

## 地方政府による歳出・歳入決定に関する実証分析

—都道府県パネルデータによる計測—

高橋 青天

### はじめに

地方財政論や財政学において、政府の意思決定行動は、家計行動と比較して「家計は、出を制し、政府は入を制する」としばしば言われている。言葉を換えて言えば、家計は与えられた所得のもとで、消費を決めなければならないが、国や地方政府は、先に支出計画（予算）を立て、その後、それが実現できるように税金や公債発行による収入を決定することを意味している。政府は確かに予算を立てて歳出を決め、その後に、それに見合う歳入計画を立てるような制度になっている。しかしながら、制度的な順番と、実際にどのように行動しているかは、別問題であり、実証分析を行うことによってのみ明らかになる。これまでも、政府行動の仮説として、研究者により以下のようなものが提示されてきた。

- 1) 歳入が歳出を決める：Niskanen (1971) で想定された、「官僚の予算最大化仮説」と、補助金によるフライペーパー効果という官僚行動から導かれる。
- 2) 歳出が歳入を決める：Barro (1979) で議論された「課税平準化理論」より導かれる結果であり、社会的コストを小さくするためには、政府は、将来の歳出の増減を見越して、今期の歳入の調整を行う。
- 3) 歳入と歳出の同時決定：歳出と歳入が中位投票者の最適水準に決まるという「中位投票者仮説」。
- 4) 歳入と歳出の決定は、それぞれ独立している：歳出と歳入が、経験的にそれぞれ独立に決められている。

これまでの政府行動の研究は、静学的な枠組みでの理論・実証研究が中心であった。そのことは上記仮説の中で、「課税平準化理論」などの動学モデルを初めから除外することを意味している。したがって、実証分析を行う場合には、より一般的な動学モデルを想定して行う必要がある。このような分析は、Holtz-Eakin et. al (1988), (1989) で試みられた。計測方法の詳細は第1節に譲るとして、彼らは、1973年から1990年までの米国171の地方政府（municipal government）に関するパネルデータを使い分析した。そこでは、歳入を地方政府の税収とした場合、「歳入が歳出を決める」という因果関係は統計的に棄却されるが、「歳出が歳入を決定

する」という因果関係は統計的に棄却できないという結論が報告されている。さらに Dahlberg and Johansson (2000) は、1979年から1987年までのスウェーデンにおける464地方政府に関するパネルデータを使い、歳出、税収、補助金に関する同時方程式モデルを計測した。そうして、「歳出が歳入を決定する」という因果関係が統計的に支持されるという結果が得られた。したがって、両論文では、結果的に、課税平準化理論により導かれる関係が支持されるといえるであろう。

本稿の目的は、これらの研究成果を踏まえ、日本の道府県パネルデータを使い、地方政府の動学的行動を実証分析することである。第1節では、このような動学的なモデルをパネルデータで計量分析するための方法が解説される。第2節は、第1節で説明された計量分析を日本の都道府県パネルデータへ適用する。

### 第1節 計量分析に関して

Holtz-Eakin et. al (1988), (1989) は、歳出、歳入に関するベクトル自己回帰モデル (VAR) を使って分析した。パネルデータを VAR で計測する場合、同時性バイアスが発生し、推定量が不偏性も一貫性も持たなくなる。このことを見るため、クロス項のデータが  $N$ 、時系列項のデータが  $T$  のケースを考えてみよう。このとき、統計モデルは (1.1) のように表わされるとしよう。

$$(1.1) \quad y_{it} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l x_{it-l} + f_i + u_{it} \quad (i=1, \dots, N; t=1, \dots, m)$$

この統計モデルを VAR モデルに変換するため、各変数の差分で書き表すと、(1.2) 式のようにクロス項に関する効果が消去される。

$$(1.2) \quad y_{it} - y_{it-1} = \sum_{l=1}^m \alpha_l (y_{it-l} - y_{it-l-1}) + \sum_{l=1}^m \delta_l (x_{it-l} - x_{it-l-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \\ (i=1, \dots, N; t=(m+2), \dots, T)$$

$y_{it-1}$  は、 $u_{it-1}$  に相関しているので、(1.2) から、 $(u_{it} - u_{it-1})$  は、 $(y_{it-1} - y_{it-2})$  と相関を持つ。したがって、(1.2) 式を VAR で計測した場合、同時性バイアスを持つことになる。Holtz-Eakin et. al (1988), (1989) は、これを避けるため、操作変数を使った推定方法で計測した。一般的に (1.3) が想定されている。

$$(1.3) \quad E(y_{is} u_{it}) = E(x_{is} u_{it}) = E(f_i u_{it}) = 0 \quad (s < t)$$

この仮定より、これらの変数を操作変数として使うことができる。さらに、 $(u_{it} - u_{it-1})$  は  $y_{it-s}$  や  $x_{it-s}$  と  $s \geq 2$  に関して無相関であることが、(1.2) よりわかる。したがって、これらの変数も操作変数として使うことができるので、任意の  $t$  期において、総計  $2(t-2)$  個の操作変数が



項が系列相関も分散不均一性も持たない場合、1-stepGMM 推定量は2-stepGMM 推定量 に比べて、より効率的な GMM 推定量となる。

Dahlberg and Johansson (2000) は、基本的に Arellano and Bond (1991) の計測方法を適用する。我々も彼らの手法を採用するので、少し詳しく説明しよう。歳入、歳出、補助金のパネルデータをそれぞれ  $E_{it}$ 、 $R_{it}$ 、 $G_{it}$  と表示する。地方政府の行動を分析対象とするため、地方政府への補助金が説明変数として追加されている。このとき Dahlberg and Johansson (2000) は、(1.4) の動学モデルから出発する。

$$(1.4) \quad E_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{l=1}^m \alpha_l E_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l R_{it-l} + \sum_{l=1}^m \pi_l G_{it-l} + f_i + u_{it}$$

$$(i = 1, \dots, N; t = m+1, \dots, T)$$

これを差分で表わすと、(1.5) となる。

$$(1.5) \quad \Delta E_{it} = \Delta \alpha_{0t} + \sum_{l=1}^m \alpha_l \Delta E_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l \Delta R_{it-l} + \sum_{l=1}^m \pi_l \Delta G_{it-l} + \Delta u_{it}$$

$$(i = 1, \dots, N; t = m+2, \dots, T)$$

同様に、歳出と補助金に関しても、それら変数の差分  $\Delta R_{it}$ 、 $\Delta G_{it}$  を使い、以下のような統計モデルに変換できる。

$$(1.6) \quad \Delta R_{it} = \Delta \delta_{0t} + \sum_{l=1}^m \alpha_l \Delta E_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l \Delta R_{it-l} + \sum_{l=1}^m \pi_l \Delta G_{it-l} + \Delta u_{it}$$

$$(i = 1, \dots, N; t = m+2, \dots, T)$$

$$(1.7) \quad \Delta G_{it} = \Delta \pi_{0t} + \sum_{l=1}^m \alpha_l \Delta E_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l \Delta R_{it-l} + \sum_{l=1}^m \pi_l \Delta G_{it-l} + \Delta u_{it}$$

$$(i = 1, \dots, N; t = m+2, \dots, T)$$

上記モデルに関して、Dahlberg and Johansson (2000) は以下の手順で計量分析を行った。

- 1) 最大ラグ  $m = 3$  とし、各種ラグの統計モデルを Arellano and Bond ダイナミックパネル分析する。
- 2) 各種ラグの統計モデルについて、GMM 推計のモーメント条件に関して、帰無仮説：モーメント条件が適切である、のもとでの J 統計量 (J-statistic) を使いモデル選択を行う。
- 3) さらに、 $m = 3$  の J-statistic を Q3、 $m = 2$  のそれを Q2、 $m = 1$  と  $m = 0$  のそれを、それぞれ Q1、Q0 とする。このとき、 $(Q3 - Q2)$ 、 $(Q2 - Q1)$ 、 $(Q1 - Q0)$  の各統計量を計算する。これらの統計量は、帰無仮説：ラグ制約が有効である、のもとで自由度 3 のカイ二乗分布をすることが知られている。したがって、これを使いモデルのラグ選択を行う。彼らは、以上の仮説検定に、通常使われる漸近的臨界値ではなく、ブートストラップ法で得

られたブート臨界値を用いた検定を行っている。ブートストラップ法を用いる理由は、彼らがモンテカルロ実験で示したように、漸近的臨界値を使った場合、正しい帰無仮説を棄却しやすいためである。本稿では、ブート臨界値は使わず、漸近的臨界値を用いた検定のみを行うことにする。

## 第2節 計測と結果

データは、47都道府県財政データから、1989年から2003年までの、歳出総額、地方税収額、地方交付税額を抽出し、それぞれ  $E_{it}$ ,  $R_{it}$ ,  $G_{it}$  と表示する。これを (1.4), (1.6), (1.7) で表わされる統計モデルへ当てはめ、Arellano and Bond ダイナミックパネル分析を行った。最大ラグ3を想定し、J-statistic の結果から、歳出モデルのラグ3, ラグ2, さらに、補助金モデルのラグ3からラグ1までのモデルが、GMM モーメント条件を満たしていることが分かる。歳入モデルに関しては、いずれのラグモデルも GMM モーメント条件を満たしていない。補助金である地方交付税は、国によって決定される。したがって、ここでは、地方政府の行動として歳出モデルのみを検討する。

表1：計測結果

|       | 歳出<br>モデル |         |         | 歳入<br>モデル |         |         | 補助金<br>モデル |         |         |  |
|-------|-----------|---------|---------|-----------|---------|---------|------------|---------|---------|--|
|       | m=3       | m=2     | m=1     | m=3       | m=2     | m=1     | m=3        | m=2     | m=1     |  |
|       |           |         |         | (*)       |         |         |            |         |         |  |
| E(-3) | -0.0073   |         |         | 0.0103    |         |         | -0.0043    |         |         |  |
|       |           |         |         | (**)      |         | (**)    |            |         |         |  |
| E(-2) | 0.0435    | -0.0047 |         | -0.0045   | -0.0066 |         | 0.0006     | 0.0405  |         |  |
|       |           |         |         | (**)      |         | (**)    |            |         |         |  |
| E(-1) | 0.0923    | -0.0156 | -0.0126 | -0.0044   | -0.0025 | -0.0024 | 0.0102     | -0.0269 | -0.0007 |  |
|       | (**)      |         |         | (**)      |         |         |            |         |         |  |
| R(-3) | -0.9136   |         |         | -0.2072   |         |         | -0.0685    |         |         |  |
|       | (**)      |         | (**)    |           | (**)    |         |            |         |         |  |
| R(-2) | 0.9021    | -0.2083 |         | -0.2721   | -0.5344 |         | 0.0507     | 0.0405  |         |  |
|       | (**)      |         | (**)    |           | (**)    |         | (**)       |         | (**)    |  |
| R(-1) | -0.0757   | 0.7589  | 0.7895  | 0.8755    | 1.0021  | 0.6204  | -0.0769    | -0.0310 | -0.0366 |  |

|        | 歳出<br>モデル |        |        | 歳入<br>モデル |         |         | 補助金<br>モデル |         |        |
|--------|-----------|--------|--------|-----------|---------|---------|------------|---------|--------|
|        | m=3       | m=2    | m=1    | m=3       | m=2     | m=1     | m=3        | m=2     | m=1    |
|        | (**)      |        |        |           |         |         |            |         |        |
| G(-3)  | 1.8556    |        |        | 0.1447    |         |         | -0.0137    |         |        |
|        | (**)      | (**)   |        |           | (**)    |         | (**)       | (**)    |        |
| G(-2)  | -0.4893   | 1.3379 |        | -0.0203   | 0.1391  |         | -0.1854    | -0.1971 |        |
|        | (**)      | (**)   | (**)   | (**)      | (**)    |         | (**)       | (**)    | (**)   |
| G(-1)  | 1.3407    | 1.3650 | 2.5725 | -0.1236   | -0.1438 | -0.0031 | 0.9365     | 0.9694  | 0.8286 |
|        | (*)       | (*)    |        |           |         |         | (*)        | (*)     | (*)    |
| J-stat | 33.651    | 38.239 | 40.294 | 37.739    | 42.740  | 43.775  | 30.024     | 28.610  | 36.447 |

注) (\*) 5%有意水準で有意, (\*\*) 1%有意水準で有意であることを示している。J-stat に関して, (\*) は、帰無仮設が5%有意水準で棄却で棄却されないことを意味している。

歳出モデルに関して、ラグ3モデルとラグ2モデルに関する J-statistic の差分 Q3-Q2 は4.588である。このとき、カイ二乗分布の5%臨界値は、カイ二乗分布表より7.815なので、帰無仮説：ラグ制約が有効である、を棄却できない。従ってラグ2モデルが採択されることになる。ラグ1モデルはGMMモーメント条件を満たさないので、結局、歳出モデルのラグ2モデルが最終的に採択される。ラグ2の歳出モデルに関する詳しい計測結果は、次の表で報告されている。

表2：歳出モデル（ラグ2）のEViews計測結果

Dependent Variable: S

Method: Panel Generalized Method of Moments

Transformation: First Differences

Sample (adjusted): 1988 2003

Periods included: 16

Cross-sections included: 47

Total panel (balanced) observations: 752

White period instrument weighting matrix

White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Instrument list: @DYN(TS,-2) @LEV(@SYSPER)

| Variable                | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|-------------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| S(-1)                   | -0.015644   | 0.015415   | -1.014853   | 0.3105 |
| S(-2)                   | -0.004700   | 0.016249   | -0.289268   | 0.7725 |
| R(-1)                   | 0.758947    | 0.028916   | 26.24629    | 0.0000 |
| R(-2)                   | -0.208276   | 0.009099   | -22.88936   | 0.0000 |
| G(-1)                   | 1.364978    | 0.052870   | 25.81739    | 0.0000 |
| G(-2)                   | 1.337935    | 0.044162   | 30.29576    | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1988")) | -1700165.   | 148486.9   | -11.44993   | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1989")) | 1506920.    | 213439.3   | 7.060182    | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1990")) | 1239822.    | 254009.4   | 4.881009    | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1991")) | -1962983.   | 226354.7   | -8.672155   | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1992")) | 606789.0    | 232593.5   | 2.608796    | 0.0093 |
| @LEV(@ISPERIOD("1993")) | 5455506.    | 253711.1   | 21.50283    | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1994")) | 1.46E+08    | 5472788.   | 26.66506    | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1995")) | -1.51E+08   | 5268828.   | -28.66840   | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1996")) | 194866.6    | 1996827.   | 0.097588    | 0.9223 |
| @LEV(@ISPERIOD("1997")) | -4251393.   | 2710687.   | -1.568382   | 0.1172 |
| @LEV(@ISPERIOD("1998")) | 6006740.    | 380416.1   | 15.78992    | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("1999")) | -776450.6   | 318963.3   | -2.434294   | 0.0152 |
| @LEV(@ISPERIOD("2000")) | -3931841.   | 1620707.   | -2.426003   | 0.0155 |
| @LEV(@ISPERIOD("2001")) | -11420519   | 1499665.   | -7.615381   | 0.0000 |
| @LEV(@ISPERIOD("2002")) | -4956663.   | 1320750.   | -3.752916   | 0.0002 |
| @LEV(@ISPERIOD("2003")) | 5606140.    | 353109.6   | 15.87649    | 0.0000 |

Effects Specification

Cross-section fixed (first differences)

Period fixed (dummy variables)

|                    |          |                    |           |
|--------------------|----------|--------------------|-----------|
| Mean dependent var | 2012748. | S.D. dependent var | 3.65E+08  |
| S.E. of regression | 3.63E+08 | Sum squared resid  | 9.64E+19  |
| J-statistic        | 38.23883 | Instrument rank    | 48.000000 |

注) @LEV (@ISPERIOD ("XXXX")) は、「xxxx 年ダミー変数」を表している。

この計測結果から、今期の歳出行動には、過去の歳出は影響を与えないが、過去の歳入と補助金が影響を与えている。特に補助金の二期間のラグに関する係数が、正で1以上であることから、過去の補助金以上に現在の歳出を増やそうとする「フライペーパー効果」も確認される。過去の歳入に関しては、二期前の歳入はマイナスの影響を与えるが、一期前の歳入は、今期の歳出に、プラスのより大きな影響を与えるという結果が得られた。このことは、歳出に関する地方政府の官僚行動として、直近の歳入をもとにして今期の歳出を動学的に決めていることを示している。

## おわりに

これまでの計測結果から、地方政府の歳出は、官僚の動学的行動を通して決められていることが分かった。このように、ダイナミックパネル分析を適用することにより、地方政府の動学的行動が明らかにされた。本稿では、Dahlberg and Johansson (2000) と違い、漸近的臨界値が仮説検定に用いられたが、ブート臨界値を用いた検定を行い、ここでの結果と比較する必要がある。

## 参考文献

- Arellano M. and S. Bond (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation," *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
- Dahlberg, M. and E. Johansson (2000), "An Examination of the dynamic behavior of local governments using GMM bootstrapping methods," *Journal of Applied Econometrics* 15, 401-416.
- Holtz-Eakin D., Newey W. and Rosen H. S. (1988), "Estimating vector autoregressions with panel data," *Econometrica* 56, 1371-1395.
- Holtz-Eakin D., Newey W. and Rosen HS. (1989), "The revenues-expenditures nexus: evidence from local government data," *International Economic Review* 82, 225-248