

離島経済の地域所得決定要因の定量分析

—地域産業連関表の推計と適用—

藤本高志¹

Quantitative Analysis of the Regional Income Determinant Factors in a Remote Island Economy: Generation and Application of a Regional Input-Output Table

Takashi FUJIMOTO (Osaka University of Economics)

This study modeled income determination of a regional economy consisting of n types of industries, and decomposed regional income of the remote islands into the incomes induced by the central government spending and transfer payments, net income from outside of the region, export, consumption and investment independent from income. The result shows that 42–45% of the regional income depends on the fiscal expenditure of the central government. This study also proposed a non-survey method to generate a competitive import type regional input-output table from the prefectural one. This method assumes that (1) all regions in the prefecture assign an identical ratio of the i th product output to the export for outside the prefecture, and depend on outside the prefecture for an identical ratio of the i th product demand, and (2) the ratio of the intra-industry trade among the trade volume between regions in the prefecture is identical to that of between the prefecture and outside the prefecture.

Key words : remote island, income determination model, regional I-O table, cross-hauling, non-survey method

1. はじめに

離島は、排他的経済水域の維持や、固有の自然や文化の保全など、公共財的サービスを提供する。このようなサービスは、人が住むことと結合的に供給される。とすれば、離島経済の維持は国民的課題と言える。そこで政府は、財政移転や公共事業を離島地域に傾斜配分してきた。離島経済の成長は、これら財政支援に支えられてきたと考えられる。安東（1986）は、地方経済の成長を、消費経済化による成長であり、発展なき成長と批判した。財政支援は、政府サービスや建設部門に所得をもたらし、その所得が消費に回り、地域経済の成長には貢献したが、産業発展には結びつかな

かったのである。

しかし2000年以降、財政支援の削減が公共事業を中心に進み、離島は独自の産業振興を求められるようになった。離島振興法は、国土の均衡ある発展の観点から、後進性の除去を目的としてきたが、第5回目の延長（平成15～24年度）では「離島の地理的・自然的特性を生かした振興」「地域の創意工夫による自立的発展の促進」の方向を示した（佐藤2007）。本土の農山村は、同様の課題を抱えるが、都市へ通勤し、都市から所得を得ることが出来る。しかし都市へのアクセスが困難な離島では、地域内で生じる所得、すなわち地域内所得が人口扶養力を規定する。そこで本研究は、離島の地域内所得決定要因を定量分析し、その経済的自立の可能性を考える。地域内所得とは、地域内純生産（＝地域内総生産－固定資本減耗－生産・輸出品に課される税＋補助金）に一致する。

¹大阪経済大学

tfuji@osaka-ue.ac.jp

地域所得決定要因は、開発途上国を主な対象とし、回帰モデルにより計量経済分析されてきた。地域所得が、資本や労働に加え、移輸出、政府支出、国際援助などマクロ経済的要因により説明されている。日本の離島を対象にした研究をあげれば、Ishikawa and Fukushima (2007) は、奄美大島を対象に、地域所得を財政支出と観光客数で説明し、観光客1人が5万2千円の財政支出と代替関係にあるとしている。Ishikawa and Fukushima (2009) は、全離島を対象に、地域所得に対して、財政支出や人口は正のインパクトを持つが、観光客数は有意なインパクトを持たないとしている。しかし計量経済分析では、要因間の相関が問題となり、所得への各要因の貢献を定量評価することが難しい。

本研究では、ケインズ型地域所得決定モデルを構築し、地域内所得が、中央政府の直接支出・移転支出、地域外からの純所得受取、移輸出、所得に依存しない独立的消費・投資、により決まることを示す。そして、 n 種類の産業から成る地域経済の所得決定モデルへと拡張し、産業連関分析により、地域内所得を各要因の誘発所得に分解する。産業連関分析は、特定の要因のインパクトの評価に用いられてきた。日本の離島を対象にした研究には、公共投資の効果を評価した富川 (2004)、観光の効果を評価した地方自治研究機構 (2007) や藤本・内藤 (2013) がある。しかし、地域内所得をその誘発要因に分解した研究は見当たらない。

また、地域産業連関表を推計する必要があるが、問題となるのは、移輸出（以下、移出）と移輸入（以下、移入）の推計である。サーベイ法による調査には多大な費用を要する。そこで、ノンサーベイ法が用いられてきたが、産業内交易（cross-hauling）の評価に関わる課題を抱えている。本研究では、その課題を克服するためのノンサーベイ法を提案する。

対象は、西日本における、離島振興法、奄美群島振興開発特別措置法、沖縄振興特別措置法の指定離島である。具体的には、島根県、長崎県、鹿児島県、沖縄県の31の離島である（第3表参照）。本土の市町村が行政管理する指定離島は除いた。瀬戸内海の指定離島は本土へのアクセスが容易である。鹿児島県の三島村と十島村は、住民が3島あるいは7島に分散し、役場が鹿児島市に立地する。これら離島も、特異であるため、分析から除いた。分析は、市町村単位ではなく離島単位とし（註1）、2005年ベースとした。

2. 地域内所得決定モデル

地域経済の産出 X は、(1) 式のように、中間需要 Z 、民間消費 C 、民間投資 I 、政府支出（市町村、県、国、社会保障基金の支出） G 、純移出（= 移出 E - 移入 M ）の合計である。

$$X = Z + C + I + G + E - M \quad (1)$$

消費は、標準的所得決定モデルと同様、(2) 式のように所得の関数とする。

$$C = c(1 - t^R - t^N)(Y + Y_t) + C^0 \quad (2)$$

$Y + Y_t$ は民間所得で、 Y は本研究の分析対象の地域内所得、 Y_t は地域外からの純所得受取である。 $1 - t^R - t^N$ は可処分所得率で、 t^R は市町村政府の税率、 t^N は国、県、社会保障基金を含む中央政府の税率（社会保障料を含む）である。 c は、限界消費性向で、可処分所得の増加のうち何%が消費に回るかを示す。 C^0 は、所得では説明できない独立的消費である。

地域の枠組みでは、信用供与が地域経済の強さに依存するなどの知見から、消費に加え投資も所得の関数とみなされる (McCann 2001; 黒田ら 2008)。とすれば、投資関数は (3) 式と仮定できる。

$$I = iV + I^0 \quad (3)$$

V は地域内総生産（= 付加価値）である。 i は、限界投資性向で、付加価値の増加のうち何%が投資に回るかを示す。 I^0 は、地域内総生産では説明できない独立的投資である。

政府支出は、市町村政府の自主財源による支出 $t^R(Y + Y_t)$ と、中央政府の直接支出・移転支出 G_t の合計である。 G_t には、地方交付税など政府間財政移転のほか、国・県の地域における消費・投資、社会保障基金の現物社会給付（医療・介護保険など）を含む。政府支出関数は (4) 式と仮定できる。

$$G = t^R(Y + Y_t) + G_t \quad (4)$$

移入関数は、黒田ら (2008) に従い、地域内需要のうち m の割合は地域外からの調達とし、(5) 式と仮定する。産業連関分析では、移入を (5) 式のように仮定する。

$$M = m(Z + C + I + G) \quad (5)$$

また、産出 X と Y あるいは産出 X と V の関係を (6) (7) 式のように定式化し、地域内所得 Y と地域内総生産 V を内生化する。

$$Y = yX \quad (6)$$

$$V = vX \quad (7)$$

y は、産出に占める所得の割合で、以下、所得係数と

(註1) 例えば徳之島は、3町が行政管理するが、3町を合併した地域として分析。

呼ぶ。 v は、産出に占める付加価値の割合で、以下、付加価値係数と呼ぶ。

産出 X と中間投入 (= 中間需要) Z の差は付加価値 V である。したがって、 $V = X - Z$ が成立し、ここに (7) 式を代入すれば、(8) 式を得る。

$$Z = (1 - v)X \quad (8)$$

(1) ~ (8) 式の連立方程式を解けば、(9) 式を得る。

$$X = \frac{(1 - m)G_t + (1 - m)[c(1 - t^R - t^N) + t^R]Y_t + E}{1 - (1 - m)[(1 - v) + c(1 - t^R - t^N)]y} + \frac{(1 - m)(C^0 + I^0)}{+ iv + t^R y} \quad (9)$$

分子は、中央政府支出 G_t 、純所得受取 Y_t 、移出 E 、独立的消費・投資 $C^0 + I^0$ が生産を促す効果で、直接効果と呼ぶ。直接効果による生産は、その生産に必要な中間需要を誘発し、その生産により生じる所得は域内最終需要を誘発する。これら需要を満たそうとする生産は、再び、中間需要や域内最終需要を誘発する。 $\{1 - (1 - m)[(1 - v) + c(1 - t^R - t^N)]y + iv + t^R y\}^{-1}$ は地域乗数と呼ばれ、直接効果は、こうした繰り返しの結果、地域乗数倍の効果を生む。(9) 式を (6) 式に代入すれば、地域内所得決定モデルとなる。

3. モデルの多部門化

さて、外生要因がどの産業部門の生産を促すかによって、生じる所得は異なる。そこで、モデルを多部門化する。 n 種類の産業から成る経済を描くため、(1) 式を (10) 式に書き換えよう。

$$X = AX + C + I + G + E - M \quad (10)$$

X は i 財の産出 $X_i (i = 1 \cdots n)$ の列ベクトルである。 A は j 産業の i 財中間投入係数 $a_{ij} (i, j = 1 \cdots n)$ の行列で、 AX は i 財の中間需要の列ベクトルである。 C は i 財の民間消費 $C_i (i = 1 \cdots n)$ の列ベクトル、同様に、 I は民間投資 I_i の列ベクトル、 G は政府支出 G_i の列ベクトル、 E は移出 E_i の列ベクトル、 M は移入 M_i の列ベクトルである。

(11) 式は、(2) 式を多部門化した消費関数である。

$$C = (1 - t^R - t^N)(Y + Y_t)c + C^0 \quad (11)$$

$1 - t^R - t^N$ は可処分所得率のスカラー、 $Y + Y_t$ は地域内所得 Y と地域外からの純所得受取 Y_t の合計のスカラーである。 c は i 財の限界消費性向 c_i の列ベクトルである。 C^0 は i 財の独立的消費 C_i^0 の列ベクトルである。

(12) 式は、(3) 式を多部門化した投資関数である。

$$I = Vi + I^0 \quad (12)$$

$V (= \sum_i V_i)$ は地域内総生産のスカラーである。 i は i

財の限界投資性向 i_i の列ベクトルである。 I^0 は i 財の独立的投資 I_i^0 の列ベクトルである。

(13) 式は、(4) 式を多部門化した政府支出関数である。

$$G = [t^R(Y + Y_t) + G_t](g^C + g^I) \quad (13)$$

t^R は市町村政府税率のスカラー、 G_t は中央政府支出のスカラーである。さて、政府支出は消費（一般政府消費支出）と投資（公的固定資本形成）により構成される。 g^C は、政府支出の何% が i 財の消費に回るかの係数 g_i^C の列ベクトル、 g^I は、政府支出の何% が i 財の投資に回るかの係数 g_i^I の列ベクトルである。

(14) 式は、(5) 式を多部門化した移入関数である。

$$M = \widehat{m}(AX + C + I + G) \quad (14)$$

\widehat{m} は i 財の移入係数 m_i の対角行列である。

(15) (16) 式は (6) (7) 式を多部門化している。

$$Y = y'X \quad (15)$$

$$V = v'X \quad (16)$$

y' は i 産業の所得係数 $y_i (= Y_i/X_i)$ の行ベクトル、 v' は i 産業の付加価値係数 $v_i (= V_i/X_i)$ の行ベクトルである。ただし、 V_i は i 産業の付加価値、 Y_i は V_i のうちの家計外消費支出、雇用者所得、営業余剰の合計である。

(10) ~ (16) 式の連立方程式を解けば、(17) 式を得る。

$$X = K \{G_t(I_n - \widehat{m})g + Y_t(I_n - \widehat{m})[(1 - t^R - t^N)c + t^R g] + E + (I_n - \widehat{m})(C^0 + I^0)\} \quad (17)$$

ただし、 $K = \{I_n - (I_n - \widehat{m})[A + (1 - t^R - t^N)cy' + iv' + t^R gy']\}^{-1}$ 、 $g = g^C + g^I$ 、である。 I_n は単位行列、 K は地域乗数である。地域内所得 Y は (15) 式により推計できる。 Y は、中央政府支出の誘発所得 Y^{G_t} 、純所得受取の誘発所得 Y^{Y_t} 、移出の誘発所得 Y^E 、独立的消費・投資の誘発所得 Y^0 に分解でき ($Y = Y^{G_t} + Y^{Y_t} + Y^E + Y^0$)、(18) ~ (21) 式により推計できる。

$$Y^{G_t} = G_t y' K (I_n - \widehat{m})(g^C + g^I) \quad (18)$$

$$Y^{Y_t} = Y_t y' K (I_n - \widehat{m})[(1 - t^R - t^N)c + t^R g] \quad (19)$$

$$Y^E = y' K E \quad (20)$$

$$Y^0 = y' K (I_n - \widehat{m})(C^0 + I^0) \quad (21)$$

4. 地域産業連関表の推計

(18) ~ (21) 式の推計には、地域産業連関表を必要とする。県産業連関表から地域表を推計しよう。沖縄県は基本表、鹿児島県は小分類表、島根県と長崎県は中分類表を用いた。以下、添え字の P は県、 R は県内の地域とする。

1) 産出の推計と産業連関表の統合

第 1 に、地域産 i 財の産出 X_i^R を推計した。まず、

県の産出 X_i^P を、産出に比例する統計指標をベンチマークに、暫定的推計値 \tilde{X}_i^R に按分した。『企業・事業所統計』の従事者数を主に用いたが（註2）、その場合は（22）式による。

$$\tilde{X}_i^R = X_i^P \times (\text{地域内 } i \text{ 産業従事者数} / \text{県内 } i \text{ 産業従事者数}) \quad (22)$$

次に、『市町村民経済計算』との整合性を保つため、 \tilde{X}_i^R を調整し、 X_i^R を推計した。例えば、耕種農業、畜産の産出が \tilde{X}_1^R 、 \tilde{X}_2^R と推計されたとしよう。それぞれの付加価値は、県の付加価値係数 v_i^P を用いれば、 $v_1^P \tilde{X}_1^R$ 、 $v_2^P \tilde{X}_2^R$ である。市町村民経済計算の農業の付加価値を、 $v_1^P \tilde{X}_1^R$ と $v_2^P \tilde{X}_2^R$ をベンチマークに按分すれば、 $v_1^P X_1^R$ 、 $v_2^P X_2^R$ を推計できる。それらを v_1^P 、 v_2^P で除せば、それぞれの産出 X_1^R と X_2^R が推計できる（註3）。

第2に、県産業連関表を統合した。産出 \tilde{X}_i^R の推計に用いた統計の産業区分の制約により、基本表は222部門、小分類表は146部門、中分類表は87部門に統合した。

2) 付加価値と中間需要の推計

第3に、付加価値と中間需要を推計した。 j 産業の付加価値 V_j^R は、県の付加価値係数 v_j^P を用い、（23）式により推計した。

$$V_j^R = v_j^P X_j^R \quad (23)$$

j 産業の所得 Y_j^R は、県の所得係数 y_j^P を用い、（24）式により推計した。

$$Y_j^R = y_j^P X_j^R \quad (24)$$

j 産業の i 財中間需要 Z_{ij}^R は、県の中間投入係数 a_{ij}^P ($=Z_{ij}^P/X_j^P$) を用い、（25）式により推計した。

$$Z_{ij}^R = a_{ij}^P X_j^R \quad (25)$$

ここでの重要な仮定は「県と地域で v_j や a_{ij} （以下、投入係数）が同じ」である（註4）。公表の市町村産業連関表では、国や県の投入係数をベースに、付加価値や中間投入が推計されるが（中澤2002）、離島のような小地域でも同様に推計できるだろうか？ j 産業が産出する財にはバラエティがあり、これをプロダクトミックスと言う。県をいくつかの地域に分割するとき、小地域への分割が進むほど、 j 産業のプロダクトミックスが県と地域で乖離し、その投入係数も乖離する。この問題に対処するため、投入係数が付加価値係数 v_j によって調整されるが（Miller and Blair 2009）、市町村レベルの v_j を得ることができない。しかし、プロダクトミックスは、部門分類の細かい産業連関表を用いれば、緩和できる。本研究では87部門以上の表を用いた。また、部門統合による投入係数の乖離は、製造業以外では深刻ではなく（註5）、離島では、その製造業の付加価値は総生産の4.7%にすぎない。したがって、県と地域で投入係数が同じとする仮定は、深刻な問題にならないと考えられる。

3) 域内最終需要の推計

第4に、域内最終需要 F_i^R を推計した。① i 財の民間消費は、県の値を、民間所得 $Y^R + Y_i^R$ をベンチマークに、地域に按分した（註6）。地域内所得 Y^R は（24）式による Y_i^R の総計、純所得受取 Y_i^R は要素所得の純受取（註7）と現物社会移転以外の社会給付（註8）の合計とした。② i 財の民間投資（=民間固定資本形成）は、県の値を、地域内総生産 V^R ($=\sum_i V_i^R$) をベンチマークに、地域に按分した。③ i 財

（註2） 農業関連部門は『生産農業所得統計』の生産額、漁業、林業、建設業、政府サービス関連部門は『市町村民経済計算』の経済活動別付加価値、商業は『商業統計』によるマージンの推計値、住宅賃貸料は『国勢調査』の世帯数、航空輸送は全国空港ビル協会による乗降客数、医療は『医師・歯科医師・薬剤師調査』『病院報告』による医療従事者数の推計値、研究は『企業・事業所統計』の研究機関従事者数および企業内研究の中間投入による推計値を用いた。

（註3） 自家輸送は、移出入をゼロとし、産出=地域内需要、とした。

（註4） 畜産に関しては、離島の畜産の産出は子牛の産出にほぼ一致するので、『畜産物生産費統計』の子牛の生産費に基づく投入係数を用いた。

（註5） 沖縄県離島の産業連関表を用い、部門統合による誤差率、 $|V_j^R - \tilde{V}_j^R|/V_j^R$ を考えよう。 V_j^R と \tilde{V}_j^R はともに j 産業の付加価値だが、 V_j^R は県の222部門表の v_j^P より得たものを94部門に統合したもの、 \tilde{V}_j^R は県の94部門表の v_j^P より得たものである。離島の全地域・全産業の $|V_j^R - \tilde{V}_j^R|/V_j^R$ を V_j^R により加重平均すれば、 $\sum_R \sum_j |V_j^R - \tilde{V}_j^R| / \sum_R \sum_j V_j^R$ となる（222部門表と94部門表で部門分類が同じ部門 j は除く）。平均誤差率は、 $j \in$ 農林水産業の場合3.7%、 $j \in$ 製造業の場合16.7%、 $j \in$ その他産業の場合2.6%だった。また、『工業統計』を用い、沖縄県離島の主な製造業について、県と離島総計の付加価値係数を比較すれば、食品0.34と0.37、飲料・たばこ・飼料0.43と0.46、窯業・土石製品0.47と0.51と、大差はない。

（註6） 住宅賃貸料は、移出入をゼロとし、民間消費=産出-政府消費支出、とした。

（註7） 地域外からの雇用者報酬、財産所得、企業所得の純受取。『市町村民経済計算』による市町村民所得から、市町村民内純生産を控除して推計。

の政府支出は、消費と投資に分けて推計した。政府消費は次のように推計した。政府サービス（水道、公営廃棄物処理、公務、教育、保健）の政府消費は、移出入をゼロと仮定し（註9）、サービスに対する経常支出である産出から民間需要を控除して推計した。医療、介護の政府消費（医療・介護保険など）は、県の値を、人口をベンチマークに、地域に按分した。その他の財の政府消費は、県の値を、政府サービス生産者の付加価値（『市町村民経済計算』）をベンチマークに、地域に按分した。 i 財の政府投資は、県の値を、西日本建設保障株式会社『市町村別公共工事請負金額』をベンチマークに、地域に按分した。

4) 移出・移入の推計

第5に、 i 財の移出 E_i^R と移入 M_i^R を推計した。 i 財の域内需要 D_i^R は、既に推計した中間需要 Z_{ij}^R と域内最終需要 F_i^R を用いれば、(26)式により推計できる。

$$D_i^R = \sum_j Z_{ij}^R + F_i^R \quad (26)$$

したがって、 i 財の純移出 $E_i^R - M_i^R$ は、(27)式により推計できる。

$$E_i^R - M_i^R = X_i^R - D_i^R \quad (27)$$

しかし地域は、 i 財を移出すると同時に移入する。(28)式で定義する産業内交易 Q_i が存在するため、移出と移入は推計できないのである。

$$Q_i = E_i + M_i - |E_i - M_i| \quad (28)$$

市町村産業連関表の推計では、①商品流通調査などにより移出を推計し、それを(27)式に代入し、移入を推計することが多く、②それが不可能な場合、県の移出率と同じと仮定することがあるが、②の方法には相当の無理がある（中澤2002）。したがって、移出の推計が困難なら、ノンサーベイ法に頼らざるを得ない。

(1) LQ法

伝統的に用いられてきたノンサーベイ法はLQ法

(Location Quotient Method) である。LQは、 i 産業の特化係数で、(29)式により定義される。

$$LQ_i^R = \frac{X_i^R}{\sum_i X_i^R} \bigg/ \frac{X_i^P}{\sum_i X_i^P} \quad (29)$$

分母は、県の総産出 $\sum_i X_i^P$ に対する、 i 産業の産出 X_i^P の比である。分子は、地域のそれである。 $LQ_i^R < 1$ の地域は、 i 財需要のうちのいくらかを移入し、 $LQ_i^R > 1$ の地域は、 i 財産出のうちのいくらかを移出するとされる（Schaffer and Chu 1969）。LQ法を支える仮説は「 i 産業の特化係数に地域間格差があり、 i 財の消費に地域間格差がないなら、 i 財は $LQ_i^R > 1$ の地域から $LQ_i^R < 1$ の地域へ移動する」である。LQにはバリエーションがあり（Miller and Blair 2009）、以下、それらをLQ'sと表現する。

LQ法は、伝統的に、非競争移入型表に適用されてきた。競争移入型表が公表される日本では、その活用は限定的である（例えば、藤本2000、朝日2004、大久保・石塚2009、藤本・内藤2013）。競争移入型表では、地域の i 財自給率は、 $LQ_i^R < 1$ の場合、県の自給率に LQ_i^R を乗じた値、 $LQ_i^R \geq 1$ の場合、県の自給率に一致するとされ、この自給率のもとで生じる移出入が推計される（註10）。しかし、県の自給率をこのように割り引くことで、移出入が推計できる原理はうまく説明されていない（註11）。以下では、その原理を説明し、競争移入型表を対象に、より妥当性の高いLQ'sを提案しよう。

(30)式は、県産 i 財の県内需給バランス式である。

$$X_i^P(1 - e_i^P) = D_i^P(1 - m_i^P) \quad (30)$$

左辺の $e_i^P (= E_i^P/X_i^P)$ は、 i 財の県内産出に占める移出の割合である。左辺は、 i 財の県内産出 X_i^P から県外移出 $e_i^P X_i^P$ を控除するので、県産 i 財の県内仕向けである。右辺の $m_i^P (= M_i^P/D_i^P)$ は、 i 財の県内需要に占める県外産割合（移入割合）である。右辺は、

(註8) 社会保障給付（年金など）と社会扶助給付（生活保護など）が含まれる。地域の1人当たり給付が県のそれと同じと仮定し、『県民経済計算』による給付より推計。

(註9) 政府サービスは、公共財の性質を持ち、通常、取引に伴う対価の授受が生じないので、移出入は計上されない。対価が徴収されるサービス（水道や廃棄物処理など）であっても、受益者が居住する市町村の政府が主に供給し、その地域が地理的に孤立した離島なので、移出入はほとんどないと考えられる。

(註10) 県の非競争移入型表があれば、部門ごとの i 財中間需要の移入係数 m_{ij}^P や域内 i 財最終需要の移入係数 m_j^P の情報がある。しかし、競争移入型表では「 i 財はどの部門に使われようが、その一定割合 m_i^P が移入」と仮定しなければならない。地域の i 財自給率は、県の i 財自給率 $1 - m_j^P$ 、 $1 - m_j^P$ あるいは $1 - m_i^P$ をLQにより割り引き、推計される。競争移入型表では、 $m_{ij}^P = m_j^P = m_i^P$ の仮定が必要だが、非競争移入型表では必要ない。そのため、前者による自給率の推計は、後者に比べて精度が低い。

(註11) McCann (2001) は、国の i 財自給率に LQ_i^R を乗じれば、 i 財の国内交易がないとすれば、地域の i 財自給率が推計できることを証明している。

i 財の県内需要 D_i^P から県外産 $m_i^P D_i^P$ を控除するので、県産 i 財の県内需要である。以下、産出に占める移出の割合を移出係数と呼び、域内需要に占める移入の割合を移入係数と呼ぼう。

ここで「地域産 i 財の県外移出係数は、県産 i 財の移出係数と同じ」と仮定し、(31)式を得る。

$$\frac{X_i^R(1-e_i^P)}{X_i^R} = \frac{X_i^P(1-e_i^P)}{X_i^P} \quad (31)$$

左辺は地域産 i 財の県内仕向け割合、右辺は県産 i 財の県内仕向け割合である。また「地域の県外産 i 財の移入係数は、県の i 財移入係数と同じ」と仮定し、(32)式を得る。

$$\frac{D_i^R(1-m_i^P)}{D_i^R} = \frac{D_i^P(1-m_i^P)}{D_i^P} \quad (32)$$

左辺は i 財の地域内需要に占める県産の割合、右辺は i 財の県内需要に占める県産の割合である。要するに「県内のどの地域でも、 i 財の産出に占める県外移出割合は同じ、 i 財の需要に占める県外産割合も同じ」と仮定している。

(31)式を $X_i^P(1-e_i^P)$ について整理し、(32)式を $D_i^P(1-m_i^P)$ について整理し、それらを(30)式に代入すれば(33)式を得る。

$$X_i^R(1-e_i^P) = D_i^R(1-m_i^P)DSLQ_i^R \quad (33)$$

$DSLQ_i^R$ (Demand and Supply based LQ) は、(34)式と定義され、本研究が提案するLQ'sである。

$$DSLQ_i^R = \frac{X_i^R / D_i^R}{X_i^P / D_i^P} \quad (34)$$

分母は、県における i 財の域内需要 D_i^P に対する、 i 財の産出 X_i^P の比である。分子は、地域におけるそれである。 i 財の自給力を県と地域で比較している。

(33)式は(35)式に変形できる。

$$X_i^R(1-e_i^P) - D_i^R(1-m_i^P) = D_i^R(1-m_i^P)(DSLQ_i^R - 1) \quad (35)$$

左辺の $X_i^R(1-e_i^P)$ は、地域の産出 X_i^R から県外移出 $e_i^P X_i^R$ を控除するので「地域の県内向け i 財の産出」

である。 $D_i^R(1-m_i^P)$ は、地域内需要 D_i^R から県外産 $m_i^P D_i^R$ を控除するので「県産 i 財の地域内需要」である。したがって左辺は、県内交易における地域の純移出である。ここで「県内交易では産業内交易が生じない」と仮定すれば、 $DSLQ_i^R \geq 1$ の地域では、(33)式より $X_i^R(1-e_i^P) \geq D_i^R(1-m_i^P)$ なので、地域産 i 財の県内向け移出 $D_i^R(1-m_i^P)(DSLQ_i^R - 1)$ が生じ、 $DSLQ_i^R < 1$ の地域では、 $X_i^R(1-e_i^P) < D_i^R(1-m_i^P)$ なので、県産 i 財の移入 $D_i^R(1-m_i^P)(1 - DSLQ_i^R)$ が生じる。こうした県内交易における、移出の全地域総計と移入の全地域総計は一致し、(36)式がこれを証明している(註12)。

$$\sum_R D_i^R(1-m_i^P)(DSLQ_i^R - 1) = 0 \quad (36)$$

左辺は、県内全地域の県内向け純移出の総計である。 $DSLQ_i^R \geq 1$ の地域では、プラスまたはゼロの純移出が計上され、 $DSLQ_i^R < 1$ の地域では、マイナスの純移出が計上される。 $DSLQ$ 以外のLQ'sを用いれば、(36)式の県内交易はバランスせず、移出入の推計が偏向する(註13)。

地域の移出 E_i^R と移入 M_i^R は、(37)(38)式により推計できる。

$$E_i^R = X_i^R - D_i^R(1-m_i^P)DSLQ_i^R \quad (37)$$

$$\text{if } DSLQ_i^R \geq 1 \text{ then } DSLQ_i^R = 1$$

$$M_i^R = D_i^R - D_i^R(1-m_i^P)DSLQ_i^R \quad (38)$$

$$\text{if } DSLQ_i^R \geq 1 \text{ then } DSLQ_i^R = 1$$

なぜなら、右辺の $D_i^R(1-m_i^P)DSLQ_i^R$ は i 財の地域内自給である。その理由を説明しよう。 $DSLQ_i^R < 1$ のとき、 i 財の地域内自給は、県内移出をゼロと仮定するので、産出から県外移出だけを控除した $X_i^R(1-e_i^P)$ となる。(33)式に注目すれば、 $D_i^R(1-m_i^P)DSLQ_i^R$ が i 財の地域内自給と理解できる。

$DSLQ_i^R \geq 1$ のとき、 i 財の地域内自給は、県内産移入をゼロと仮定するので、需要から県外産移入だけを控除した $D_i^R(1-m_i^P)$ となる(註14)。したがって、 $DSLQ_i^R = 1$ とすれば、 $D_i^R(1-m_i^P)DSLQ_i^R$ が i 財

(註12) (36)式の左辺は、 $(1-m_i^P)(\sum_R D_i^R DSLQ_i^R - \sum_R D_i^R)$ と変形できる。 $\sum_R D_i^R DSLQ_i^R$ は、(34)式を代入し、 $\sum_R X_i^R = X_i^P$ を利用すれば、 $\sum_R D_i^R DSLQ_i^R = D_i^P$ となる。また、 $\sum_R D_i^R = D_i^P$ である。

(註13) 佐々木・柴田(1983)は、(29)式の LQ_i^R を用いた場合、大地域の移出がその構成地域の移出合計と大きく乖離することを実証した。

(註14) 地域の i 財自給率は県の i 財自給率 $1-m_i^P$ を超えないことになる。これは「県内のどの地域も、 i 財の需要に占める県外産割合は同じ」の仮定による。しかし、地域に i 産業が集積し、 i 財のバラエティが低ければ、地域の i 財自給率が県のそれを超えることがあり、この仮定はLQ法の弱点の1つである。そこで、Flegg and Webberb(2000)は、 i 産業の特化係数が1を超える場合、自給率を上方修正するLQ'sを提案したが、その推計精度は低下した。LQ法は、産業内交易が生じないと仮定するため、自給率を過大評価するが、それをさらに過大評価することになったのである。

の地域内自給となる。

(37) (38) 式は、(33) 式を利用し、 $E_i^R = e_i^P X_i^R$ 、 $M_i^R = m_i^P D_i^R + D_i^R (1 - m_i^P) (1 - DSLQ_i^R)$ 、と変形できる。すなわち、 $DSLQ < 1$ の地域では、移出 = 県外移出、移入 = 県外移入 + 県内移入、となる。また、(37) (38) 式において $DSLQ_i^R = 1$ とし、(33) 式を利用すれば、 $E_i^R = e_i^P X_i^R + D_i^R (1 - m_i^P) (DSLQ_i^R - 1)$ 、 $M_i^R = m_i^P D_i^R$ 、と変形できる (註 15)。すなわち、 $DSLQ \geq 1$ の地域では、移出 = 県外移出 + 県内移出、移入 = 県外移入、となる。

LQ 法は、2 つの仮定「県内のどの地域でも、 i 財の産出に占める県外移出割合は同じ、 i 財の需要に占める県外産割合も同じ」「県内交易では産業内交易が生じない」を必要とし、そのうえで生じる超過需要と超過供給を県内交易で相殺する。ただし、LQ 法を用いなくても、以上の 2 つの仮定を置けば、移出入を同様に推計できる。前川 (2012) は、LQ 法に言及していないが、ほぼ同様の考え方による推計法を提案している。

LQ 法は「県内交易では産業内交易が生じない」と仮定するので、当然、産業内交易を過小評価する。産業分類を細かくすれば、 i 財のバラエティが縮小し、この問題は緩和されるが、それを解決する手段ではない (Richardson 1985: p.613)。以下では、産業内交易を考慮するノンサーベイ法を検討しよう。

(2) CHARM 法

このようなノンサーベイ法のなかで、最も長い歴史を持つのは、レオンチェフ (1969) によるグラビティ・モデルである。基本的アイデアは、 r 地域から s 地域への i 財交易量は、 r 地域における i 財の産出、 s 地域における i 財の購入、両地域間の距離の関数とみなす、というものである (Miller and Blair 2009)。日本での適用事例として、Nakano and Nishimura (2013) が、沖縄を除く国内 8 地域間産業連関表における地域間交易の情報を利用し、名古屋市産業連関表

を推計している。しかし、海に囲まれた離島の場合、距離と交易量に関する情報が十分ではない (註 16)。

Flegg and Webberb (1997) が提案した FLQ は、LQ's に係数 $\lambda (= \lfloor \log_2 [1 + (\sum_i X_i^R / \sum_i X_i^P)] \rfloor^{\delta} \leq 1)$ を乗じ、産業内交易を強制的に起こす。FLQ の長所は、地域経済の規模 $\sum_i X_i^R / \sum_i X_i^P$ を考慮している点である。しかし、 δ は未知で、調査者が与えなければならぬ (註 17)。また、全ての種類の財に一定の λ を乗じるので、個々の財でみた産業内交易は不自然である。産業内交易の大きさは財の種類により異なる。例えば、農業が産出する財は、バラエティが高く、産業内交易が起こりやすい。しかし、介護が産出するサービスは、バラエティが低く、産業内交易が起こりにくい。

このようななか、Kronenberg (2009) が提案した CHARM 法 (Cross-Hauling Adjusted Regionalization Method) は、財のバラエティと産業内交易の関係を定式化し、それによる産業内交易を起こす。産業内交易 Q_i は、(39) 式のように、 i 財の産出 X_i と域内需要 D_i の合計に比例すると仮定され、比例の要因 h_i が与えられる。

$$Q_i = h_i (X_i + D_i) \quad \text{s.t. } Q_i/2 \leq X_i \text{ and } Q_i/2 \leq D_i \quad (39)$$

h_i は i 財のバラエティ指標である。県の $Q_i^P (= E_i^P + M_i^P - |E_i^P - M_i^P|)$ を X_i^P や D_i^P とともに (39) 式に代入すれば、県の h_i を得る。(39) 式において、県の h_i と地域の h_i が同じと仮定し、地域の $X_i^R + D_i^R$ を与えれば、地域の Q_i^R が推計できる。しかし、CHARM 法は産業内交易を過小評価する。(40) 式に示すように、県内各地域の Q_i^R の総計と県の Q_i^P が一致するのである。

$$\begin{aligned} \sum_R Q_i^R &= \sum_R h_i (X_i^R + D_i^R) = h_i \sum_R (X_i^R + D_i^R) \\ &= h_i (X_i^P + D_i^P) = Q_i^P \end{aligned} \quad (40)$$

つまり、県内交易における産業内交易を考慮せず、 Q_i^P を、 $X_i^R + D_i^R$ をベンチマークに、県内各地域に按

(註 15) (37) 式に $DSLQ_i^R = 1$ を代入し、 $E_i^R = X_i^R - D_i^R (1 - m_i^P)$ 、を得て、 $E_i^R = e_i^P X_i^R + X_i^R (1 - e_i^P) - D_i^R (1 - m_i^P)$ 、と変形し、 $X_i^R (1 - e_i^P)$ に (33) 式を代入すれば、 $E_i^R = e_i^P X_i^R + D_i^R (1 - m_i^P) (DSLQ_i^R - 1)$ 、すなわち、移出 = 県外移出 + 県内移出、を得る。右辺の $D_i^R (1 - m_i^P) (DSLQ_i^R - 1)$ は、ここに再度 $DSLQ_i^R = 1$ を代入することで県内向け移出を得るのではなく、(35) 式に示すように、それ自身が県内交易における純移出で、産業内交易が生じないと仮定するので、それ自身が県内向け移出であることに注意したい。

(註 16) 海に囲まれた離島の場合、沖縄と本土 8 地域の間で交易情報を用いざるを得ない。その場合、Nakano and Nishimura (2013: p.941) も指摘するように、①グラビティ・パラメータ推定のための地域間交易量の情報が十分ではなく、②沖縄と本土の長距離間交易の情報から、県内の短距離間交易を推定するには無理がある。

(註 17) Flegg and Tohmo (2013) は、FLQ により、国の産業連関表から地域表を推計し、それをサーベイ法による地域表と比較し、 $\delta = 0.25$ を経験的に提案している。

分しているにすぎない。

そこで、CHARM法を修正しよう。まず、LQ法と同様に「県内のどの地域でも、 i 財の産出に占める県外移出割合は同じ、 i 財の需要に占める県外産割合も同じ」と仮定すれば、県内交易における地域産 i 財の純移出 $E_i^{RR}-M_i^{RR}$ は、(41)式より推計できる。

$$E_i^{RR}-M_i^{RR}=X_i^R(1-e_i^P)-D_i^R(1-m_i^P) \quad (41)$$

E_i^{RR} は地域産 i 財の県内移出、 M_i^{RR} は地域の県産 i 財の移入である。 $X_i^R(1-e_i^P)$ と $D_i^R(1-m_i^P)$ は、(35)式と同様、「地域の県内向け i 財の産出」と「県産 i 財の地域内需要」である。ここで、(42)式のように、産業内交易 Q_i は i 財の移出 E_i と移入 M_i の合計に比例すると仮定し、比例の要因 h_i を与える。

$$Q_i=h_i(E_i+M_i) \quad \text{s.t. } Q_i/2 \leq X_i \text{ and } Q_i/2 \leq D_i \quad (42)$$

(42)式を(28)式に代入すれば、(43)式を得る。

$$h_i = \frac{E_i+M_i - |E_i-M_i|}{E_i+M_i} \quad (43)$$

h_i は i 財の交易量に占める産業内交易の比である。(43)式の右辺に県の値を与えれば、県・県外間交易の h_i を得る。そして「交易量に占める産業内交易の比 h_i は、県・県外間交易と県内地域間交易において同じ」と仮定すれば、県内地域間交易における産業内交易 Q_i^{RR} は、(44)式のように表現できる。また、 Q_i^{RR} は(45)式と定義できる。

$$Q_i^{RR}=h_i(E_i^{RR}+M_i^{RR}) \quad (44)$$

$$Q_i^{RR}=E_i^{RR}+M_i^{RR} - |E_i^{RR}-M_i^{RR}| \quad (45)$$

(44)式を、 $E_i^{RR}+M_i^{RR}=Q_i^{RR}/h_i$ と変形し、(45)式に代入すれば、(46)式を得る。

$$Q_i^{RR} = \frac{h_i |E_i^{RR}-M_i^{RR}|}{1-h_i}$$

$$\text{s.t. } Q_i^{RR}/2 \leq X_i^R(1-e_i^P) \text{ and } Q_i^{RR}/2 \leq D_i^R(1-m_i^P) \quad (46)$$

(41)式による $E_i^{RR}-M_i^{RR}$ を(46)式に代入すれば、 Q_i^{RR} を推計できる。 Q_i^{RR} と $E_i^{RR}-M_i^{RR}$ を(45)式に代入し、 $E_i^{RR}+M_i^{RR}$ を得れば、 $E_i^{RR}([E_i^{RR}+M_i^{RR}+(E_i^{RR}-M_i^{RR})]/2)$ と $M_i^{RR}([E_i^{RR}+M_i^{RR}-(E_i^{RR}-M_i^{RR})]/2)$ が推計できる。地域の移入は、 $M_i^R=m_i^P D_i^R+M_i^{RR}$ 、地域の移出は、 $E_i^R=e_i^P X_i^R+E_i^{RR}$ となる。

県内各地域の産業内交易の総計は(47)式となる。

$$\begin{aligned} \Sigma_R Q_i^R &= \Sigma_R h_i(E_i^R+M_i^R) = \Sigma_R h_i[(e_i^P X_i^R+E_i^{RR}) \\ &+ (m_i^P D_i^R+M_i^{RR})] = h_i \Sigma_R (e_i^P X_i^R+m_i^P D_i^R) \\ &+ h_i \Sigma_R (E_i^{RR}+M_i^{RR}) \end{aligned} \quad (47)$$

最後の式の第1項は、県外交易における産業内交易の総計で、 $h_i \Sigma_R (e_i^P X_i^R+m_i^P D_i^R)=Q_i^P$ と変形できる(註18)。県の Q_i^P を、地域の県外交易量 $e_i^P X_i^R+m_i^P D_i^R$ をベンチマークに、県内各地域に按分している。第2項は、県内交易における産業内交易の全地域総計である。

(3) 離島経済の移出入の推計

県経済に占める離島経済のウェイトは小さい。そんな離島の移出入を、ノンサーベイ法はうまく推計するだろうか？ 第1表の1~5は、LQ法やCHARM法により推計された産業連関表の産出乗数(註19)を、サーベイ法によるそれと比較した研究である。6~11では、日本の産業連関表から、LQ法、CHARM法、修正CHARM法により、沖縄県の産業連関表を推計し(註20)、その産出乗数を公表の産業連関表のものと比較している。沖縄県は、本土からみれば、離島である。また、国内総生産の0.7%を担うにすぎない。

既存研究では、産出乗数の過大評価、すなわち移入性向の過小評価、が生じている。産業内交易が過小評価されているのである。LQ法やCHARM法では「国内交易では産業内交易が生じない」と仮定するので、当然の結果である。しかし、本研究におけるLQ法やCHARM法による産出乗数(6, 7, 9, 10)は、深刻な過大評価と言えない。その理由の1つに、部門分類が細かいこともあるが、より重要な理由は、以下で議論するように、沖縄県が離島だからであろう。

産業内交易の要因は2つに分離できる。第1は、 i 産業が産出する財のパラエティである。 i 財のパラエティが高いほど、産業内交易が大きくなる。第2は、Kronenberg(2009)が言う近接性である。 i 財購入者の最も近い供給者が、隣接地域の i 産業かもしれない。また、地域の境界を跨ぐ通勤が重要な場合、産業内交易は生じやすい(Boomsma and Oosterhaven 1992: p.273)。そして、地域の規模が小さいほど、産業内交易が大きくなる。なぜなら、第2の要因に関して、小地域ほど、領域のより大きな割合が他地域との境界に接し、境界近くの i 財購入者の最も近い供給者が、境

(註18) $h_i \Sigma_R (e_i^P X_i^R+m_i^P D_i^R) = h_i (e_i^P \Sigma_R X_i^R+m_i^P \Sigma_R D_i^R) = h_i (e_i^P X_i^P+m_i^P D_i^P) = h_i (E_i^P+M_i^P) = Q_i^P$

(註19) レオンチェフ逆行列 $(=[I_n - (I_n - \hat{m}^R)A]^R)^{-1}$ の各列合計の平均。

(註20) i 財の産出 X_i^P 、投入係数 a_{ij}^P 、域内需要 F_i^P は、公表の沖縄県産業連関表のものを用いた。したがって、 X_i^P 、 a_{ij}^P 、 F_i^P は正確に推計された、と仮定している。85と222部門表について比較したが、前者は島根県表と長崎県表の部門分類に、後者は沖縄県表のそれに、相当する。

第1表 サーベイ法とノンサーベイ法による産出乗数の比較

	推計元	推計地	総生産 シェア ¹⁾	部門数	手法	産出乗数		
						サーベイ ①	ノンサーベイ ②	偏向率 (②-①)/①
1 Tohmo (2004)	フィンランド	Keski-Pohjanmaa	1.1%	37	LQ	1.271	1.463	15.1%
2 Flegg and Tohmo (2013)	フィンランド	20 地域平均	-	37	LQ	-	-	14.7%
3 Miller and Blair (2009)	中国	北部地域 ²⁾	-	3	LQ	1.768	2.055	16.2%
4 Flegg and Tohmo (2012)	フィンランド	Uusimaa	31.6%	26	CHARM	1.482	1.542	4.0%
5 Flegg et al. (2014)	中国	湖北省	4.0%	42	CHARM	1.919	2.078	8.3%
6 本研究	日本	沖縄県	0.7%	85	DSLQ	1.372	1.448	5.5%
7 〃	〃	〃	〃	〃	CHARM	1.372	1.452	5.8%
8 〃	〃	〃	〃	〃	修正 CHARM	1.372	1.367	-0.4%
9 本研究	日本	沖縄県	0.7%	222	DSLQ	1.345	1.391	3.4%
10 〃	〃	〃	〃	〃	CHARM	1.345	1.403	4.3%
11 〃	〃	〃	〃	〃	修正 CHARM	1.345	1.328	-1.3%

註：1) 国内総生産に対する地域内総生産の比。

2) 黒龍江省、吉林省、遼寧省、北京市、天津市、河北省、山東省。

界の反対側に立地する状況が、より頻繁に起きる (Kronenberg 2009: p.49)。Robinson and Miller (1988) は、樵と製材所の取引を観察し、地域間産業内取引の無視による交易量推計誤差が、小地域ほど深刻化するとしている。しかし離島の場合、隣接地域との間の取引や通勤が極めて困難である。そのため、近接性による産業内取引は無視できるだろう (註 21)。

沖縄県産業連関表の推計結果をみる限り、LQ 法は、離島を対象とする場合、信用できそうである。しかし、産業内取引の過小評価は明らかである。その原因は、第 1 の要因、すなわち i 財のバラエティに集約できる。そこで、修正 CHARM 法による推計を行った (8, 11)。産出乗数は、わずかに過小評価された。産業内取引が過大評価されたのである。国内取引における財のバラエティは、国と海外の取引におけるそれよりも小さい。同様に、県内取引における財のバラエティは、県と県外の取引におけるそれよりも小さい (註 22)。したがって、修正 CHARM 法は、産業内取引を過大評価する可能性がある。

5) 離島経済の特徴

第 2 表は、西ノ島町産業連関表を 9 部門に統合して

いる。西ノ島町の総生産は、分析対象のなかでは、中央値にあたる。経済の特徴を読みとろう。第 1 に、産業構造の重心が、農林水産、建設、公共サービスにある。これら産業の付加価値が総生産に占める割合は、それぞれ 14%、10%、33% である。第 2 に、移入依存型である。域際収支の赤字は、50 億円、1 人当たり 144 万円にもなる。中央政府支出がその赤字を埋めてきたと考えられる。

5. 地域内所得決定要因の定量評価

1) 変数・パラメータの設定

(17) 式の変数・パラメータは、その大部分を推計された産業連関表から得ることができる。しかし、 G_t と t^R 、 $(1-t^R-t^N)c$ と C^0 、 i と I^0 は未知である。

中央政府支出 G_t と市町村政府の税率 t^R は、政府支出から市町村の税収 (『市町村別決算状況調』) を控除したものを G_t 、市町村の税収を民間所得で除したものを t^R とした。

i 財の限界消費性向 $c_i \times$ 可処分所得率 $1-t^R-t^N (= c_i(1-t^R-t^N))$ と独立的消費 C_i^0 は、(48) 式を推定して得た。

(註 21) 例えば、離島の廃棄物が本土で処理され、本土の廃棄物が離島で処理されることは、廃棄物の種類が同じであれば、考えられない。

(註 22) 酒類を考えれば、全国的には日本酒、ビール、焼酎など多様な酒産業が立地するが、鹿児島県には焼酎産業が集中している。

第2表 西ノ島町産業連関表

(単位：百万円)

	農 林 水 産	製 造	建 設	電 気 ・ ガ ス ・ 水 道	卸 売 ・ 小 売	金 融 ・ 保 険 ・ 不 動 産	運 輸 ・ 通 信 ・ 情 報	公 共 サ ー ビ ス	そ の 他 サ ー ビ ス	最 終 需 要	移 輸 出	移 輸 入	産 出 額
農林水産	27	9	5	0	0	0	0	8	37	82	2,595	-139	2,624
製造 ¹⁾	602	74	665	42	26	15	203	519	278	2,380	160	-4,774	189
建設	1	0	5	10	4	73	7	82	6	2,717	0	-523	2,383
電気・ガス・水道 ²⁾	4	3	18	58	21	3	14	244	91	368	128	-312	639
卸売・小売	124	13	145	13	13	4	53	164	121	1,273	780	-1,892	811
金融・保険・不動産	45	5	45	7	54	160	112	45	60	2,369	216	-550	2,567
運輸・通信・情報	94	5	159	39	67	34	318	347	110	478	1,170	-1,054	1,766
公共サービス ³⁾	7	4	6	4	3	2	10	30	7	6,114	387	-863	5,711
その他サービス ⁴⁾	29	7	214	45	53	68	181	397	72	998	1,330	-1,669	1,727
付加価値	1,691	69	1,122	421	570	2,208	869	3,874	945				
産出額	2,624	189	2,383	639	811	2,567	1,766	5,711	1,727	16,778	6,766	-11,775	18,416

註：1) 鉱業を含む。

2) 廃棄物処理を含む。

3) 公務、教育、研究、医療・保健、社会保障、民間非営利団体を含む。

4) 対事業所サービス、対個人サービスを含む。

5) 移輸出・移輸入は修正 CHARM 法の推計値。

$$C_i = C_i^0 + c_i(1 - t^R - t^N)(Y + Y_i) \quad (48)$$

『家計調査年報』の年間収入階級別1世帯当たり消費支出と実収入を用い、(49)式の消費関数を推定した(註23)。

$$C_k = 112052 + 0.335 Y_k \quad (49)$$

(9.705) (15.668) AdjR²=0.964

()内は t 値、単位：円/月/世帯

C_k ($k=1 \cdots 10$) は k 収入階級の消費支出、 Y_k は k 収入階級の実収入である。限界消費性向 \times 可処分所得率 ($= \sum c_i(1 - t^R - t^N)$) は、(49)式より 0.335 と推定できる。これを、産業連関表の i 財民間消費 C_i をベンチマークに按分し、 $c_i(1 - t^R - t^N)$ を推定した。また、 C_i と民間所得 $Y^R + Y_i^R$ を (48) 式に代入し、 C_i^0 を推定した。

i 財の限界投資性向 i_i と独立的投資 I^0 の推定は容易でない。そこで、 $i_i=0$ 、 i 財の民間投資 $= I^0$ 、を仮定した。

2) 分析結果

(1) 誘発要因別地域内所得と産業構造

第3表は、(18)～(21)式の推計結果(LQ法と修正CHARM法による推計値の平均)である。地域内所得をその誘発要因に分解している。第4表には、推計結果の全地域総計を、LQ法と修正CHARM法の場合について、それぞれ示した。両者を比較しよう。移出が説明する地域内所得の割合は、LQ法の32%に対して、修正CHARM法では40%であった。他方、その他の要因が説明する割合は、修正CHARM法では、LQ法に比べて低くなる。

(註23) ケインズ型の絶対所得仮説は、短期もしくはクロスセクション・モデルとして良好な結果を得るが、長期時系列データとは整合的ではない(例えば、高木ら2000)。すなわち、その仮説「平均消費性向は所得の増加とともに低下する」が成立しない。そこで、①クロスセクション・データの『家計調査年報』を用いるか、②「消費者はライフステージに従って消費水準を決定する」と仮定し、時系列データの『国民経済計算』を用いて推定される。しかし、②の場合、用いるデータの期間により、推定が不安定になる。そのため、①により推定した。

第3表 誘発要因別地域内所得 (LQ法と修正CHARM法の平均)

(単位: 百万円)

	中央政府直接支出・移転支出			純所得受取			移出				独立的消費投資	合計	参考(人口)
	政府消費	政府投資		要素所得	社会給付		農水産業	観光	その他				
海士町	3,959	3,155	803	6	-208	214	1,459	270	601	588	1,295	6,718	(2,581)
西ノ島町	4,540	3,837	703	-41	-319	278	3,414	1,618	1,055	742	1,602	9,515	(3,486)
知夫村	990	862	127	24	-30	54	316	92	114	111	310	1,640	(725)
隠岐の島町	23,254	17,277	5,977	754	-511	1,264	11,535	2,851	4,073	4,610	7,199	42,741	(16,904)
対馬市	47,224	34,805	12,419	3,300	427	2,873	29,271	10,014	7,480	11,777	16,480	96,275	(38,481)
壱岐市	22,695	19,680	3,015	2,874	266	2,607	28,267	6,059	7,875	14,333	13,231	67,067	(31,414)
五島市	41,379	34,600	6,779	3,488	-811	4,299	27,910	6,168	8,035	13,707	22,823	95,600	(44,765)
小値賀町	2,373	2,102	271	310	91	219	1,847	750	457	640	1,068	5,597	(3,268)
新上五島町	18,796	15,504	3,292	1,463	-595	2,058	27,146	8,280	7,819	11,046	10,293	57,698	(25,039)
種子島	32,579	26,237	6,342	1,982	-652	2,634	26,740	6,026	5,407	15,307	12,802	74,103	(34,143)
奄美大島	68,740	58,804	9,935	4,440	-1,115	5,556	49,204	2,093	11,977	35,134	25,670	148,054	(70,462)
屋久島町	13,018	9,075	3,943	524	-486	1,010	14,350	891	4,686	8,774	4,947	32,839	(13,761)
喜界町	8,197	5,717	2,479	341	-150	491	6,234	911	1,734	3,588	2,060	16,831	(8,572)
徳之島	25,113	20,082	5,031	737	-1,339	2,076	19,408	3,880	3,317	12,211	7,889	53,148	(27,167)
沖永良部島	15,511	11,991	3,520	360	-632	992	12,195	3,856	2,484	5,854	4,547	32,613	(14,551)
与論町	4,391	3,879	511	207	-157	365	4,039	705	1,405	1,929	1,476	10,112	(5,731)
石垣市	33,382	27,615	5,768	3,431	769	2,662	35,150	4,668	15,295	15,187	18,349	90,312	(45,183)
宮古島市	41,396	34,471	6,926	2,873	-198	3,071	38,181	8,654	11,904	17,622	19,390	101,840	(53,493)
伊江村	2,550	1,783	767	445	130	314	3,805	2,290	816	699	1,276	8,075	(5,110)
渡嘉敷村	1,278	752	526	-16	-35	19	848	20	679	149	176	2,286	(790)
座間味村	1,259	916	343	-33	-67	34	1,447	34	1,249	164	277	2,950	(1,077)
粟国村	1,065	762	303	4	-26	30	633	72	204	358	198	1,900	(936)
渡名喜村	867	535	333	15	4	11	210	68	50	92	97	1,189	(531)
南大東村	1,652	919	732	92	50	42	1,453	534	247	672	345	3,541	(1,448)
北大東村	1,150	551	598	17	4	13	458	181	109	168	129	1,754	(588)
伊平屋村	1,269	769	500	56	9	46	770	215	202	353	253	2,349	(1,547)
伊是名村	1,898	913	984	40	-13	53	1,258	429	259	570	371	3,567	(1,762)
久米島町	7,436	5,921	1,515	403	26	377	6,981	1,955	2,314	2,712	2,235	17,055	(9,177)
多良間村	1,248	800	449	30	-4	33	1,238	666	111	461	248	2,764	(1,370)
竹富町	4,058	2,082	1,976	-51	-191	140	6,405	1,035	3,551	1,819	1,201	11,613	(4,192)
与那国町	3,540	1,549	1,992	-19	-80	60	1,682	299	634	749	586	5,789	(1,796)

地域内所得は、第4表によれば、その42~45%を中央政府支出、3%を地域外からの純所得受取、32~40%を移出で説明できる。残りの16~20%は、独立的消費・投資が誘発する所得だが、本モデルではその決定要因を特定できない。中央政府支出の誘発所得を

内訳別にみれば、8割を政府消費の誘発所得が占める。移出誘発所得を移出部門別にみれば、農林水産業(註24)と観光(註25)がその5割を占める。

第5表は、所得ベースでみた、産業構造とその形成要因である。国と離島地域の産業別所得構成を比較す

(註24) (20)式の移出ベクトル E において、農林水産物の移出に加え、食品、飲料、製材、木製品の移出品の生産に一次原料として中間投入された地域産農林水産物の産出を、農林水産業部門の行に計上し、その他の部門の行はゼロとした。離島では、輸送コストの問題から、農林水産物を加工して移出することが多い。例えば、サトウキビは、粗糖に加工して移出される。このような加工品の移出は、農林水産業の後方連関効果である。そこで、それら加工品の一次原料となった農林水産物の産出の効果も含めた。

第4表 誘発要因別地域内所得の全地域総計

(単位：百万円)

	中央政府直接支出・移転支出			純所得受取			移出				独立的消費投資	合計
	政府消費	政府投資		要素所得	社会給付		農水産業	観光	その他			
LQ法	453,801	360,280	93,521	31,002	-6,447	37,449	324,524	77,141	91,855	155,528	198,208	1,007,535
(構成比)	45.0%	35.8%	9.3%	3.1%	-0.6%	3.7%	32.2%	7.7%	9.1%	15.4%	19.7%	100.0%
修正CHARM法	419,813	335,616	84,197	25,102	-5,243	30,344	403,185	74,023	120,438	208,724	159,435	1,007,535
(構成比)	41.7%	33.3%	8.4%	2.5%	-0.5%	3.0%	40.0%	7.3%	12.0%	20.7%	15.8%	100.0%

第5表 所得ベースでみた産業構造とその形成要因

(単位：%)

	産業別所得構成		離島所得の誘発要因と誘発先構成比				
	国	離島地域	中央政府支出	純所得受取	移出	独立的消費投資	
農林水産	1.4	6.5	0.1	0.8	17.5	0.8	
製造	17.5	4.3	1.0	2.0	9.5	2.3	
建設	6.4	10.2	15.5	2.8	1.5	16.4	
電気・ガス・水道	2.0	3.4	3.1	3.2	4.3	2.6	
商業	16.8	8.6	2.9	14.5	11.6	15.4	
金融・保険・不動産 ³⁾	14.0	12.3	5.1	32.8	10.7	29.7	
運輸・通信・情報	10.1	8.9	1.9	5.4	19.4	5.3	
公共サービス	18.4	33.9	65.9	21.7	7.2	12.0	
その他サービス	13.4	11.7	4.5	16.9	18.2	15.5	

註：1) LQ法と修正CHARM法の推計値の平均。

2) 産業分類に関しては第2表の註記を参照。

3) 金融・保険・不動産の所得シェアが全国並みに大きいのは、その大きな部分を占める住宅賃貸料(帰属家賃)の所得が、全国並みに大きいことによる。

れば、離島の産業構造は、農林水産、建設、公共サービスに特化している。このような産業構造はどのように形成されたのだろうか？ 所得の誘発要因別の誘発先構成比に注目しよう。中央政府支出は、主に、建設と公共サービスに所得をもたらす。移出は、主に、農林水産や、観光に関わる運輸・通信・情報とその他サービス、に所得をもたらす。比較優位産業が農林水産産業に限定されるなか、中央政府支出が地域経済を支えることで、農林水産、建設、公共サービスに重心を置く産業構造が形成されたと考えられる。

(2) 所得の地域間変動の要因

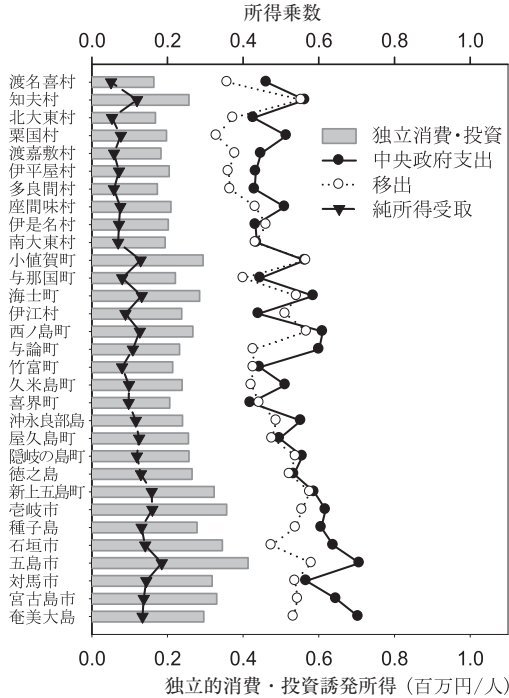
所得の地域間変動の要因を考えよう。用いたデータ

は、LQ法と修正CHARM法による推計値の平均である。

最初に、地域の経済規模による所得変動を分析しよう。第1図は、独立的消費・投資の1人当たり誘発所得と、各要因の所得乗数(各要因が1単位増加するとき、地域内所得が何単位増加するか)を示す。地域は、総生産が小さい順に並んでいる。経済規模の小さい地域ほど、独立的消費・投資の誘発所得が小さく、所得乗数も小さい。すなわち、地域外漏出する効果が大きいため、中央政府支出、移出、純所得受取が同じでも、地域内所得が小さくなる。

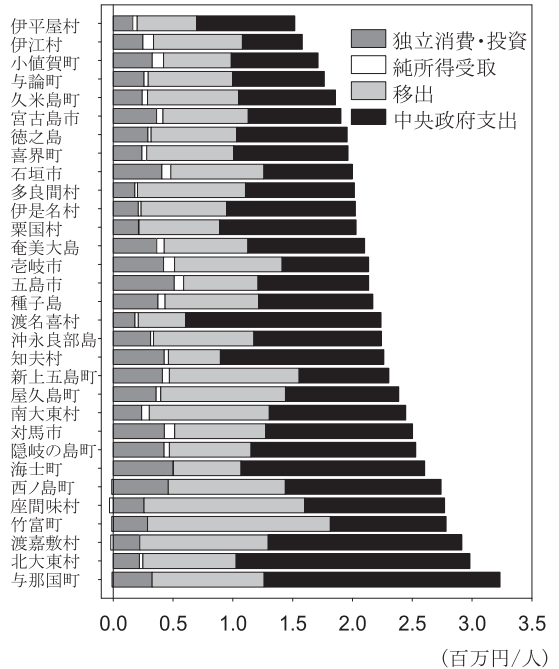
次に、各誘発要因による所得変動を分析しよう。第

(註25) (20)式の移出ベクトルEにおいて、観光客の支出先である小売、道路旅客輸送、沿海・内水面旅客輸送、航空旅客輸送、貸自動車、娯楽、飲食店、宿泊業の移出をそれぞれの部門の行に計上し、その他部門の行はゼロとした。



第1図 独立的消費・投資誘発所得と所得乗数

註：LQ法と修正CHARM法の推計値の平均。



第2図 誘発要因別地域内所得

註：LQ法と修正CHARM法の推計値の平均。

2図は、1人当たり地域内所得を要因別誘発所得に分離している。Y軸の地域は、1人当たり地域内所得が小さい順に並んでいる。また第6表には、1人当たり要因別誘発所得と地域内所得の相関係数と、1人当たり要因別誘発所得間の相関行列を示した。

第1に、移出誘発所得と地域内所得の間に、かなりの正の相関がある。移出誘発所得を、観光、農林水産業、その他産業による移出の誘発所得に分離してみよう。観光誘発所得と地域内所得の間には、かなりの正の相関があるが ($r=0.517$ p 値=0.003)、農林水産業やその他産業の移出誘発所得と地域内所得の間には、相関があると言えない ($r=-0.027$ p 値=0.886, $r=0.036$ p 値=0.849)。つまり、観光は地域間所得変動の要因と言え、農林水産業やその他産業の移出はそうと言えない。

第2に、中央政府支出誘発所得と地域内所得の間には、強い正の相関があり、中央政府支出が地域間所得変動の最大の要因と言え。中央政府支出誘発所得を、消費と投資を通じたものに分離してみよう。政府消費を通じた誘発所得と地域内所得の間にも、かなりの正の相関があるが ($r=0.563$ p 値=0.001)、政府投資を

通じた誘発所得と地域内所得の間には、より強い正の相関が認められる ($r=0.684$ p 値=0.000)。政府投資の方が、地域間所得変動のより重要な要因と言え。さて、中央政府支出がないとすれば、地域内所得は主に移出に依存する。政府は、このようななかで生じる地域間所得格差を是正しようとするならば、支出を低所得地域に傾斜配分するだろう。しかし、移出誘発所得と中央政府支出誘発所得の間には、相関がほとんどない。両者の地域内所得への貢献は独立的で、中央政府支出が所得格差を是正するように支出されているわけではないことがわかる。

第3に、純所得受取誘発所得と地域内所得の間には、かなりの負の相関がある。以下ではその理由を考えよう。相関行列に注目すれば、第1に、中央政府支出誘発所得と純所得受取誘発所得の間にはかなりの負の相関がある ($r=-0.566$ p 値=0.001) (註26)。中央政府の消費が大きい地域ほど、政府活動に携わる域外雇用など域外生産要素の投入が多く、所得の域外漏出も大きいと推論できる。

第6表 要因別誘発所得と地域内所得の相関

	地域内 所得	中央政府 支出	純所得 受取	移出
中央政府支出	0.802**			
純所得受取	-0.573**	-0.561**		
移出	0.516**	-0.024	-0.406*	
独立的消費・投資	0.207	-0.027	0.287	-0.055

註：1) LQ法と修正CHARM法の推計値の平均。

2) **:有意水準1%, *:有意水準5%

第2に、移出誘発所得と純所得受取誘発所得の間にも負の相関がある。細かく検討すると、観光誘発所得と純所得受取のうちの要素所得純受取が誘発する所得の間にはかなりの負の相関があるが ($r = -0.428$ p 値 = 0.016)、農林水産業やその他産業の移出誘発所得と要素所得純受取誘発所得の間には相関があると言えない ($r = 0.231$ p 値 = 0.210, $r = 0.015$ p 値 = 0.935) (註27)。観光消費が大きい地域ほど、観光事業に投資される域外資本など域外生産要素の投入が多く、所得の地域外漏出が大きいと推論できる。雇用者報酬や企業所得が域外漏出していると考えるのは、分析対象31地域のうちの21地域において、要素所得純受取がマイナスだからである。以上の議論より、中央政府消費や観光消費が大きい地域ほど、地域内所得は高くなるが、域外生産要素の投入が多く、その少ない部分が地域外漏出するため、純所得受取誘発所得が小さくなる可能性を指摘できる。

6. おわりに

本研究では、ケインズ型地域所得決定モデルを構築し、地域内所得の決定要因が、中央政府の直接支出・移転支出、移出、地域外からの純所得受取、所得に依存しない独立的消費・投資、であることを示した。また、 n 種類の産業から成る地域経済の所得決定モデルへと拡張し、産業連関分析により、地域内所得を各要因が誘発する所得に分解する方法を提案した。

このモデルを離島経済の分析に用いた結果は、以下

のとおりである。第1に、離島の経済的自立は困難と言える。なぜなら、中央政府支出が、地域内所得の42~45%を説明し、地域間所得変動の最大の原因となっている。それに対して、移出が説明する部分は、32~40%である。中央政府支出の誘発所得は、その8割が政府消費を通じたもので、その維持が離島経済維持の基礎条件と言える。しかし、地域間所得変動の原因として重要なのは、むしろ政府投資で、地域経済対策としての公共事業の有効性を示している。ただ、中央政府支出による所得の少なくない部分が、地域外漏出している可能性がある。

第2に、離島経済が自立するとなれば、移出基盤産業は農林水産業と観光と言える。なぜなら、移出で説明できる地域内所得の5割が農林水産業と観光によるからである。ただし、観光は地域間所得変動の原因と言えが、農林水産業はそうと言えない。そのため観光が、離島経済自立に向けた手段として、有望視されてきたのだろう。ただ、観光による所得の少なくない部分が、地域外漏出している可能性がある。

第3に、農林水産、建設、公共サービスに特化した離島地域の産業構造は、比較優位産業が農林水産業に限定されるなか、中央政府支出が地域経済を支えることで、形成されたと考えられる。

また本研究では、競争移入型地域産業連関表を県のそれから推計するためのノンサーベイ法を提案した。第1に、LQ法により推計する場合、2つの仮定「県内のどの地域でも、 i 財の産出に占める県外移出割合

(註26) 政府消費を通じた誘発所得と純所得受取のうちの社会給付等が誘発する所得の間には、相関があるとは言えない ($r = 0.195$ p 値 = 0.292)。また、政府投資を通じた誘発所得と、純所得受取のうちの要素所得が誘発する所得の間には相関があるとは言えないが ($r = -0.050$ p 値 = 0.791)、社会給付等が誘発する所得との間にはかなりの負の相関がある ($r = -0.659$ p 値 = 0.000)。

(註27) 農林水産業、観光、あるいはその他産業の移出誘発所得と、純所得受取のうちの社会給付等が誘発する所得の間には、相関があるとは言えない ($r = -0.058$ p 値 = 0.757, $r = -0.278$ p 値 = 0.131, $r = 0.206$ p 値 = 0.267)。

は同じ、 i 財の需要に占める県外産割合も同じ」[県内交易では産業内交易が生じない]が必要であることを示した。第2に、 i 財の域内需要に対する i 産業の産出の比を県と地域で比較するDSLQを提案し、DSLQ以外のLQ'sを用いれば、移出入の推計値が偏向することを示した。第3に、CHARM法を修正し、2つの仮定「県内のどの地域でも、 i 財の産出に占める県外移出割合は同じ、 i 財の需要に占める県外産割合も同じ」[交易量に占める産業内交易の比は、県・県外間交易と県内地域間交易において同じ]を置き、移出入を推計する方法を提案した。

[付記] 本研究は、JSPS 科研費「離島における農林水産業の価値の評価」、基盤研究(C)、研究代表：藤本高志、平成23～25年度、の助成を受けた。

引用文献

- 朝日幸代 (2004) 「平成7年名古屋市産業連関表作成の試み」『産業連関』12(1): 197-214.
- 安東誠一 (1986) 『地方の経済学』日本経済新聞社、230pp.
- Boomsma, P. and J. Oosterhaven (1992) A Double Entry Method for the Construction of Biregional Input-Output Tables, *Journal of Regional Science* 3(3): 269-284.
- 地方自治研究機構 (2007) 『離島地域における地域産業の再生に関する研究』日本財団、217pp.
- Flegg, A.T. and C.D. Webberb (1997) On the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input-Output Tables: Reply, *Regional Studies* 31(8): 795-805.
- Flegg, A.T. and C.D. Webberb (2000) Regional Size, Regional Specialization and the FLQ Formula, *Regional Studies* 34(6): 563-569.
- Flegg, A.T. and T. Tohmo (2012) A Comment on Tobias Kronenberg's "Construction of Regional Input-Output Tables Using Nonsurvey Methods: The Role of Cross-Hauling," *International Regional Science Review* 36(2): 235-257.
- Flegg, A.T. and T. Tohmo (2013) Regional Input-Output Tables and the FLQ Formula: A Case Study of Finland, *Regional Studies* 47(5): 703-721.
- Flegg, A.T., H. Yongming and T. Tohmo (2014) Cross-Hauling and Regional Input-Output Table: The Case of the Province of Hubei, China, Economic Working Paper Series, 1310, University of the West of England, 1-43.
- 藤本高志 (2000) 「山村地域における観光の経済効果の計測」『農林業問題研究』36(3): 124-133.
- 藤本高志・内藤重之 (2013) 「離島地域における民泊体験型観光の特徴と地域内経済効果：沖縄県伊江村を事例として」『大阪経大論集』64(1): 73-92.
- Ishikawa, N. and M. Fukushige (2007) Impacts of Tourism and Fiscal Expenditure to Remote Islands: The Case of the Amami Islands in Japan, *Applied Economics Letters* 14(9): 661-666.
- Ishikawa, N. and M. Fukushige (2009) Impacts of Tourism and Fiscal Expenditure on Remote Islands in Japan: A Panel Data Analysis, *Applied Economics* 41(7): 921-928.
- Kronenberg, T. (2009) Construction of Regional Input-Output Tables Using Nonsurvey Methods: The Role of Cross-hauling, *International Regional Science Review* 32(1): 40-64.
- 黒田達朗・田淵隆俊・中村良平 (2008) 『都市と地域の経済学』有斐閣ブックス、171-193.
- レオンチェフ, W. [著] 新飯田宏 [訳] (1969) 『産業連関分析』岩波書店、172-198.
- 前川知史 (2012) 「市町村表の作成：都道府県の産業連関表を活用する簡便推計法」小長谷一之・前川知史編『経済効果入門』日本評論社、94-142.
- McCann, P. (2001) *Urban and Regional Economics*, Oxford University Press, 137-174.
- Miller, R.E. and P.D. Blair (2009) *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, Cambridge University Press, 347-398.
- Nakano, S. and K. Nishimura (2013) A Nonsurvey Multiregional Input-Output Estimation Allowing Cross-hauling: Partitioning Two Regions into Three or More Parts, *The Annals of Regional Science* 50(3): 935-951.
- 中澤純治 (2002) 「市町村産業連関表の作成とその問題点」『政策科学』9(2): 113-125.
- 大久保優子・石塚孔信 (2009) 「鹿児島市産業連関表の作成と地域経済分析」『経済学論集』73: 1-39.
- Richardson, W.H. (1985) Input-Output and Economic Base Multipliers: Looking Backward and Forward, *Journal of Regional Science* 25(4): 607-661.
- Robison, M.H. and J.R. Miller (1988) Cross-hauling and Nonsurvey Input-Output Models: Some Lessons from Small-area Timber Economies, *Environment and Planning A* 20(11): 1523-1530.
- 佐々木公明・柴田洋雄 (1983) 「小地域レベルにおける産業連関システム推定のための“Nonsurvey Method”について」『地域学研究』13: 183-201.
- 佐藤快信 (2007) 「離島振興からみた離島地域の自立」西川芳昭・吉田栄一編『地域振興の制度構築に関する予備的考察』アジア経済研究所、141-159.
- Schaffer, W.A. and K. Chu (1969) Nonsurvey Techniques for Constructing Regional Interindustry Models, *Papers in Regional Science* 23(1): 83-101.
- 高木康順・秋山裕・田中辰雄 (2000) 『応用計量経済学 I』多賀出版、3-70.
- 富川盛武 (2004) 「島嶼社会の発展メカニズムと財政：沖縄県北大東島の事例」『産業総合研究』12, 1-24.
- Tohmo, T. (2004) New Developments in the Use of Location Quotients to Estimate Regional Input-Output Coefficients and Multipliers, *Regional Studies* 38(1): 43-54.

(2013年11月21日受付, 2014年10月3日受理)

要旨：本研究は、 n 種類の産業から成る地域経済の所得決定をモデル化した。そして離島の地域所得を、中央政府の直接支出・移転支出、地域外からの純所得受取、移出、所得に依存しない消費・投資、が誘発する所得に分解した。その結果は、地域所得の42~45%が中央政府の財政支出に依存することを示す。また、競争移入型地域産業連関表を、県のそれから推計するためのノンサーベイ法を提案した。この手法は、(1) 県内のどの地域でも、 i 財の産出に占める県外移出割合は同じ、 i 財の需要に占める県外産割合も同じ、(2) 交易量に占める産業内交易の比は、県・県外間交易と県内地域間交易において同じ、を仮定する。

キーワード：離島、所得決定モデル、地域産業連関表、産業内交易、ノンサーベイ法