



東北学院大学経済学部ディスカッションペーパーシリーズ
#2018-3

ICT の活用による双方向型授業の教育効果

舟島 義人
東北学院大学経済学部

2018 年 3 月

ICT の活用による双方向型授業の教育効果*

舟島 義人[†]

東北学院大学経済学部

概要

授業支援システムの開発やスマートフォンの普及などに伴い、近年の学校教育では、情報通信技術（以下、ICT）を活用した様々な授業が実施されている。こうした ICT の活用は学習到達度を高め、人的資本の蓄積に資するものであることが期待されるが、その効果を計測した研究は十分になされていない。本稿では、大学の大人数授業における個票データを利用し、差の差の推定を行うことにより、ICT の活用によって実現した双方向型授業の効果を推計した。分析の結果、対象とした ICT 教育は学習到達度に正で有意な影響を及ぼすことが示された。

キーワード: 教育, ICT, 大人数授業, 双方向型授業, 差の差の推定

JEL classification: I20, C93, C99

*本研究は平成 29 年度「学長教育改革研究助成金（東北学院大学）」によって助成を受けた研究成果の一部である。本稿の作成にあたり、篠崎剛先生との議論から得られた示唆は大変有益であった。ここに記して感謝の意を表したい。無論、本稿のありうべき誤りは筆者の責に帰する。

[†]980-8511 宮城県仙台市青葉区土樋一丁目 3-1; E-mail: funashima@mail.tohoku-gakuin.ac.jp

1 はじめに

教育投資は人的資本の蓄積を通じて個人のキャリア形成や経済成長などに影響を及ぼすが、その投資効率は教育環境や投資の質に依存する¹⁾。教育生産関数の推定を巡っては、クラスサイズや同僚（ピア）効果などによる学習到達度への影響に焦点があてられ、これまでに国内外で多数の研究が蓄積されてきた²⁾。

国外を分析対象とした近年の研究では、実験的手法が多用され、因果関係を識別した精緻な分析がなされている³⁾。例えば、Angrist and Lavy (1999) は、イスラエルの小学校を対象にマイモニデス・ルールに着目した回帰不連続デザインを用いて、クラスサイズが小さくなると児童の算数の得点が高くなることを明らかにしている。また、同僚効果の精緻な検証を試みた研究としては、Lu and Anderson (2015) が挙げられる。この研究では中国の中学校を対象にランダムに座席を指定する実験を行い、女子生徒は同性に囲まれて勉強した方がテストの得点が高くなることを示している。この結果は、男女の座席の位置を組み合わせるだけで教育効果が高まる可能性を示唆している。最近では、教育投資の質を問う実証結果も報告されている。Cristia *et al.* (2017) は、ペルーの小学校を対象に大規模なランダム化比較試験を行い、児童へのノートパソコンの支給（One Laptop per Child program）は算数と言語テストの得点を上げることに寄与しないことを解明している。

このような海外諸国を対象にした実証結果は、外的妥当性の観点から短絡的にわが国に当てはめることはできないものの、日本の教育政策にとっても重要な含意を有するものと考えられる。特に Cristia *et al.* (2017) による発見は、巨額の教育予算を組んだとしても効果的ではない教育投資があり得ることを示しており、教育政策を行う際の科学的検証の重要性を改めて指摘したものといえる⁴⁾。無論、わが国を対象とした教育改革に関する議論や教育のあり方を巡る実証分析は様々な視点から多数なされてきた⁵⁾。

しかしながら、わが国の教育について十分な議論が尽くされていない論点も多くある。なかでも、近年のわが国の学校教育において普及しつつある ICT 教育の効果については十

¹⁾ 学力と労働市場の関係を分析した文献は、Neal and Johnson (1996) などがある。教育と経済成長の関係に関する実証的検討を行ったものとしては、Hanushek and Kimko (2000) がある。人的資本が経済成長が及ぼす理論的な影響については、Acemoglu (2009) などを参照されたい。

²⁾ クラスサイズについての理論研究としては、Lazear (2001) がある。実証研究については、例えば、国外を対象とした Lefgren (2004)、日本を対象にした川崎 (2006)、二木 (2012) などが挙げられる。

³⁾ 実験的手法に依拠して様々な教育効果を検証した文献としては、本文で引用した以外にも、Carrell and West (2010)、Eisenkopf *et al.* (2015)、Frisvold (2015)、Lusher and Yasenov (2016)、Booij *et al.* (2017)、Marie and Zölitz (2017) などがある。

⁴⁾ 日本における教育支出の決定要因を実証した研究として田中 (2017) がある。田中 (2017) では、小規模校化によって教育支出が抑制されてきたことが指摘されている。また、2000 年代に入って、非正規教員の採用が拡大したことも、教育支出が抑制に寄与したことが示されている。

⁵⁾ 樋口 (1992)、荒井 (1995)、伊藤・西村 (2003)、小塩 (2003)、北條 (2008)、小塩ほか (2009)、平尾ほか (2013)、近藤 (2014)、赤林ほか (2016)、二木 (2017) などを参照されたい。教育経済学全般に関わる日本の実証分析をサーベイした文献としては、小塩・妹尾 (2005) や北条 (2011) がある。

分な分析結果が蓄積されていない。ICT教育のツールは様々なものが開発されているが、その有効性についての体系的かつ包括的な検証を疎かにしたままICT教育の導入が推し進められているように思われる。多種多様なICT教育の中から人的資本の蓄積に資するものを採用するためには、個別に定量的検証を重ねていくことが不可欠である。

特にわが国の大学におけるICT教育の効果を分析した実証研究は少ない。例えば、私立大学情報教育協会(2017)では、大学におけるICTを活用した多くの授業改善モデルが提示されているが、その教育効果について定量的な実証分析はなされていない。大学教育では、現在においても100名を超える大人数授業が実施されており、そうした授業環境においても学習効果を高めるようなICT教育を模索する必要がある。従来の階段型教室を使用した大人数授業では、教員から学生への一方向型の講義になりがちであったが、授業支援システムの利用により、大人数授業でも授業内に学生の考えや意見を吸い上げて双方向で授業運営できるようになってきた。しかし、そうしたICT教育が大学生の学力向上にどの程度有効であるのかは十分に明らかとなっていない。

このような問題意識に立ち、本稿では東北学院大学の経済学教育を対象に、ICT教育の効果を計測する。対象とする授業は履修者が400名を超える大人数授業である。ICT教育の方法は使用する授業支援システムや教員の授業運営方法によって千差万別であるが、以下の第2節で詳述するように、本稿では(株)朝日ネット社が提供しているresponを利用したICT教育を分析の対象とする。

本分析は、政策評価の手法として多用されている差の差の推定に依拠する。自然実験の状況を利用することにより、ICT教育が学習到達度に及ぼす因果的な効果を推計することが本研究の目的である。分析の結果、本稿で提示するICT教育は学習到達度に正で有意な効果をもたらすことが示された。また、その効果はresponによる授業に積極的に取り組む学生ほど大きくなることが明らかとなった。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、先行研究について言及しつつ、本研究で対象とするICT教育について説明する。第3節では、実証分析を行い、主な結果を示す。最後の第4節では、本稿の結論を述べるとともに、今後の研究課題について触れる。

2 大学教育におけるICTの活用と有効性

2.1 先行研究と課題

近年において、日本の多くの大学では授業改善の方策の一環として、様々なICT教育の導入が試みられている(e.g., 私立大学情報教育協会, 2017)。本研究が対象とする経済学教育に着目すると、その有効性を検証した研究がいくつかなされている。

児玉ほか (2011) は、東洋大学経済学部でのマクロ経済学演習の授業を対象に、学生が授業外に利用できるeラーニングシステムの効果を検証している。児玉ほか (2011) は、eラーニングを利用した問題試行回数が多い学生ほど、マクロ経済学の得点が高くなることを示している。さらに巽ほか (2013) では、東洋大学経済学部でのミクロ経済学の授業についても、同eラーニングシステムの効果を検証している。巽ほか (2013) によると、eラーニング利用者と非利用者を比較した場合、履修者全体では成績に違いは見られないものの、演習履修者に限ってはeラーニングによる正の効果が確認されている。また、篠崎ほか (2016) は、東北学院大学での国際経済学の授業を対象に、eラーニングによって授業外に解いた練習問題の総得点が期末試験の得点に正で有意な影響を及ぼすことを指摘している。最近では、青山学院大学経済研究所 (2017) が、同大学経済学部における経済学教育で導入した電子教科書とeラーニングについての調査結果をまとめている。

このように大学の経済学教育におけるICT教育の有効性について、様々な調査研究が散見されるものの、その多くは学生アンケートの結果を整理したものや学習到達度との相関関係を示したものに留まっている。アンケート調査を行い、ICT教育に関する学生の主観的な評価を調べることも有益であるが、学習到達度が高まらないことには人的資本は増加しない⁶⁾。また、クロスセクションデータを用いて回帰モデルを推定している児玉ほか (2011)、巽ほか (2013)、篠崎ほか (2016) などでは、後述する自己選択の問題が生じている可能性があり、因果関係の意味での効果を検証できていない。ICT教育の効果を見極めるためには、因果関係を識別した推定が望ましく、より精緻な実証分析を蓄積していく必要性が高まっている。

なお、上述した既存研究の多くは、授業時間外における授業支援システムの有効性を検証したものである。他方、本稿では授業内においてICTを活用した事例を対象とし、その効果を分析する。以下、本研究の対象となるICT教育を説明する。

2.2 対象とするICT教育と分析の視点

本稿が分析の対象とする授業は、経済学の基礎を学習する科目である。当該科目は前期と後期に分けて半期科目として開講され、一年間を通してその学習内容がカバーされる。科目の性質上、後期は前期の学習内容を相当程度前提として授業が進められる。成績評価は、半期ごとに行われる1回の期末試験の得点に基づき行われる。当該年度においては、前期の履修者は481名で、後期の履修者は447名であった。

前期の授業では、毎回、授業の前半に予習内容を5分から10分程度で紙に書いて提出す

⁶⁾実際に、主観的なアンケート結果ではICT教育によって学習の理解が進むような結果が得られても、客観的な理解度を試すテストでは効果がみられない例が報告されている (e.g., 奥木・古田, 2012)。

るかたちがとられていた。授業への出席者数も相当程度多いため、全員分の予習状況を授業内で把握することはできず、学生の予習状況を授業にフィードバックすることは皆無に等しかった。

こうした大人数授業における教員から学生への一方向型の授業を改善する方策として、後期の授業では（株）朝日ネット社によって提供されている respon が導入された⁷⁾。respon の利用によって、教員は大人数でも同時に参加できるアンケートを授業内に実施することができるようになった。すなわち、後期の授業では、予習事項について学生がスマートフォンを使って respon で回答することにより、教員はそのアンケート結果を基に学生の理解が不足している点を把握し、その点を重点的に説明することが可能となった。respon で回答した学生の多くが自分の理解がどのように誤っていたのか（本当に正しかったのか）を明確にすることができるようになったと考えられ、学習内容の理解が深まったことが期待される。

また、respon による回答内容は、スライドに映すことでリアルタイムに共有することができる。すなわち、学生は他の受講生がどのような考えを持っているのかをリアルタイムに知ることができる。実際に、当該授業においても回答中はスライドに回答内容が映されており、学生がアンケートの集計結果や他の学生の回答を確認できるようになっていた。このような回答の共有は、同僚効果を促進することが期待できる。受講生が多いほど多様な考えを共有できるため、大人数授業の方がこうした同僚効果は高まるかもしれない。

なお、respon の回答項目は予習内容を問う選択問題とその回答理由の二つである。また、後期の予習の回答時間は、前期と同様に 5 分から 10 分程度であり、respon の導入に伴って講義計画が変更されたということはない。予習内容に関する respon の活用は後期全体で 12 回あり、そのうち、後期の期末試験問題に直接的に関わるものは 7 回であった。

先に述べたように、成績評価は期末試験の結果のみに基づき、そうした成績評価方法はシラバスや授業内でのアナウンスを通して受講生にも周知されていた。換言すると、respon の回答自体が成績に反映されることはないため、予習内容について回答するか否かは学生の自己選択による。詳細はモデルを明示しつつ次節において述べるが、こうした自己選択がある場合、respon 導入の効果を識別する際に留意すべき点がある。すなわち、仮に respon による予習内容の確認を積極的に取り組んだグループの後期試験の得点が高くても、その原因が respon の効果によるものなのか判別することができない。つまり、そのグループには、もともと真面目に授業を受ける気質をもった学生が多いだけなのかもしれない。ま

⁷⁾大津 (2017) では大人数授業においても、respon を使用することによりグループ・ディスカッションなどを行えることなどが紹介されている。respon の詳細については（株）朝日ネット社のホームページ (<https://respon.jp/>) を参照されたい。なお、本稿が対象とする東北学院大学以外でも、respon は 2018 年 2 月時点において、小樽商科大学、関西福祉科学大学、四国大学、実践女子大学、専修大学、東洋大学などの多数の大学の授業において既に利用されているようである。

たは、授業内容についての関心がもともと高い学生が多いグループなのかもしれない。以下、本稿ではパネルデータを用いた差の差の分析を行い、学生の個別効果に関わる自己選択によってもたらされる推定のバイアスを回避する。

3 実証分析

3.1 データと予備的考察

分析に先立ち、利用するデータを見ておく。用いるサンプルは、前後期の期末試験をいずれも受験した 406 名である。すなわち、履修者のうち、前後期のいずれかのみを履修した学生、両方を履修はしたもののいずれかの期末試験を受験していない学生、期末試験を受験しない（単位とは関係のない）聴講生などは、サンプルから除外されている。学習到達度を測る指標として前後期の期末試験の得点を使い、2 時点のパネルデータを用いた分析を行う。

データの記述統計量は表 1 に示されている。前期の得点 ($score_1$) と後期の得点 ($score_2$) を比較すると、中央値は前期の得点の方が 4 点高い。標準偏差は、後期の方がやや大きいものの、四分位範囲では変わらない。respon のデータについては、全 12 回のうち予習内容を問う選択問題に回答した回数の中央値は 2（第 3 四分位は 7）であり、理由も記した回答回数の中央値は 1（第 3 四分位は 4）である。試験関連の 7 回については、回答の中央値は 1（第 3 四分位は 4）、理由付き回答の中央値は 0（第 3 四分位は 2）となっている。これらから、回答理由を考えることなく回答した学生が一定程度いることが推察される。

[表 1]

次に、本稿で行う差の差の分析を念頭に置いて、データを見ていく。すなわち、後期の得点と前期の得点の差分 ($\Delta score = score_2 - score_1$) について、respon による ICT 教育を受けた学生とそうではない学生との間に差があるのかを検討していく。この点を明確に読み取るために作成したのが図 1 と図 2 の箱ヒゲ図である。これらの図において、all は全サンプルにおける得点の伸び ($\Delta score$) を表し、破線はその平均値を示している。また左図は理由があるかないかを問わない回答回数 (ra) を、右図は理由付きの回答回数 (rra) に関するものである。なお、左図の ra1 や右図の rra1 は、それぞれ回答回数が 1 回、理由付きの回答回数が 1 回であることを意味している。

[図 1, 図 2]

本分析で想定するモデルは後述するが、図1と図2は、時間に依存しない個別効果の影響は取り除かれたもとで、responの回答回数と得点の伸びの関係を示したものと考えることができる。これらの図から、いくつかの平均的な傾向が見て取れる。まず、responの回答数が1回や2回程度と少ない場合、得点の伸びとの明瞭な関係は確認できない。他方、回答回数が多くなるにつれて、得点の伸びの分布は上方にシフトしていく傾向が見て取れる。また、理由なしの回答を含んだ場合よりも、理由付き回答のみに限定した方が、そうした傾向は総じて顕著である。

しかしながら、以上の考察は前期から後期にかけて時間変化した学生の行動をコントロールできていないことに留意する必要がある。その点を踏まえつつ、以下では差の差の推定を試み、responによるICT教育の効果を検証していく。

3.2 モデル

上記のとおり、個人（学生） i に対する2時点のパネルデータを念頭に、本分析では以下の回帰モデルを想定する。

$$\begin{cases} y_{i1} = \gamma_1 + \beta x_{i1} + \alpha_i + \varepsilon_{i1} \\ y_{i2} = \gamma_2 + \beta x_{i2} + \delta z_i + \alpha_i + \varepsilon_{i2} \end{cases} \quad (1)$$

ここで、被説明変数 y_{i1} と y_{i2} はそれぞれ前期の得点（ $score_1$ ）と後期の得点（ $score_2$ ）を、 ε_{i1} と ε_{i2} は各期の誤差項を表す。 α_i は先に触れた個別効果であり、得点に影響する時間に依らない変数が全て反映されたものである。他方で、 x_{i1} と x_{i2} は各期に依存するコントロール変数を表す。

z_i は respon のダミー変数を表し、 δ が差の差の推定量を表すパラメータである。すなわち、respon による ICT 教育を受けた学生 i は処置群に属するものとみなされ $z_i = 1$ であり、そうでない学生 i は対照群に属し $z_i = 0$ となる。

推定モデルは (1) 式の一階の階差をとり、次のように表現される。

$$\Delta y_i = \gamma + \beta \Delta x_i + \delta z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

つまり点数の伸び（ $\Delta y_i = \Delta score$ ）は、コントロール変数の階差（ Δx_i ）と respon による ICT 教育によってもたらされる学習効果によって表される。なお、 $\varepsilon_i = \varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1}$ であり、定数項については時点固定効果を許容し $\gamma = \gamma_2 - \gamma_1$ である。前後期の平均点が異なることなどを踏まえるならば、時点固定効果は自然な想定であろう。

推定モデルの (2) 式においては個別効果 α_i が消去されているため、時間変化しない個人

の属性（知能指数, 気質, 性別, 学年, 出身地, 出身高校など）はコントロールされている。そのため α_i と z_i の相関に起因する自己選択の問題は解消され、その意味において z_i は外生変数と考えることができる。したがって、 δ の推定値が正で有意となれば、respon による ICT 教育は学生の学習到達度に正の影響を及ぼしたと判断できる。

時間変化し得るコントロール変数 (x_{i1} と x_{i2}) については、複数の候補が考えられる⁸⁾。実際に調査することはできていないが、学習時間や授業への出席数は前期と後期で変化し得る。また、正確に観測することは困難と思われるが、勉強量だけでなく、勉強の質的な面も得点に影響を及ぼすと考えられる。すなわち、学習の際の集中力なども、前期と後期で異なっているかもしれない。こうした変数は、総じて得点を上げるための学生の努力を反映したものと考えられる。

今回の推定で必要なデータは努力水準 (x_{i1} と x_{i2}) ではなく、その階差 (Δx_i) であり、その代理変数として前期の成績が適当であると思われる。前期の成績が良くない学生ほど、前期よりも後期の期末試験に向けて努力すると推察されるからである。大半の学生にとって、努力して勉強するための最大のインセンティブは、単位を修得することにある。この点を考慮するならば、前期の成績が悪く単位を落とした学生は後期こそは単位を取れるように（少なくとも）前期よりも努力する一方、前期の成績が良かった学生は後期は前期に以上に頑張るインセンティブはないはずである。成績の最高点が100点であることを踏まえるならば、前期に最高点（実際の最高点は98）をとった学生は前期と同程度の努力はしても、単位習得の観点からは、後期にそれ以上に努力することは合理的ではない⁹⁾。

[図 3]

実際に、前期の成績 ($grade_1$) を反転させたものを横軸にとり、得点の伸び ($\Delta score$) を縦軸にとってグラフ化したのが図3である。図3の左図から見て取れるように、 $grade_1$ と $\Delta score$ の間には弱い非線形性が観察される。この非線形性を和らげるため、 $grade_1$ の自然対数をとって反転させたものが図3の右図である。対数変換によって線形化が実現され、両者の間には正の相関があることが認められる。以上のことから、本分析では Δx の代理変数として $-\ln(grade_1)$ を用いることとした。

⁸⁾ 児玉ほか (2011) では、クロスセクションデータを用いているため、入学後習得学力による影響を制御している。具体的には、入学後習得学力の代理変数として、前年度までに対象学生が履修した関連科目の平均点をコントロール変数として用いている。本稿ではパネルデータを用いた差の差の分析を行うため、respon 導入前における経済学についての基礎学力の差はコントロールされている。

⁹⁾ 前期と後期の単位習得に向けた努力の差を前期の成績で代理することは、結果的に経済成長論における収束の議論と類似する。すなわち、前期の成績が低い学生は伸びしろがある一方、前期に良い成績を収めた学生は伸びしろがない。

なお、ここで前期の成績 ($grade_1$) と得点 ($score_1$) は厳密に区別されている。すなわち、成績は得点に若干の調整を施したものとなっている。前期の成績を受けて、後期における努力水準が左右されると考えられるため、ここでは得点ではなく成績を利用することにした。単位の修得が認められる成績は 60 点以上であるが、学生にとって重要な情報は得点よりも成績である¹⁰⁾。

3.3 推定結果

表 2 は、全 12 回の *respon* を対象としてその回答が 1 回以上の学生が処置群に属するとみなした場合の最小 2 乗法による推定結果を示したものである。コントロール変数がないモデルでは、回答の理由があるかないかに関わらず、*respon* のダミーは有意にゼロと異なる結果となっている。一方、コントロール変数を入れたモデルでは、差の差の推定値はおよそ 3.6 から 3.7 であり正で有意である。表 3 は、試験に関連にする 7 回の *respon* を対象とした推定結果であり、差の差の推定値がやや大きくなっている点を除くと、全 12 回の場合と同様の結果となっている。

[表 2, 表 3]

ところで、先の図 1 と図 2 からは、*respon* の効果は複数回以上の回答を行ったグループで高まる傾向にあることが示唆されていた。そこで、*respon* の回答回数が 1 回以上ではなく複数回以上であった学生を処置群とみなし、回答回数の違いによる影響を検討する。

表 4 は、全 12 回のうちの回答回数が複数回以上の学生を処置群とみなしたときの差の差の推定値を表している。この結果をみると、コントロール変数がない場合であっても、理由付きであれば回答回数が 3 から 5 回の場合は 5% 水準で正で有意な結果となっている。他方で、理由がない回答を含めた場合は、6 回以上の処置群のときのみ、有意な結果となっている。また、コントロール変数をいれた回帰結果では、全ての場合において 1% 水準で正で有意な結果が認められる。自由度修正済み決定係数が最も高く、差の差の推定値が最も大きいのは、処置群が理由付きで 5 回以上の場合であり、8.034 と推定される。こうした結果は図 1 に基づく予想とも合致する。

[表 4, 表 5]

¹⁰⁾ 実際、得点は 60 点未満であるが、成績が 60 点以上となっているデータがあることを付記しておく。

さらに、表5には、試験問題に関連する回答回数が複数回以上の学生を処置群とみなしたときの差の推定値が示されている。3回以上の回答者を処置群とみなした場合に、自由度修正済み決定係数が最も高く、差の推定値は最大となっており、図2から予想されることを裏付けた結果となっている。

[図4]

以上、最小2乗法による差の推定値をみてきたが、その残差を一部プロットしたものが図4に示されている。この残差プロットは処置群とみなされる回答回数が1回以上の場合のものである。これより、 z と Δx の両方について、どの値においても正の残差と負の残差が概ね均等であることが見て取れる。しかしながら、図1や図2の箱ヒゲ図からも示唆されたように、外れ値も散見され、最小2乗法ではその影響を受けている可能性がある。そこで、以下ではこの点も踏まえた追加検証を行う。

3.4 追加検証

ここでは、分位点回帰を用いて差の推定を行う。その目的は次の二つである。

一つ目は、先述の外れ値に対処することにある。外れ値は箱ヒゲ図などから形式的にある程度の判断はできるものの、わずかな外れ値と大きな外れ値を同様に扱い、両者ともサンプルから除外することは不適切であると思われる。また、どの程度の外れ値から除外するかを恣意的に決めるのも好ましくない。今回のサンプルでは分析から除外すべき誤った観測値（マークミスなど）を確認することもできない。そこで、外れ値を検出し除去することのを試みるのではなく、外れ値に対して頑健な手法で追加検証を試みる。すなわち、最小2乗法によって条件付き期待値（平均）をみるのではなく、条件付き中央値をみて検証する。

二つ目は、得点が伸びたグループと伸びなかったグループを比較し、respon導入の効果に両者の間で差があったのかを調べることである。教育生産関数を推定した文献では、成績が高いグループと低いグループの間で、異なる教育効果がしばしば指摘されている（e.g., Eide and Showalter, 1998; Levin, 2001）。ICT教育においてもこうしたグループ間で違いがあるか検証することは意義深い。

2乗損失関数を最小にするようにパラメータを推定する最小2乗法に対して、分位点回帰は次のような損失関数を最小にするようにパラメータを推定する。

$$\sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(\Delta y_i - \gamma - \beta \Delta x_i - \delta z_i) \quad (3)$$

ここで τ は説明変数が与えられたときの y の条件付き τ 分位点に対応したものであり ($0 \leq \tau \leq 1$) , $\rho_\tau(\zeta)$ は以下のようなチェック関数である¹¹⁾。

$$\rho_\tau(\zeta) = \begin{cases} (\tau - 1)\zeta & (\zeta \leq 0) \\ \tau\zeta & (\zeta > 0) \end{cases} \quad (4)$$

図5は全12回の回答について、分位点回帰の結果を示したものである。横軸は分位点(τ)、実線は分位点回帰推定値（シャドーは90%信頼区間）、破線は最小2乗推定値を表す。図5には、1回以上と5回以上の回答を処置群とした場合の結果が示されている。最小2乗法による推定結果では、5回以上の回答を処置群とした場合にもっとも大きな推定値が認められた。また5回という回答数は、理由付きの回答数と理由なしを含んだ回答数のいずれの第3四分位にも近い値である。

まず、最小絶対偏差回帰 ($\tau = 0.5$) の結果を見ると、いずれの場合も最小2乗推定値との結果に大きな違いはないことが分かる。しかしながら、回答回数が1回以上を処置群とした場合、得点の伸びの大小によって、respon 導入の効果に差異が見られる。すなわち、その効果は得点の伸びが小さいグループでは有意ではないが、大きなグループでは正で有意でかつ推定値は大きな値となっている。これは最小2乗推定値は、得点が大きく伸びたグループの影響を支配的に受けていたことを意味する。回答回数を5回以上にしても、理由がない回答も含めた場合は、同様の結果が確認できる。他方、処置群を回答理由付きの回答回数を5回以上とした場合は、得点が伸び悩んだグループにおいても正で有意な結果が認められる。

[図5, 図6]

図6には、試験関連の7回について、1回以上と3回以上の回答を処置群とした場合の分位点回帰の結果が示されている。ここでも、最小2乗法による推定結果では、3回以上の理由付き回答を処置群とした場合にもっとも大きな推定値が確認されたこと、3回という回答数は、理由付きの回答数と理由なしを含んだ回答数のいずれの第3四分位にも近いことに留意されたい。その結果は図5と概ね同様なものとなっている。3回以上の理由付き回答を処置群とした場合は、得点の伸びの大きさに関わらず、正で有意な結果が認められる。

以上の分位点回帰によって得られた含意を要約するならば、得点の伸びが大きいグループに対して respon の効果はより大きいものであったが、理由付きで一定の回答をした学生に対しては得点の伸びに関わらず有効であったといえる。

¹¹⁾分位点回帰の詳細については、Koenker (2005)などを参照されたい。分位点回帰について平易な解説がなされている日本語の文献としては元山 (2013)がある。

4 おわりに

本稿では、大学の大人数授業において導入された ICT 教育を対象に、その教育効果を推計した。具体的には、東北学院大学における経済学教育を対象に、大人数授業でも双方向型の授業を可能とする授業支援システムの導入効果を検証した。最も大きな効果は、respon に 5 回以上取り組んだ学生グループを処置群とみなした場合に確認され、対照群と比較して平均的に 8.034 点だけ得点が高くなることが示された。こうした学習成果は、学生が respon を用いた授業にどの程度取り組むかに依存するものの、ICT の活用によって実現した双方向型授業によってもたらされたものであると考えられる。

わが国の大学における ICT 教育の効果について言及した先行研究では、自己選択に伴う内生性の問題に対処せず相関関係をみることに留まっているものが多い。アンケート調査によって学生の主観的な感想を調べた事例もみられるが、その多くは印象論の域を出ず、ICT 教育が真に学力を向上させるのかはよく分からなかった。他方、本分析はパネルデータを用いた差の差の推定を適用し、因果関係を識別して推計することを試みた。利用可能なデータの範囲で、本研究の目的は一定程度達成できたように思われる。しかしながら、本分析には課題も多く、以下の様々な点から推定の妥当性を精査する必要がある。

まず内的妥当性の観点から、本分析の前提となる平行トレンドの仮定の妥当性を検討する必要がある。本分析では前後期に実施された期末試験の 2 時点データしか利用できず、過去に遡って処置群と対照群のトレンドを比較することはできなかった。そのため直接的な検討は難しいものの、他の関連科目のデータを利用することができれば、一定の考察を与えることができるかもしれない。また、学習時間や出席率などのコントロール変数となり得るデータがなかったため、本分析ではそれらの代理変数を用いて推計したが、その妥当性も検証されるべきであろう。さらに、対照群に分類された学生の中には、他の受講生による respon の回答にフリーライドした学生がいるかもしれない。つまり、実質的には処置群に含むべき学生を対照群に含めた可能性がある。このようなスピルオーバー効果があるならば、本分析の推計結果はバイアスを有していることになる。以上の点を検討することは、将来の研究における重要な課題である。

最後に、本研究で得られた結果は、外的妥当性の観点から極めて限定的であることに留意する必要がある。全く同様の ICT 教育を他の授業で導入したとしても、対象となるクラス、大学、学問分野によってその効果は異なり得る。また、同じクラスでも、respon の用途によってその学習効果は大きく変化するかもしれない。無論、他の ICT ツールを用いた場合の教育効果については何も言及することはできない。ICT 教育の形態は多様である。対象とする ICT 教育に応じた統計的な検証が必要であり、今後の更なる研究蓄積が望まれる。

参考文献

- Acemoglu, D. (2009). *Introduction to Modern Economic Growth*, Princeton University Press.
- Angrist, J.D. and V. Lavy (1999). Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement, *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 533–575.
- Booij, A.S., E. Leuven and H. Oosterbeek (2017). Ability Peer Effects in University: Evidence from a Randomized Experiment, *Review of Economic Studies*, 84(2), 547–578.
- Carrell, S.E. and J.E. West (2010). Does Professor Quality Matter? Evidence from Random Assignment of Students to Professors, *Journal of Political Economy*, 118(3), 409–432.
- Cristia, J., P. Ibarrarán, S. Cueto, A. Santiago and E. Severín (2017). Technology and Child Development: Evidence from the One Laptop per Child Program, *American Economic Journal: Applied Economics*, 9(3), 295–320.
- Eide, E. and M.H. Showalter (1998). The effect of school quality on student performance: A quantile regression approach, *Economics Letters*, 58(3), 345–350.
- Eisenkopf, G., Z. Hessami, U. Fischbacher and H.W. Ursprung (2015). Academic performance and single-sex schooling: Evidence from a natural experiment in Switzerland, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 115(C), 123–143.
- Frisvold, D.E. (2015). Nutrition and cognitive achievement: An evaluation of the School Breakfast Program, *Journal of Public Economics*, 124(C), 91–104.
- Hanushek, E.A. and D.D. Kimko (2000). Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations, *American Economic Review*, 90(5), 1184–1208.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression* (Econometric Society Monographs), Cambridge University Press.
- Lazear, E.P. (2001). Educational Production, *Quarterly Journal of Economics*, 116(3), 777–803.

- Lefgren, L. (2004). Educational peer effects and the Chicago public schools, *Journal of Urban Economics*, 56(2), 169–191.
- Levin, J. (2001). For whom the reductions count: A quantile regression analysis of class size and peer effects on scholastic achievement, *Empirical Economics*, 26(1), 221–246.
- Lu, F. and M.L. Anderson (2015). Peer Effects in Microenvironments: The Benefits of Homogeneous Classroom Groups, *Journal of Labor Economics*, 33(1), 91–122.
- Lusher, L. and V. Yassenov (2016). Double-shift schooling and student success: Quasi-experimental evidence from Europe, *Economics Letters*, 139(C), 36–39.
- Marie, O. and U. Zölitz (2017). “High” Achievers? Cannabis Access and Academic Performance, *Review of Economic Studies*, 84(3), 1210–1237.
- Neal, D.A. and W.R. Johnson (1996). The Role of Premarket Factors in Black-White Wage Differences, *Journal of Political Economy*, 104(5), 869–895.
- 青山学院大学経済研究所 (2017). 『電子教科書と E-learning を用いた経済学教育の試み』 2013-16 年度 経済研究所 プロジェクト 研究成果報告書
- 赤林英夫・直井道生・敷島千鶴（編） (2016). 『学力・心理・家庭環境の経済分析—全国小中学生の追跡調査から見えてきたもの』 有斐閣
- 荒井一博 (1995). 『教育の経済学—大学進学行動の分析』 有斐閣
- 伊藤隆敏・西村和雄（編） (2003). 『教育改革の経済学（シリーズ・現代経済研究）』 日本経済新聞社
- 大津晶 (2017). 「スマートフォンを活用した大人数授業におけるアクティブ・ラーニング」 私立大学情報教育協会（編）『大学教育と情報：JUCE journal』 2017 年度 No.2, 公益社団法人 私立大学情報教育協会, 11–13.
- 奥木芳明・古田貴久 (2012). 「算数の授業における ICT の教育効果の検討—児童同士の話し合い活動における ICT—」『群馬大学教育実践研究』, 29, 93–101.
- 小塩隆士 (2003). 『教育を経済学で考える』 日本評論社
- 小塩隆士・妹尾渉 (2005). 「日本の教育経済学: 実証分析の展望と課題」『経済分析』 内閣府経済社会総合研究所, 175, 105–139.

- 小塩隆士・佐野晋平・末富芳 (2009). 「教育の生産関数の推定—中高一貫校の場合—」『経済分析』 内閣府経済社会総合研究所, 182, 48–69.
- 川崎一泰 (2006). 「初等教育における少人数クラス編成の経済評価—仮想市場法 (CVM) を使った計量モデルによる検証」『経済政策ジャーナル』, 3(2), 41–44.
- 児玉俊介・東晋司・佐藤崇・澤口隆・巽 靖昭 (2011). 「e ラーニングの教育効果に関する「マクロ経済学演習」における実証研究」『ICT 活用教育方法研究』, 14, 16–20.
- 近藤絢子 (2014). 「私立中高一貫校の入学時学力と大学進学実績—サンデーショックを用いた分析」『日本経済研究』, 70, 60–81.
- 篠崎剛・細谷圭・前田修也 (2016). 「中堅私立大学の経済学教育における事前事後学習」平成 28 年度教育改革 ICT 戦略大会
- 私立大学情報教育協会 (編) (2017). 『大学教育と情報: JUCE journal』2017 年度 No.2, 公益社団法人 私立大学情報教育協会
- 巽靖昭・児玉俊介・佐藤崇・澤口隆 (2013). 「ミクロ経済学教育における e ラーニングの教育効果に関する考察」平成 25 年度 ICT 利用による教育改善研究発表会
- 田中宏樹 (2017). 「公教育支出の規定要因: 都道府県パネルデータを用いた実証分析」『同志社政策科学研究』, 19(1), 233–243.
- 二木美苗 (2012). 「学級規模が学力と学習参加に与える影響」『経済分析』 内閣府経済社会総合研究所, 186, 30–49.
- 二木美苗 (2017). 「子どもの学習に対する教員の質の効果—都道府県パネルデータによる実証分析」『日本経済研究』, 74, 56–83.
- 樋口美雄 (1992). 「教育を通じた世代間所得移転」『日本経済研究』, 22, 137–165.
- 平尾智隆・梅崎修・松繁寿和 (編) (2013). 『教育効果の実証—キャリア形成における有効性』日本評論社
- 北條雅一 (2008). 「日本の教育の不平等—教育ジニ係数による計測」『日本経済研究』, 59, 66–82.
- 北条雅一 (2011). 「学力の経済分析: 国内実証研究の展望」『国際公共政策研究』, 16(1), 163–179.
- 元山斉 (2015). 「Commentary: 分位点回帰—理論と応用—」『社会と調査』, 14, 92–97.

表 1: 記述統計量

	最小値	1stQ	中央値	平均値	3rdQ	最大値	標準偏差	観測数
試験の得点								
前期 ($score_1$)	26	62	72	71.33	82	98	14.265	406
後期 ($score_2$)	16	58	68	67.47	78	100	15.325	406
伸び ($\Delta score$)	-64	-14	-4	-3.86	4	60	15.642	406
respon データ								
全 12 回								
回答	0	0	2	3.712	7	12	4.229	406
理由付き	0	0	1	2.190	4	12	3.062	406
試験関連の 7 回								
回答	0	0	1	2.251	4	7	2.486	406
理由付き	0	0	0	1.266	2	7	1.781	406

(注) 1stQ と 3rdQ はそれぞれ第 1 四分位と第 3 四分位を表す。

表 2: 推定結果 (全 12 回, 処置群 : 1 回以上の回答)

	回答あり		理由付き回答あり	
	(1)	(2)	(3)	(4)
const.	-4.714*** (1.304)	150.074*** (14.700)	-4.113*** (1.170)	152.410*** (14.834)
z	1.373 (1.622)	3.710*** (1.386)	0.481 (1.561)	3.646*** (1.379)
Δx		36.782*** (3.469)		37.238*** (3.506)
$\bar{R}^2$	-0.001	0.258	-0.002	0.258
観測数	406	406	406	406

(注) ***, **, * は, 帰無仮説がそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で棄却されることを表す。なお, () 内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を表す。

表 3: 推定結果（試験関連 7 回, 処置群：1 回以上の回答）

	回答あり		理由付き回答あり	
	(1)	(2)	(3)	(4)
const.	-5.030*** (1.216)	151.121*** (14.523)	-4.747*** (1.084)	156.066*** (14.586)
z	2.000 (1.578)	4.429*** (1.360)	1.984 (1.545)	5.494*** (1.372)
Δx		37.095*** (3.420)		38.227*** (3.448)
$\bar{R}^2$	0.002	0.264	0.001	0.274
観測数	406	406	406	406

(注) ***, **, * は, 帰無仮説がそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で棄却されることを表す。なお, () 内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を表す。

表 4: δ の推定結果（全 12 回, 処置群：複数回以上の回答）

	処置群とみなされる回答回数				
	2 回以上	3 回以上	4 回以上	5 回以上	6 回以上
Δx なし					
回答	2.166 (1.551)	1.578 (1.571)	1.851 (1.586)	2.412 (1.634)	3.599** (1.676)
理由付き回答	2.632* (1.579)	4.110** (1.688)	3.796** (1.796)	4.872** (1.899)	4.114* (2.101)
Δx あり					
回答	4.162*** (1.350)	4.323*** (1.385)	4.254*** (1.405)	4.540*** (1.432)	5.441*** (1.461)
理由付き回答	5.648*** (1.393)	6.500*** (1.445)	6.736*** (1.529)	8.034*** (1.533)	7.111*** (1.720)

(注) ***, **, * は, 帰無仮説がそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で棄却されることを表す。なお, () 内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を表す。

表 5: δ の推定結果（試験関連の 7 回, 処置群：複数回以上の回答）

	処置群とみなされる回答回数		
	2 回以上	3 回以上	4 回以上
Δx なし			
回答	2.310 (1.553)	2.771* (1.567)	4.203** (1.662)
理由付き回答	4.011** (1.622)	4.382** (1.815)	4.224* (2.399)
Δx あり			
回答	4.849*** (1.355)	4.916*** (1.391)	5.930*** (1.454)
理由付き回答	6.871*** (1.388)	7.780*** (1.520)	7.317*** (1.890)

(注) ***, **, * は, 帰無仮説がそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で棄却されることを表す。なお, () 内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を表す。

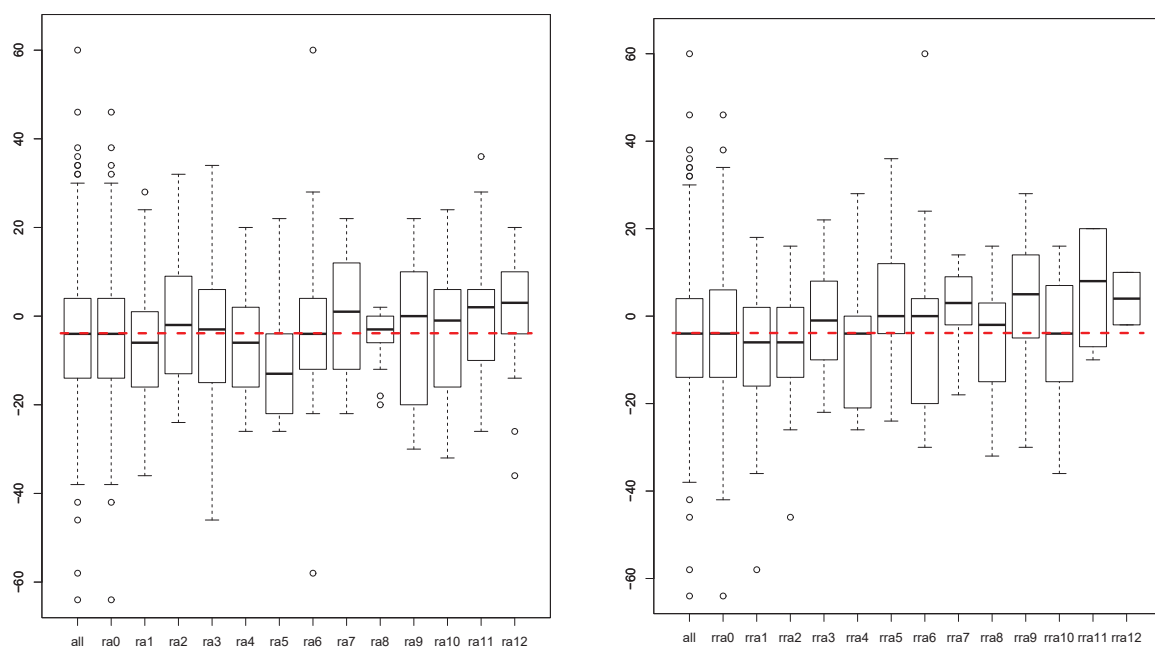


図 1: 回答数別の得点の伸び（全 12 回）

(注) 左図は回答回数, 右図は理由付きの回答回数についての図を表す。破線は全サンプルの平均値を表す。all は全サンプル, 左図の ra1 は回答回数が 1 回, 右図の rra1 は理由付きの回答回数が 1 回であることなどを意味している。

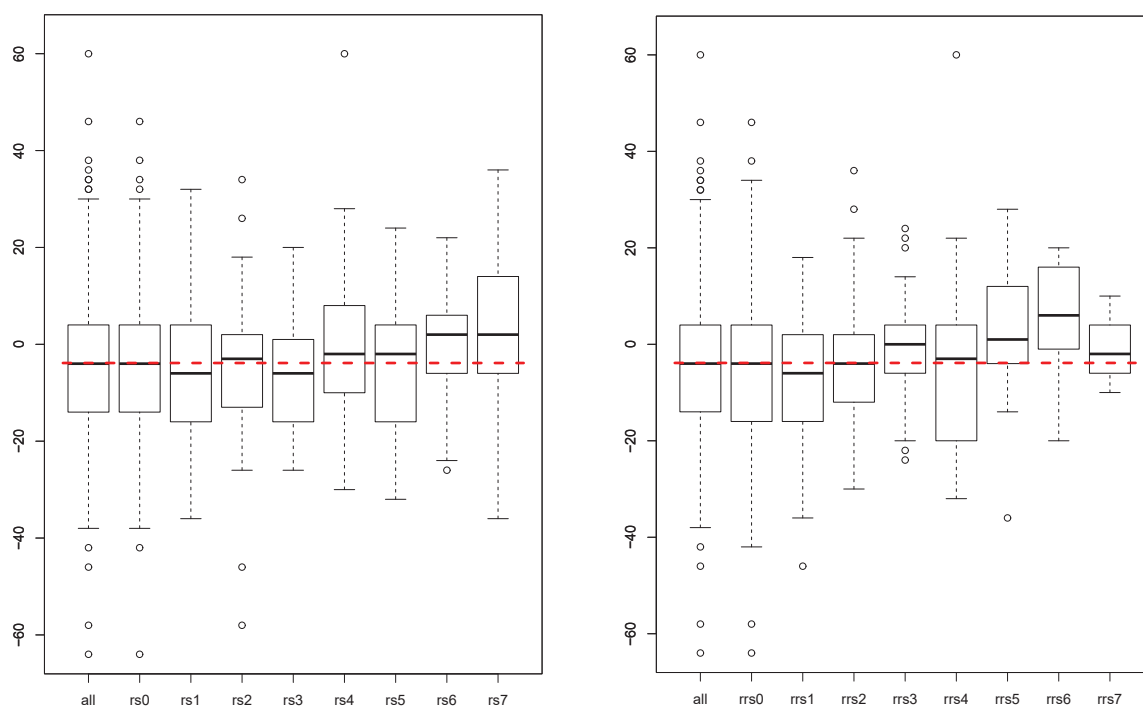


図 2: 回答数別の得点の伸び（試験関連の 7 回）

(注) 左図は回答回数, 右図は理由付きの回答回数についての図を表す。破線は全サンプルの平均値を表す。all は全サンプル, 左図の rs1 は回答回数が 1 回, 右図の rrs1 は理由付きの回答回数が 1 回であることを意味している。

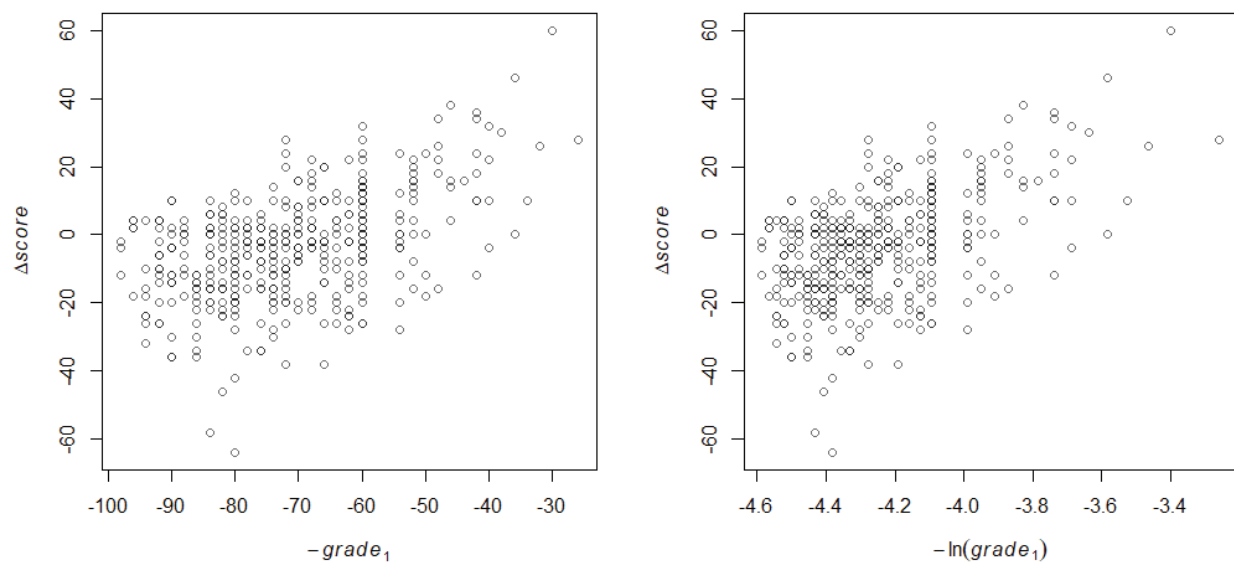
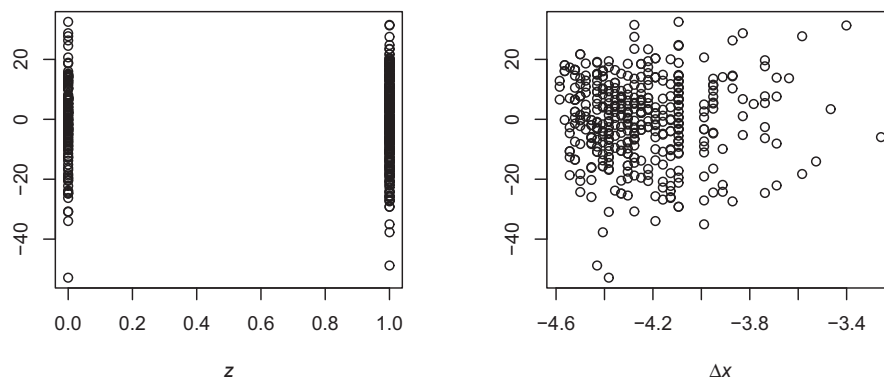


図 3: 前期の成績（反転）と点数の伸び

(注) 相関係数: 0.4775 (左) , 0.4987 (右)

回答 (1回以上)



理由付き回答 (1回以上)

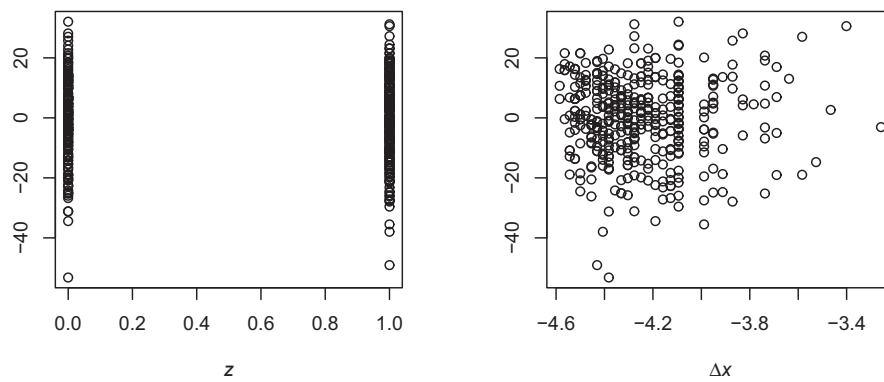


図 4: 残差プロット

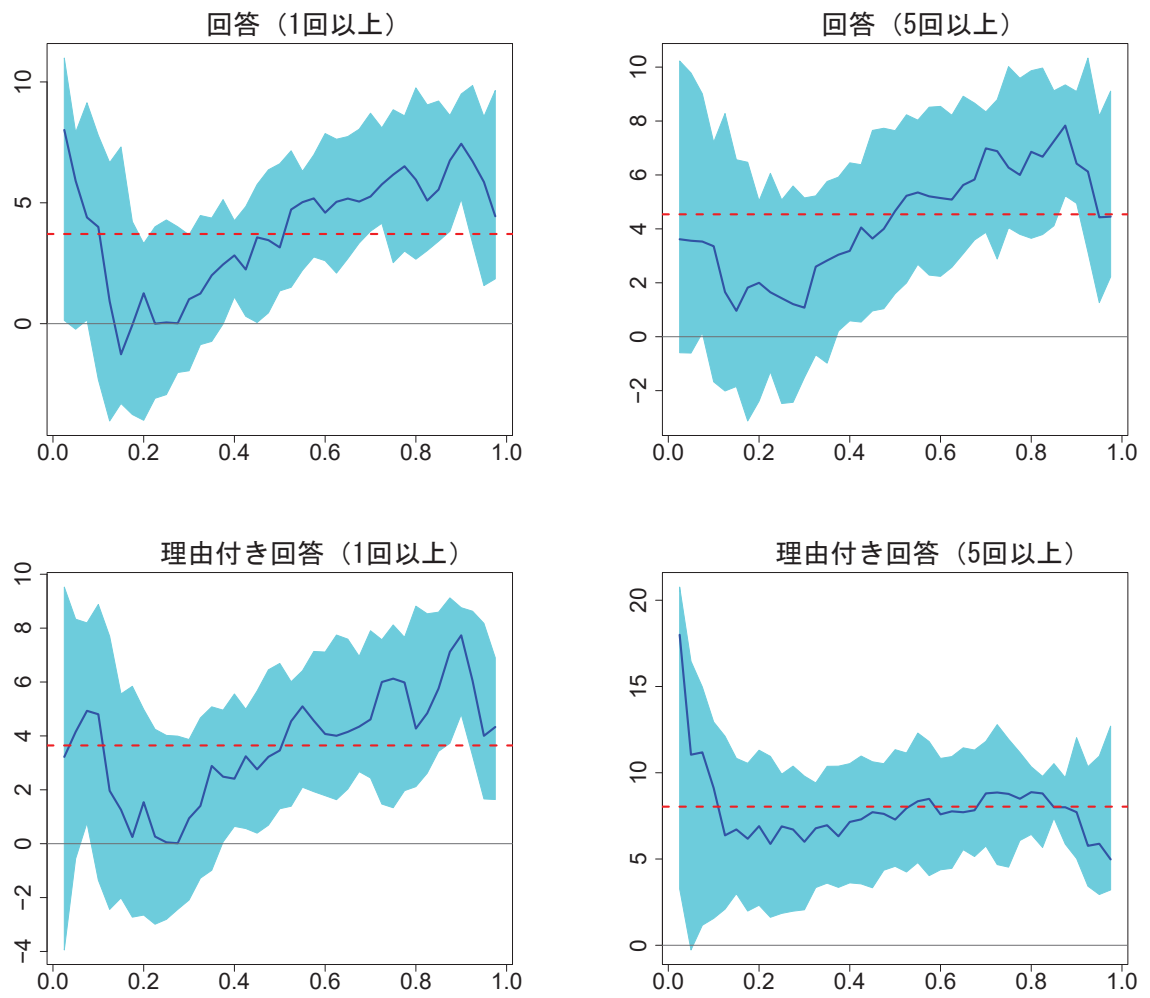


図 5: 分位点回帰による δ の推定結果 (全 12 回)

(注) 横軸: τ , 実線: 分位点回帰推定値 (シャドー: 90%信頼区間), 破線: 最小 2 乗推定値

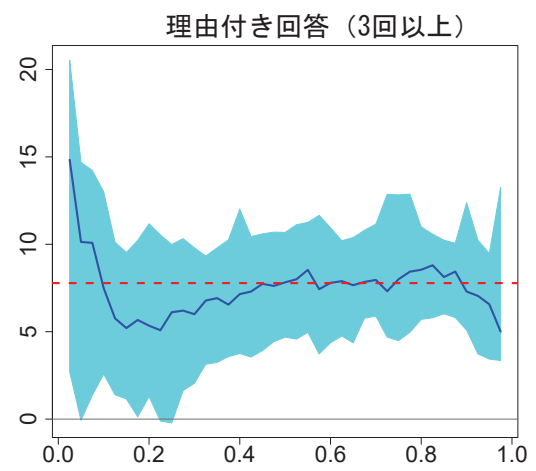
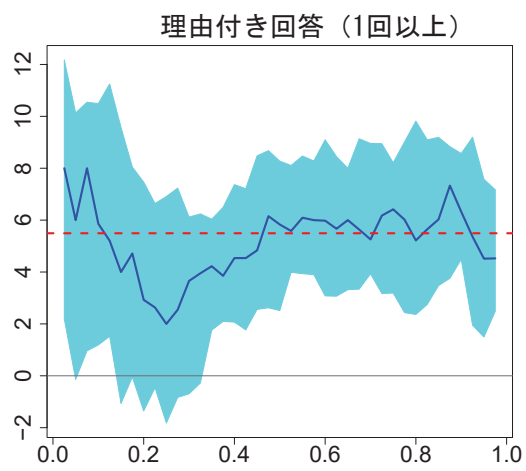
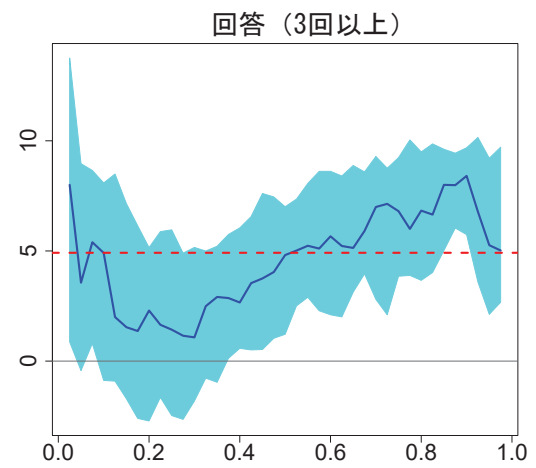
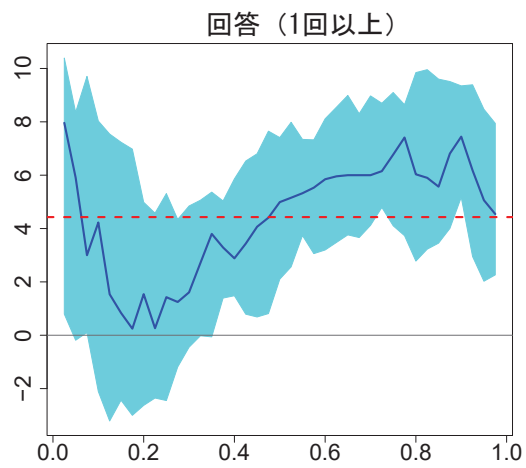


図 6: 分位点回帰による δ の推定結果（試験関連 7 回）

(注) 横軸: τ , 実線: 分位点回帰推定値（シャドー: 90%信頼区間）, 破線: 最小 2 乗推定値