 のように

$$DID = (Y_{T2} - Y_{T1}) - (Y_{C2} - Y_{C1}) = \text{政策効果}$$

となるはずですが、

表 5.10: 差の差による分析

	$t = 1$	$t = 2$	変化 (差)
処置群 (T)	Y_{T1}	Y_{T2}	$Y_{T2} - Y_{T1}$
対照群 (C)	Y_{C1}	Y_{C2}	$Y_{C2} - Y_{C1}$
差の差 (DID)			$(Y_{T2} - Y_{T1}) - (Y_{C2} - Y_{C1})$

政策効果 DID は、各グループの標本平均を用いて推定できますが、仮説の検定を行うには下記のようにします。

2 期間クロスセクションデータによる分析

処置群及び対照群のそれぞれについて $t = 1, 2$ の各時点における観測値がクロスセクションデータとして得られている場合には、次のような重回帰モデルを考えます。

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 DT_i + \beta_2 D2_i + \beta_3 (DT_i \times D2_i) + \epsilon_i, \quad i = 1, \dots, n, \quad (5.4)$$

ただし、 Y_i は第 i 番目の観測値の Y を表し、 ϵ_i は誤差項を表します。また、 $DT, D2$ は次のようなダミー変数とします。

$$DT_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 観測値が処置群 (T) に属しているとき,} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 観測値が対照群 (C) に属しているとき,} \end{cases}$$
$$D2_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 観測値の時点 } t \text{ が } 2 \text{ であるとき,} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 観測値の時点 } t \text{ が } 1 \text{ であるとき,} \end{cases}$$

このとき表 5.11 のように

表 5.11: 差の差による分析: $E(Y_i)$

	$t = 1$	$t = 2$	変化 (差)
処置群 (T)	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\beta_2 + \beta_3$
対照群 (C)	β_0	$\beta_0 + \beta_2$	β_2
差の差 (DID)			β_3

となることから、 β_2 が時間の効果を、 β_3 が政策の効果を表します。したがって重回帰モデル (5.4) をあてはめて、 β_3 を推定・検定することで政策効果に関する推測を行うことができます。さらに第 i 個体について属性 X_{1i}, \dots, X_{pi} という追加情報が得られれば、重回帰モデル (5.4) は

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 DT_i + \beta_2 D2_i + \beta_3 (DT_i \times D2_i) + \alpha_1 X_{1i} + \dots + \alpha_p X_{pi} + \epsilon_i, \quad (5.5)$$

とすることで、政策効果 β_3 に関するより精度の高い推論を行うことができます。

2 期間パネルデータによる分析

各個体に対して 2 期間のパネルデータが得られている場合には、次のような固定効果モデルを考えます。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_i + \beta_2 D2_t + \beta_3 (DT_i \times D2_t) + u_i + \epsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, 2. \quad (5.6)$$

ただし、 Y_{it} は第 i 番目の第 t 時点での観測値の Y を、 u_i は第 i 個体の固定効果を、 ϵ_{it} は誤差項を表し、また、 $DT, D2$ は次のようなダミー変数とします。

$$DT_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 観測値が処置群 (T) に属しているとき,} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 観測値が対照群 (C) に属しているとき,} \end{cases}$$

$$D2_t = \begin{cases} 1, & \text{時点 } t \text{ が } 2 \text{ であるとき,} \\ 0, & \text{時点 } t \text{ が } 1 \text{ であるとき,} \end{cases}$$

このとき

表 5.12: 差の差による分析: $E(Y_{it})$

	$t = 1$	$t = 2$	変化 (差)
処置群 (T)	$\beta_0 + \beta_1 + u_i$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + u_i$	$\beta_2 + \beta_3$
対照群 (C)	$\beta_0 + u_i$	$\beta_0 + \beta_2 + u_i$	β_2
差の差 (DID)			β_3

となることから、 β_2 が時間の効果を、 β_3 が政策の効果を表します。 $\beta_1 DT_i$ 部分は、固定効果 u_i に含めることができるので、固定効果モデル (5.6) では $\beta_1 = 0$ とおき

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_2 D2_t + \beta_3 (DT_i \times D2_t) + u_i + \epsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, 2. \quad (5.7)$$

として、 β_3 を推定・検定することで政策効果に関する推測を行うことができます。さらに第 i 個体について属性 $X_{1,it}, \dots, X_{p,it}$ という追加情報が得られれば、固定効果モデル (5.7) は

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_2 D2_t + \beta_3 (DT_i \times D2_t) + \alpha_1 X_{1,it} + \dots + \alpha_p X_{p,it} + u_i + \epsilon_{it}, \quad (5.8)$$

とすることで、政策効果 β_3 に関するより精度の高い推論を行うことができます。あるいは式 (5.8) を以下のように書き換えて、 β_3 に関する推論を行うこともできます。

$$\begin{aligned} \Delta Y_i &= \beta_2 + \beta_3 DT_i + \alpha_1 \Delta X_{1i} + \dots + \alpha_p \Delta X_{pi} + \Delta \epsilon_i, \\ \Delta Y_i &= Y_{i2} - Y_{i1}, \quad \Delta X_{ji} = X_{j,i2} - X_{j,i1} \quad (j = 1, \dots, p), \quad \Delta \epsilon_i = \epsilon_{i2} - \epsilon_{i1}, \end{aligned} \quad (5.9)$$

ただし、 $\Delta(DT_i \times D2_t) = DT_i \times D2_2 - DT_i \times D2_1 = DT_i$ を用いています。

5.7.2 分析例

2 期間クロスセクションデータによる分析

例 5.2 ごみ焼却施設設置の住宅価格への影響の分析^a

データ 5.4 は, 米国マサチューセッツ州のある場所の住宅価格に関するクロスセクションデータです. 1978 年にゴミ焼却施設が建設されるという噂があり, 実際に 1981 年に建設が始まりましたが, 住宅がゴミ焼却施設に近いときに ($DT_i = 1$), その住宅価格 Y_i が下落するかどうか ($\beta_3 < 0$) を, 1978 年 ($D2_i = 0$) と 1981 年 ($D2_i = 1$) のデータを使って検証します.

1. 重回帰モデル

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 DT_i + \beta_2 D2_i + \beta_3 (DT_i \times D2_i) + \alpha_1 X_{1i} + \dots + \alpha_p X_{6i} + \epsilon_i, \quad (5.10)$$

($i = 1, \dots, 160$) を最小二乗法により推定し, $\hat{\beta}_3$ を求めなさい.

2. ゴミ焼却施設の建設が住宅価格を下落させたか ($H_0 : \beta_3 = 0$ vs $H_1 : \beta_3 < 0$) について, 有意水準 5% で仮説検定をなさい.

ただし,

Y	: 住宅価格の対数値
DT	: ゴミ焼却施設に近い (4.83Km 以内) とき 1, そうでないとき 0
$D2$: 1981 年のとき 1, 1978 年のとき 0
$DTD2$: $DT \times D2$
X_1	: 築年数
X_2	: 築年数の二乗
X_3	: 州間高速自動車道への距離 (フィート) の対数値
X_4	: 部屋数
X_5	: 土地面積 (平方フィート) の対数値
X_6	: 住宅面積 (平方フィート) の対数値

とします.

^aKiel, K.A. and McClain, K.T. (1995), House Prices during Siting Decision Stages: The Case of an Incinerator from Rumor through Operation, Journal of Environmental Economics and Management, 28(2), 241-255. データは, Wooldridge (2015) Introductory Econometrics より一部を引用.

データは表 5.13 のようなファイルとして用意し, $y, dt, d2, dtd2, x1-x6$ が $Y, DT, D2, DTD2, X1-X6$ を表します.

表 5.13: データファイル (housing.csv)

```

Y,DT,D2,DTD2,X1,X2,X3,X4,X5,X6
11.36 ,0,0,0,2,4,10.09 ,7,7.72 ,10.80
11.42 ,0,0,0,6,36,10.04 ,7,7.73 ,10.69
11.41 ,0,0,0,23,529,9.95 ,7,7.88 ,11.08
(以下省略)

```

まず, dt,d2, dtd2,x1-x6 を説明変数, y を被説明変数とする重回帰分析を行います。Stata 3.1 のように線形回帰において従属変数に y を, 独立変数に dt d2 dtd2 x1-x6 を入力し, 最後に OK を押します。

表 5.14: 住宅価格の差の差による分析の結果

```

. regress y dt d2 dtd2 x1-x6
Source |      SS      df      MS      Number of obs   =      160
-----+-----
Model | 26.219331      9      2.913259   F(9, 150)       =      51.76
Residual | 8.44314442    150     .056287629   Prob > F        =      0.0000
-----+-----
Total | 34.6624754    159     .21800299   R-squared       =      0.7564
                                           Adj R-squared  =      0.7418
                                           Root MSE      =      .23725

y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
dt |   .0712396   .0674596      1.06   0.293     - .0620542   .2045334
d2 |   .449141    .0536021     8.38   0.000     .3432284   .5550537
dtd2 | -.1637102 ①   .0786334    -2.08 ②   0.039 ③   -.3190824   -.008338
x1 |  -.0100993   .0020548    -4.91   0.000    -.0141595   -.0060392
x2 |   .000049    .0000144     3.40   0.001     .0000206   .0000775
x3 |  -.0244392   .0561112    -0.44   0.664    -.1353096   .0864311
x4 |   .0386902   .0295735     1.31   0.193    -.0197441   .0971246
x5 |   .4490723   .070202     6.40   0.000     .3103597   .5877849
x6 |   .1199319   .0382918     3.13   0.002     .0442708   .1955929
 _cons | 6.626483    .6146932    10.78   0.000     5.411907   7.841058

```

推定結果の表 5.14 において, ①は, ゴミ焼却施設の建設によって生じた住宅価格の対数値の下落幅 $\hat{\beta}_3 = -0.164$ で, ②は $H_0: \beta_3 = 0$ を仮説検定するための t 値 $= -2.08$ で, ③は対立仮説が $H_1: \beta_3 \neq 0$ であるときの p 値です。対立仮説が片側検定 $H_1: \beta_3 < 0$ であるならば p 値は 0.02 であり, 有意水準 5% で帰無仮説 $H_0: \beta_3 = 0$ を棄却し, 対立仮説 $H_1: \beta_3 < 0$ を受容します。つまり, ゴミ焼却施設の建設によって住宅価格が下落するという強い証拠があります。参考として Stata プログラムを Stata 5.10 にまとめておきます。

Stata 5.10 2 期間クロスセクションデータによる差の差による分析のプログラム

```
import delimited C:\housing.csv
regress y dt d2 dtd2 x1-x6
```

2 期間パネルデータによる分析

例 5.3 職業訓練助成のスクラップ比率への影響の分析^a

データ 5.5 は、米国ミシガン州における企業 (製造業) の 1987 年 ($t = 1$) と 1988 年 ($t = 2$) におけるスクラップ比率のパネルデータです。このデータを用いて、1988 年に行われた職業訓練のプログラムが製造業の企業の労働生産性を改善したかどうか評価します。

1. 職業訓練の助成の有無 (DT_i) の与える影響を検証するため、被説明変数を第 i 企業の第 t 時点におけるスクラップ比率の対数値 (Y_{it}) として固定効果モデル

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_2 D2_t + \beta_3 (DT_i \times D2_t) + u_i + \epsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 40, \quad t = 1, 2, \quad (5.11)$$

を推定して $\hat{\beta}_3$ を求めなさい。

2. 職業訓練のプログラムがスクラップ比率の対数値を減少させたか ($H_0 : \beta_3 = 0$ vs $H_1 : \beta_3 < 0$) について、有意水準 5% で仮説検定をなさい。
3. また式 (5.11) の代わりに

$$\Delta Y_i = \beta_2 + \beta_3 DT_i + \Delta \epsilon_i, \quad (5.12)$$

を用いて推定・検定をなさい。

ただし、

Y	: 企業におけるスクラップ比率の対数値
DT	: 職業訓練の助成を受けたとき 1, そうでないとき 0
$D2$: 1988 年のとき 1, 1987 年のとき 0
$DTD2$: $DT \times D2$

とします。

^aデータは、Wooldridge (2015) *Introductory Econometrics* より一部を引用。

以下のファイルでは $year$, id が観測年, 企業番号を, また y , dt , $d2$, $dtd2$ が $Y, DT, D2, DTD2$ を表します。

表 5.15: データファイル (scrap.csv)

```
YEAR, ID, Y, DT, D2, DTD2
1987, 1, -2.996, 0, 0, 0
1988, 1, -2.526, 0, 1, 0
1987, 2, -1.966, 0, 0, 0
1988, 2, -1.833, 0, 1, 0
(以下省略)
```

次に **Stata 5.1** のようにパネルデータを定義します。 個体識別 ID 変数に `id` を入力し、時間変数に \surd (チェック) を入れて `year` を入力して、時間変数の単位と表示形式で年をチェックし、OK を押します。 さらに固定効果モデル (5.11) 式をあてはめるため、**Stata 5.5** のように従属変数に `y`、独立変数に `d2 dtd2` を選んで、OK を押します。

表 5.16: スクラップ比率の差の差による分析の結果 (固定効果モデル)

```
. xtreg y d2 dtd2, fe
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =       80
Group variable: id                    Number of groups =       40
R-sq:                                  Obs per group:
    within = 0.1636                    min =           2
    between = 0.0145                   avg =           2.0
    overall = 0.0001                   max =           2
                                         F(2,38)         =       3.72
                                         Prob > F         =       0.0336
corr(u_i, Xb) = -0.1324
-----+-----
      y |      Coef.   Std. Err.   t    P>|t|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
      d2 |   .0965238 ①   .1353523   0.71   0.480 ②   - .1774827   .3705303
      dtd2 |  -.4709449 ③   .1963898  -2.40   0.022 ④   - .8685153  -.0733745
      _cons |   .535275   .0693474   7.72   0.000   .3948884   .6756616
-----+-----
sigma_u |   1.4628045
sigma_e |   .43859173
      rho |   .91751736   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0: F(39, 38) = 21.80                Prob > F = 0.0000
```

推定結果の表 5.16 において、時間効果 β_2 の推定値は $\hat{\beta}_2 = 0.097$ (①) で、 p 値 = $0.480 > 0.05$ (②) より有意水準 5% で $H_0: \beta_2 = 0$ を棄却することができません (対立仮説は $H_1: \beta_2 \neq 0$)。また職業訓練の効果 β_3 の推定値は $\hat{\beta}_3 = -0.471$ (③) で、 p 値 = $0.022 < 0.05$ (④) より有意水準 5% で $H_0: \beta_3 = 0$ を棄却することができます (対立仮説は $H_1: \beta_3 \neq 0$)。片側検定の場合には、 p 値 = $0.011 < 0.05$ となるので、有意水準 5% で $H_0: \beta_3 = 0$ を棄却することができます (対立仮説は $H_1: \beta_3 < 0$)。つまり、職業訓練によってスクラップ比率が減少するという強い証拠があり

ます。

同様な結果は回帰式 (5.12) をあてはめることでも得られます。 **Stata 3.1** のように線形回帰において従属変数に `d.y` を、独立変数に `dt` を入力し、最後に OK を押します。 **Stata** では `d.y` のように変数名の前に `d.` を付けると時間に関して差分をとった変数となります。

表 5.17: スクラップ比率の差の差による分析の結果 (階差の回帰モデル)

. regress d.y dt						
Source		SS		df	MS	Number of obs = 40
-----+						
Model		2.21234608		1	2.21234608	F(1, 38) = 5.75
Residual		14.6195662		38	.384725425	Prob > F = 0.0215
-----+						
Total		16.8319122		39	.431587493	R-squared = 0.1314
-----+						
						Adj R-squared = 0.1086
						Root MSE = .62026

D.y		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
-----+						
dt		-.4709449 ③	.1963898	-2.40	0.022 ④	-.8685153 -.0733745
_cons		.0965238 ①	.1353523	0.71	0.480 ②	-.1774827 .3705303

参考として **Stata** プログラムを **Stata 5.11** にまとめておきます。

Stata 5.11 **2 期間パネルデータによる差の差による分析のプログラム**

```
import delimited C:\%scrap.csv
xtset id year, yearly
xtreg y d2 dtd2, fe
regress d.y dt
```

※ `regress d.y dt` の代わりに `regress d.y d.dtd2` としても同様です。

参考図書

- 田中隆一 (2015) 計量経済学の第一歩. 有斐閣ストゥディア
- 山本 勲 (2015) 実証分析のための計量経済学. 中央経済社
- 星野崇宏 (2009) 調査観察データの統計科学. 岩波書店
- ジェームス・ストック, マーク・ワトソン著, 宮尾龍蔵 (訳) (2016) 『入門計量経済学』 共立出版

- J. M. Wooldridge (2015) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 6th Edition, South-Western

データ

データ 5.4: 住宅価格

i	Y_i	DT_i	$D2_i$	$DTD2_i$	X_{1i}	X_{2i}	X_{3i}	X_{4i}	X_{5i}	X_{6i}
1	11.36	0	0	0	2	4	10.09	7	7.72	10.80
2	11.42	0	0	0	6	36	10.04	7	7.73	10.69
3	11.41	0	0	0	23	529	9.95	7	7.88	11.08
4	11.39	0	0	0	23	529	9.95	7	7.88	11.08
5	11.21	0	0	0	14	196	9.85	6	7.57	10.69
6	11.35	0	0	0	8	64	9.95	8	7.60	10.69
7	11.37	0	0	0	13	169	9.95	7	7.56	10.70
8	11.48	0	0	0	5	25	9.90	7	7.67	10.69
9	11.19	0	0	0	3	9	10.09	7	7.81	10.75
10	11.25	0	0	0	4	16	10.04	7	7.49	10.72
11	11.35	0	0	0	5	25	10.04	7	7.67	11.67
12	11.31	0	0	0	4	16	9.90	8	7.61	10.71
13	11.44	0	0	0	0	0	9.90	6	7.83	10.69
14	11.56	0	0	0	0	0	9.90	7	7.80	10.68
15	11.58	0	0	0	0	0	9.90	7	7.96	10.68
16	10.71	0	0	0	15	225	10.17	5	6.87	10.85
17	11.20	0	0	0	11	121	9.80	7	7.53	10.95
18	10.75	0	0	0	11	121	10.24	6	7.17	11.46
19	10.82	0	0	0	13	169	10.24	6	7.42	10.68
20	11.41	0	0	0	0	0	10.24	7	7.63	10.68
21	10.81	0	0	0	1	1	10.40	6	7.00	10.57
22	10.95	0	0	0	28	784	10.43	5	7.19	11.07
23	11.33	0	0	0	3	9	9.62	6	7.56	10.66
24	11.08	0	0	0	3	9	9.39	7	7.96	10.31
25	10.89	0	0	0	25	625	9.21	7	7.20	9.38
26	11.10	0	0	0	8	64	10.17	6	7.52	11.44
27	11.07	0	0	0	8	64	10.17	6	7.48	11.36
28	11.08	0	0	0	11	121	9.62	7	7.91	10.71
29	11.20	0	0	0	10	100	9.47	7	7.64	10.13
30	10.17	0	0	0	2	4	9.47	7	7.62	10.13
31	11.67	0	0	0	0	0	9.55	7	8.02	10.38
32	11.48	0	0	0	0	0	9.47	7	7.72	10.34
33	11.46	0	0	0	2	4	9.47	7	7.71	10.15
34	11.59	0	0	0	0	0	9.47	7	7.81	10.34
35	11.70	0	0	0	0	0	9.55	7	7.81	10.34
36	11.70	0	0	0	1	1	9.55	7	7.82	10.45
37	11.70	0	0	0	0	0	9.55	7	7.83	10.37
38	11.58	0	0	0	0	0	9.47	7	7.61	10.34
39	11.69	0	0	0	0	0	9.47	7	7.76	10.35
40	11.87	0	0	0	0	0	9.47	7	7.82	10.21

i : 個体番号, DT_i : 近隣ダミー, $D2_i$: 1981年ダミー, $DTD2_i$: $DT_i \times D2_i$,
 X_{1i} : 築年数, X_{2i} : 築年数の二乗, X_{3i} : 自動車道への距離 (対数),
 X_{4i} : 部屋数, X_{5i} : 土地面積 (対数), X_{6i} : 住宅面積 (対数)

i	Y_i	DT_i	$D2_i$	$DTD2_i$	X_{1i}	X_{2i}	X_{3i}	X_{4i}	X_{5i}	X_{6i}
41	11.81	0	1	0	0	0	10.37	7	7.81	10.75
42	11.86	0	1	0	2	4	10.34	7	7.98	10.68
43	11.74	0	1	0	0	0	10.34	7	7.84	10.68
44	12.06	0	1	0	0	0	10.09	7	7.86	10.89
45	12.09	0	1	0	0	0	10.09	7	7.91	10.74
46	11.74	0	1	0	0	0	10.13	7	7.70	10.73
47	12.06	0	1	0	0	0	10.04	7	7.97	10.68
48	12.04	0	1	0	0	0	10.04	7	8.10	10.68
49	12.03	0	1	0	0	0	10.09	6	7.81	10.87
50	11.88	0	1	0	0	0	10.09	7	7.85	10.68
51	11.98	0	1	0	0	0	10.04	7	7.81	10.77
52	12.06	0	1	0	0	0	10.04	7	7.95	10.75
53	11.96	0	1	0	0	0	10.04	7	7.81	10.69
54	12.04	0	1	0	0	0	10.04	7	7.95	10.68
55	11.77	0	1	0	7	49	10.04	7	7.63	11.09
56	11.61	0	1	0	26	676	9.95	7	7.88	11.08
57	11.70	0	1	0	13	169	9.85	6	7.84	10.70
58	11.85	0	1	0	7	49	10.00	6	7.50	10.71
59	11.33	0	1	0	7	49	10.04	6	7.07	10.70
60	12.07	0	1	0	0	0	9.95	7	7.91	11.00
61	11.67	0	1	0	7	49	9.90	8	7.61	10.71
62	11.95	0	1	0	0	0	9.90	7	7.87	10.70
63	11.97	0	1	0	2	4	9.90	7	7.87	10.68
64	11.65	0	1	0	7	49	9.85	6	7.52	10.74
65	11.80	0	1	0	6	36	10.17	7	7.88	10.75
66	11.76	0	1	0	4	16	10.17	7	7.81	10.68
67	11.56	0	1	0	5	25	10.28	7	7.60	11.13
68	11.41	0	1	0	16	256	10.40	6	7.35	10.70
69	11.16	0	1	0	26	676	9.55	6	7.33	10.25
70	11.49	0	1	0	3	9	9.62	6	7.09	10.84
71	11.55	0	1	0	1	1	9.47	7	7.52	10.47
72	11.52	0	1	0	6	36	9.39	7	7.96	10.31
73	11.59	0	1	0	1	1	9.47	7	7.52	10.47
74	12.07	0	1	0	26	676	9.21	6	7.52	10.28
75	11.29	0	1	0	65	4225	9.21	5	7.78	9.21
76	11.00	0	1	0	25	625	9.21	6	7.24	8.92
77	11.88	0	1	0	0	0	10.17	7	8.05	10.80
78	11.48	0	1	0	20	400	9.62	6	7.17	10.71
79	11.46	0	1	0	19	361	9.62	5	7.05	10.70
80	12.23	0	1	0	0	0	9.47	7	7.72	10.72

i	Y_i	DT_i	$D2_i$	$DTD2_i$	X_{1i}	X_{2i}	X_{3i}	X_{4i}	X_{5i}	X_{6i}
81	10.65	1	0	0	26	676	8.29	4	6.62	8.99
82	11.18	1	0	0	21	441	8.29	5	7.65	9.50
83	10.67	1	0	0	24	576	8.52	4	6.91	8.99
84	10.78	1	0	0	33	1089	8.52	6	7.25	9.25
85	10.76	1	0	0	104	10816	8.29	8	7.85	9.44
86	11.13	1	0	0	18	324	8.29	6	7.23	9.46
87	11.41	1	0	0	12	144	8.99	7	7.76	10.2
88	10.69	1	0	0	1	1	8.70	6	7.53	9.43
89	10.68	1	0	0	48	2304	8.70	6	7.31	8.52
90	10.60	1	0	0	56	3136	8.70	5	7.53	8.52
91	10.74	1	0	0	3	9	8.70	7	7.14	9.21
92	10.78	1	0	0	21	441	8.52	5	6.95	9.64
93	11.02	1	0	0	12	144	8.70	7	7.50	9.48
94	10.92	1	0	0	28	784	8.52	6	7.59	9.91
95	11.05	1	0	0	23	529	8.85	6	7.64	9.74
96	10.37	1	0	0	148	21904	8.85	6	7.29	10.28
97	10.37	1	0	0	25	625	8.85	6	7.66	9.43
98	10.84	1	0	0	18	324	9.74	5	7.06	10.71
99	11.33	1	0	0	38	1444	9.55	6	8.26	10.84
100	10.80	1	0	0	68	4624	8.70	6	7.54	9.19
101	10.90	1	0	0	13	169	8.70	6	7.36	9.08
102	10.95	1	0	0	38	1444	8.85	6	7.62	9.31
103	11.03	1	0	0	22	484	8.99	6	7.18	9.93
104	10.78	1	0	0	21	441	8.99	5	6.98	9.99
105	10.78	1	0	0	56	3136	8.85	7	8.15	9.34
106	10.88	1	0	0	28	784	8.85	5	7.37	9.45
107	10.80	1	0	0	54	2916	8.85	8	6.82	9.55
108	10.34	1	0	0	28	784	8.85	5	6.83	8.43
109	10.95	1	0	0	14	196	8.85	6	7.26	9.96
110	10.43	1	0	0	78	6084	9.21	5	6.90	7.44
111	12.13	1	0	0	189	35721	9.74	9	8.53	11.79
112	11.90	1	0	0	1	1	9.68	7	7.93	10.68
113	11.41	1	0	0	1	1	9.68	7	7.94	10.68
114	11.74	1	0	0	1	1	9.68	9	7.94	10.69
115	11.70	1	0	0	9	81	9.47	6	8.02	10.78
116	12.61	1	0	0	0	0	9.39	7	8.23	12.55
117	10.84	1	0	0	58	3364	8.70	5	6.84	9.01
118	11.01	1	0	0	12	144	8.70	6	7.24	9.21
119	11.16	1	0	0	3	9	8.52	5	7.20	9.05
120	10.78	1	0	0	48	2304	8.85	6	7.31	8.55

i	Y_i	DT_i	$D2_i$	$DTD2_i$	X_{1i}	X_{2i}	X_{3i}	X_{4i}	X_{5i}	X_{6i}
121	10.80	1	1	1	81	6561	6.91	6	7.35	8.82
122	10.86	1	1	1	71	5041	7.60	5	7.36	8.16
123	11.13	1	1	1	31	961	7.60	6	8.10	9.84
124	10.90	1	1	1	41	1681	7.60	6	7.44	8.92
125	11.16	1	1	1	31	961	7.60	6	7.28	8.61
126	10.76	1	1	1	81	6561	7.60	6	7.25	8.41
127	11.21	1	1	1	19	361	8.29	6	7.37	9.48
128	11.16	1	1	1	81	6561	8.01	6	7.51	9.54
129	11.10	1	1	1	41	1681	8.29	5	7.06	9.19
130	11.42	1	1	1	31	961	8.29	7	7.72	9.21
131	11.19	1	1	1	31	961	8.29	6	7.30	9.44
132	11.11	1	1	1	36	1296	8.29	4	6.88	9.32
133	11.13	1	1	1	21	441	9.39	6	7.43	11.31
134	11.57	1	1	1	13	169	8.52	6	7.40	9.78
135	11.78	1	1	1	24	576	8.52	7	8.07	9.77
136	11.10	1	1	1	59	3481	8.70	5	7.53	8.52
137	10.82	1	1	1	51	2601	8.52	5	7.04	9.54
138	11.08	1	1	1	25	625	8.52	5	6.82	9.39
139	11.36	1	1	1	20	400	8.85	6	7.26	9.88
140	11.68	1	1	1	11	121	9.68	7	7.46	9.60
141	11.95	1	1	1	1	1	9.55	9	8.01	10.73
142	11.88	1	1	1	0	0	9.55	7	7.81	10.74
143	12.28	1	1	1	0	0	9.47	7	7.84	10.74
144	11.73	1	1	1	0	0	9.47	6	8.13	11.06
145	11.29	1	1	1	0	0	9.47	6	7.59	11.09
146	11.51	1	1	1	0	0	9.55	7	8.54	10.78
147	11.39	1	1	1	81	6561	8.70	6	7.75	10.48
148	10.62	1	1	1	41	1681	8.85	6	6.84	9.02
149	11.10	1	1	1	121	14641	8.01	7	7.42	10.91
150	11.21	1	1	1	7	49	8.85	5	7.37	8.69
151	11.25	1	1	1	1	1	8.85	5	7.33	8.02
152	11.79	1	1	1	0	0	9.11	7	7.85	10.69
153	11.78	1	1	1	0	0	8.99	7	7.88	10.47
154	12.51	1	1	1	12	144	9.47	7	8.11	10.68
155	11.03	1	1	1	15	225	8.70	6	7.03	8.52
156	11.48	1	1	1	1	1	8.52	7	7.12	10.05
157	11.28	1	1	1	36	1296	8.70	5	7.70	9.21
158	11.49	1	1	1	0	0	8.52	7	7.11	9.48
159	11.55	1	1	1	0	0	8.52	7	7.55	9.95
160	11.16	1	1	1	3	9	8.70	6	7.45	9.30

データ 5.5: 米国製造表の企業におけるスクラップ比率

YEAR	ID	Y	DT	D2	DTD2	YEAR	ID	Y	DT	D2	DTD2
1987	1	-2.996	0	0	0	1987	21	-1.273	1	0	0
1988	1	-2.526	0	1	0	1988	21	-1.609	1	1	1
1987	2	-1.966	0	0	0	1987	22	1.946	1	0	0
1988	2	-1.833	0	1	0	1988	22	1.609	1	1	1
1987	3	2.303	1	0	0	1987	23	0.693	0	0	0
1988	3	1.099	1	1	1	1988	23	0.693	0	1	0
1987	4	0.000	1	0	0	1987	24	1.379	1	0	0
1988	4	0.000	1	1	1	1988	24	1.343	1	1	1
1987	5	1.792	1	0	0	1987	25	0.329	0	0	0
1988	5	1.609	1	1	1	1988	25	0.148	0	1	0
1987	6	0.693	0	0	0	1987	26	3.020	0	0	0
1988	6	0.693	0	1	0	1988	26	3.178	0	1	0
1987	7	-0.799	1	0	0	1987	27	0.405	0	0	0
1988	7	-0.693	1	1	1	1988	27	0.344	0	1	0
1987	8	0.223	1	0	0	1987	28	-1.609	0	0	0
1988	8	0.432	1	1	1	1988	28	-1.171	0	1	0
1987	9	0.262	1	0	0	1987	29	0.000	0	0	0
1988	9	0.405	1	1	1	1988	29	-0.163	0	1	0
1987	10	0.058	1	0	0	1987	30	-0.693	0	0	0
1988	10	-0.223	1	1	1	1988	30	-0.528	0	1	0
1987	11	1.099	1	0	0	1987	31	1.609	0	0	0
1988	11	0.693	1	1	1	1988	31	1.386	0	1	0
1987	12	2.102	1	0	0	1987	32	0.693	0	0	0
1988	12	-0.400	1	1	1	1988	32	0.000	0	1	0
1987	13	0.513	1	0	0	1987	33	0.997	0	0	0
1988	13	0.157	1	1	1	1988	33	0.419	0	1	0
1987	14	-0.020	1	0	0	1987	34	-0.431	0	0	0
1988	14	-0.673	1	1	1	1988	34	-0.598	0	1	0
1987	15	0.000	1	0	0	1987	35	2.398	0	0	0
1988	15	-0.693	1	1	1	1988	35	2.079	0	1	0
1987	16	-0.799	1	0	0	1987	36	0.811	0	0	0
1988	16	-0.494	1	1	1	1988	36	0.916	0	1	0
1987	17	2.079	1	0	0	1987	37	1.609	0	0	0
1988	17	1.386	1	1	1	1988	37	1.569	0	1	0
1987	18	2.197	1	0	0	1987	38	0.513	0	0	0
1988	18	1.946	1	1	1	1988	38	0.916	0	1	0
1987	19	-4.605	0	0	0	1987	39	0.993	0	0	0
1988	19	-2.207	0	1	0	1988	39	0.952	0	1	0
1987	20	2.890	1	0	0	1987	40	2.996	0	0	0
1988	20	2.944	1	1	1	1988	40	3.219	0	1	0

YEAR :年, ID :企業番号, Y :スクラップ比率 (対数),
DT :職業訓練ダミー, D2 :1988 年ダミー, DTD2 : DT × D2