

マイクロデータを活用した内外の研究 の進展と日本における今後の 課題等について

第51回ESRI 経済政策フォーラム

「マイクロデータを活用した政策研究について」

市村英彦

東京大学 大学院経済学研究科

平成27年2月27日

はじめに

- 計量経済学とは経済に関する実証分析、現実はどうなっているのか、どのように機能しているのかについてデータを用いて考える知識の体系。
- ミクロデータとは個人・家計・企業など、意思決定主体と想定される対象に関するデータ。
- ミクロ実証分析は1950年代より、欧米を中心に大きく進展。

はじめに(続き)

- 経済分析は金融政策、財政政策、産業政策、労働政策などをマクロ的に考えることだというイメージが強い。
- しかし、世界的な実証分析の傾向として、様々な具体的事象についてミクロデータを用いて実証分析することが増えてきている。
- 例えば、教育の効果分析、少子化対策の効果分析、婚姻の決定要因、公共財調達効率性分析、環境政策の効果分析、マイクロファイナンスの起業に対する効果分析、等。

はじめに(続き)

- これらの実証分析を通して、現実がどうなっているのか、だけでなく、意思決定主体が様々な状況で、どのような誘因にどの程度反応するのか、ある政策はどれくらい効果をもつのか、等に関する知見が蓄えられてきている。
- 以下、実例を通して吟味。

実証分析の難しさ

- 注意点：測定したいものが必ずしも測定できるわけではない。
- 代表例がプログラム評価問題。
- 従って、実証分析をみていく際には、個々の分析が直面している問題をどのように解決しているのか、その妥当性を吟味することが肝要。

プログラム評価問題

- 通常プログラム評価問題はある人があるプログラムに参加したかどうかを示す二値の確率変数 D と参加したときに得られる結果を示す確率変数 Y_1 、参加しなかったときに得られる結果を示す確率変数 Y_0 を用いて議論される。
- ある人にとってプログラムに参加することの効果は $Y_1 - Y_0$ で定義する。

プログラム評価問題（続き）

- ある人はプログラムに参加しているか、していないかのどちらか一方だから Y_1 又は Y_0 の一方の実現値のみが観察される。
- 一人一人について $Y_1 - Y_0$ の実現値は観察できない。
- これがプログラム評価問題。

プログラム評価問題（続き）

- 個人にとってのプログラム効果は測定できないので、代わりに平均的なプログラム効果 $E(Y1 - Y0) = E(Y1) - E(Y0)$ を推定することを考える。
- これならY1のサンプル平均とY0のサンプル平均の差で推定できるように見える。
- しかしそうではない！

プログラム評価問題（続き）

- 実際に見えているのは $D=1$ の人たちの Y_1 と $D=0$ の人たちの Y_0 。
- 推定できるのは $E(Y_1 | D=1) - E(Y_0 | D=0)$ で $E(Y_1) - E(Y_0)$ ではない。
- $E(Y_1 | D=1)$ は $D=1$ の人たちにとっての Y_1 の期待値、 $E(Y_0 | D=0)$ は $D=0$ の人たちにとっての Y_0 の期待値という意味。

プログラム評価問題（続き）

- $E(Y1 | D=1) - E(Y0 | D=0)$ が正で大きいからといって、プログラムに平均的には効果があるとは言えない。
- 例えばプログラムに参加するような人のY1は参加しなかった人のY1より大きい傾向があるかもしれない。
- 異なるグループ（参加した人としていない人）を比較しているので、プログラムの効果を推定しているとは言えない。

プログラム評価問題（続き）

- 伝統的にはプログラム評価問題は農学や生物学をはじめとして、医学などでもランダムイゼーションと呼ばれる実験により解決されてきている。経済学でも少なくとも1960年代から様々な社会的実験が行われてきている。
- ランダムイゼーション実験では対象に対して一定確率で、例えば賽を振ることにより、プログラムへの参加・不参加を割り当てる。

プログラム評価問題（続き）

- このように割り振られたプログラム参加の状態を、通常の場合と区別するために $(Y1^*, Y0^*, D^*)$ で表すと、 $(Y1^*, Y0^*)$ と D^* (プログラムへの割り当て) は独立に決められるので $E(Y1^* | D^* = 1) = E(Y1^*)$ 且つ $E(Y0^* | D^* = 0) = E(Y0^*)$.
- もし $E(Y1^*) = E(Y1)$ 且つ $E(Y0^*) = E(Y0)$ なら観察データを用いた場合には推定されなかった平均的なプログラム効果か全く同じサンプル平均をとることで、ランダムイゼーション 実験データを用いた場合には推定される。

プログラム評価問題（続き）

- ランダムイズ実験で推定可能となるのは平均的効果であり、例えばプログラム効果の分布はランダムイズ実験を行っても推定できない。
- 以上の議論では、ランダムイゼーション実験が想定通り機能していることが大前提となっている。
- 形式的には $E(Y1^*) = E(Y1)$ 且つ $E(Y0^*) = E(Y0)$

プログラム評価問題（続き）

- 具体的には。。。
- 実験参加者は割り当てに従うか、従わない事情は結果とは無関係な事情による。
 - 熱心なものはプログラムに割り当てられない場合には他の手段を講じる可能性があるがそのような行動は取らない。
 - 参加したくないものはプログラムに割り当てられても参加しないかもしれないがそのようなことはない。

プログラム評価問題（続き）

- 実験から得られる結果は現実に適用可能である。
 - 実験期間は限定されるが結果に影響しない。
 - 実験であることが実験参加者の行動を変えない。
 - 実験で実現可能な状態は現実に個人が直面する状態とほぼ等しい。
- その他の問題：経済的・政治的に費用がかかり、またタイムリーにデータを利用できない。
- 実現可能な場合には貴重な情報をもたらす。

プログラム評価問題（続き）

- 経済学では観察データの中から実験に近い状況を見つけ出しその状況を用いて実証分析を進めることにより、プログラム評価の問題を解決する手段としての実験データの限界を超える努力が続けられている。自然実験 (Natural Experiment) アプローチと呼ばれるものである。
- 以下実例を5つ紹介する。

育児休暇延長の効果

- Lalive and Zweimuller (QJE 2009) は育児休暇をより充実させることでどれだけ出生率が上がるか、女性の労働供給が変わるかを実証的に分析。
- 利用したのはオーストリアにおける育児休暇制度の変更。
- この分析の為に利用したデータは年金局が保有している個票データ。
- 制度変更は以下の通り。

育児休暇延長の効果（続き）

- 1990年7月以前
 - 出産休暇（出産前8週間＋出産後8週間）
 - 支給額：産休前3ヶ月の平均給与
 - 育児休暇（出産休暇終了後子供が1歳まで）
 - 職を保証・育児休暇終了後4週間は解雇禁止
 - 支給額：一律340ユーロ（税免除）（中央値の約4割）
 - 母子家庭と配偶者所得が低い場合にはより高い額
 - 取得資格：初回：出産の前2年間に52週以上の雇用
2回目以降：出産前1年間に20週以上の雇用
前回の出産から15ヶ月半以内の出産

育児休暇延長の効果（続き）

- 1990年7月以降1996年6月まで
 - 出産休暇（出産前8週間＋出産後8週間）
 - 支給額：産休前3ヶ月の平均給与
 - 育児休暇（出産休暇終了後子供が1歳2歳まで）
 - 職を保証・育児休暇終了後4週間は解雇禁止
 - 支給額：一律340ユーロ（税免除）（中央値の約4割）
 - 母子家庭と配偶者所得が低い場合にはより高い額
 - 取得資格：初回：出産の前2年間に52週以上の雇用
2回目以降：出産前1年間に20週以上の雇用
前回の出産から15.527.5ヶ月以内の出産

育児休暇延長の効果（続き）

- 2つのグループ
 - 1990年6月に子供を産んだ母親
 - 1990年7月に子供を産んだ母親に差がないことが肝要。
- 育児休暇の長さは10ヶ月ほど延びていることが次の図から分かる。

育児休暇延長の効果 (続き)

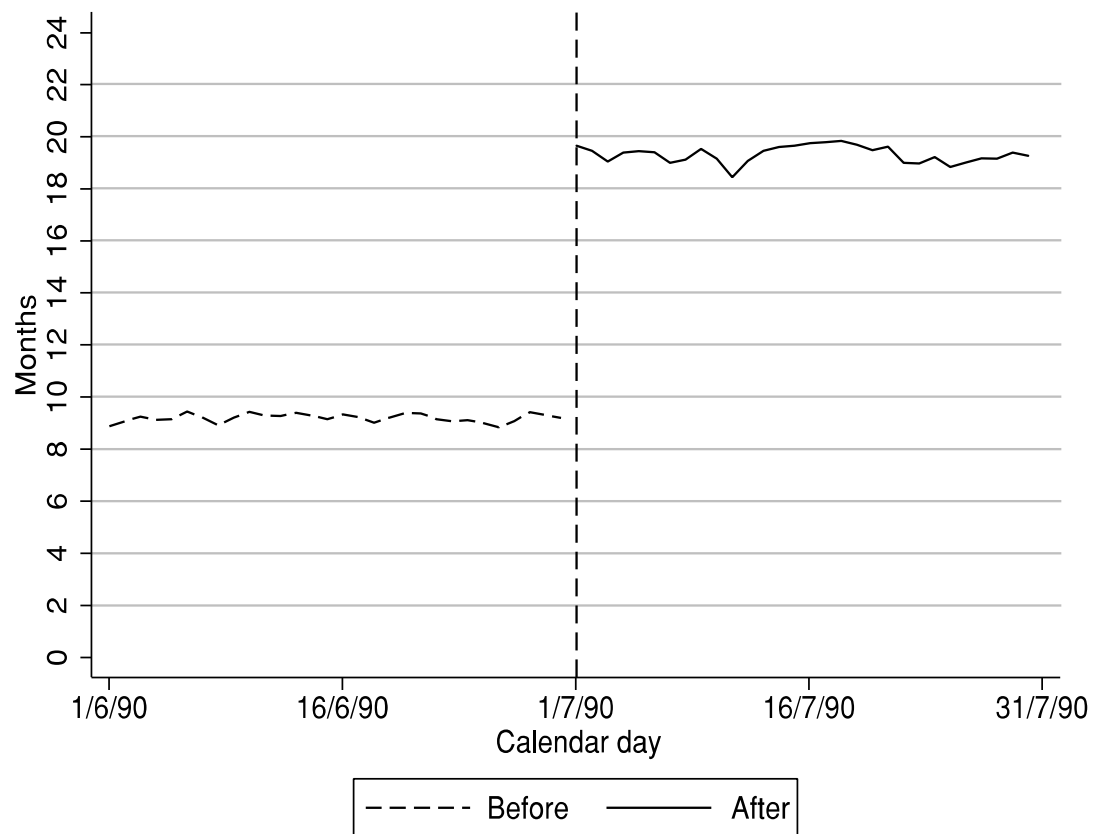


FIGURE II

Parental Leave Taken with Current Child

June smoothed backward, July smoothed forward (15-day moving average).
Source. ASSD, own calculations. Sample restricted to PL-eligible women giving birth to a child in June 1–30 or July 1–30 of 1990.

育児休暇延長の効果（続き）

- 以下の図はもう一人以上子供をもつ家計は5%ほど増えていることを示している。

育児休暇延長の効果 (続き)

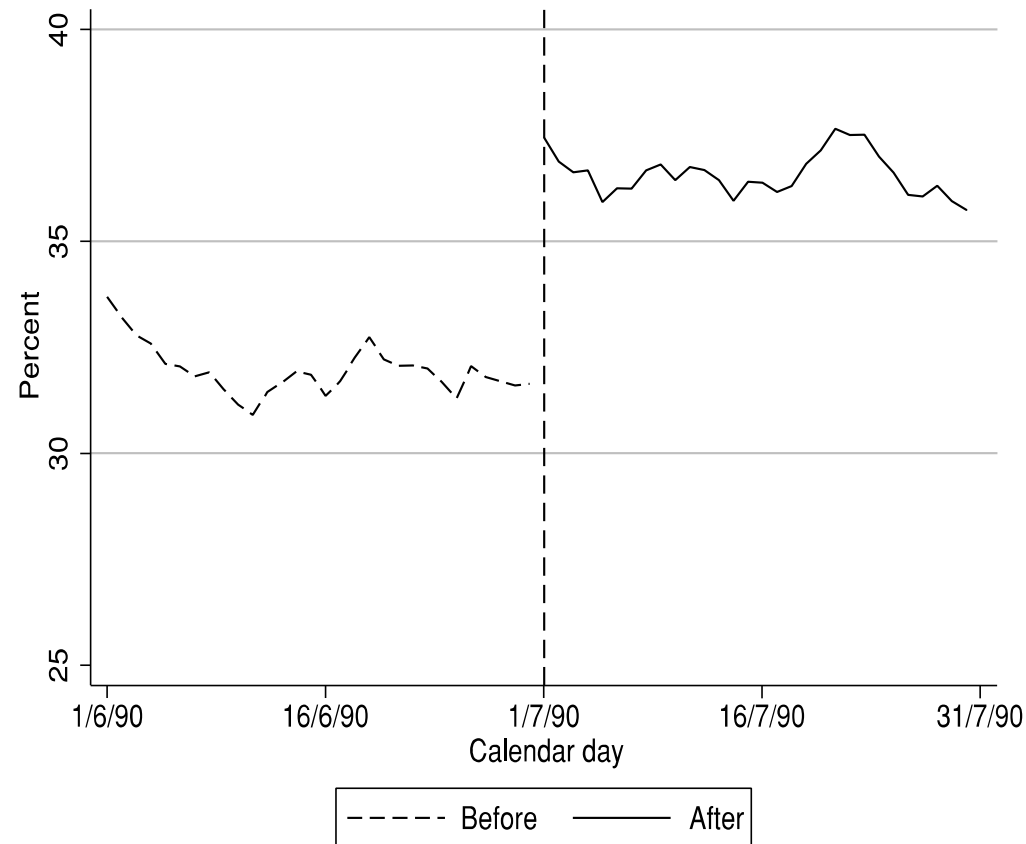


FIGURE III

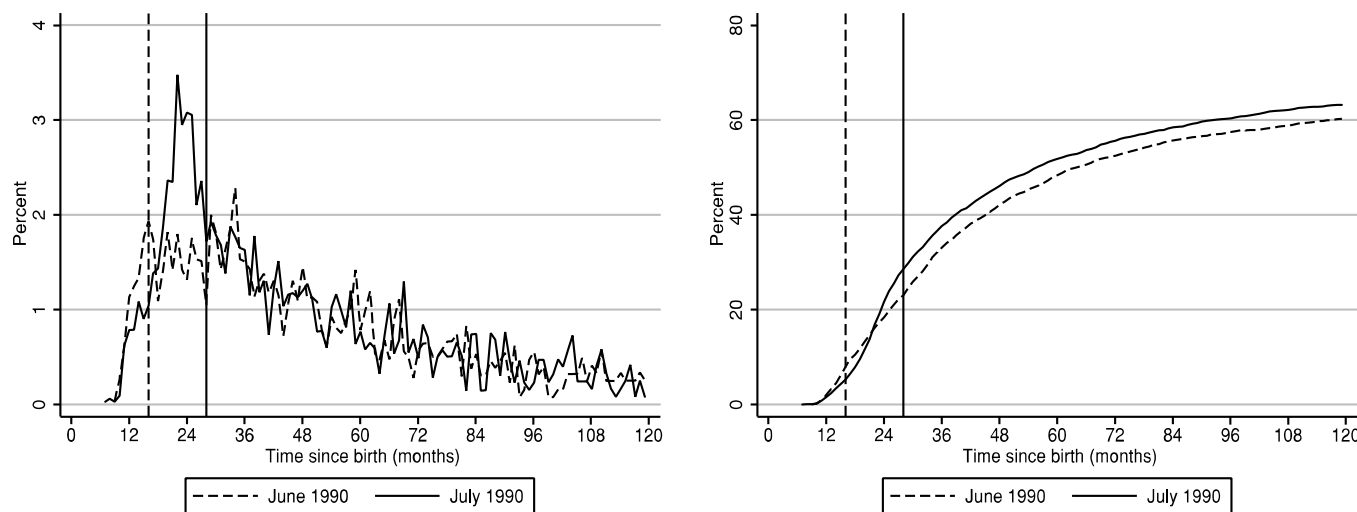
How Does Parental Leave Affect Higher-Order Fertility?

Figure reports the percentage of women who gave birth to at least one additional child within three years after giving birth in June or July 1990. June smoothed backward, July smoothed forward (15-day moving average). *Source.* ASSD, own calculations. Sample restricted to PL-eligible women giving birth to a child in June 1–30 or July 1–30 of 1990.

育児休暇延長の効果（続き）

- 一つの家計が生涯の間に作る子供の数は変わっていない可能性がある。
- 以下の図から、そういうことではなさそうだと
いうことか分かる。
- 図(A)はある子供が生まれてから t 月経った
母親が次の月に子供を産む確率。
- 図(B)はある子供が生まれてから t 日目まで
の間にもう1子子供を産んだ母親の割合。

育児休暇延長の効果 (続き)



(A) Hazard

(B) Cumulative proportion

FIGURE IV

Additional Births (“Hazard” and Cumulative Proportion), July 1990 (24 Months PL) vs. June 1990 (12 Months PL)

Figure reports the additional child hazard, that is, the women giving birth to an additional child in month t as a proportion of those who have not given birth to an additional child up to month t (A), and the cumulative proportion of women giving birth to at least one additional child up to month t (B). Vertical bars indicate end of automatic renewal (dashed for June 1990 mothers, regular for July 1990 mothers). *Source.* ASSD, own calculations. Sample restricted to PL-eligible women giving birth to a child in June 1–30 or July 1–30 of 1990.

育児休暇延長の効果（続き）

- 出産率に対する効果は約5%ポイント。
- 以上の効果は、現在生まれた子供の育児休暇が長くなった効果（6月に子供を産んだ母親も、7月に子供を産んだ母親も、両方とも次の子供はより長い育児休暇をもらえる）

育児休暇延長の効果（続き）

- 将来の子供の育児休暇が長くなった効果
 - 1987年の6月に子供を産んだ母親
 - 1990年の6月に子供を産んだ母親
- 両者とも現在の子供の育児休暇は同じで将来の子供の育児休暇が違う。
- この比較から将来の育児休暇を1年伸ばすことの出生率への効果は約7%ポイント。
- 総合的な出生率への効果は約12%。

失業保険の失業期間への影響

- Lalive, Journal of Econometrics (2008)
- オーストリアの特定地域で50 歳以上の人たちを対象として失業給付期間が30 週間から209 週間に延長されたことを利用してこの政策変更が失業期間に及ぼした効果を分析。

失業保険の失業期間への影響

With Extended Benefits = Shaded

Without Extended Benefits = White

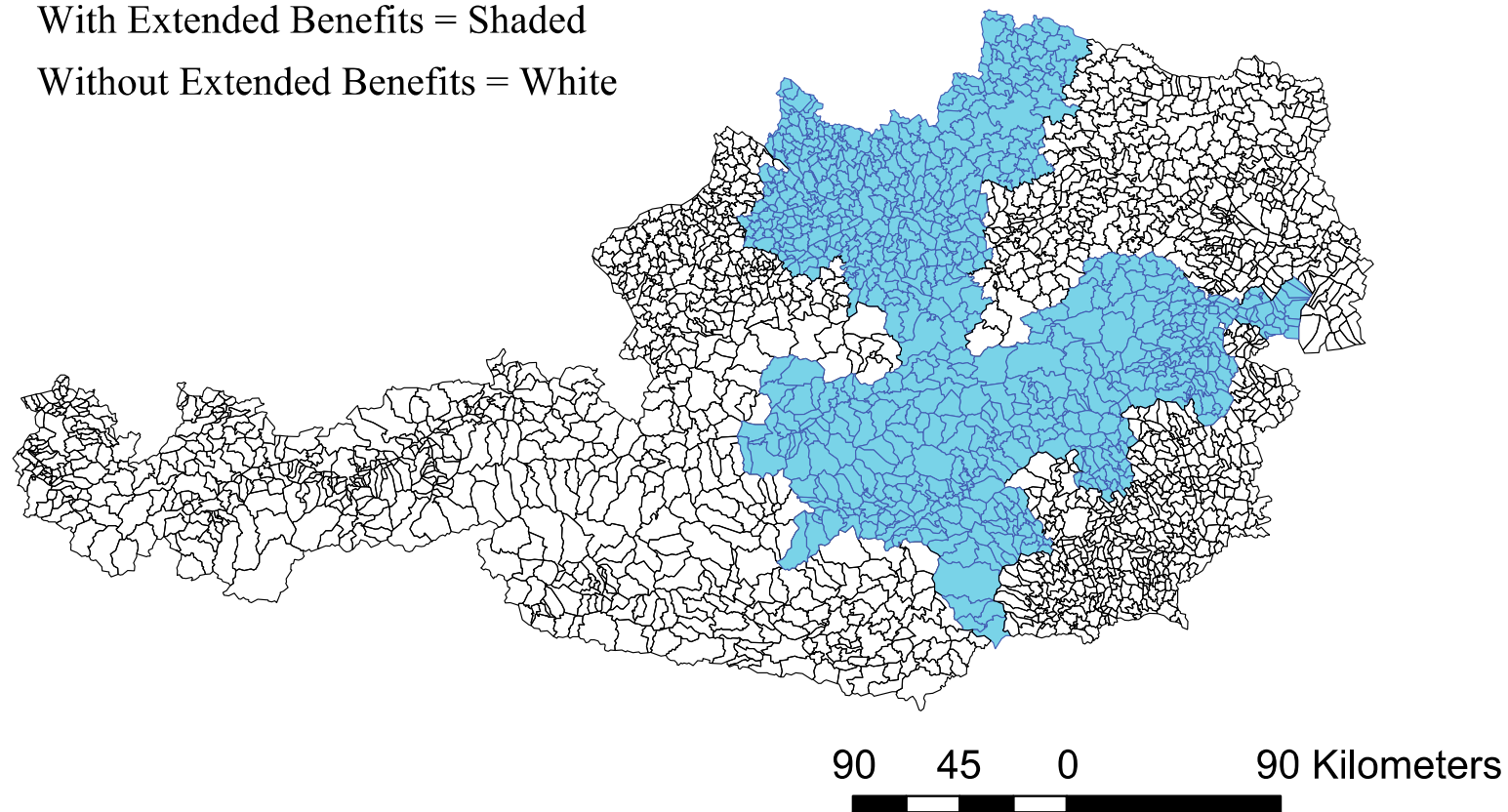


Fig. 1. Regional distribution of REBP.

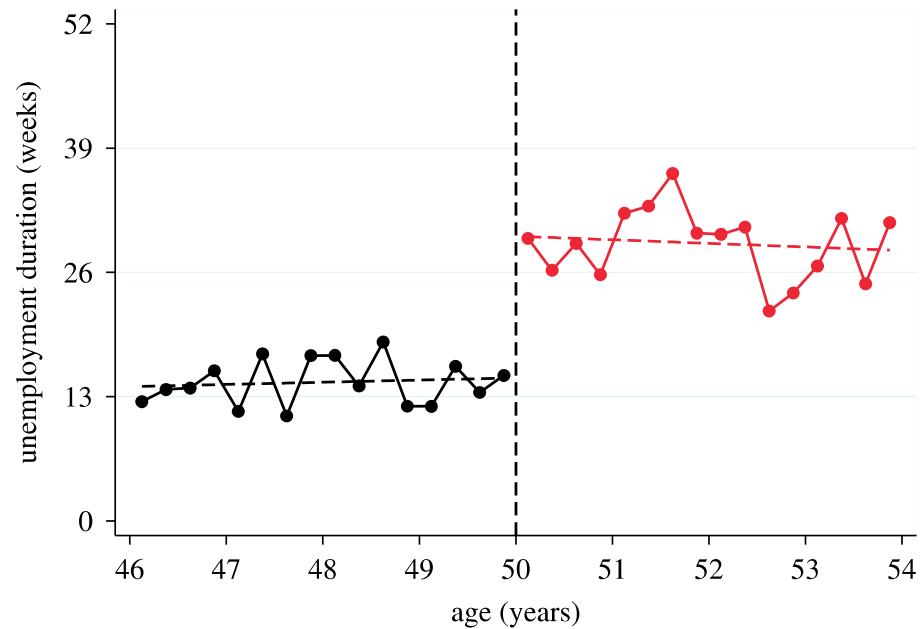
失業保険の失業期間への影響

- 先ず男性の結果:

同一地域50歳前後の比較: 15週増加

50歳以上、地域ボーダーの比較: 14週増加

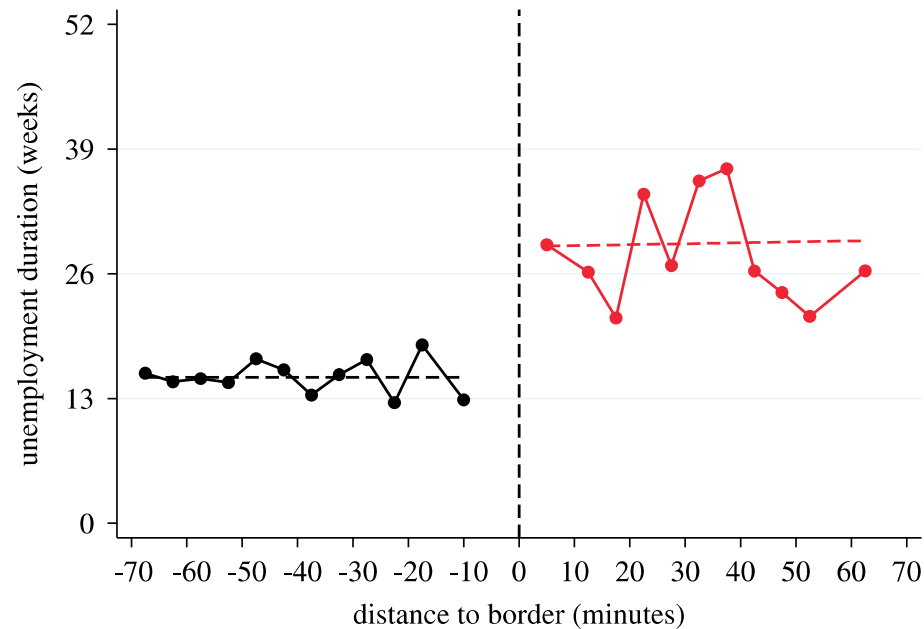
失業保険の失業期間への影響(男性)



Discontinuity at threshold = 14.798; with std. err. = 1.928.

Fig. 2. The effect of REBP on unemployment duration for men: age threshold. Sample restricted to inflow into unemployment the period 8/1989 until 7/1991 (during REBP) and to individuals living in treated region.

失業保険の失業期間への影響(男性)



Discontinuity at threshold = 13.622; with std. err. = 2.988.

Fig. 3. The effect of REBP on unemployment duration for men: border threshold. Sample restricted to inflow into unemployment the period 8/1989 until 7/1991 (during REBP) and to individuals aged 50 years or older.

失業保険の失業期間への影響(男性)

- わざと50歳になることを待って失業したり、引越して失業するようなことは男性についてはないようだということが次の図で分かる。

失業保険の失業期間への影響(男性)

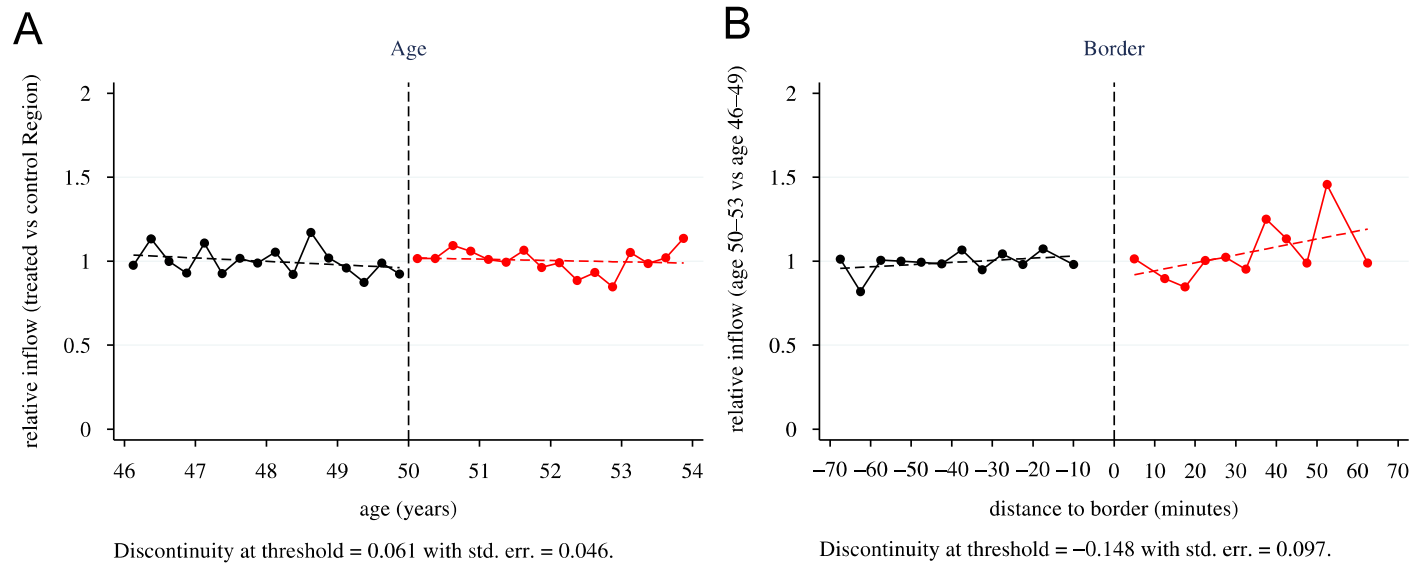


Fig. 6. Inflow effects due to REBP: men. Age: relative inflow is the ratio of the density of age in the treated region to the density of age in the control region. Border: relative inflow is the ratio of the density of distance to border in the age bracket 50–53 years to the corresponding density in the age bracket 46–49 years. Sample restricted to inflow into unemployment in the period 8/1989 until 7/1991 (during REBP).

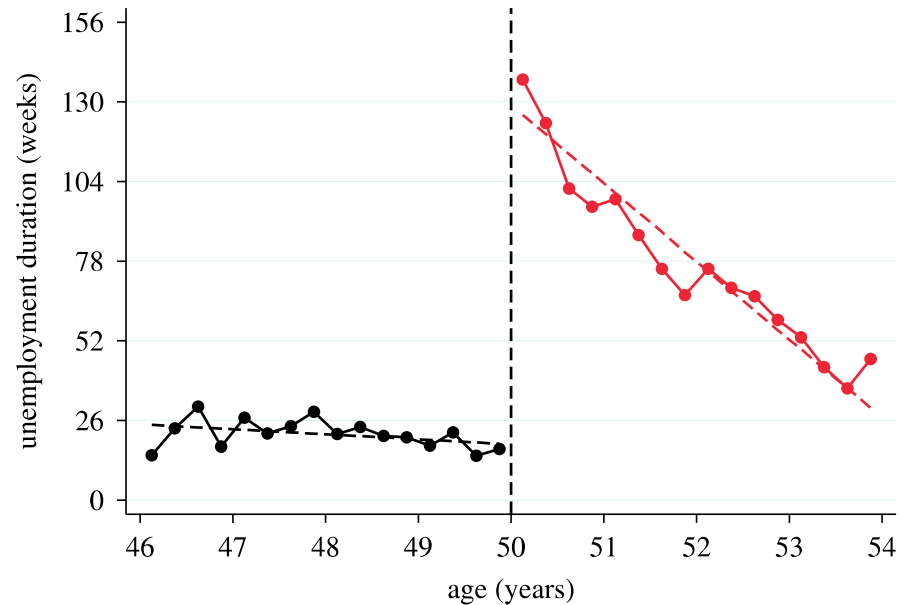
失業保険の失業期間への影響(女性)

- 女性の結果:

同一地域50歳前後の比較: 105週増加

50歳以上、地域ボーダーの比較: 52週増加

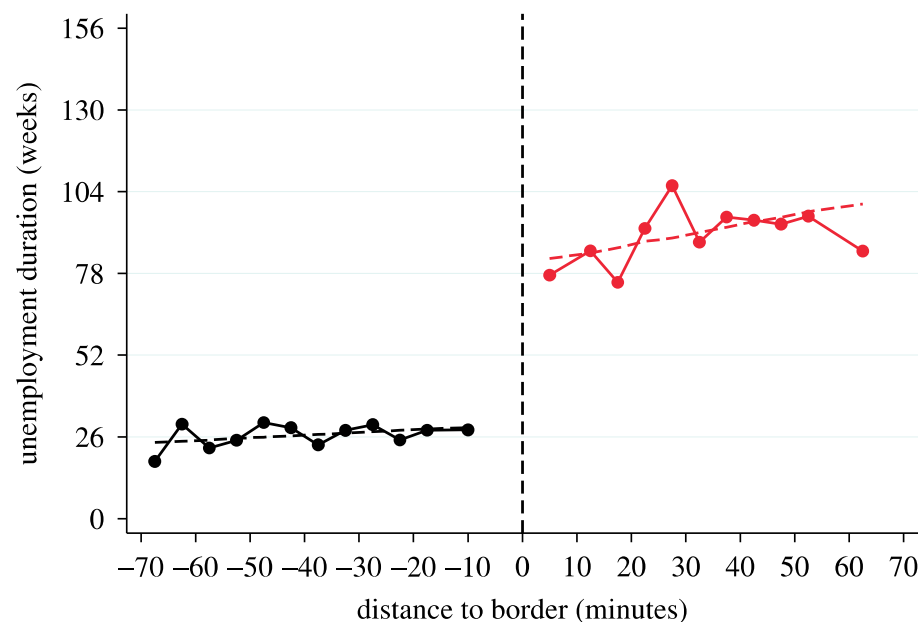
失業保険の失業期間への影響(女性)



Discontinuity at threshold = 109.645; with std. err. = 4.927.

Fig. 7. The effect of REBP on unemployment duration for women: age threshold. Sample restricted to inflow into unemployment the period 8/1989 until 7/1991 (during REBP) and to individuals living in treated region.

失業保険の失業期間への影響(女性)



Discontinuity at threshold = 50.58; with std. err. = 6.031.

Fig. 8. The effect of REBP on unemployment duration for women: border threshold. Sample restricted to inflow into unemployment the period 8/1989 until 7/1991 (during REBP) and to individuals aged 50 years or older.

失業保険の失業期間への影響(女性)

- 年齢で見ると故意に失業しているのが分かる。
- 地域ではそのようなことはみられない。

失業保険の失業期間への影響(女性)

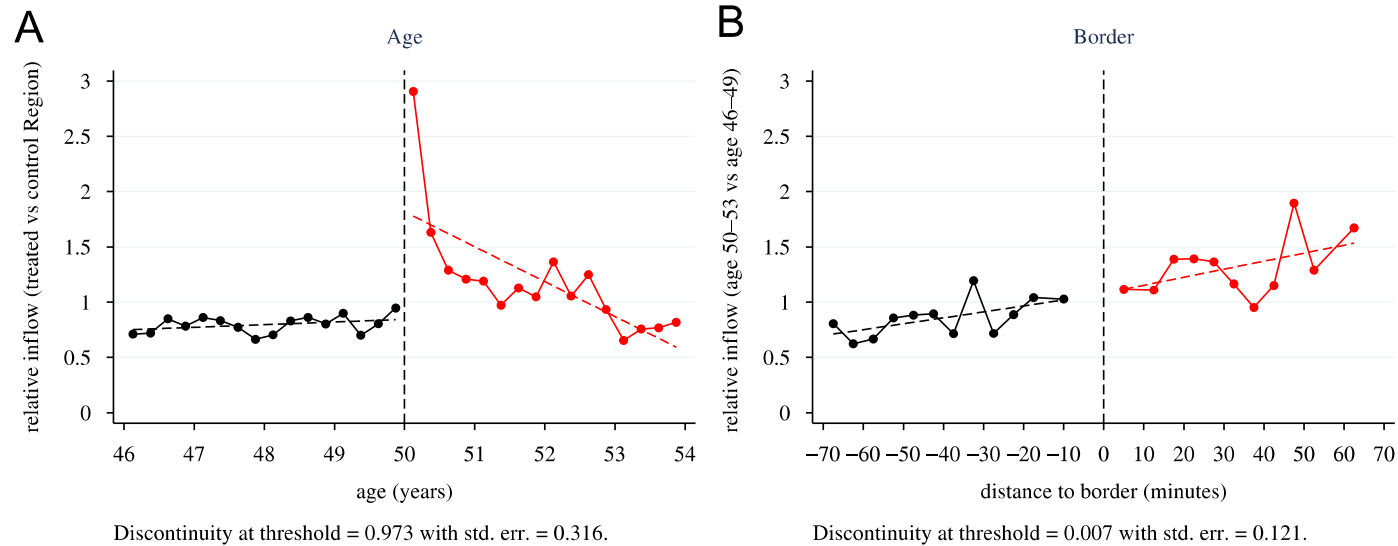


Fig. 9. Inflow effects due to REBP: women. Age: relative inflow is the ratio of the density of age in the treated region to the density of age in the control region. Border: relative inflow is the ratio of the density of distance to border in the age bracket 50–53 years to the corresponding density in the age bracket 46–49 years. Sample restricted to inflow into unemployment in the period 8/1989 until 7/1991 (during REBP).

少人数学級の効果

- 教育を行う際の学級人数はどれくらいが適切か。
- この問題に関しては米国では米国Tennessee州における実験も有名だが、ここではAngrist-Lavy (Quarterly Journal of Economics 1999)による実証分析を紹介する

少人数学級の効果

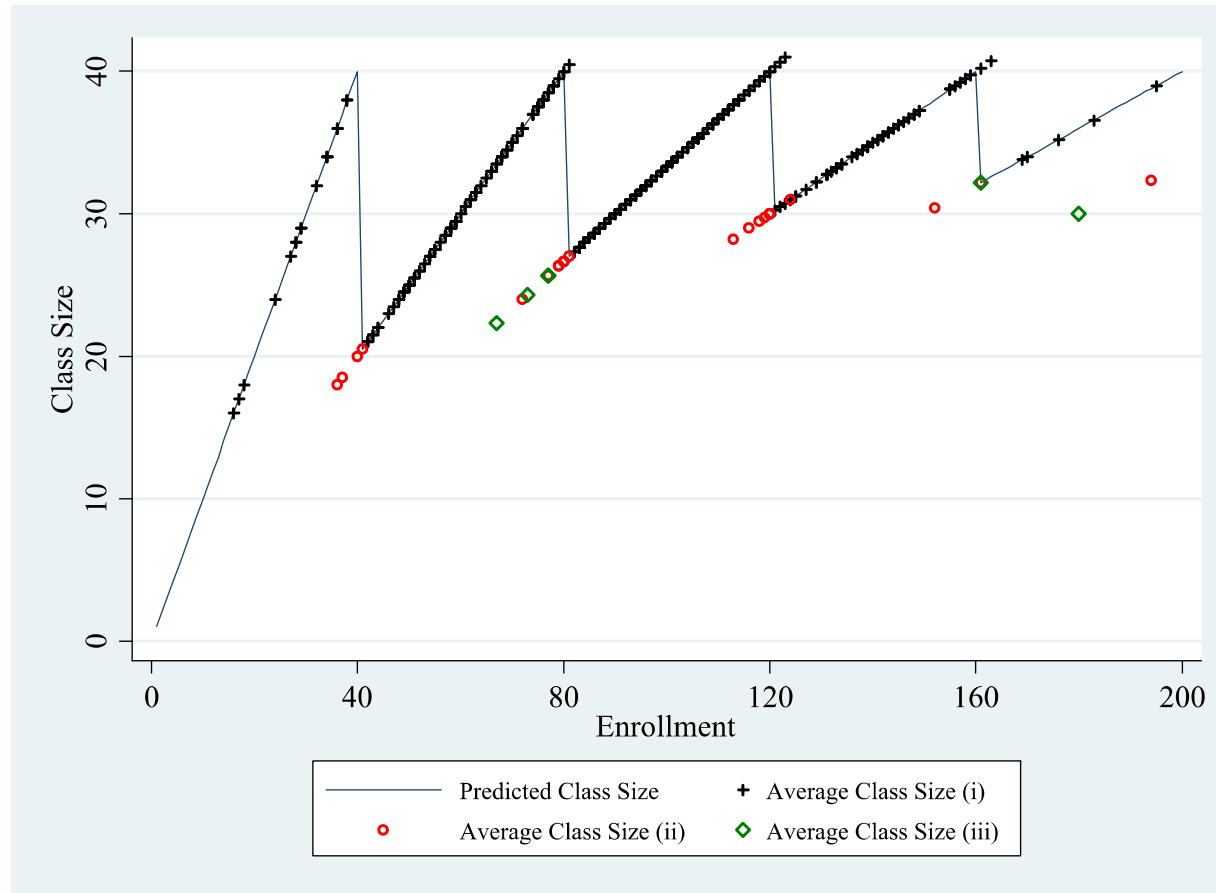
- この実証分析での単位ユニットは小学校のある学年。
- $D=1$ なら該当するクラスは少人数学級で教育されたことを意味し、 $D=0$ ならより人数の多い学級で教育されたことを意味するとする。
- また、 $Y1$ は少人数学級で教育を受けたクラスのテスト平均点、 $Y0$ は、より人数の多い学級で教育を受けたクラスのテスト平均点。

少人数学級の効果

- 勿論少人数学級の効果はテスト結果のみに反映されるわけではないのでより広範な指標を用いた分析が必要である。
- 単に観察データを用いて学級人数の異なるクラスのテスト平均点を比較したのでは、計測したい学級人数の違いによるテスト結果の違いと共に、少人数学級を採用している学校とそうでない学校との違いがテスト結果の違いに反映してしまう。
- Angrist-Lavyは学級サイズが決められるルールに着目する: 日本の場合にも同様(赤林・中村)

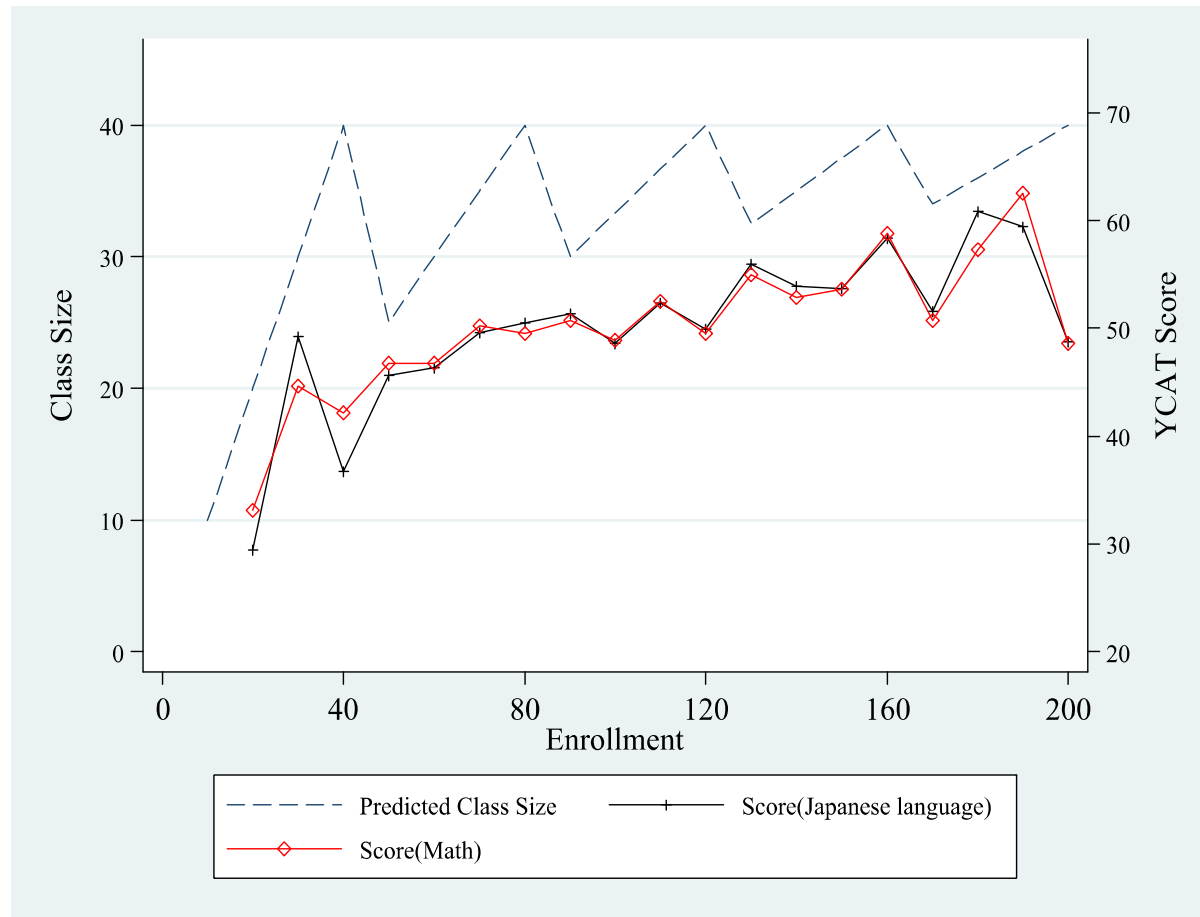
Sixth grade in elementary school

A. Sixth grade in elementary school



Sixth grade in elementary school

A. Sixth grade in elementary school



少人数学級の効果

- 学級人数が40人から20人くらいに減るとき、Readingの平均点が5点ほど上がる。
- このような分析は観察データを有効に使うことにより、かなり信頼度の高い分析が可能であることを示唆している。

少人数学級の効果

- しかし、いくつか実証上難しい問題もある。
 - このアプローチで評価できる少人数クラスの効果は閾値付近に該当するものに限られる。
 - イスラエル政府は社会的に恵まれない家庭の多い地域に補助金を出して、閾値に満たない場合でも少人数クラスが達成できるような政策を取っているので、グラフを用いた上の分析は少人数学級の効果を過小に評価しているかもしれない。
 - 教育熱心な親は少人数学級になりやすいところを選ぶかもしれない。
 - 学校側は大きいクラスの学年はベテラン教師に担当してもらおうかもしれない。

環境改善の経済的効果

- Chay and Greenstone (Journal of Political Economy (2005))は大気浄化の経済価値を住宅価格の変化で実証的に捉えた。
- 大気浄化の程度は総浮遊粒子(TSP)の変化で計測している。
- 1970年の大気浄化法では1年間平均でTSPが $75\mu\text{g}/\text{m}^3$ を超えるか、又は2番目に高い1日のTSPが $260\mu\text{g}/\text{m}^3$ を超えた郡を次の年に nonattainment county に分類し、nonattainment county は工場レベルで新規の投資により環境改善を行うことを義務づけた。

環境改善の経済的効果

- プログラム評価の枠組みでは総浮遊粒子が年間平均 $75\mu\text{g}/\text{m}^3$ より少し多いときが $D = 1$ 、少し少ないときか $D = 0$ 、多いときの住宅価格が Y_1 、少ないときの住宅価格が Y_0 。
- 観察単位ユニットは郡 (county)。

環境改善の経済的効果

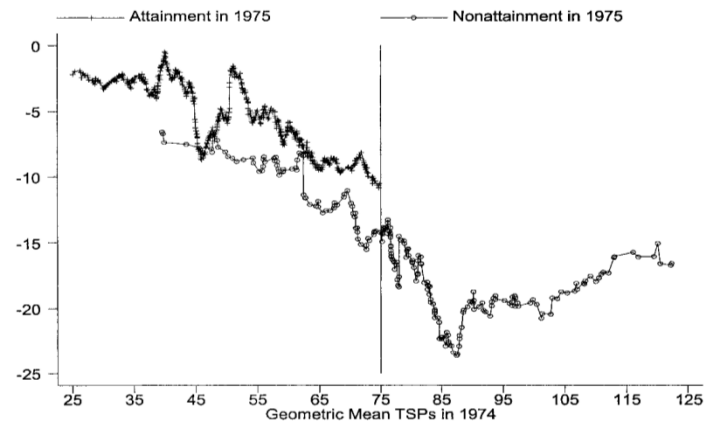


FIG. 4.—1970–80 change in mean TSPs by 1975 nonattainment status and the geometric mean of TSPs in 1974.

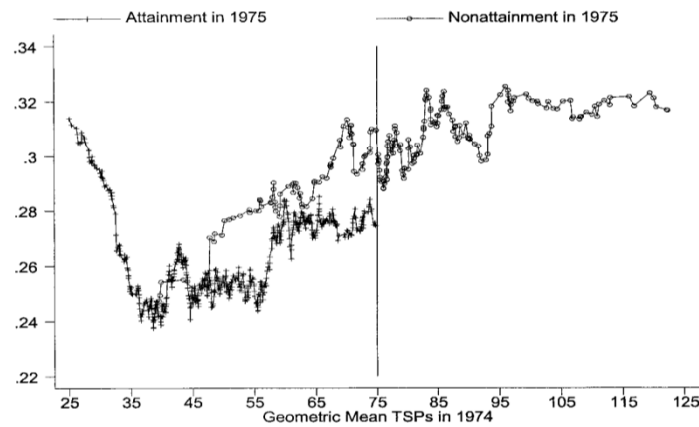


FIG. 5.—1970–80 change in log housing values by 1975 nonattainment status and the geometric mean of TSPs in 1974.

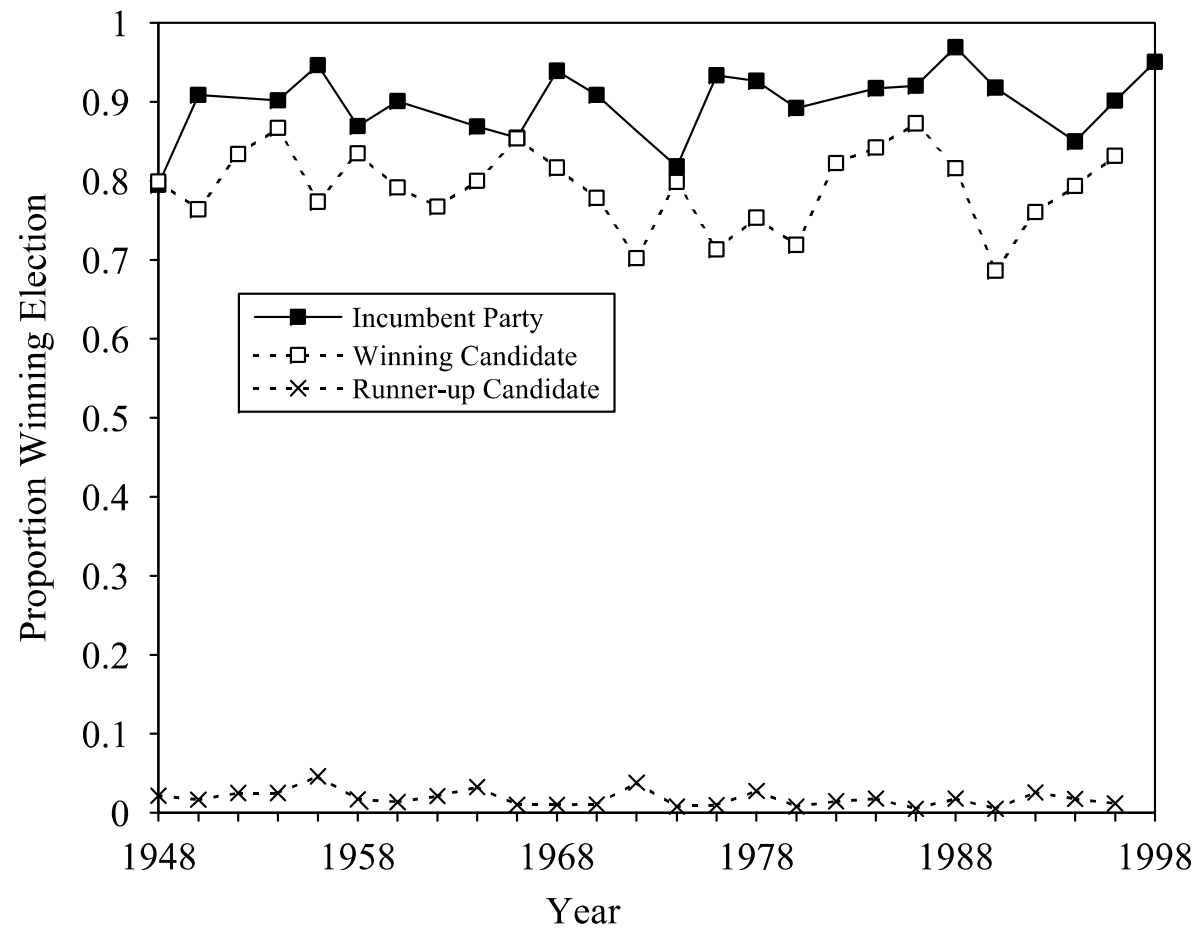
環境改善の経済的効果

- 上の図は横軸に1974年時点での1年平均TSP、縦軸は1980年と1970年でのTSP改善量を示す。
- 下の図は横軸に1974年時点での1年平均TSP、縦軸は1980年と1970年での住宅価格上昇率を示す。
- 75 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 近辺でのTSP変化の違いは約4、住宅価格の上昇率の差は約0.02。従って
$$0.02 / (4/75) = 1.5/4 = 0.375$$
- TSPが10%下がると住宅価格は4%弱上がる。

現職は選挙でどれほど有利か

- David Lee, Journal of Econometrics 2008, による研究。
- Leeは米国下院議員が現職であることがどれほど選挙の際に有利となるかということを実証的に分析した。
- 単に現職と非現職の選挙結果を比較すると以下の通り。

現職は選挙でどれほど有利か



現職は選挙でどれほど有利か

- もちろん現職と非現職の当選確率を比較して現職の有利さは捉えられない。当選した人たちは当選していない人より前回は少なくとも人気があったのだから。
- Leeは前回の選挙でぎりぎり当選した人たちとぎりぎり落ちた人たちとを比較することでこの問題に対応することを考える。
- 以下の図は民主党の候補者の結果:
40%有利？

現職は選挙でどれほど有利か

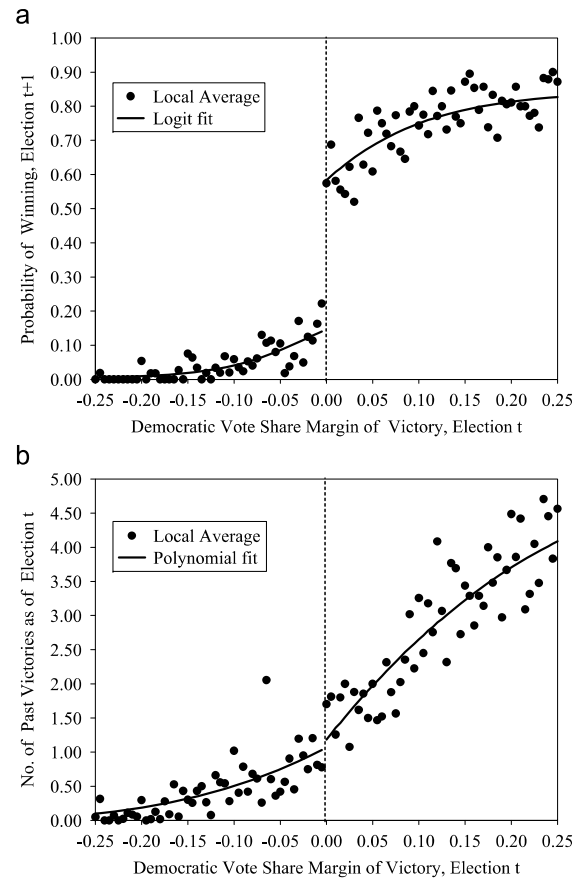


Fig. 2. (a) Candidate's probability of winning election $t + 1$, by margin of victory in election t : local averages and parametric fit. (b) Candidate's accumulated number of past election victories, by margin of victory in election t : local averages and parametric fit.

現職は選挙でどれほど有利か

- しかし、この分析自体も問題を含む。
- 民主党の候補となること自体が前回当選したかどうか依存している可能性があるから。
- 実際以下の図でそうとわかる。

現職は選挙でどれほど有利か

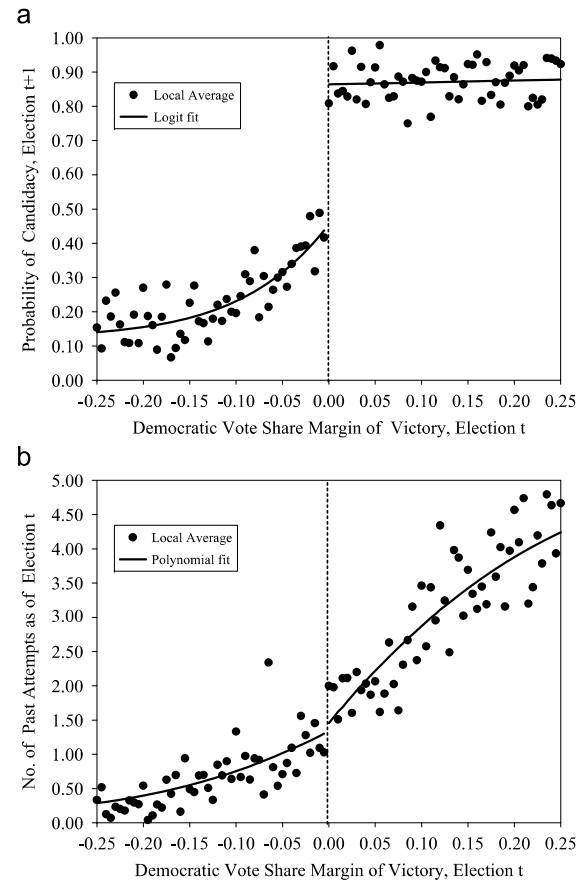


Fig. 3. (a) Candidate's probability of candidacy in election $t + 1$, by margin of victory in election t : local averages and parametric fit. (b) Candidate's accumulated number of past election attempts, by margin of victory in election t : local averages and parametric fit.

現職は選挙でどれほど有利か

- この問題に対処するためにLeeは個人の得票率ではなく、民主党の得票率又は当選確率に着目する。
- 以下の2つの図がその結果を示す。
現職の民主党候補者は約8%多い得票率
30%高い勝率

現職は選挙でどれほど有利か

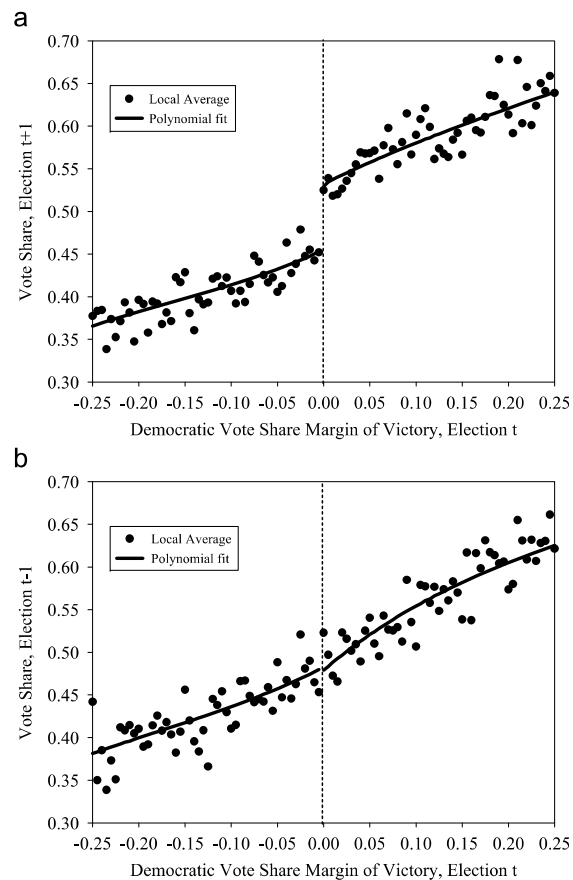


Fig. 4. (a) Democrat party's vote share in election $t+1$, by margin of victory in election t : local averages and parametric fit. (b) Democratic party vote share in election $t-1$, by margin of victory in election t : local averages and parametric fit.

現職は選挙でどれほど有利か

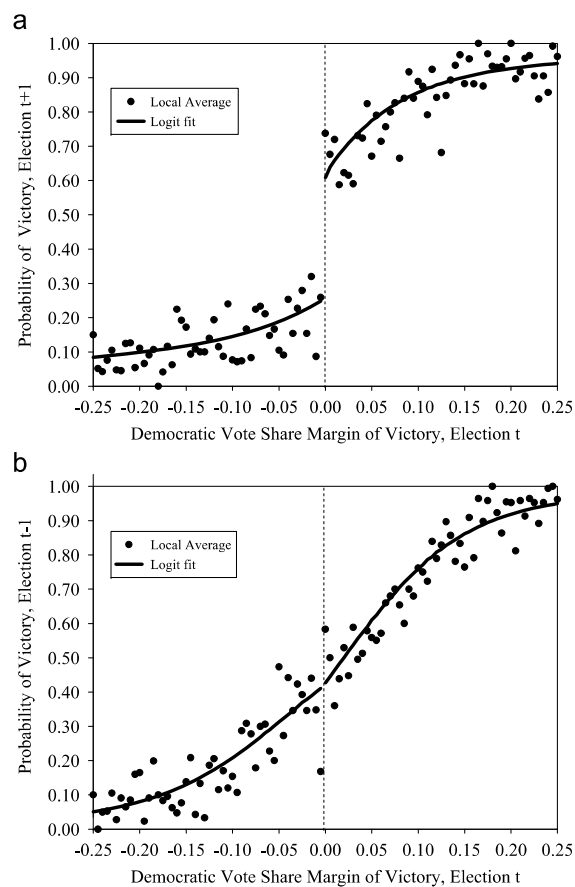


Fig. 5. (a) Democratic party probability victory in election $t + 1$, by margin of victory in election t : local averages and parametric fit. (b) Democratic probability of victory in election $t - 1$, by margin of victory in election t : local averages and parametric fit.

補足

- 計量経済学の重要な研究対象のひとつは以上のような分析で得られた結果がどれくらい確かなのか、ということの指標をとるの様に説得的に作るのか、ということ。
- この20年くらいのAmerican Economic Review、Quarterly Journal of Economics、Journal of Political Economyなどの雑誌を読むとこのような分析が数多くみられる。

構造アプローチの重要性

- 以上観察データを用いて行うマイクロ実証分析の実例をプログラム評価の枠組みのなかでみた。
- データにあまり制約をおくことなく、虚心坦懐にデータに語らせるというアプローチが現在のマイクロ実証分析の主流となっている。
- このような研究からわかることはある時点、ある場所でどれくらいの平均的プログラム効果があったか、ということ。

構造アプローチの重要性（続き）

- それができることを過小評価すべきではないが、同じプログラムを将来、他の場所で行ったときに同じ効果を生むかということについては何もわからない。
- 留意点
 - ルーカス批判
 - 一般均衡論的分析

構造アプローチの重要性（続き）

- 例えば失業者に対する訓練プログラムの評価を行い、十分な効果があることがわかったとする。しかし、実際に訓練プログラムを労働市場の一部として組み込むと労働者の行動様式そのものが変わる可能性がある。
- 大学へ進学することの様々な効果を実証され、多くの奨学金を整備したとする。そうすると大卒の労働者が増加し、高卒との相対賃金が変わるかもしれない

構造アプローチの重要性（続き）

- どのような行動を家計、企業、政府などは取っているのか、またどのようなメカニズムを通して対象のプログラムが効果をもつのか、という点を解明する必要がある。このような点を解明しようとするのが構造アプローチ (Structural Approach) だ。
- 経済分析の重要性はここにある。

構造アプローチの重要性（続き）

- 元々は McFadden による静学的な選択のモデルから出発し、1980 年代に Rust、Miller、Wolpin 達により動学化され、現在は Pakes や Berry 達により相互依存を許す Game モデルの推定や Heckman、Taber、Wolpin、Lee 達による一般均衡のモデルの推定へと拡張されている。
- それぞれの対象問題に応じて部分均衡モデル、一般均衡モデルを基礎におく確率モデルを作成する必要がある。

構造アプローチの重要性（続き）

- こういった確率モデルに基づいた推論を通してデータがどのように作り出されていると考えることが現実と整合的かを考える。
- 例えば推定された平均的効果か経済モデルパラメーターにどのように依存しているかを明らかにすることによってどのような状況で効果が大きいのか、などの理解が進む。

構造アプローチの重要性（続き）

- このような構造アプローチに関する研究成果は *Econometrica*、*Review of Economic Studies* といった雑誌で紹介されている。

マイクロ実証分析を支えるもの

- 以上のようなマイクロ実証分析を支えるものは何か？
 - PhDのトレーニングを受けた想像力のある研究者
 - 質の高いマイクロデータ
 - 詳細なデータ
 - 母集団に対して代表性があるデータ
 - 学会と政策当局との関係

研究者の現状と課題

- 一定水準を超えたマイクロ実証ができる研究者の数は国内に30人程度。
- 米国トップ50大学それぞれで10人程度はマイクロ実証を行っているので、おそらく、国内30人と同等かそれ以上の水準の研究者の数700人を優に超える。
- 欧米アジアに国内トップレベル数人と同等かそれ以上の日本人マイクロ実証研究者達が少なくとも8人。

研究者の現状と課題(続き)

- これらの方々を呼び戻すことが急務。
 - 直接的な研究へのインパクト
 - 教育を通じての間接効果
- 間接効果が大きいと思われる。
- 大きな原因は給与差(2.5倍程度)なので特別待遇のポジションを作り、その方々を対象に米国の大学並の評価システムで米国並みの給与体系を整えれば戻って来られると思う。

研究者の現状と課題(続き)

- 中国・シンガポールのトップ大学ではこのような制度は採用済み。
- いくつかの他分野も同様に給与差があると聞くが、経済ではトップ10に限らず、トップ50でも同じように大きな給与差があるのが特徴。
- 数学・物理ではトップ数校だけの給与が高く、それ以外はむしろ日本の方が高い。
- 世界的な大学を作るにはコストがかかる。

米国経済学部9ヶ月給与

TABLE 1B—NOMINAL 2013–2014 ACADEMIC-YEAR SALARIES OF TENURED OR TENURE-TRACK FULL, ASSOCIATE, AND ASSISTANT PROFESSORS OF ECONOMICS AT PHD-GRANTING UNIVERSITIES, BY 1995 NATIONAL RESEARCH COUNCIL “TIERS”

	Professor	Associate professor	Assistant professor
Tiers 1 & 2 (ranks 1–15)	\$255,100 (10) [\$28,634]	\$187,810 (8) [\$33,948]	\$132,059 (10) [\$10,266]
Tier 3 (ranks 16–30)	\$202,362 (8) [\$35,866]	\$146,699 (8) [\$30,120]	\$120,866 (8) [\$7,519]
Tier 4 (ranks 31–48)	\$182,190 (11) [\$31,323]	\$141,214 (12) [\$27,279]	\$114,298 (12) [\$6,698]
Tier 5 (ranks 49+)	\$145,712 (55) [\$27,048]	\$109,031 (55) [\$19,897]	\$101,104 (53) [\$11,780]

Notes: Numbers of reporting institutions in parentheses; standard deviations in brackets. Includes salaries of faculty on leave; excludes visiting faculty. Calendar-year salaries converted to academic year by multiplying by 0.818.

データ

- ミクロデータには同時点で多数の個人・家計・企業に関するデータを集めたクロスセクションデータ、
- それを数年間集めた、リピーテッド・クロスセクションデータ、
- 多数の個人・家計・企業を追跡調査したパネル・データ、
- 企業とそこで働く労働者の双方を追跡調査した、マッチド・パネルデータなどがある。

データ（続き）

- 政府の集める家計データは通常リピーテッド・クロスセクションデータ。
- 月次で集めている家計データの場合には数ヶ月間のパネルデータとできる場合もある。
- 企業に関する政府データは名寄せができればパネルデータにできる。
- センサスデータは原理的にはパネルデータ化できる。

データ（続き）

- 政府データの利用が可能となりつつあるのはすばらしい。
- 残る問題点：
 - 院生が教員とは独立に個人の立場でデータを利用しない。
 - 論文を投稿した後、リバイズを要求されることが多いが、迅速に対応できない。
 - 先の具体例からも想像出来る通り、詳細な情報が重要になることが多いが、個人の特定を防ぐ目的でしばしば重要な変数が詳細には分からない。

データ（続き）

- オーダー・メイド集計はオリジナルな研究には全く馴染まない。現データを利用できることが必須。
- まだまだ用意する書類が煩雑で且つ、データを受け取るまでに時間がかかる。
- 回収率が公にされていない場合があり、質に疑問が生じている場合がある。
- 税務データ・社会保障関連データの利用に目処が立っていない。

データ（続き）

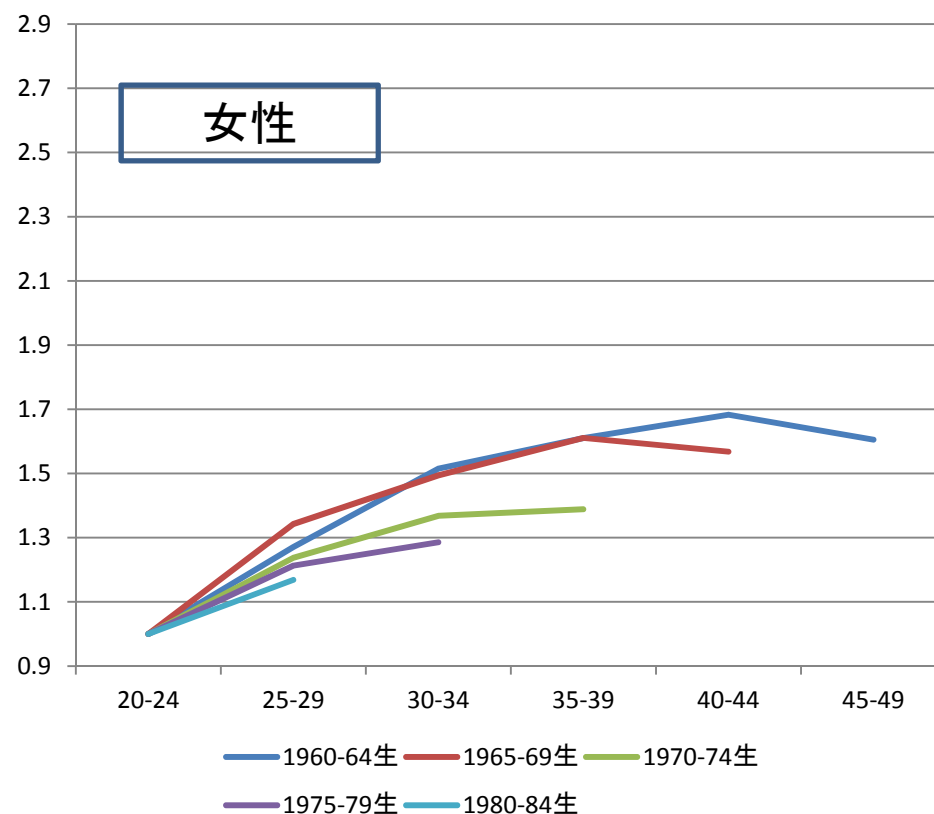
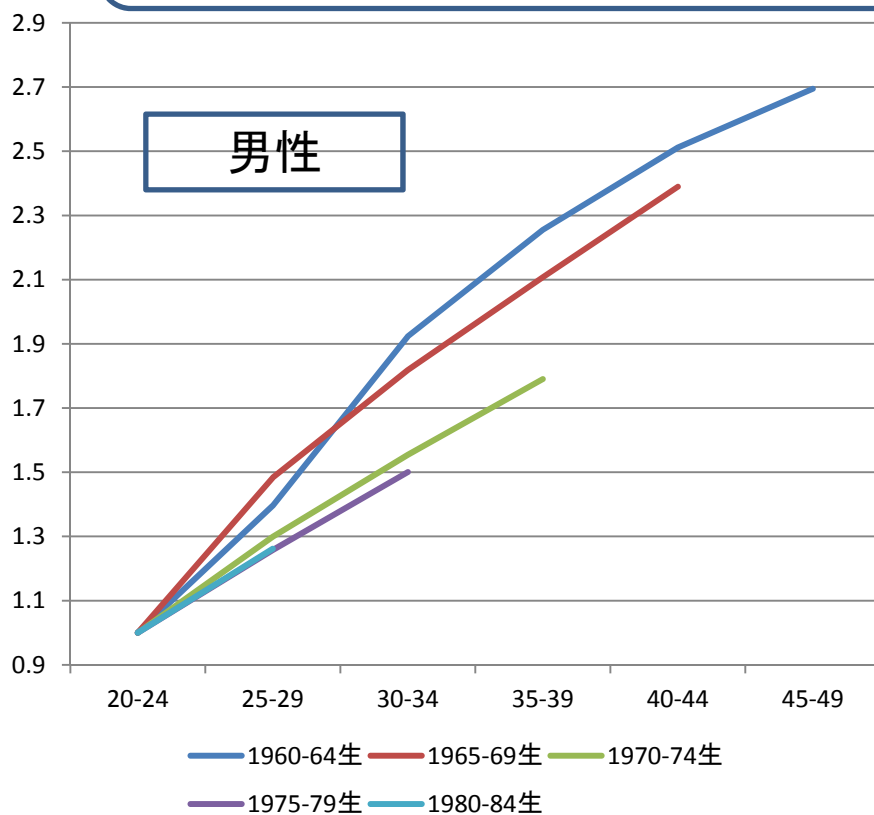
- 政府データの進捗に比べてパネルデータ構築は欧米に比べて大きく遅れている。
- パネルデータで分析すべき事柄を個票を用いて分析する場合
 - 例：今50歳の人々の10年後の平均所得は今60歳の人々の平均所得では必ずしもない。

データ（続き）

- パネルデータがない場合、定常性の仮定の下、クロスセクションデータを代わりに用いることが多いが、あくまで定常性の仮定の下でのみ妥当性がある。

世代間賃金と生涯賃金は異なる

若い人たちがほど賃金の上がり方が低い



20-24歳時点の所得を1とした場合。厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

データ（続き）

- 日本のパネルデータの問題点
 - 若年層を含むデータの場合、限られた質問に絞った阪大の場合を除き回収率が実質20%程度。
 - 高齢者の場合JSTARは、60%弱と欧州各国並のデータとなっているが、米国のHRSの80%に比較すると低い。

データ（続き）

- 米国ではRANDなどの研究組織が調査を行う
他、大学が調査を行いうる組織を運営。
 - ミシガン大学のSurvey Research Center
 - シカゴ大学のNational Opinion Research Center
 - オハイオ州立大のCenter for Human Resource Research
- 調査員には大きな差があり、優秀な調査員のみを揃えることで高い回収率を達成。

データ（続き）

- 日本でも回収率の高い調査を行う為には、調査員選別から行い得る組織が必要。
- 同時に一定時間内での質問の仕方など、調査方法の研究を行うべき。
- このようなパネルデータ調査全般を扱うSRC, NORC, CHRRのようなセンターが是非必要。

データ（続き）

- 最近民間の所謂Big Dataの活用が盛んに議論されている。
- クレジットカード利用の分析や保険データの分析は欧米の経済学者間でも始まっている。
- 海外在住の日本人経済学者がJRのベンディングマシン利用に関するデータを利用して企業間における情報構造と企業間契約の分析を行っている。

データ(続き)

- ビッグデータとは文字通り通常より「大きな」データ
 - 多くの人(顧客・患者など)や企業の個票データ
 - それらに関する詳細なデータ
 - 顧客の全ての該当クレジットカード取引に関する情報
 - 企業のもつパテントの相互引用関係
- ビッグデータであっても通常のデータを分析する際直面する多くの難しさと経済分析の必要性は回避できない。

データ(続き)

- サンプル数が多いことは非常に有用
- サンプルングが本来興味のある対象からのものでない場合が多いので相当な注意が必要。
- 統計的にはプログラム評価問題が基本問題
- 自然実験的にロバストな結果を得る術はある。
- しかし経済分析無しには済まされない。

学会のあり方と政策当局との関係

- エビデンスに基づく政策の必要性は唱えられて久しい。
- 膨大な「評価」は毎年なされている。その中でましなものを見ても、プログラム参加者に簡単なアンケート調査を実施して「満足度」を聞いた程度。
- このような現実がどうして生まれるのかを考える必要。

学会のあり方と政策当局との関係(続き)

- 少なくとも3つの理由が考えられる。
 - エビデンスを出すことと各省庁の利害(予算)とが直結していないので形式的な書類作りとなる。
 - 実施できる人材の数が少ない。
 - 学会との関係が構築されていない。
- 予算作成過程で実証結果が用いられるようになり、それがオープンに議論される必要。
- 必ずしも政策当局者自身が実証分析をする必要はない。RFPで発注する制度を拡充。

学会のあり方と政策当局との関係(続き)

- 現状、日本で学者が政策担当者とコンタクトをもつ際には、少人数のグループでの集まりとなる傾向。
- もう少しフォーマルな場合にはそこにコンサルティング会社が入る。そして事務的な仕事はコンサルティング会社がこなし、学者は自由に意見は言うが、実際の細かな仕事はほとんど全て政策担当者側とコンサルティング会社で進められる。

学会のあり方と政策当局との関係（続き）

- 政策当局が抱えている問題のうち、中・長期的課題に属することは、問題提起し、学界全体を巻き込むようなかたちで研究を促すくらいのこととしてもよいのではないか。
- 政府・日銀の研究所が実務部門の中長期的課題を吸い上げ、学会と協働するのが理想。
- 政府・日銀内でPhD取得者の役割が不明確。
- 国内コンサルティング会社ではそもそもPhD取得者を雇用していないのではないか。

学会のあり方と政策当局との関係(続き)

- 政府のコンサルティング契約への参加要件は年商や経験年数はあっても、雇用者の質を具体的に担保していない。
- このような参加要件は参入障壁となっている。
- 政府の実務者は政治家と研究所+学会とを結ぶパイプ役としての役割を担うべき。
- PhDは運転免許証のようなもので、おそらくパイプ役となる為にも本来必須要件。
- このような状況が定常状態となるような組織変革が望まれる。

おわりに

- ミクロ実証分析を支える3要件：
 - 研究者
 - データ
 - 政策当局と学会との関係
- それぞれについて現状とその改善策を議論
- ミクロ実証分析には自ずから限界がある。
- ただ、現状できるベストな知見に基づいて政策立案はされるべき。
- より広範な議論と具体的な施策を期待