空間的要素を考慮した経済基盤乗数の推定 岡山大学大学院 長宗武司

要約

我が国における地方創生を推進する流れの中で、地方自治体は持続可能な地域経済の構築が求められている。地域が持続可能であるためには、地域産業の稼ぐ力を高め、雇用を創出することの必要性が絶えず言われており、ここでの考え方は経済基盤モデルと密接に関連する。近年の経済基盤モデルにおける実証分析では、移出産業による地域への雇用の乗数効果が推定されている。この乗数効果は地域内で収束するものではなく、地域間で空間的な影響を伴うことが想定されるが、多くの研究では空間的な要素は考慮されていない。

そこで本研究は、市町村及び都市雇用圏を対象に、空間的な要素を考慮した雇用の乗数効果の推定を行った。ここでは、自治体の地理的な範囲の異なりと乗数値の関係性、及び乗数値の空間的な分布の2点に着目した。分析の結果、乗数効果は市町村より地理的な範囲の広い都市雇用圏において大きな値を示した。また、乗数効果の空間的な分布として、市町村間において空間的自己相関が検出され、東京都市圏の郊外地域において高い乗数値を示す自治体が多い一方、地方圏では中心都市のみが高い波及効果を示す「一人勝ち」の傾向が見られることが確認された。

Spatial analysis of Economic base multipliers Takeshi Nagamune (Okayama University)

Abstract

Responding to the recent governmental policy of regional re-creation, local governments try to keep regional economic sustainability. In order to achieve this, it is often said that driving export growth of regional industries and increasing employment creation are important for regional economic development. This approach is deeply related to Economic base model. Most of the recent empirical researches of this model focus on estimating local employment multipliers generated by tradable industries. Although the multipliers may have spillover effects on other regions, recent studies ignore such spatial elements.

This research estimates local employment multipliers by spatial analysis approach using data of municipalities and urban employment areas in Japan. We focus on spatial distribution of multipliers and relationship between the degree of multiplier effects and the extent of each local geographical territory. The results show that multiplier effects are higher in urban employment areas than in municipalities. In terms of spatial distribution of multipliers, we find the existence of spatial autocorrelation among municipalities. Suburban cities of the Tokyo metropolitan area have high multiplier effects. In provincial areas, on the other hands, only central cities have high effects.

Keywords: Economic base model, economic base multiplier, spatial analysis JEL classifications: C31, R1

空間的要素を考慮した経済基盤乗数の推定

岡山大学大学院 長宗武司

1. はじめに

わが国は人口減少の局面を迎え、とりわけ、地方圏では定住人口の減少が深刻化している。安倍政権では、「まち・ひと・しごと創生本部」を設置し、人口減少克服や地域経済の活性化による地方創生を推進する政策を展開している。地方自治体においても「地方版総合戦略」が策定され、地域産業の「稼ぐ力」を育てると同時に、雇用創出により、地域の持続可能性を高めることが求められている。ここでの「稼ぐ力」とは域外にモノやサービスを提供し、域外からマネーを獲得することを意味しており、理論的な背景としては、地域科学(Regional Science)の分野の経済基盤モデルにおいて、古くから地域の移出需要に対応した基盤産業による地域成長の理論が確立され、多くの研究が蓄積されている。「稼ぐ力」や雇用創出の考え方は、この経済基盤モデルに依拠しており、地方創生における政策立案において、モデルの有用性が高まっていると考えられる。

他方、学術的な観点では、経済基盤モデルに依拠する近年の研究として、 Moretti (2010)をはじめ、 Moretti and Thulin (2013)、 Van Dijk (2017)において、実証分析が行われている。その内容としては、二時点間における、基盤産業 (域外市場産業) から、非基盤産業 (域内市場産業) や地域全体への雇用の波及効果 (経済基盤乗数) を推定したものである。これらの実証分析においては、乗数値の推計方法や基盤となる産業の識別に主眼が置かれている。しかし、雇用の波及効果は地域内で収束するものではなく、地域間で空間的な影響を伴うことが想定されるが、多くの研究では空間的な要素は考慮されていない。

そこで本研究は、日本の市町村及び都市雇用圏を対象に、空間的な要素を考慮した雇用の乗数効果の実証分析を行った。ここでは、市町村と都市雇用圏という空間スケールの異なりと乗数値の関係性に加え、 乗数値の空間的な分布という2点に着目し、一時点及び異時点間における基盤乗数値を推定している。

また、基盤産業の識別方法として、Moretti (2010)等の近年の実証分析では、基盤となる産業を製造業等の特定の産業にあらかじめ仮定し雇用乗数の推定を行っているものが多いが、地域の基盤となる産業は地域ごとに異なるためが想定されるため、特化係数法を用いた識別方法を用いる。

2. 既往研究

近年の経済基盤モデルに関する研究では、Moretti (2010)が Bartik (1991)のシフトシェア操作変数を用いて、アメリカにおける二時点間の基盤乗数を推定し、この研究が経済基盤モデルにおける新たな研究の流れを生み出した。Moretti (2010)では、製造業を基盤産業と仮定し、製造業の雇用の変化による非基盤産業への雇用の波及効果を分析している。また、人的資本の観点から大卒以上の学歴を持つ労働者をスキルのある労働者とし、雇用の乗数効果が高い値であることを示した。これ以降、各国において、二時点間の雇用の波及効果に関する研究が行われている。

基盤乗数の空間的な要素との関係性については、Richardson (1985) は、基盤乗数は空間のない経済で発生していると見なされると指摘しているが、実際には、乗数は空間全体に一様に分布していない。Alexander (1954)は、基盤乗数が場所により異なるかどうかは、都市の理解を深めるための残りの疑問の1つであると結論づけている。このような基盤乗数の空間的な分布に関する近年の実証分析としては、Çubukçu (2011)があり、この論文では、経済基盤モデルにおいて空間的な要素の欠如を問題視し、一時点での基盤乗数の空間分布に関する実証分析を行っている。また、Gerolimetto and Magrini (2014)も同様に、Moretti (2010)以降の研究に

おける空間的要素の欠如を指摘し、空間的な影響を考慮した上での二時点間の雇用の乗数効果の分析を行っているが、わが国において空間的な要素を考慮した実証分析は見当たらない。

また、経済基盤モデルは、その地域の設定により、乗数値が大きく変化することが知られている。Van Dijk (2017)では、基盤乗数は地理的単位の選択に依存し、地理的に広い地域ほど自立的であるため、他の地域への移出への依存度が低くなり、乗数はより大きい値となることを指摘している。本稿では、分析の対象地域を市町村単位に加え、金本・徳岡 (2002)において提唱された都市雇用圏を分析単位とし、それぞれの基盤乗数を比較することで、空間的な広がりと基盤乗数の関係性を実証する。また、上記の考え方は、主に一時点における基盤乗数を想定したものと考えられるが、二時点間の基盤乗数においても同じような結果となるかについて、実証分析を行うこととする。

3. 一時点の基盤乗数の推定

まず、一時点のデータを用いて、経済基盤乗数の推定を行う。分析対象を市町村単位及び都市雇用圏域単位に設定することで、空間的な広がりと基盤乗数との関係性を検証する。市町村については、2015年時点の市町村を用いる。都市雇用圏については、金本・徳岡 (2002)により定義された 2015年基準の都市雇用圏を用いた。「従業者数のデータとしては、2015年の従業地ベースの国勢調査のデータについて、10%抽出の個票を申請し、データセットを作成した。

推定方法としては、特化係数法を用いて基盤部門従業者を算出した上で、基盤乗数を推定する。特化係数の算出においては、産業大分類などの分類数の少ないデータを用いた場合、基盤乗数が過大に推計されてしまうという問題点がある。本稿では、産業小分類のデータを用いることで、細かい産業分類ごとに基盤産業を識別し、基盤部門従業者数を算出することで、より高い精度の基盤乗数を推定することが可能となった。特化係数は、各地域と全国のデータを比較し、平均的な経済活動レベルを地域の需要を満たすために必要な従業者数として想定する。産業 i における地域 j の特化係数を定義すると下記のようになる。

$$LQ_{ij} = \frac{L_{ij} / \sum_{i} L_{ij}}{\sum_{j} L_{ij} / \sum_{i} \sum_{j} L_{ij}}$$
(1)

ただし、 L_{ij} は地域jのi産業の従業者数を表している。ここでは、特化係数が1を超えている産業は全国平均以上に当該産業の集積度が高く、地域外にも財・サービスを提供していると考え、基盤産業とみなす。逆に特化係数が1を下回っている産業は非基盤産業とみなす。この時、基盤部門の従業者数は、以下のように表現できる。 (ただし、 $LQ_{ij} \geq 1$ の時)

$$L_{Bij} = \left(1 - \frac{1}{LQ_{ij}}\right) L_{ij} \tag{2}$$

この基盤部門従業者数を産業別に算出し合計することで、各地域の基盤部門従業者を算出する。このとき、地域jの基盤乗数 M_j は、基盤部門の従業者数と総従業者数の比率により以下のように算出する。

¹ 東京電力福島第一原子力発電所事故により、避難指示区域に設定されている市町村及びその市町村が含まれる都市雇用圏は、データの異常値が確認されたため分析対象から除外した。

$$M_{j} = \frac{L_{j}}{L_{Bj}} \tag{3}$$

 L_j は地域jの総従業者数を、 L_{B_j} は地域jの基盤部門の従業者数を表している。

表1は、市町村及び都市雇用圏における基盤乗数の推定結果を示している。基盤乗数の推計値をみると、 市町村の平均は2.797であり、他方、都市雇用圏の平均は4.213と市町村に比べ高い値となっている。これ は、地理的な範囲が広くなると基盤乗数値が大きくなるという理論と整合的な結果と言える。

 平均
 標準偏差
 最小値
 最大値
 標本サイズ

 市町村
 2.797
 1.102
 1.307
 8.476
 1,707

 都市雇用圏
 4.213
 1.498
 2.227
 10.278
 219

表1 基盤乗数の推計結果

4. 基盤乗数の空間分布

続いて、上記で推定した基盤乗数値について、空間的自己相関の検証を通じて、基盤乗数の空間分布に関する分析を行う。具体的には、Moran's I を用いて、市町村及び都市雇用圏それぞれについて、地域全体で空間的自己相関が存在するかについて検証する。さらに、Local Moran's I を用いて、基盤乗数のホットスポット等の空間的な分布を確認する。Moran's I は、もっとも代表的な大域的な空間的自己相関の指標であり、次式のように定義される。

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} (y_i - \overline{y}) (y_j - \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y})^2}$$
(4)

ただし、n はサンプル数、 \overline{y} は観測値の平均を示す。 $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ は基準化定数 (重み行列の全要素の和)

である。Moran's Iは-1から1の間の値を取り、0より大きい値の時は、正の自己相関の存在を示唆し、0より小さい時は、負の自己相関を示唆する。Moran's Iを用いることで、空間的自己相関の有無に関する検定を行うことができる。ここでは、漸近正規性を仮定した上で、Z検定を行う方法を用いる。

他方、Local Moran's I は、Moran's I の地区 i に関する指標であり、局地的な空間的自己相関の検討に用いられる。以下のように定式化する。

$$I_{i} = \frac{\left(y_{i} - \overline{y}\right)}{\sum_{j=1}^{n} \left(y_{i} - \overline{y}\right)^{2} / n} \cdot \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \left(y_{j} - \overline{y}\right)$$

$$(5)$$

 I_i は、自身の値の平均値からの偏差と近傍集合における観測値の平均からの偏差との類似度として定義される。自身の値が、周囲の値と似通った値をとれば、 I_i は正に大きな値をとり、非常に異なった値をとれば、負に大きな値をとり、関連性がなければ、 I_i は0に近い値をとる。

まず、Moran's I の算出にあたり、(1) 市町村及び都市雇用圏の中心都市の役所の所在地を用いて座標行

列を作成し、(2) 距離により隣接関係を定義する方法により隣接行列を定義し²、(3) 隣接行列の行和で標準化する方法を用いて、空間重みづけ行列を作成した。距離による隣接関係の定義では、離島等の自治体及び都市雇用圏において隣接関係が定義されない地域は分析対象から除いた。

推定結果を表2に示す。市町村において、基盤乗数が空間上にランダムに分布していることを示唆する帰無仮説は棄却され、Moran's I は有意水準1%レベルで統計的に有意であり、その値が0.218であった。すなわち、市町村全体を大域的にみると、互いに近い市町村において、基盤乗数の値に弱い正の相関関係がみられることがわかった。他方で、都市雇用圏については、帰無仮説は棄却されず、空間的な自己相関は検出されなかった。これは、基盤乗数の空間的自己相関が都市雇用圏域内で収束しており、都市雇用圏が自立した圏域であることを意味していると考えられる。

Z値 p値 Moran's I 期待値 分散 標本サイズ 市町村 0.218 21.065 0.000 -0.0010.000 1685 都市雇用圈 0.009 0.329 0.001 213 0.444 -0.005

表2 Moran's I の推定結果

Local Moran's I は各地域の推定値を用いることで、空間的自己相関がどの地域に存在するかを特定することができる。古谷 (2011)では推定した Local Moran's I 及び標準化した属性データの値を用いて、散布図を描き、分析する方法を提示している。図1は、古谷 (2011)に示された方法により作成した散布図である。横軸は、推定した各地域の Local Moran's I の値をとり、縦軸には、各地域の基盤乗数の値を標準化したデータをとっている。

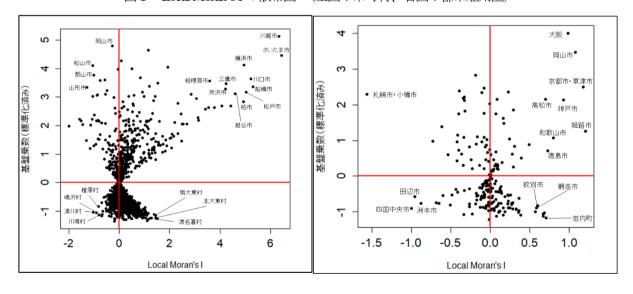


図1 Local Moran's Lの散布図 (左図:市町村、右図:都市雇用圏)

左図の市町村の結果をみると、さいたま市や川越市をはじめ首都圏の自治体が、基盤乗数の値が相対的に高く、かつ周辺の地域も類似した高い値をもつクラスターを形成している「ホットスポット」に該当した。他方、松山市や山形市、郡山市といった地方の県庁所在都市もしくはそれに準ずる都市は、相対的に基盤乗数の値が高いが、周囲の地域とは異なる値をとる傾向にあるため、「一人勝ち」の地域となっている。右図

² 隣接行列の定義については、市町村においては、おおよそ一つの都市雇用圏の内部の市町村において隣接関係が定義される距離を想定し 30km、都市雇用圏においては既存研究である Çubukçu (2011)を参照し、100km を閾値として隣接行列を定義。

の都市圏においては、大阪都市圏や京都市・草津市都市圏といった関西地域、また、岡山市都市圏、高松市 都市圏といった瀬戸内地域の都市圏が「ホットスポット」に位置している。

5. 二時点間の基盤乗数の推定

最後に、一時点での基盤乗数の議論を二時点間に拡張する。ここでは、従業地ベースで産業小分類別の2010 年及び2015年の国勢調査抽出統計の二時点のデータを用いて、Moretti (2010)以降の研究と同様に、異時点間 の基盤乗数の推定を行う。対象地域は一時点の分析と同様に、市町村単位及び都市雇用圏を分析単位とし、 空間スケールと乗数値の関係性を検証する。

まず、各時点の基盤産業の識別方法としては、ここでも、特化係数法を用いて識別し、基盤部門従業者数 を算出する。さらに、二時点データを用いた回帰分析により、異時点間の基盤乗数を推定する。推定方法と しては、二時点間の従業者数の変化数(変化量)のデータを用いた基盤乗数の推定を行った。Moretti and Thulin (2013)は、変化量による基盤乗数の推定を定式化しており、これを参照し、以下のように定式化する。

$$L_{j,t} - L_{j,t-s} = \alpha_1 + \beta_1 \left(L_{Bj,t} - L_{Bj,t-s} \right) + \gamma_1 X_{j,t-s} + \varepsilon_{j,t}$$
 (6)

 $L_{i,t}$ 及び $L_{Bi,t}$ は、それぞれ t 時点の地域 j の総従業者数と基盤部門の従業者数を示している。ただし、t=2015 年、t-s=2010 年である。 $X_{i,t-s}$ は、基準年のt-s 時点のj 地域における地域属性変数を表している。こ の式における β , が基盤乗数値を表している。地域属性変数については、大阪府 (2016)及び Van Dijk (2017) を参考に、地域経済に影響を与えると考えられる変数を設定した。なお、東京区部及び東京都市圏の総従業 者数のデータが、2010年から2015年にかけて大きく減少しており、異常値と判断し処理を行った。3

市町村 都市雇用圏 (2) (1) (3) (4) (5) (6) 基盤部門従業者の変化数 1.288 1.286 1.295 1.586 1.552 1.581 [0.16] [0.16] [0.16][0.63] [0.62] [0.61] -3.106 *** -3.098 *** -3.110 *** 基盤部門従業者の変化数 ×東京区部ダミー [0.16] [0.16][0.16]基盤部門従業者の変化数 -4.201 *** -4 254 *** -4.166 *** ×東京都市圏ダミー [0.64] [0.63] [0.62] 昼夜間人口比率 -9.169 ** 40.506 [4.61] (%) [61.58] 老年人口比率 -3.704 -58.531 (%) [5.58] [75.53] 人口増加率 19.547 *** 202.038 [150.03] (%) [7.16] 失業率 30.128 ** 40.829 *** 301.147 * 369.269 ** [12.44] [12.45] [174.10] [183.61] (%) 大卒比率 -31.388 *** -14.693 -422.545 -247.062 (%) [11.78] [10.04] [220.23] [189.91] 定数項 1088.378 ** -218.843 * -601.553 -132.250 *** -968.972 * -94,460 [532,24] [116.36] [506.79] [7318.61] [2469.41] [43.17] 決定係数 0.854 0.856 0.855 0.856 0.864 0.862 標本サイズ 1,707 1,707 1,707

基盤乗数の推定結果 表3

³ 今回用いた従業地ベースのデータと類似する、東京区部及び東京都市圏の2009年経済センサス・基礎調査(総務省)及び2014年経済センサス・ 基礎調査における総従業者数の変化を確認したところ、二時点間で大きく増加しており、今回用いた国勢調査の抽出データが異常値であると判断 した。推定においては、東京区部及び東京都市圏のデータを除くあるいは係数ダミー、切片ダミーを用いて推定する方法を行ったが、基盤乗数の 推定値に大きな差異は見られなかったため、本文中には係数ダミーを用いた推定結果のみを掲載した。

注1:括弧内の数値はロバスト標準誤差。

注2: ***、**、**印は1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

基盤乗数の推定結果を表3に示す。市町村単位及び都市雇用圏単位それぞれの推定において、3つのパターンの地域属性変数によるコントロールを行っている。表3の(3)列及び(6)列は、先行研究で基盤乗数値に影響を与えることが実証されている変数のみを用いてコントロールしている。表3より、基盤乗数の推定値は、市町村においては1.28~1.29程度であり、都市雇用圏の乗数の推定値では1.55から1.58であった。市町村の乗数値は1%水準で有意であり、都市雇用圏の乗数値は5%水準で有意であった。この結果より、一時点のデータを用いた基盤乗数の結果と同様に、市町村より都市雇用圏においてより高い乗数値であることが確認された。

6. おわりに

本稿では、経済基盤モデルにおける雇用の乗数効果について、空間的な要素に着目し、実証分析を行った。空間的な要素については、一時点の乗数値の空間分布については、市町村において、大域的な空間的自己相関が検出され、東京都市圏の郊外地域において高い乗数値を示す自治体が多い一方、地方圏では中心都市のみが高い波及効果を示す「一人勝ち」の傾向が見られることが確認された。また、分析対象地域を市町村単位に加え、都市雇用圏単位に設定することで、一時点に加え異時点間の乗数効果において、空間スケールの大きい都市雇用圏において平均的に大きな乗数値を示すことを実証した。これは、わが国において、市町村単位よりも圏域単位において経済的な便益があるかを検証するための一つのエビデンスになりうるであろう。

参考文献

Alexander, J.W. (1954). The basic-nonbasic concept of urban economic functions. *Economic Geography*, 30, 246-261.

Bartik, T. J. (1991). Who Benefits from State and Local Economic Development Policies? Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

Çubukçu, K. M. (2011). The spatial distribution of economic base multipliers: A GIS and spatial statistics-based cluster analysis. ITU A/Z, 8 (2), 49–62.

Gerolimetto, M., and Magrini, S. (2014). Spatial analysis of employment multipliers in Spanish labor markets. *Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica*, 68, 87–94.

Moretti, E. (2010). Local Multipliers. American Economic Review, 100 (2), 373–377.

Moretti, E., and Thulin, P. (2013). Local multipliers and human capital in the united states and sweden. *Industrial and Corporate Change*, 22 (1), 339–362.

Richardson, H. W. (1985). Input - output and economic base multipliers: Looking backward and forward. Journal of Regional science, 25(4), 607-661.

Van Dijk, J. J. (2017). Local employment multipliers in U.S. cities. Journal of Economic Geography, 17, 465–487.

大阪府・商工労働部(2016). 「基盤産業の立地が地域経済に与える影響に関する調査研究~大阪府内市区町村における分析~」, 大阪府商工労働部『産業・経済に関する調査報告書』,153.

金本良嗣・徳岡一幸 (2002). 「日本の都市圏設定基準」 『応用地域学研究』, 7, 1-15.

古谷知之 (2011). 『R による空間データの統計分析』朝倉書店.