インドネシア共和国サマリダ市における 事業所就業者の居住地選好構造に関する実証的研究

—事業所就業者の居住移転に関する研究(Ⅱ)—

An Empirical Study on the Residential Location Preference of
Employees in Samarinda Municipality, the Republic of Indonesia

—A Study on the Residential Move of Employees(Ⅱ)—

守田 秀則*・北村 貞太郎**

Hidenori MORITA and Teitaro KITAMURA

I はじめに

定住圏相当の圏域における人口分布の規定要因としては雇用の立地が大きなウェイトを占めている。したがって、人口分布を望ましい方向へ誘導していくためには、事業所等の雇用立地と人口分布変化の関係を把握し、これを計画策定に反映させていく必要がある^{注1)}。

任意の1時点における事業所就業者の居住分布は就業者個々の就職時の居住地及び就職後の居住移転動向の結果として形成されている。しかがって、この両者についてその構造を把握する必要がある。以上の背景から筆者らはインドネシア共和国東カリマンタン州サマリダ市の事業所就業者をサンプルとして事業所就業者の居住分布について一連の研究を行っている。

本研究はその一環であり、事業所就業者が居住移転を行う際の、移転先地区の選好構造の分析を目的としている。

II 分析方法

雇用と居住分布の関係を説明するモデルとして、グラビティーモデルを用いた居住立地モデル¹⁾が開発され、広く普及してきた。このモデル

は、地区別雇用数を与件とした際に、地区別居住者数を地区と職場との近接性及び居住地としての魅力度から説明するものである。人が居住地を選択する際に、この2点を重点的に考慮することは経験的にも明らかであり、事業所就業者の居住分布を説明する基本概念として位置づけられる。しかし、研究成果が蓄積するにつれ、居住地選好は移転者の社会経済的属性(収入、年齢、家族構成等)により異なること、また、居住地の職場との近接性及び魅力度に関しても多角的に評価する必要があることが明らかになってきた。我が国における研究においても、例えば、安藤²⁾、山田⁴⁾、谷⁵⁾等により様々な要因が指摘されている。しかしながら、グラビティーモデルではこれらの要因を全てモデルに組み込むことは困難である。

このようなニーズから、近年、多項ロジットモデルが注目されるようになり、Moss⁶⁾、Onaka & Clark⁷⁾、Odland & Ellis⁸⁾らが、ロジットモデルによる居住移転の分析に関する考察を行い、理論的・実証的にその妥当性を論証してきた。多項ロジットモデルは説明変数として量的、質的を問わず自由度の許す限り幾つもの変数を採用できること及び非集計データ(個人別データ)を直接分析できることから、操作性に優れており、きめ細かな分析が可能であることが特長である。また、グラビティーモデルと多項ロジットモデルは、共に

* 香川大学農学部 Fac. of Agr., Kagawa Univ., Miki, Kagawa 761-07 Japan

** 京都大学農学部 Fac. of Agr., Kyoto Univ., Kyoto 606 Japan

Key Words: 1) 人口分布, 2) 居住移転, 3) 雇用, 4) インドネシア共和国, 5) 多項ロジットモデル

空間的相互作用モデルの一つとして位置づけられ、その構造において深い共通性を持つ⁹⁾。したがって、既往の居住立地モデルの概念を包含した上で、なおかつ、詳細な分析が可能である。

以上から本研究では多項ロジットモデルによる分析を試みる。以下に多項ロジットモデルの概要を説明する。

1 多項ロジットモデル^{注2)}

多項ロジットモデルは「ある個人（意思決定主体）は意思決定に際して、選択可能な複数の選択肢の中から本人にとって最も望ましい（効用が高い）と判断した選択肢を選択する」という仮定のもとに誘導されるモデルである。いま、個人 n にとって選択可能な選択肢が I 個（ $i = 1, 2, \dots, I$ ）あり、個人 n にとっての各選択肢の効用 U_{in} が次式で表されると仮定する。

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (1)$$

V_{in} : 確定項（測定（把握）可能な部分）

ε_{in} : 確率項（測定（把握）不可能な部分）

ε_{in} がワイブル分布（ガンベル分布）すると仮定すると、個人 n が選択肢 i を選択する確率 P_{in} は次式で表される。これが多項ロジットモデルである。

$$P_{in} = \frac{\exp(V_{in})}{\sum \exp(V_{in})} \quad (2)$$

$$V_{in} = \sum_k \beta_k X_{ink} \quad (3)$$

上式を本研究の場合にあてはめると各変数は以下のように定義できる。

P_{in} : 個人 n が移転先として地区 i を選択する確率

X_{ink} : 個人 n にとっての、地区 i の k 番目の属性（説明変数）

β_k : k 番目の説明変数 X_{ink} に係るパラメータ

2 既往の研究からの示唆

地方都市を対象としたロジットモデルによる実証的研究としては、インディアナ州St Joseph郡を対象としたClark & Onaka¹⁰⁾、タイ国の地方中核都市Khon Kaenを対象としたVeerapong & Kitamura¹¹⁾が挙げられる。これらは、共に、世帯別の居住移転調査結果をデータソースとしており、

世帯の属性によりサンプルを類型化し、類型ごとにモデルを適用している。職場と居住地の近接性としては共に地図上の直線距離を用いている。居住地の魅力度としてはClarkは地区居住者の平均収入、未成年居住率、新築家屋の比率、引越し費用、入居可能家屋の充実度の5変数を、VeerapongはCBD距離、最寄り病院距離、借地料、人口密度の4変数を採用している。また、共に、選択肢ごとの固有定数（ダミー）を用いている。これらの研究は、対象地域、説明変数、サンプルの類型化基準が異なり、単純には比較できないが、両者から読みとれる点としては、対象とする空間のスケールにより、有意となる変数が異なってくること及び本来説明変数で説明されるべき変動の一部が選択肢固有定数に吸収されてしまい結果の解釈が複雑になることが挙げられる。

インドネシアを対象とした類似の研究は見あたらない。関連する研究成果として、Tommy¹²⁾はジャワ島の県別人口変化について実証的に検討しており、県別人口と県別雇用数とが強い関係にあることを示している。また、リリック他¹³⁾はジャカルタ周辺の土地利用変化に関する実証的研究を行っており、その中で、地域条件と都市との距離関係により人口集中が進むこと、及び、ゾーニングがほとんど機能しておらず、宅地化ポテンシャルの高い所から順番に宅地化していることを述べている。このことは、ジャカルタ周辺が都市のベットタウンとして宅地化しつつあることを考え

図1 サマリンダ市の位置
Fig.1 Location of Samarinda Municipality

注：文献15)より引用。

れば、居住立地モデルの概念通り、職場のと近接性及び地区の魅力度により宅地化（居住立地）が進行していると解釈できる。両研究から、インドネシアにおいても居住立地モデルで説明される基本概念が成り立っていると推察される。

3 分析の枠組み

以上から、本研究では、事業所就業者に対する個人別質問紙調査により、居住移転経歴及び個人の属性について調査する。調査結果に対して、移

転先地区の選択結果を従属変数、地区の選択に影響を及ぼすと考えられる諸指標を説明変数とした多項ロジットモデルを適用し、移転先地区の選好構造の定式を試みる。次いで、パラメータの最尤推定値を手がかりとして移転先地区の選好構造について検討を加える。

4 対象地域の概要

図1にサマリダ市の位置を、図2に土地利用を示す。人口33万、面積783km²であり、面積的にはわが国の広域市町村圏レベルに相当する。土地利用図から読み取れるように、大河マハカム河により地理的に南北に2分されている。左岸（北岸）に都心部を持ち、左岸では都心部を中心に放射状にスプロールが進行中である。対照的に、右岸（南岸）はほとんど都市化が進行していない。人口分布は都心部を中心とする一極集中型である。主たる事業所は都市、都市周辺（公務、商業が主）、及び、マハカム河沿岸（工業が主）に分布する。

5 データ

1) サンプル

図3に示すように、7地区（都市部3、農村部4）から合計29の事業所を選択し、就業者に対して就職後の居住移転経歴及び個人的属性に関する質問紙調査を行った。回答者中、以下のいずれかに該当する者を除外し、いずれにも該当しない者全員をサンプルとして分析に供した。サンプルの総数は272名であった。

- ①就職後に居住移転していない者
- ②モデルに採用する変数に関して一つでも無回答があった者
- ③移転後に非世帯主であった者^{注3)}
- ④移転後の居住が社宅等、職場の供給する住宅であった者^{注4)}

図2 サマリダ市の土地利用図
Fig.2 Land Use Map of Samarinda Municipality

注：文献15)より引用。

図3 調査地点及び都市農村の区分
Fig.3 Location of Survey Points, also
Division of Urban and Rural
注：文献(16)より引用。

2) サンプルのグループ化

個々のサンプルを何らかの基準に則ってグループ化し、各グループごとにモデル適用すれば、グループごとの特徴が得られる。本研究では、事業所の立地場所及び移転前の居住地による違いを都市農村別に把握すること、及び、移転先居住の所有形態（持家／借家）による違いを把握することを目的として、表1に示す8グループを作成し、各グループごと、及び、サンプル全体についてモデルを適用する。都市と農村の区分は図3に示す通りであり、行政区界に準じ宅地化の程度に基づき区分した。

3) サンプルの概要

表1に各グループ別にサンプルの概要を示す。全体的な特徴として、男性率が高いこと、及び、サマリダ生まれの者が少ないことがあげられる。また、持家選択者よりも借家選択者の方が年

表1 グループ化の基準とグループ別サンプル属性
Table 1 Grouping Criterion and attribute of Samples

グループ名	グループ化の基準			サンプルの属性				
	職場	前住地	所有	サンプル数	平均月給	男性率	①	平均年齢
都都持	都市	都市	持家	48	Rp 162,650	0.98	0.14	41
都都借	都市	都市	借家	58	Rp 106,509	0.94	0.25	34
都農持	都市	農村	持家	19	Rp 132,081	1.00	0.37	38
都農借	都市	農村	借家	22	Rp 113,666	0.90	0.19	33
農都持	農村	都市	持家	27	Rp 138,576	1.00	0.14	39
農都借	農村	都市	借家	48	Rp 92,548	0.68	0.20	31
農農持	農村	農村	持家	8	Rp 92,510	0.75	0.25	35
農農借	農村	農村	借家	42	Rp 86,864	0.62	0.05	29
全 体	全 体	全 体	全 体	272	Rp 116,076	0.85	0.18	35

注：①欄はサマリダ市出生者の比率を示す。

Rp：インドネシアの通貨単位、100Rp＝8円（調査時）

表2 多項ロジットモデルの説明変数

Table 2 Explanatory Variables
for Multinomial Logit Model

X_{in1}	地区iの通勤距離[km]
X_{in2}	地区iのCBD距離[km]
X_{in3}	地区iと移転前居住地区の距離[km]
X_{in4}	地区iがマハカム河右岸にあるか否か (右岸＝1、左岸＝0)
X_{in5}	地区iの人口[千人]
X_{in6}	地区iの人口密度[千人/km ²]
X_{in7}	地区iの人口集積度[千人/km] ^(注5)
X_{in8}	地区iの農地／宅地面積率

注：距離は全て路線(道・水路)距離。

齢が若く、月給も安い傾向にある。

4) モデルの説明変数

前述のように、居住地選択を左右する要因としては、職場への近接性、居住地としての魅力度、移転者の社会経済的属性が考えられる。通勤に関しては、本地域に鉄道は存在せず、専ら道路交通によっている。ただし、マハカム河の存在により対岸へ通勤するためには船により河を渡る必要がある。以上から、職場への近接性に関する変数として、地区と職場の路線距離、通勤にマハカム河渡河を要するか否か（ダミー）を用いる。居住地としての魅力度に関する変数としては、既往の研究からの示唆として、地価、入居可能家屋の量と質、前住地からの距離、治安、アメニティー、学校、病院等の公共施設、購買施設、同居者の通勤利便性等が考えられる。しかし、これらの変数を全て入手することは困難である。本研究では、前住地からの距離に関しては、質問紙調査から把握可能であるが、その他の指標に関しては、直接的

なデータは得られなかった。そこで、これらの変数の間接的な指標として、これらと関連が強いと考えられるCBD距離、人口、人口密度、人口集積度^{注5)}、農地／宅地面積率を用いることとした。説明変数のリストを表2に示す。地区の区分はわが国の旧村レベルの行政区界に基づき市内を32地区(i=1~32)に区分する。

なお、移転者の社会経済的属性(年齢、性別、収入等)については、当初は、これを上記変数と共にモデルに組み込んで一括して分析する方法を試みたが、結果の解釈が困難なものとなった。そこで、間接的ではあるが、表2に示す8変数のみをロジットモデルの説明変数としてキャリブレーションを行い、そのパラメータ値と移転者の社会経済的属性との関係を分析する方法を試みることにした。

Ⅲ パラメータの推定と検定

ロジットモデルの説明変数 X_{ik} として表2の8変数を、従属変数 P_{in} として移転先地区の選択結果を用いて、各グループごとにパラメータの推定と検定を行った。なお、従属変数 P_{in} には、個人 n が地区 i を選択した場合1、選択しなかった場合0を与える。方法は重回帰分析の変数減少法同様、まず全ての説明変数(8変数)用いて、最尤法によりパラメータ β_k を推定する。次に各説明変数の有意性について、パラメータの最尤推定値 β_k に関する t 検定により、 $\beta_k=0$ を有意水準5%で

検定する。有意水準を満たさない変数が存在する場合は、 $|t|$ 値の最も低い変数の一つだけ除き、再度残りの変数に係るパラメータを推定する。以上の一連の操作を有意水準を満たす変数のみが残るまで繰り返した。パラメータの最尤推定値及びモデルの適合度指標 ρ^2 を表3に示す。 ρ^2 はモデルにより算出される従属変数 P_{in} と実測値との適合度を示しており、1に近いほど適合度が高いことを示す。 ρ^2 は異なり、大きい値をとりにくく、一般に、0.2以上で良好な適合度を示すと解釈できる¹⁴⁾。表3より、全グループとも0.2を上回っており、全グループにおいて適合度は良好であると判断できる。

Ⅳ パラメータの最尤推定値に基づく考察

表3に示すパラメータの最尤推定値に基づき、各説明変数が従属変数 P_{in} 、すなわち移転先地区の選択確率、の変動にどのような影響を及ぼしているかを検討する。

1 説明変数の有意性に基づく考察

8変数中、「人口」、「農地／宅地面積率」は全グループで有意水準を満たしておらず、地区の選好との間に有意な関係は確認されなかった。

一方、他の6変数はいずれかのグループで有意となっている。各変数ともパラメータの符号はグループを問わず一致しており、地区選好の正要因として作用するか負要因として作用するかはグループを問わず一致している。これら6変数のうち、「マハカム河右岸」、「人口集積度」は1グループで、「人口密度」は2グループで有意となったのみである。これら3変数は特定のグループでのみ有意な変数であるといえる。一方、「通勤距離」、「CBD距離」、「前住地距離」の3変数は「通勤距離」、「CBD距離」が7グループ、「前住地距離」が全グループで有意となっており、普遍性の高い変数といえる。これら3変数はいずれも距

表3 多項ロジットモデルのキャリブレーション結果
Table 3 Calibration Results of Multinomial Logit Model

グループ	ρ^2	β 1 通距	β 2 CBD距	β 3 前住距	β 4 右岸	β 5 人口	β 6 人密	β 7 人集	β 8 農／宅
都都持	0.234	-0.553	0.481	-0.318	-2.271		-0.12		
都都借	0.208	-0.418	0.609	-0.502					
都農持	0.432	-1.165	1.379	-0.525					
都農借	0.327	-0.764	0.589	-0.372			-0.128		
農都持	0.351	-0.292	0.738	-0.801					
農都借	0.377	-0.454	0.519	-0.695					
農農持	0.623			-1.456					
農農持'	0.671	-0.711	0.092	-1.447					
農農借	0.609	-0.920	0.460	-0.519				0.193	
全 体	0.345	-0.388	0.279	-0.478	-2.24		-0.11		

注：空欄は危険率5%の有意水準を満たさないことを示す。

グループ「農農持」は通勤距離及びCBD距離が有意水準を満たしていないが、他のグループとの統一を計るためこれらの2変数を含めた推定結果を「農農持」として示している。

離に関する変数である。これらは、全グループにおいて、「CBD距離」が正、「通勤距離」、「前住地距離」が負となっており、職場、前住地に近く、CBDから離れた地区を選好していることが示された。このことは、通勤距離、前住地距離がほぼ同等な地区が複数存在した場合、その中で最もCBDから離れた地区を選好する傾向があることを意味する。

本結果を一般的な居住立地モデルの概念から整理しなおしてみると、「通勤距離」が職場への近接性として、「CBD距離」及び「前住地距離」が地区の魅力度として位置づけられる。この中で、「CBD距離」は複雑な意味合いをもつが、本地域の一極集中的な都市形成構造からして、地価、アメニティー、公共・購買施設への近接性、同居者の通勤利便性等を代替する指標であると考えられる。このうち、前2指標についてはCBDから離れるほど好ましく、後2指標についてはCBDに近いほど好ましいと考えられ、相反することとなる。意思決定者はこれらの諸指標を秤にかけて判断を下していると考えられるが、その落ち着く先が、CBD距離に係るパラメータ値で表されていると解釈できる。表3のパラメータを用いて、これら3つの距離が居住地選好に及ぼす影響を図4に示す。

以下ではこれら3変数に焦点を絞り、パラメー

タの最尤推定値からの示唆をみていく。なお、「都都持」のみ「通勤距離」と「CBD距離」が有意となっていないが、以降の考察では他グループとの統一を図るため、これらの2変数も使用した場合の推定値(表3「都都持」)を用いる。

2 グループ別の特徴

表3からパラメータの最尤推定値にはグループ間でかなりの相違が認められる。そこで、各パラメータの最尤推定値及び95%信頼区間を視覚的に把握するために、これらを図示したものを図5に示す。図のように、最尤推定値ではグループ間でかなりばらつきが認められるものの、95%信頼区間でみれば他のグループからかけ離れたグループは存在しない。

また、図5から、3つの最尤推定値が共変動している可能性が考えられる。これを確認するために、最尤推定値間の相関分析を行った。分析の結果、5%水準で有意な相関関係は認められず、明確な共変動の存在は否定された。

グループごとの特徴を明確にすることを目的として、各グループをサンプル(8グループ=8サンプル)とし、3つのパラメータの最尤推定値を変数とする主成分分析を行った。主成分分析の結果を表4に示す。表に示す通り、第1軸と第2軸で86%の寄与率をもつ^{注6)}。第1軸と第2軸は以下のように解釈できる。

・第1軸：通勤距離のパラメータがー側、CBD距離、前住地距離のパラメータが+側に寄与している。したがって第1軸は+側が職場付近でCBDから離れた地区の効用の高さ、及び、前住地距離の影響の小ささを表し、一側はその逆となる。

・第2軸：通勤距離と前住地距離が共に+側に寄与している。したがって第2軸は+側が通勤距離、前住地距離の影響の

注：サンプル全体を対象としてキャリブレーションしたパラメータ値を採用している

図4 通勤距離、CBD距離、前住地距離が居住地選好に及ぼす影響
Fig.4 Effect of Commuting Distance, CBD Distance and Former Address Distance on the residential preference

図 5 パラメータの最尤推定値と95%信頼区間

Fig.5 Maximum Likelihood Estimates and 95% Confidence Intervals of Parameters

表 4 主成分分析の成分係数と固有値
Table 4 Component Coefficients and Eigenvalues of PCA

	第1軸	第2軸	第3軸
$\beta 1$: 通勤距	-0.648	0.705	0.286
$\beta 2$: CBD距	0.876	0.191	0.481
$\beta 3$: 前住距	0.702	0.628	-0.336
固有値	1.682	0.892	0.426
累積寄与率	0.561	0.858	1.0

小ささを表し、一側はその逆となる。

図 6 は第 1 軸と第 2 軸による各グループの成分値をプロットしたものである。図から以下の点が読み取れる。

「都農持」「農農持'」の 2 グループが特異な値をとっている。このことは、農村居住者が居住移転において持家を取得する際の地区の選好構造が他と大きく異なることを示している。職場が都市

の者（「都農持」）は通勤距離及び CBD 距離の影響を強く受け、職場が農村の者（「農農持'」）は前住地距離の影響を強く受けることが特徴である。

全般的な特徴として以下の点があげられる。

1) 前住地による差異

前住地が都市か農村かによる差異に関しては、2 軸に注目すると、農村より都市の方が 2 軸値が高い。したがって、農村居住者の方が職場、前住地近辺を選好する傾向が高いといえる。また、都市は平均値付近に固まっており、持ち家、借家による差異が小さい。一方農村は持ち家、借家による差異が大きい。

2) 職場の立地による差異

前住地が都市のグループ、前住地が農村のグループ同士でそれぞれ比較すると、共に、農村職場の方が 1 軸値が小さく、都市職場の方が大きい。したがって、前住地が同一のグループであれば、職場が農村である就業者の方が通勤距離、CBD 距離の影響が小さく、前住地距離の影響が大きい傾向が示唆される。

3) 持家、借家による差異

借家に移転したグループは平均値付近にかたまっており、ほぼ同様の選好構造をもつことが示唆される。持家へ移転したグループは上記のように、農村居住者の選好構造が特異的である。

3 就業者の個人的属性による特徴

移転先地区の効用と通勤距離、CBD 距離、前住地距離との関係（パラメータの最尤推定値）は就業者の個人的属性によっても左右されると考えら

図6 第1軸と第2軸による成分値のプロット
Fig.6 Plot of Component Score by First Axis and Second Axis

れる。そこで、就業者の個人的属性とパラメータの最尤推定値との関係を把握するため、就業者の個人的属性を説明変数、パラメータの最尤推定値を従属変数として、変数減少法（有意水準5%）による重回帰分析を行った。

個人的属性としては、男性率、平均年齢、サマリダ出生者率、平均月給（表1）の4変数を候補とした。変数間の相関関係をチェックした結果、男性率、平均年齢、平均月給の3変数の間に強い相関関係が認められた。そこで、この3変数の内、従属変数との単相関が最も高い男性率を代表変数とし、これとサマリダ出生者率の2変数のみを説明変数とした。重回帰分析の結果、3つのパラメータとも、説明変数との間に有意な関係は認められなかった。また、参考までに前述の主成分値を従属変数として同様の重回帰を行ったがこちらも説明変数との間に有意な関係は認められなかった。

以上から、就業者の個人的属性と移転先地区の選好構造の関係を明確にするためには、この点に焦点を絞った分析を別途試みる余地がある。本稿では紙面の制約上これ以上の分析は行わない。本節の結論としていえることは、上記3変数に係るパラメータ値と個人的属性との間に有意な関係は認められなかった。すなわち、ここでの分析においては、就業者の個人的属性と地区選好の間には明確な関係は確認されなかったということである。

4 3変数によるシミュレーション

最後に、これらの3変数（通勤距離、CBD距

離、前住地距離）から推定される移転先の選択確率がどのような分布となるのかを視覚的に把握するために、各グループ別に一人の代表的な就業者を想定し、その就業者の職場及び前住地を任意に与え、表3のパラメータ値を用いて(2)式によるシミュレーションを行った。

図7に移転先の選択確率

の等確率線を示す。

図からシミュレーション結果は前述の主成分分析から得られた示唆と合致していることが読み取れる。職場と前住地の組み合わせ別に特徴を見ると以下の点が読み取れる。

1) 職場、前住地とも都市の場合（都都持/借）

持ち家、借家共に似通った分布となり、都市及び都市周辺部を中心とした分布となる。都心部の人口減、都市周辺部の人口増（スプロール）につながる。

2) 職場が都市で前住地が農村の場合（都農持/借）

持ち家、借家共に農村部（前住地）を中心とした分布となることでは一致しているが、持ち家では、都市部から離れる方向へ、借家では、都市部へ近づく方向での分布となる。以上から、農村部（前住地周辺）の人口維持につながり、農村住民を都市部に吸い上げる恐れはさほど大きくないことが読み取れる。

3) 職場が農村で前住地が都市の場合（農都持/借）

持ち家、借家共に、農村部（職場）を中心として、都市部（前住地）に向かって延びる分布となるが、借家の方が農村に片寄る傾向が強い。以上から、都市住民を農村部へ誘導する効果があり、農村部（職場周辺）の人口増、都市部の人口減につながる。

4) 職場、前住地とも農村の場合（農農持/借）

持ち家、借家共に農村部を中心とした集中的な分布となることでは一致しているが、持ち家では

図7 代表的なサンプルを想定した移転先選択確率シミュレーション

Fig.7 Simulation on New House Location Choice Probability by Typical Sample

は、前住地を中心とした分布となり、借家では職場を中心とした分布となる点で全く異なる様相を呈している。以上から、農村部の人口維持につながるが、持ち家層に対しては前住地の人口維持につながり、借家層に対しては前住地の人口減、職場周辺の人口増につながることが読み取れる。

また、総体的に、農村から都市への流出確率が低いことから、事業所立地は、それが都市に立地した場合であっても、農村から都市への人口流出超過には必ずしも結びつかないことが読み取れる。

V おわりに

本研究では、居住移転に関する意思決定を2段階、すなわち、転出の意思決定と移転先地区の選択に分離して捉えることを前提に、後者の移転先地区の選好構造について分析してきた。本研究の成果は以下のように要約される。

- ①多項ロジットモデルによる分析により、事業所就業者の居住地選好構造が表3に示す通り定式化された。居住地選好は、通勤距離、CBD距離、前住地距離が主要な意思決定要因となることが明らかとなった。職場、前住地に近く、その中でCBDから離れた地区が選好されることが示された。
- ②パラメータの最尤推定値に関する主成分分析の結果、これら3変数が移転先の選好に及ぼす効果に関して、事業所及び前住地の立地場所（都市／農村）また新居の所有形態（持家／借家）による差異が明らかとなった。
- ③本分析の範囲では就業者の個人的属性と地区選好の間には明確な関係は確認されなかった。関係を明確にするためにはこの点に焦点を絞った分析を別途行う必要がある。
- ④シミュレーションにより事業所立地と人口分布変化の関係が視覚的に確認された。

以上のように、事例地域における事業所就業者の移転先地区の選好構造が計量的に把握された。なお、事例地域は既成市街地を中心として、周辺農村部に宅地化が進んでおり、地方都市に典型的な市街化の形態をとっている。この点から本地域における移転先の選好構造は、他の地方都市においても共通性が高いと考えられ、本研究の成果が参考になると考えられる。ただし、本研究はあくまで一地域における事例研究に過ぎない。今後より多くの地域を対象として研究を積み重ねていく必要がある。

本研究の成果と居住移転に関する既往の概念と

を比較すると、特に目新しい示唆が得られたとはいえない。このことは、インドネシアの地方都市であるサマリタ市においても既往の居住立地モデルで示される構造がベースにあることが確認されたことを意味する。また、本研究により、各因子が居住地選好にどのように影響しているかが計量的に把握された。

本研究に関しては査読者の方々から数々の示唆に富むコメントを頂いた。末筆ながら感謝の意を表する。

補 注

注1) 本研究では、2・3次産業の就業場所という意味で事業所という用語を用いている。我が国の事業所統計で定義されている事業所の概念に準じたものである。したがって、本研究でいう事業所は2・3次産業の全ての職場を指している。サマリタ市における事業所就業者数に関する信頼できるデータは無いが、現地の状況から、第一次産業就業者数を遥かに上回っていると考えられる。なお、後述する通り、本研究で分析対象とするのは地域内の全事業所ではなく、サンプリングにより質問紙調査を行った事業所である。

注2) ロジットモデルに関して詳しく説明されている文献としてはWrigley¹⁴⁾が著名である。

注3) 移転先の選択において、本人よりも世帯主の効用が大きく影響していると考えられるため除外した。

注4) 移転先の選択において、地区の地理的属性よりも社宅の有無が第一義的に影響していると考えられるため除外した。

注5) 人口集積度の指標としては次式のStewart(1948)

の人口ポテンシャルを用いた。

$$PP_i = \sum_{j=1}^{32} \frac{P_j}{d_{ij}}$$

PP: 地区 i の人口ポテンシャル

(i=1,2,3,...,32)

P_j: 地区 j の人口

(j=1,2,3,...,32)

d_{ij}: 地区 i, j 間の線路(道・水路)距離

注6) 通常、主成分分析においては、固有値1未満の軸を切り捨てて固有値1以上の軸に関してのみ考察を行う。表4から、固有値1以上の軸は第一軸

のみであるが、第1軸の寄与率は56%であり、元の変数全体の半分程度の情報量しか持たないこととなる。第2軸まで入れると累積寄与率は86%となり満足のいくものとなる。第2軸の固有値は0.89であり、1未満ではあるが、1から大きく離れている訳ではない。また、第1軸のみを用いて直線上で考察するよりも、第2軸まで用いて平面上で考察した方が幅広い示唆が得られる。以上から、本研究では第2軸までを用いて考察を行った。

文 献

- 1) David Foot(1981): Operational Urban Models, 青山吉隆他訳(1984): 都市モデル―手法と応用, 九善, pp.71-78
- 2) 安藤元夫(1985a): 就業構造からみた居住立地の限定条件, 日本建築学会計画系論文報告集, No.350, pp.55-66
- 3) 安藤元夫(1985b): 職場と住居の移動構造について, 日本建築学会計画系論文報告集, No.355, pp.52-61
- 4) 山田浩久(1992): 東京大都市圏周辺地域における居住地移動の特性, 地理学評論, 65A-11, pp.847-859
- 5) 谷謙二(1995): 愛知県一宮市における都市内居住地移動, 地理学評論, 68A-12, pp.811-822
- 6) William G.Moss(1979): A NOTE ON INDIVIDUAL CHOICE MODELS OF MIGRATIONS, Regional Science and Urban Economics, 9, pp.333-343
- 7) J.Onaka and W.A. Clark (1983): A Disaggregate Model of Residential Mobility and Housing Choice, Geographical Analysis, Vol.15, No.4, pp.287-304
- 8) John Odland and Mark Ellis (1987): Disaggregate Migration Behavior and the Volume of Interregional Migration, Geographical Analysis, Vol.19, No.2, pp.111-124
- 9) 石川義孝(1988): 空間的相互作用モデル, 地人書房, pp.146-158
- 10) W.A. Clark and J. Onaka (1985): An empirical test of a joint model of residential mobility and housing choice, Environment and Planning A, Vol.17, pp.915-930
- 11) Veerapong Saenjan and Teitaro Kitamura (1990): Disaggregate Choice Analysis in Housing Market, 農村計画学会誌, Vol.9, No.3, pp.25-36

- 12) Tommy Firman (1992) : THE SPATIAL PATTERN OF URBAN POPULATION GROWTH IN JAVA, 1980-1990, Bulletin of Indonesian Economic Studies, Vol.28, No.2, pp.95-109
- 13) リリック ブディブラセティヨ・熊崎實・糸賀黎 (1995) : 熱帯の都市周辺地域における人口増加と土地利用の変容, 日本林学会誌, 77(1), pp.72-74
- 14) Neil Wrigley (1985) : Categorical data analysis for geographers and environmental scientists, Longman, pp.49-50
- 15) 守田秀則, 北村貞太郎 (1993) : インドネシア共和国サマリダ市における事業所の雇用圏域に関する実証的研究—吸収制約型グラビティモデルによる分析—, 農村計画学会誌, Vol.12, No.3, pp.8-19
- 16) 守田秀則, 北村貞太郎 (1995) : インドネシア共和国サマリダ市における事業所就業者の転出の意思決定構造に関する実証的研究—事業所就業者の居住移転に関する研究(Ⅰ)—, 農村計画学会誌, Vol.14, No.2, pp.9-20

This paper is a part of study on the residential distribution of employees, which attempt to make clear the employment effect on population distribution change. In this paper, we attempted to make clear the preference structure on housing location choice of employees, as the case study in Samarinda Municipality, the Republic of Indonesia.

To get the samples, we selected 29 establishments in Samarinda Municipality, and we inquired to the employees about the experience of residential move after employed, the location of new housing lot and socio-economical attribute by questionnaire. The total number of samples became 272.

As the analytical method, we applied multinomial logit model eq.(1) which adopted "the location of new housing lot" as the dependent variable and also "the geographical attributes which might influence the preference of residential location choice" as the explanatory variables.

$$P_{in} = \frac{\exp(V_{in})}{\sum_j \exp(V_{jn})} \quad (1)$$

$$V_{in} = \sum_k \beta_k X_{ink} \quad (2)$$

P_{in} : the probability that zone i will be selected by individual n as the new housing lot

X_{ink} : the k-th attribute of zone i for individual n

β_k : parameter for k-th explanatory variables

The study area was divided to 32 zones (i=1 to 32) according to the administrative boundary. We adopted 8 variables as explanatory variable of eq.(1), which were commuting distance, CBD distance, former address distance and so on.

The results are concluded as follows.

1. From the calibration of multinomial logit model, the preference structure of housing location was formulated. It showed that commuting distance, CBD distance, former address distance were main factors for preference of residential location. And it indicated that the location where closed to work place and former address and also apart from CBD was preferred.
2. From the result of principal component analysis on the parameters calibrated by multinomial logit model, the characteristics of the residential preferences which related to work place location, former address and ownership of new house were made clear.
3. From this study, the significant relationship between the preference of residential location and individual characteristics of employees was not founded.
4. From the simulations, the relationship between location of establishment and population distribution change was visually understood.

Key Words : 1) Population Distribution, 2) Residential move, 3) Employment, 4) Republic of Indonesia, 5) Multinomial logit model

(1996年7月19日 受理)

(1996年12月24日 再受理)