

重回帰分析

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

2. 推論

Ch.4 重回帰分析: 推論

1. OLS推定量の標本分布
2. 1係数の仮説検定: t 検定
3. 信頼区間
4. 係数の線形結合への仮説検定
5. 複数線形制約の検定: F 検定
6. 回帰結果の報告

4-1 OLS推定量の標本分布

◆OLS推定量の標本分布について

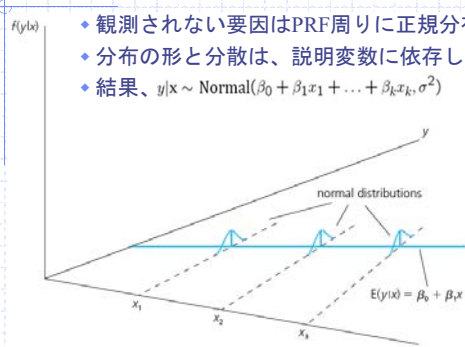
- OLS推定量は確率変数 ← 推定値は標本に依存
 - ◆ 期待値と分散は既知
 - ◆ 仮説検定ではその分布を知る必要があり、その分布を導出するために追加の仮定が必要
 - ◆ 誤差分布の仮定: 正規分布

◆仮定MLR.6 (誤差項の正規性)

- $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}$ とは独立に $u_i \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$

4-1 OLS推定量の標本分布

- ◆ 観測されない要因はPRF周りに正規分布と仮定
- ◆ 分布の形と分散は、説明変数に依存しない
- ◆ 結果、 $y|x \sim \text{Normal}(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k, \sigma^2)$



4-1 OLS推定量の標本分布

◆正規性の仮定について

- 誤差項は多くの異なる観測されない要因の合計
- 独立的要因の合計は正規分布 (中心極限定理)
 - ◆ 問題:
 - 異なる要因がどれほどあるのか? 十分に多いのか?
 - おそらく個々の要因の分布は非常に異質
 - 異なる要因はどの程度独立的なのか?
 - ◆ 誤差項の正規性は実証的問題 (データに依存)
 - 少なくとも誤差分布は正規分布に近くなるべき
 - 多くの場合、変数の定義によっては正規性が困難

4-1 OLS推定量の標本分布

◆正規性の仮定について (続き)

- ◆ 正規性が困難な例:
 - 賃金 (常に非負 ← 最低賃金 etc.)
 - 逮捕件数 (少数の整数値)
 - 失業 (1 or 0 の二択)
- ◆ 被説明変数の変換 (対数 etc.) によって正規性が達成される場合も
- 正規性のもとで OLS は 最良不偏推定量
- 統計的推論において、誤差項の正規性の仮定は大標本で置換可能

4-1 OLS推定量の標本分布

◆用語

- Gauss-Markov仮定 MLR.1-MLR.5
- Classical linear model仮定 MLR.1-MLR.6

◆定理4.1(正規標本分布)

- CLM仮定のもとで
 - ◆ 推定値は分散を用いて真の係数周りに正規分布
 $\beta_j \sim \text{Normal}(\beta_j, \text{Var}(\beta_j))$
 - ◆ 標準化推定量は標準正規分布に従う
 $\frac{\beta_j - \beta_j}{\text{sd}(\beta_j)} \sim \text{Normal}(0, 1)$

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆定理4.2(標準化推定量のt分布)

- CLM仮定のもとで
 - ◆ 推定標準偏差(=標準誤差)を用いて標準化を行うと、正規分布はt分布に置換
 $\frac{\beta_j - \beta_j}{\text{se}(\beta_j)} \sim t_{n-k-1}$
 - 注: n-k-1が大きい場合、t分布は標準正規分布に近似
- 帰無仮説
 $H_0: \beta_j = 0$
 - ◆ 母集団係数はゼロ、つまりyに対するx_jの効果はない

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆t 統計量/t値

$$t_{\beta_j} \equiv \frac{\beta_j}{\text{se}(\beta_j)}$$

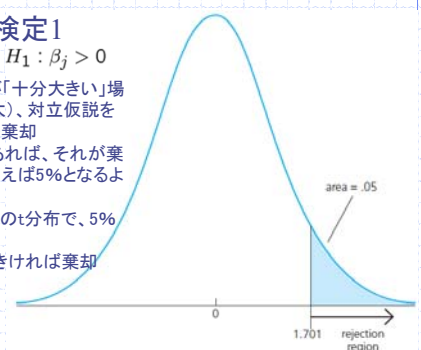
- ◆ 帰無仮説 $\beta_j=0$ の検証のためにこの「t値」を使用
 - 推定係数がゼロから離れるほど $\beta_j=0$ の可能性は低下
 - 推定係数の変動性(標準偏差etc.)に依存
 - 推定係数がゼロからどれだけ離れているかを推定した標準偏差を測定
- ◆ 帰無仮説が正しいときのt値の分布
 $t_{\beta_j} \equiv \beta_j / \text{se}(\beta_j) = (\beta_j - \beta_j) / \text{se}(\beta_j) \sim t_{n-k-1}$
- ◆ 目標: 棄却ルールを定義し、それが正しい場合、 H_0 は低い確率(=有意水準、例えば5%)でのみ棄却

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆4-2a 片側検定1

$$H_0: \beta_j = 0 \quad H_1: \beta_j > 0$$

- 推定された係数が「十分大きい」場合(臨界値よりも大)、対立仮説を支持し帰無仮説を棄却
- 帰無仮説が真であれば、それが棄却される確率が例えば5%となるように臨界値を構築
- 例では、自由度28のt分布で、5%範囲を明示
- t値が1.701より大きければ棄却



4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆例4-1:賃金方程式

- 教育年数と勤続年数を一定とし、職業経験年数→賃金を検定

$$\log(\text{wage}) = .284 + .092 \text{educ} + .0041 \text{exper} + .022 \text{tenure}$$

(1.04) (0.07) (0.0017) (0.003)

$$n = 526, R^2 = .316$$

- 検定 $H_0: \beta_{\text{exper}} = 0 \quad H_1: \beta_{\text{exper}} > 0$

- ◆ 時給に対する経験年数について
 - H_1 : 肯定的な効果を期待 or
 - H_0 : まったく効果なし

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆例:賃金方程式(続き)

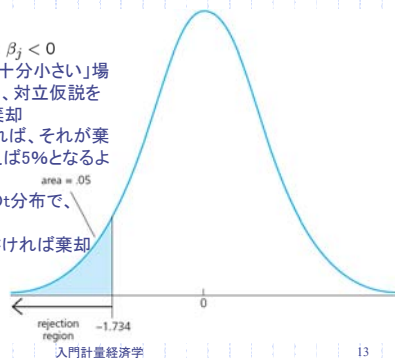
- t値 $t_{\text{exper}} = .0041 / .0017 \approx 2.41$
- 自由度 $df = n - k - 1 = 526 - 3 - 1 = 522$
 - ◆ ここでは標準正規分布で近似可能
- 臨界値Critical values
 - ◆ 有意水準5% $\alpha_{0.05} = 1.645$
 - ◆ 有意水準1% $\alpha_{0.01} = 2.326$
 - t値>臨界値のため、帰無仮説は棄却
- 結論「時給への経験の影響は、有意水準5%(さらには1%)で統計的にゼロよりも大きい」

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆片側検定2

$$H_0: \beta_j = 0 \quad H_1: \beta_j < 0$$

- 推定された係数が「十分小さい」場合 (臨界値よりも小)、対立仮説を支持し帰無仮説を棄却
- 帰無仮説が真であれば、それが棄却される確率が例えば5%となるように臨界値を構築
- 例では、自由度18の t 分布で、5%範囲を明示
- t 値が-1.734より小さければ棄却



13

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆例4-2: 成績と学校規模

- 学校規模→成績を検定

数学試験の 学生割合	年間平均 教員報酬	学生千人 当り職員	在籍者数 (= 学校規模)
---------------	--------------	--------------	------------------

$$\widehat{math10} = + 2.274 + .00046 \widehat{totcomp} + .048 \widehat{staff} - .00020 \widehat{enroll}$$

(6.113) (0.0010) (.040) (.00022)

$$n = 408, R^2 = .0541$$

- 検定 $H_0: \beta_{enroll} = 0 \quad H_1: \beta_{enroll} < 0$

- ◆ 成績に対する学校規模について

- H_1 : 否定的な影響 or
- H_0 : まったく影響なし

入門計量経済学

14

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆例: 成績と学校規模(続き)

- t 値 $t_{enroll} = -.00020 / .00022 \approx -.91$
- 自由度 $df = n - k - 1 = 408 - 3 - 1 = 404$
 - ◆ ここでは標準正規分布で近似可能
- 臨界値Critical values
 - ◆ 有意水準5% $c_{0.05} = -1.65$
 - ◆ 有意水準15% $c_{0.15} = -1.04$
 - $|t| < |$ 臨界値 $|$ のため、帰無仮説は棄却できない
- 結論「学校規模は成績に影響しないという仮説を棄却できない」

入門計量経済学

15

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆例: 成績と学校規模(続き)

- 関数形の別の特定化:

$$\widehat{math10} = - 207.66 + 21.16 \widehat{\log(totcomp)} + 3.98 \widehat{\log(staff)} - 1.29 \widehat{\log(enroll)}$$

(48.70) (4.06) (4.19) (0.69)

$$n = 408, R^2 = .0654 \quad \leftarrow \text{若干} R^2 \text{ 上昇}$$

- 検定

- ◆ $H_0: \beta_{\log(enroll)} = 0 \quad H_1: \beta_{\log(enroll)} < 0$

入門計量経済学

16

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆例: 成績と学校規模(続き)

- t 値 $t_{\log(enroll)} = -1.29 / .69 \approx -1.87$
- 臨界値Critical values
 - ◆ 有意水準5% $c_{0.05} = -1.65$
 - $|t| > |$ 臨界値 $|$ のため、帰無仮説は5%有意水準で棄却
 - 「学校規模は成績に影響しないという仮説を棄却、否定的影響を支持」

- 実際の影響力

$$-1.29 = \frac{\Delta \widehat{math10}}{\Delta \log(enroll)} = \frac{\Delta \widehat{math10}}{\frac{\widehat{enroll}}{enroll}} = \frac{-1.29}{\frac{1}{100}} = -0.0129 \rightarrow 10\% \text{ 在籍者数増} \rightarrow 0.129 \text{ 点低下}$$

入門計量経済学

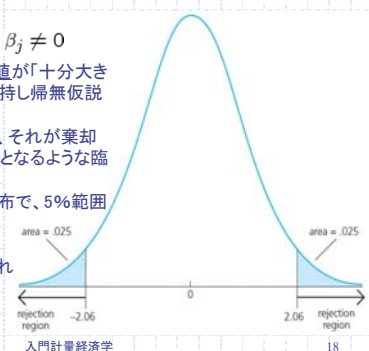
17

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆4-2b 両側検定

$$H_0: \beta_j = 0 \quad H_1: \beta_j \neq 0$$

- 推定された係数の絶対値が「十分大きい」場合、対立仮説を支持し帰無仮説を棄却
- 帰無仮説が真であれば、それが棄却される確率が例えば5%となるような臨界値を構築
- 例では、自由度25の t 分布で、5%範囲を明示
- t 値が-2.06より小さい、あるいは2.06より大きければ棄却



18

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆例4-3: 大学GPAの決定要因

$$\widehat{colGPA} = 1.39 + .412 \widehat{hsGPA} + .015 \widehat{ACT} - .083 \widehat{skipped}$$

(.33) (.094) (.011) (.026)

$n = 141, R^2 = .234$

■ 検定

$$t_{hsGPA} = 4.38 > c_{0.01} = 2.58 \quad \leftarrow \text{標準正規分布で近似}$$

$$t_{ACT} = 1.36 < c_{0.10} = 1.645$$

$$|t_{skipped}| = |-3.19| > c_{0.01} = 2.58$$

- $hsGPA$ および $skipped$ の効果は、1%有意水準でゼロと有意に異なる
- ACT の効果は、10%有意水準でもゼロと有意に異なる

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆回帰式の「統計的に有意」変数

- 回帰係数が両側検定でゼロと異なる場合、当該変数は「統計的に有意」と言われる
- 正規分布で近似ほど自由度が十分に大きい場合、以下の経験則を適用:

$$|t - ratio| > 1.645 \quad \rightarrow \quad 10\% \text{水準で統計的に有意}$$

$$|t - ratio| > 1.96 \quad \rightarrow \quad 5\% \text{水準で統計的に有意}$$

$$|t - ratio| > 2.576 \quad \rightarrow \quad 1\% \text{水準で統計的に有意}$$

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆4.2c 回帰係数の一般的仮説の検定

- 帰無仮説 $H_0: \beta_j = a_j$

■ t 統計量

$$t = \frac{(\text{estimate} - \text{hypothesized value})}{\text{standard error}} = \frac{(\beta_j - a_j)}{se(\beta_j)}$$

- この検定は、統計量を計算する際に推定値から仮説の数値を引くことを除き、これまでの議論と同様

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆例4-4: 大学構内の犯罪と在籍者数

- 仮説「在籍者数が1%増加したときに、キャンパス内の犯罪率は1%増加するの？」

$$\log(\text{crime}) = -6.63 + 1.27 \log(\text{enroll})$$

(1.03) (0.11)

$n = 97, R^2 = .585$

- 推定値は1と異なっているが、この違いは統計的に有意なのか？

- 検定 $H_0: \beta_{\log(\text{enroll})} = 1, H_1: \beta_{\log(\text{enroll})} \neq 1$

$$t = (1.27 - 1) / .11 \approx 2.45 > 1.96 = c_{0.05}$$

- 帰無仮説は5%水準で棄却

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆4-2d t 検定のための p 値の計算

- 有意水準を小さくしていくと、帰無仮説を棄却できない点が存在
- 帰無仮説が棄却される最小有意水準を仮説検定の p 値と呼ぶ
 - 低い p 値は低い有意水準でも帰無仮説を棄却するため、帰無仮説に反する証拠
 - 高い p 値は帰無仮説を支持する証拠
 - p 値は固定有意水準での検定よりも情報提供

4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆ p 値の計算(両側検定)

- p 値は、帰無仮説を棄却するorしないに無関係な有意水準
- 両側検定の場合、 p 値は t 値が検定統計の実現値よりも大きな(絶対)値となる確率(図の青色エリア)

$$P(|t - ratio| > 1.85) = 2(0.0359) = .0718$$
- p 値が有意水準よりも小さい場合に限り、帰無仮説を棄却
- 例では、有意水準が5%の場合、 t 値は棄却領域には存在しない。



4-2 1係数の仮説検定: t 検定

◆4-2f 経済的重要性vs統計的重要性

■ ガイドライン

- 変数が統計的に有意であれば、その経済的・実的な重要性を知るために係数の大きさを議論
 - 係数が統計的に有意という事実は、必ずしも経済的・実的に重要とは限らない
 - 変数が統計的かつ経済的に重要だが「間違った」符号の場合、回帰モデルは間違った特定化の可能性大
- 変数が通常の水準(10%、5%、または1%)で統計的に非有意の場合、回帰式から削除も可
 - ただし標本サイズが小さければ、影響が不正確に推定される可能性→重要ではない変数でも落とす必要なし

4-3 信頼区間

◆定理4.2の式を変形すると

$$P\left(\underbrace{\beta_j - c_{0.05} \cdot se(\beta_j)}_{\text{信頼区間の下限}} \leq \beta_j \leq \underbrace{\beta_j + c_{0.05} \cdot se(\beta_j)}_{\text{信頼区間の上限}}\right) = 0.95$$

両側検定の臨界値

◆信頼区間の解釈

- 区間の上限・下限はランダム
- 標本を反復すると、上記の方法で算出された区間は、母集団回帰係数の95%をカバー

4-3 信頼区間

◆典型的信頼水準の信頼区間

$$P(\beta_j - c_{0.01} \cdot se(\beta_j) \leq \beta_j \leq \beta_j + c_{0.01} \cdot se(\beta_j)) = 0.99$$

$$P(\beta_j - c_{0.05} \cdot se(\beta_j) \leq \beta_j \leq \beta_j + c_{0.05} \cdot se(\beta_j)) = 0.95$$

$$P(\beta_j - c_{0.10} \cdot se(\beta_j) \leq \beta_j \leq \beta_j + c_{0.10} \cdot se(\beta_j)) = 0.90$$

- 概算値として $c_{0.01} = 2.576, c_{0.05} = 1.96, c_{0.10} = 1.645$

◆信頼区間と仮説検定の関係

- $a_j \notin \text{interval} \Rightarrow H_1: \beta_j \neq a_j$ を支持し、 $H_0: \beta_j = a_j$ を棄却

4-3 信頼区間

◆例4-8: 企業の研究開発(R&D)支出

$$\widehat{\log(rd)} = -4.38 + 1.084 \log(sales) + .0217 \text{ profmarg}$$

R&D支出 (.47) (.060) 年間売上 (.0128) 利益率

$$n = 32, R^2 = .918, df = 32 - 2 - 1 = 29 \Rightarrow c_{0.05} = 2.045$$

◆売上の信頼区間

$$1.084 \pm 2.045(.060) = (.961, 1.21)$$

- 売上のR&Dへの影響は、その区間が狭いため正確に推定
- ゼロが区間外にあるので、その効果はゼロとは大きく異なる

◆利益率の信頼区間

$$.0217 \pm 2.045(.0128) = (-.0045, .0479)$$

- この効果は、間隔が非常に広いため不正確な推定
- 区間内にゼロがあるので、統計的に非有意

4-4 係数線形結合の仮説検定

◆例: 教育への収益-4年生大学vs短期大学

$$\log(wage) = \beta_0 + \beta_1 jc + \beta_2 univ + \beta_3 exper + u$$

短大の教 4大の教 職業年数
育年数 育年数

- 検定 $H_0: \beta_1 - \beta_2 = 0$ $H_1: \beta_1 - \beta_2 < 0$

■ 検定統計量

$$t = \frac{\beta_1 - \beta_2}{se(\beta_1 - \beta_2)}$$

- 推定値の差は、その推定標準偏差によって正規化
- 係数間の真の差がゼロに等しいと信じられないほど統計量が「あまりにも負」ならば、帰無仮説は棄却

4-4 係数線形結合の仮説検定

◆標準の回帰では算出不可能

$$se(\beta_1 - \beta_2) = \sqrt{Var(\beta_1 - \beta_2)} = \sqrt{Var(\beta_1) + Var(\beta_2) - 2Cov(\beta_1, \beta_2)}$$

◆他の手法

- 新しい係数を定義: $\theta_1 = \beta_1 - \beta_2$
- 新しい係数の検定: $H_0: \theta_1 = 0$ $H_1: \theta_1 < 0$
- モデル式の変形:

$$\begin{aligned} \log(wage) &= \beta_0 + (\beta_1 - \beta_2)jc + \beta_2 univ + \beta_3 exper + u \\ &= \beta_0 + \theta_1 jc + \beta_2(jc + univ) + \beta_3 exper + u \end{aligned}$$

元の回帰式に代入 新しい説明変数 (= 通算大学年数)

4-4 係数線形結合の仮説検定

◆推定結果

$$\widehat{\log(wage)} = 1.472 \underset{(0.021)}{+ .0102} \underset{(.0069)}{jc} + \underset{(.0023)}{.0769} \underset{\text{通算大}}{totcoll} + \underset{(.0002)}{.0049} \underset{\text{学年数}}{exper}$$

$$n = 6,763, R^2 = .222$$

$$t = -.0102 / .0069 = -1.48$$

$$p\text{-value} = P(t\text{-ratio} < -1.48) = \underset{.070}{.070}$$

$$-.0102 \pm 1.96(.0069) = (-.0237, .0003)$$

- ◆ 帰無仮説は10%水準で棄却(5%では棄却できない)

- この手法は線形仮説に対して常に有効

4-5 複数制約の検定: F 検定

◆4-5a 制約の検定

$$\log(salary) = \beta_0 + \underset{\text{1軍期間}}{\beta_1 years} + \underset{\text{平均出場試合数}}{\beta_2 gamesyr} + \underset{\text{打率}}{\beta_3 bavg} + \underset{\text{本塁打数}}{\beta_4 hrunsyr} + \underset{\text{塁打数}}{\beta_5 rbisyr} + u$$

■ 仮説

$$H_0: \beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0$$

$$H_1: H_0 \text{ is not true}$$

- ◆ MLB選手の各指標値が効果を持たないか、あるいは回帰式から除外できるかどうかを検定

4-5 複数制約の検定: F 検定

◆非制約unrestrictedモデルの推定

$$\widehat{\log(salary)} = 11.19 + \underset{(0.29)}{.0689} \underset{(.0121)}{years} + \underset{(.0026)}{.0126} \underset{(.00110)}{gamesyr} + \underset{(.00110)}{.00098} \underset{(.0161)}{bavg} + \underset{(.0161)}{.0144} \underset{(.0072)}{hrunsyr} + \underset{(.0072)}{.0108} \underset{(.0072)}{rbisyr}$$

$$n = 353, SSR = \underset{183.186}{183.186}, R^2 = .6278$$

- ◆ 個別に検定した場合、打撃指標(後半の3変数)はいずれも統計的に非有意

■ 考え方:

- ◆ 打撃3変数が回帰式から除外された場合、モデルの当てはまりはどのようになるのか?

4-5 複数制約の検定: F 検定

◆制約restrictedモデルの推定

$$\log(salary) = 11.22 + \underset{(0.11)}{.0713} \underset{(.0125)}{years} + \underset{(.0013)}{.0202} \underset{(.0013)}{gamesyr}$$

$$n = 353, SSR = \underset{198.311}{198.311}, R^2 = .5971$$

- ◆ 残差平方和は必然的に増加するが、統計的に有意な増加か?

◆検定統計量

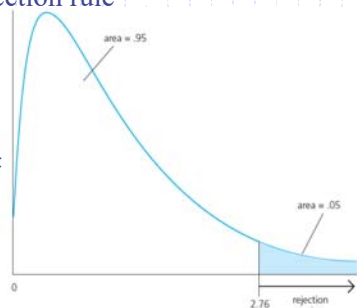
$$F = \frac{(SSR_r - SSR_{ur}) / \text{制約の数}}{SSR_{ur} / (n - k - 1)} \sim F_{q, n-k-1}$$

- ◆ (帰無仮説 H_0 が正しい場合) H_1 から H_0 に変化するときの残差平方和の相対的増加はF分布に従う

4-5 複数制約の検定: F 検定

◆棄却ルールRejection rule

- F値は必ず正の値
- H_1 が H_0 に変化するとき、SSRは必ず増加
- 帰無仮説が真であれば、それが棄却される確率が例えば5%となるような臨界値を構築



4-5 複数制約の検定: F 検定

◆検定例

$$F = \frac{(198.311 - 183.186) / \text{制約の数}}{183.186 / \text{非制約モデルの自由度}} = \frac{15.125 / 3}{183.186 / 347} \approx 9.55$$

$$F \sim F_{3, 347} \Rightarrow c_{0.01} = 3.78$$

$$P(F\text{-statistic} > 9.55) = 0.000$$

- ◆ (非常に小さい有意水準でも)帰無仮説は棄却

◆検定結果について

- 3変数は「同時有意jointly significant」

- ◆ 各変数は個別検定では非有意
- ◆ 3変数間の多重共線性の可能性

4-5 複数次制約の検定: F 検定

◆4-5b F値とt値の関係

- 1係数検定の場合、 $F = t^2$ 、同じp値
 - ◆ t検定と同様に、F検定のp値も計算可能

◆4-5c F値の R^2 形

- $SSR = SST(1 - R^2)$ より、 SSR に代えて R^2 を使用

$$F = \frac{(R_{ur}^2 - R_r^2)/q}{(1 - R_{ur}^2)/(n - k - 1)} \quad (4.41),$$

- ◆ ここで r は制約式、 ur は非制約式を表す

Econometrics

37

4-5 複数次制約の検定: F 検定

◆4-5e 回帰式の全体有意性の検定

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + u$$

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$y = \beta_0 + u \quad \leftarrow \text{制約式(切片への回帰)}$$

- ◆ 帰無仮説: 全説明変数は被説明変数を説明しない

■ 検定統計量

$$F = \frac{(SSR_r - SSR_{ur})/q}{SSR_{ur}/(n - k - 1)} = \frac{R^2/k}{(1 - R^2)/(n - k - 1)} \sim F_{k, n-k-1}$$

- ◆ 全体有意性の検定は多くの回帰分析ソフトで報告
- ◆ 帰無仮説は通常棄却

入門計量経済学

38

4-5 複数次制約の検定: F 検定

◆4-5f 一般線形制約の検定

- 例: 住宅価格査定の検定

$$\log(\text{price}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{assess}) + \beta_2 \log(\text{lotsize}) + \beta_3 \log(\text{sqrft}) + \beta_4 \text{bdrms} + u$$

(販売前) 査定額 ロットサイズ (R^2)
面積 部屋数

- ◆ 帰無仮説 $H_0: \beta_1 = 1, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0, \beta_4 = 0$
 - 住宅価格の査定が適正である場合、査定額の1%の変化は住宅価格の1%の変化と連動するはず
 - さらに、査定額が適正であれば、他の要因は住宅価格に影響を及ぼさないはず

入門計量経済学

39

4-5 複数次制約の検定: F 検定

- 非制約回帰式 Unrestricted model

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$$

- 制約回帰式 Restricted model

$$y = \beta_0 + x_1 + u \Rightarrow [y - x_1] = \beta_0 + u$$

- ◆ 制約回帰式は実際には $[y - x_1]$ を切片に回帰

■ 検定統計値

$$F = \frac{(SSR_r - SSR_{ur})/q}{SSR_{ur}/(n - k - 1)} = \frac{(1.880 - 1.822)/4}{1.822/(88 - 4 - 1)} \approx .661$$

$$F \sim F_{4,83} \Rightarrow c_{0.05} = 2.50 \Rightarrow H_0$$

- ◆ 帰無仮説を棄却できない

入門計量経済学

40

4-5 複数次制約の検定: F 検定

- 非制約回帰式の回帰結果

$$\widehat{\log(\text{price})} = .264 + 1.043 \log(\text{assess}) + .0074 \log(\text{lotsize}) - .1032 \log(\text{sqrft}) + .0338 \text{bdrms}$$

(151) (.0386) (.1384) (.0221)

$$n = 88, SSR = 1.822, R^2 = .773$$

- ◆ 個別検定では、住宅価格査定は適正とは言えない
- F検定は、一般的な複数次線形仮説に対応可能
- すべての検定および信頼区間について、仮定 MLR.1 - MLR.6の有効性が前提
 - ◆ 仮定が不成立の場合、検定は無効

入門計量経済学

41

4.6 推定結果レポート

Dependent Variable: log(salary)			
Independent Variables	(1)	(2)	(3)
log(sales)	.224 (.027)	.158 (.040)	.188 (.040)
log(mkval)	—	.112 (.050)	.100 (.049)
profmargin	—	-.0023 (.0022)	-.0022 (.0021)
ceoten	—	—	.0171 (.0055)
comten	—	—	-.0092 (.0033)
intercept	4.94 (0.20)	4.62 (0.25)	4.57 (0.25)
Observations	177	177	177
R-squared	.281	.304	.353

42