【原著論文】

千葉県市川市における高齢者の居住移動の距離と方向の特性

大 場 亨

Distance and direction biases of elderly migration in Ichikawa City

Tohru OHBA

Abstract: This paper examines the validity of J.S. Adams' model on intra-urban migration in the context of the elderly migration in Ichikawa City. Each distance and direction between addresses of origin, destination and the nearest Central Business District (CBD) was measured by Geographic Information System (GIS). Questionnaires on migration were also sent out to the migrants. The finding is that distance bias, directional bias and sectoral bias exist in the migration significantly. However, long movement distances are influenced by the location of nursing homes or their children addresses rather than CBD. Short movement distances are influenced by reconstruction of rental housing. There are a small number of movements of their own will which have effects on these biases.

Keywords: 移住 (migration), 高齢者 (the elderly), 距離 (distance),
中心業務地区 (central business district), 扇形バイアス (sectoral bias)

1. はじめに

居住地を変えることは移動者にとっては大きな負担である。特に高齢者にとって長年住み慣れた地域を離れることは大きな負担であろう。

居住している間に形成される認知領域と居住移動との関係を論じたものに Adams (1969) の扇形移動モデルがある。Adams (1969) によれば、中心業務地区 (Central Business District: CBD) を中心とし、自宅が存在する側の扇形領域において都市居住者の日常活動が行われている。CBD にある事務所への通勤や商業施設への買物行動、CBD に対して自宅が位置する側にある郊外のショッピングセンターへの買物行動などにより、CBD を中心とする扇形の認知領域が形成される。CBD の周囲のスラム街には悪い印象が形成される一方で、郊外に向かう途中にある扇形領域内の新興住宅地には良い印象が形成

される。扇形領域以外の都市の領域は都市居住者にとって曖昧であるか空白であるため、転居先も扇形領域内に限られる傾向があるとする。

Adams (1969) の主張を前提とすると、居住移動の起終点の距離は比較的短いという距離バイアス、CBD に向かう、あるいは CBD から離れる傾向があるという方向バイアス、扇形領域内で移動するという扇形バイアスが存在することになる。住居形態別のこれらのバイアスから、イギリスのバーミンガムにおける Adams の扇形移動モデルの適合性を Ford and Smith (1981) は検討している。この結果、戸建て住宅に居住する者の移動距離よりも共同住宅に居住する者のそのの方が長く、扇形バイアスが少ないことを明らかにした。これは共同住宅の空き家が都市中心部に偏在していること、共同住宅での居住は一時的であると思われること、公営共同住宅の安全性が低いことに起因すると推察し、Adams の扇形移動モデルのバーミンガムにおける適合性は限定的であると結論づけている。

CBD の周辺にスラム街が存在することが少ない

大場：〒 272-8501 千葉県市川市八幡 1-1-1
市川市建設局
Tel: 047-334-1111 ext.5019
the Bureau of Construction, Ichikawa City
1-1-1 Yawata, Ichikawa-shi, Chiba 272-8501

日本では、その非安全性を理由とした居住移動やスラム街の一掃による強制的な居住移動は稀である。しかし借家の建て替えによる移動、老人ホームなどへの入所のための移動、健康上の理由による子のもとへの移動（いわゆる呼び寄せ老人）など非自発的な理由による高齢者の移動が日本では多く見られる。そこで主として移動理由との関連から距離バイアス、方向バイアス、扇形バイアスの存在を調査することによって、日本の都市における Adams の扇形移動モデルの適合性を検証することを本稿の目的とする。

日本における居住移動の研究は二つに大別される。

その一つは、国勢調査や住宅・土地統計調査などの集計データを用いる立地論的な研究である。住替え需要や移動者特性に応じた住宅供給計画を立案すべきことが背景にある。今後急速な高齢化が進むと予想される中であって、長年に渡り住み慣れた地域を離れる高齢者の特性を明らかにすることは、住宅施策の立案にとってますます重要になりつつある。このような研究例として、長谷川・石坂 (1997) や古田ほか (1997) などがある。しかし集計データを用いているため、これらの研究は居住移動の空間的構造の把握には成果を挙げているものの、移動理由の把握は充分でない。

また一つは、移動者個人に着目して移動理由や移動に伴う環境変化をミクロ的に分析する研究である。由井 (1987) は、CBD を中心に広島市周辺を 45 度ずつ 8 セクターに区分し、移動の偏りを分析している。山田 (1992) は、千葉市内の中学生の父母にアンケート調査を行い、移動前後の住居形態や情報源が移動距離に影響していることを明らかにしている。谷 (1995) は、一宮市では居住年数が短い者ほど中心部から流出していることを明らかにした。大場 (2001) は、市川市では買物などの生活の便利さを理由とする移動者が CBD に有意に近づいていることを明らかにしている。Adams (1969) や Ford and Smith (1981) は扇形の中心角を 30 度とし、由井 (1987) は 45 度としている。中心角の設定に根拠がないばかりでなく、設定する中心角の大きさによ

り分析結果が変わってしまう問題がある。また山田 (1992)、谷 (1995)、大場 (2001) は、いずれも CBD に対する移動の方向までは明らかにしていない。

以上のように、日本の都市における居住移動の距離バイアス、方向バイアス、扇形バイアスは十分に明らかにされていない。本稿では、アンケート調査により移動者個人の移動理由を調査すると同時に、その移動前後の住所と CBD との位置関係を明らかにする立地論的な分析を行う。こうすることによって、従来資料の制約から十分に明らかにされてこなかった日本の都市における Adams の扇形移動モデルの適合性を検証する。

2. 分析の方法

千葉県市川市から転出した高齢者または市川市で市内転居した高齢者を本稿の対象とする。市川市では近年あまり人口が増加していない。市川市を対象とするのは、総人口が停滞する中での高齢化という全国的傾向の特徴を市川市は有していると考えられるからである。

1997 年 7 月 1 日から 1998 年 6 月 30 日までに転出または市内転居を市川市に届け出た者のうち、1997 年 7 月 1 日に満 65 歳以上であり、かつ、1998 年 6 月 30 日に生存している 1462 人の全員を市川市の住民基本台帳から抽出した。抽出した項目は、氏名、生年月日、性別、移動前後の住所である。抽出された者に一連番号を付し、アンケート調査票に同じ番号を付した上で、1997 年 8 月に郵送・無記名方式によりアンケート調査を行い、844 票 (57.7%) の回答を得た¹⁾(表 1)。住民基本台帳から抽出した情報に、アンケート調査票から得られた情報を一連番号により照合して付加した。

東京大学空間情報科学研究センターの「CSV アドレスマッチングサービス」を利用して、市川市に隣接する東京都江戸川区、浦安市、船橋市、鎌ヶ谷

表 1 調査対象者数と回収数

	発送数	回収数	回収率
転 出	869	502	57.8%
市内転居	593	342	57.7%
合 計	1462	844	57.7%

市、松戸市に転出した者の転出先住所を町丁レベルまで住所照合し、その経緯度データを取得した。

市川市に隣接する市区以外の市区町村に転出した者の転出先住所については、(株)パスコが無償配布している市町村界データから各市町村の重心の位置を示すポイントデータを作成し、そこに住所があるものとみなした。住居表示が実施されている市川市内の区域については、住居表示街区を表すポリゴンデータから、その重心の位置を示すポイントデータを作成し、町丁及び住居表示街区符号を属性として付加した。住居表示が実施されていない市川市内の区域については、筆の位置を示すポイントデータを作成し、その地番を属性として付加した。住所照合により、これらのポイントデータから計測した経緯度データを住民基本台帳抽出データ及びアンケート結果データに付加した。

市川駅、本八幡駅、行徳駅を中心とする3地区のCBDが市川市内には存在する(図1)。各CBDの領域を次のように設定する。まず行徳駅を中心とするCBDの領域を江戸川放水路以南とする。幅500mの江戸川放水路に架かる橋梁は3本しかないこと、河川が居住移動の妨げになっていることが既往の研究で明らかにされていることによる(由井, 1987)。また市川駅を中心とするCBD領域と本八幡駅を中心とするCBD領域の境界を両駅の垂直二等分線と

図1 CBDの領域

図2 距離と角度の定義

図3 角度 θ_β の測定方法

する。つまり両駅を母点として江戸川放水路以北の領域をボロノイ分割したことになる。

移動者 i ($i=1, 2, \dots, n$)の移動前後の住所間の距離などを次のように定義する(図2)。移動前住所から領域内のCBD中心駅までの距離を B_i とする。この駅から移動後住所までの距離を A_i とする。移動前住所から移動後住所までの距離を D_i とする。移動前住所と領域内のCBD中心駅を結ぶ線と、この駅と移動後住所を結ぶ線とがなす角の角度を θ_α とする。移動前住所と領域内のCBD中心駅を結ぶ線と、移動前住所と移動後住所を結ぶ線とがなす角の角度を θ_β とする。ただし図3に角度 θ_β の測定方法を例示するように、時計回りに計測した30度も反時計回りに計測した30度も同じ30度と呼ぶ。したがって本稿における30度とは、両者を合わせて60度の広がりを持つ。これは角度 θ_α も同様である。

同じ住居表示街区内または建物内での転居者を除く市内転居者と転出者とを合わせた807票を本稿の分析対象とする²⁾。移動距離 D_i については市内転居者と転出者807票を対象として、距離 B_i や距離 A_i 、角度 θ_α 、角度 θ_β については市内転居者と市川市に隣接する市区への転出者409票を対象として計測し、住民基本台帳抽出データ及びアンケート結果データに付加した。ここで距離 A_i 、 B_i や角度 θ_α 、 θ_β の計測を市川市に隣接する市区までの移動に限るのは、これら以外の市町村への転出者の転出先住所の近くには別のCBDがあることによる。また逆に角度 θ_β の計測の対象を市内転居者に限ると、市の外縁部から市の中央部への転居者を対象とする一方で、市の外縁部から市川市に隣接する市区への転出者を対象外とすることになる。このことは移動前住所におけ

る角度 $\theta\beta$ を総体として小さく算出してしまう効果がある。そのため市川市に隣接する市区への転出者も分析対象に含めた。地図データの作成と距離や角度の計測には、地理情報システムソフトウェア ARC/INFO Ver.6.1.2 を用いた。

3. 距離バイアスの分析

移動距離 Di の分布を図 4 に示す。概して距離が短いほど度数が多く、移動距離 Di の中央値は 10.5km であった。このことから概ね市川市に隣接する市区の範囲までで移動している高齢者が多いことがわかる。

移動前住所から CBD 中心駅までの距離の自然対数 $\log eBi$ とアンケートの回答を説明変数とする重回帰分析により、移動距離 Di に影響を与える要因を検討しよう。アンケートの回答のすべてが有効回答であった転出者と市内転居者 285 票のみを対象とする。図 4 のように移動距離 Di の分布は正に歪んでいるので、その自然対数 $\log eDi$ を被説明変数とする。被説明変数の分布の歪度 g_1 は -0.022、尖度 g_2 は -0.515 であり、仮説「被説明変数の分布は正規分布である」は有意水準 5 % で棄却されない³⁾。なおアンケートでは移動理由について 24 の選択肢を設け複数回答で質問し、さらにその中で最も主要な移動理由を質問している。この重回帰分析で説明変数とする移動理由は複数回答による場合の回答である。

ステップワイズ重回帰分析の結果、モデルに採択

図 4 移動距離 Di の度数分布

された説明変数とそれらの偏回帰係数を表 2 に示す。仮説「母偏回帰係数は 0 である」が t 検定により有意水準 5 % 以下で棄却されることを説明変数の採択規準とした。偏回帰係数が負の値を示していることから、収入になる仕事をしていること、移動前に民間借家または間借りであったこと、脳出血・脳梗塞であること、地域開発や街づくりが移動理由であることは、移動距離 Di が短くなるように影響する。地域開発や街づくりが移動理由である場合には、移動前の住所の近隣に代替地が確保されることが多いため、総じて移動距離 Di が短いのであろう。

反面、移動前に給与住宅であったこと、日常生活の自立度が低いこと（寝たきり度が重いこと）、家族の近くに住むための移動であること、老人ホーム・老人保健施設等に入所するための移動であるこ

表 2 ステップワイズ重回帰分析で採択された説明変数とそれらの偏回帰係数

モデルに採択された説明変数	偏回帰係数	偏回帰係数の標準誤差	t_0	有意水準
収入になる仕事をしている=1 していない=0	-.769	.322	-2.388	.018
移動前に民間借家だった=1 でない=0	-.696	.250	-2.789	.006
移動前に給与住宅だった=1 でない=0	1.290	.696	1.854	.065
移動前に間借りだった=1 でない=0	-2.280	.870	-2.619	.009
寝たきり度	.210	.072	2.924	.004
脳出血・脳梗塞である=1 でない=0	-1.123	.422	-2.662	.008
「家族の近くに住むため」を選択=1 選択せず=0	1.037	.376	2.756	.006
「老人ホーム等に入所するため」を選択=1 選択せず=0	.981	.420	2.339	.020
「地域開発や街づくりのため」を選択=1 選択せず=0	-1.105	.427	-2.587	.010
「自然環境を求めて」を選択=1 選択せず=0	2.376	.409	5.815	.000
定数項	8.525	.237	35.992	.000

注) 寝たきり度は、自立を 1、ランク J1 を 2、J2 を 3、A1 を 4、A2 を 5、B1 を 6、B2 を 7、C1 を 8、C2 を 9 とした。

と、自然環境を求めている移動であることは、移動距離 Di が長くなるように影響する。給与住宅に居住していた者は、転勤などの事由により遠隔地へ移動することが多いのであろう。また日常生活の自立度が低く（寝たきり度が重く）、老人ホーム等へ入所したり家族に頼ったりする場合にも、長い移動距離 Di を甘受せざるをえないと考えられる。

ステップワイズ重回帰分析の結果の分散分析表を表 3 に示す。仮説「被説明変数と説明変数とは線形関係にない」は F 検定により有意水準 1 % で棄却される。しかし寄与率（決定係数）が 0.269 に止まっていたことから、説明変数として投入したものの中には決定的に大きな影響を持つ要因はないと思われる。

ステップワイズ重回帰分析に投入したにもかかわらず説明変数に採択されなかった変数を表 4 に示す。これらは移動距離に対してあまり大きな影響要因にはなっていないと考えられる。

表 3 ステップワイズ重回帰分析の結果の分散分析表

	平方和	自由度	平均平方	F_0	有意水準
回帰変動	364.9	10	36.49	10.080	.000
残差変動	991.8	274	3.62		

表 4 ステップワイズ重回帰分析で説明変数に採択されなかった変数

性別	
居住年数	
配偶者の有無	
移動前の同居者の有無	
移動前に持ち家であったか	
移動前に公営借家であったか	
移動前に老人ホーム等に入所していたか	
脳出血・脳梗塞以外の各疾患を有しているか	高血圧
	心臓病
	呼吸器疾患
	胃腸病
	糖尿病
	関節炎
	神経痛
	外傷・骨折
その他	
移動前に各福祉サービスを利用していたか	ホームヘルプ
	デイサービス
	ショートステイ
	その他
移動理由を問う各選択肢（複数回答）のうち表 2 に掲げた以外のもの	
移動前住所から CBD 中心駅までの距離の自然対数 $\log_e B_i$	

4. 方向バイアスの分析

4. 1. 移動前の最寄り CBD 中心駅から移動前後の住所までの距離の変化

次に移動前の最寄り CBD 中心駅から移動前後の住所までの距離の変化を分析することにより、方向バイアスを検討する。移動前の最寄り CBD 中心駅から移動により遠ざかった距離 Mi を次のように定義する。

$$Mi = Ai - Bi \quad (1)$$

$Mi > 0$ ならば移動前の最寄り CBD 中心駅から移動者 i は遠ざかったことを示し、 $Mi < 0$ ならばそれに移動者 i は近づいたことを示す。

距離 Mi の中央値などを表 5 に示す。距離 Mi の中央値は正であり、移動前の最寄り CBD 中心駅から遠ざかった者が多いことがわかる。移動者が CBD 中心駅から遠ざかっていることを統計的に確かめよう。移動者 i に関する距離 Ai と距離 Bi という対応ある標本に関して、正規分布の仮定をせずに検定することができる Wilcoxon の符号付順位検定を用いる。同じ住居表示街区区内での転居または同じ建物内での転居を分析対象外としたこともあり、距離 Mi が 0 であるためにタイとしてこの検定から除外される移動者は分析対象にはなかった。絶対値の小さいほうから距離 Mi に順位を付ける。距離 Mi が正である場合には順位に + 符号を付け、距離 Mi が負である場合には順位に - 符号を付けて順位を合計し、検定量 T_0 により仮説「距離 Mi は 0 である」を検定する。移動者の + 符号付の順位和の絶対値は - 符号付のそれを上回り、有意水準 1 % で仮説が棄却される。全体として移動前の最寄り CBD 中心駅から移動者は有意に遠ざかっていると考えられ

表 5 CBD 中心駅から移動前後の住所までの距離の変化に関する Wilcoxon の符号付順位検定の結果

距離 Mi の中央値 (m)	Wilcoxon の符号付順位検定			T_0
	-	タイ	+	
	度数 順位和	度数	度数 順位和	
400	121 -17361	0	288 66484	10.268**

注) ** は有意水準 1 % で仮説が棄却されたことを示す。

る。ただしその中央値は 400m であり、あまり大きくはそれから遠ざかっているわけではない。

最も主要な移動理由別の距離 M_i の順位平均について Kruskal-Wallis 検定を行った結果を表 6 に示す。仮説「最も主要な移動理由別の各群の移動距離の順位平均は等しい」は有意水準 1% で棄却された。度数が 10 を超える移動理由のうち距離 M_i の順位平均が大きいのは、「家族の近くに住むため」、「老人ホーム・老人保健施設等に入所するため」、「家の維持管理が困難になったため」などである。このように移動前の最寄り CBD 中心駅から遠ざかる移動には非自発的な理由が目立つ。逆に距離 M_i の順位平均が小さいのは、「住みよい家に住むため」、「住んでいた借家の建て替えのため」、「地域開発や街づくりのため」などである。「住みよい家に住むため」に移動した群の距離 M_i の中央値 (233m) は、分析対象全体の距離 M_i の中央値 (400m) よりも小さい。移動前の最寄り CBD 中心駅からあまり遠ざからない傾向が、住みよい家に住むための移動者にはある。また前節の結果と合わせて考えると、借家の建て替

えや地域開発などのための移動である場合には、近隣に仮住まいや代替地が用意されることが多いため、距離 D_i が短くなり、したがって距離 M_i の順位平均が小さくなっていると思われる。

4. 2. 角度 θ_β の偏り

Adams (1969) や Ford and Smith (1981) と同様に、分析対象地域内のいかなる方向にも移動者は移動先を自由に決定できると仮定しよう。このときの期待累積相対度数分布を以下のように算出した。例えば角度 θ_β が 30 度のときの期待累積相対度数を算出する場合、市川市に隣接する市区または海岸線までの範囲内で、各移動者について図 3 の網かけ部の図形を作成した。それらの図形面積の合計を、角度 θ_β が 180 度のときのそれらの図形面積の合計で除することによって、角度 θ_β が 30 度のときの期待累積相対度数を算出した。同様にして角度 θ_β が 5 度から 180 度の場合まで 5 度ずつ期待累積相対度数を算出した。

移動前住所における角度 θ_β の期待累積相対度数

表 6 最も主要な移動理由別の移動距離 M_i の中央値と Kruskal-Wallis 検定結果

最も主要な移動理由		度数	距離 M_i の中央値 (m)	Kruskal-Wallis 検定	
				順位平均	χ_0
家族関係のため	家族の近くに住むため	12	904	152.92	62.840**
	家族と同居するため	36	976	143.68	
	家族と別居するため	4	-690	77.50	
	配偶者と死別したため	12	492	132.83	
	子どもの転居に伴って	33	1042	144.88	
自分の身体状況のため	病院に入院するため	2	1125	166.50	
	老人ホーム・老人保健施設等に入所するため	20	7554	244.15	
	入院・入所するほどでないが自分の身体が弱ったから	8	3150	190.69	
配偶者の身体状況のため	配偶者が病院に入院するため	2	-250	64.00	
	配偶者が老人ホーム・老人保健施設等に入所するため	1	2179	200.00	
	入院・入所するほどでないが配偶者の身体が弱ったから	7	1042	146.79	
仕事の関係のため	退職など自分の仕事の都合	7	469	132.21	
	退職など配偶者や家族の仕事の都合	1	5563	241.00	
住宅事情のため	住みよい家に住むため	29	233	113.84	
	住んでいた借家などの建て替えのため	23	-3	95.87	
	地域開発や街づくりのため	33	289	123.11	
	家の維持管理が困難になったため	20	1022	149.70	
生活環境のため	買い物など生活が便利だから	1	-893	15.00	
	医療機関の利用が便利だから	2	-373	96.75	
	福祉サービスを受けるため	2	1491	123.00	
	周辺の道路や街並みが良いから	1	2890	207.00	
	自然環境を求めて	1	68	89.00	
その他		20	100	111.68	
無回答		132	291		

注) ** は有意水準 1% で仮説が棄却されたことを示す。

図5 移動前住所における角度 θ_β の累積相対度数分布

分布と観測累積相対度数分布を図5に示す。両分布にはほとんど差がない。角度 θ_β が150度のとき、両分布の差は最大(0.034)になる。ノンパラメトリックな手法の一つであるKolmogorov-Smirnov検定をこの差について適用した結果、仮説「母集団において両分布は同じである」は有意水準5%で棄却されなかった。このことから角度 θ_β に方向バイアスがあるとの根拠を見出すことはできない。

5. 扇形バイアスの分析

CBD中心駅における角度 θ_α の期待累積相対度数分布と観測累積相対度数分布を図6に示す。角度 θ_α の期待累積相対度数分布は角度 θ_β のそれと同様に算出されている。角度 θ_α が40度のとき、両分布の差は最大(0.354)になる。Kolmogorov-Smirnov検定により仮説「母集団において両分布は同じである」は有意水準0.1%以下で棄却された。このこと

図6 CBD中心駅における角度 θ_α の累積相対度数分布

図7 CBD中心駅における角度 θ_α と移動距離 D_i との散布図

表7 $\log_e \theta_\alpha$ を被説明変数とし $\log_e D_i$ を説明変数とする単回帰分析結果

度数	定数項	回帰係数	回帰係数の95%信頼区間	寄与率
409	-2.823**	.822**	[.734 .910]	.453

注) 定数項の欄の**は仮説「定数項は0である」が、回帰係数欄の**は仮説「回帰係数は0である」が、それぞれ有意水準1%以下で棄却されたことを示す。

から角度 θ_α は40度以内に多いと考えられる。

CBD中心駅における角度 θ_α と移動距離 D_i との散布図を図7に示す。両者に正の相関関係があることが示唆される。この角度の自然対数 $\log_e \theta_\alpha$ を被説明変数とし、移動距離の自然対数 $\log_e D_i$ を説明変数とする単回帰分析の結果を表7に示す。仮説「回帰係数は0である」は有意水準1%で棄却され、両者に正の相関があることが確認される。このことからCBD中心駅における角度 θ_α が小さい移動が多いのは、移動距離 D_i が小さい移動が多いためと考えられる。またこのようにこの角度の自然対数 $\log_e \theta_\alpha$ と移動距離の自然対数 $\log_e D_i$ とに正の相関が認められることから、第3節におけるステップワイズ重回帰分析の被説明変数を移動距離の自然対数 $\log_e D_i$ からこの角度の自然対数 $\log_e \theta_\alpha$ に変えてみても、ほぼ同様の結果が得られる。

6. おわりに

本稿では、アンケート調査により各移動者の移動理由を調査すると同時に、その移動前後の住所とCBDとの位置関係を明らかにする立地論的分析

を行った。

概して移動距離 Di が短いほど度数が多く、距離バイアスが存在する。収入になる仕事をしていることなどは、移動距離 Di を短くするように影響していた。移動距離 Di が短い場合には CBD 中心駅における角度 $\theta\alpha$ も小さいことから、このような移動は扇形バイアスの発生原因にもなっていると考えられる。

住みよい家に住むために自発的に移動した人は、移動前の最寄り CBD 中心駅からあまり遠ざからない傾向があった。このような移動者には方向バイアスが存在すると思われる。

しかし距離バイアスや方向バイアス、扇形バイアスは、自発的な移動のみに起因しているわけではない。地域開発や街づくりのための非自発的な移動もまたこれらのバイアスの一因になっている。

「地域開発や街づくりのため」と並んで最も多い移動理由は、「家族と同居するため」「子どもの転居に伴って」である（表 6）。これらはいずれも非自発的な移動と考えられる。日常生活の自立度が低く（寝たきり度が重く）、老人ホーム等へ入所したり家族に頼ったりする場合には、移動距離 Di が長くなる。移動距離 Di が長い場合には CBD 中心駅における角度 $\theta\alpha$ も大きいことから、老人ホームや家族の位置の方が移動前の最寄り CBD の位置よりも、このような非自発的な移動には大きく影響していると考えられる。

以上のように、市川市における高齢者の移動にも距離バイアスや方向バイアス、扇形バイアスは確かに存在している。しかし、これらのバイアスの発生原因を移動者の自発的意思に求めることができる場合は限られている。

謝辞

本研究にあたり（社）エイジング総合研究センターの吉田成良氏と四日市大学総合政策学部の東川 薫先生に多大なご協力をいただきました。ここに深謝申し上げます。

注

- 1) アンケートの結果の部分については、既に（社）エイジング総合研究センター（1999）に報告されている。
- 2) 市川市営住宅に居住し身体が弱った人を同じ建物内の 1 階に転居させる施策を市川市は講じている。
- 3) したがって移動距離 Di の分布はほぼ対数正規分布に従っている。

参考文献

- （社）エイジング総合研究センター（1999）『市川市高齢移動者実態調査研究報告書』。
- 大場 亨（2001）市川市における高齢者の居住移動に施設が与える影響の分析。「日本都市計画学会学術研究論文集」, 36, 913-918.
- 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), 811-822.
- 長谷川洋・石坂公一（1997）昭和 59 ～ 63 年の間の居住地移動から見た首都圏の圏域構造 大都市圏における居住地移動に関する研究（その 1）。「日本建築学会計画系論文集」, 493, 215-222.
- 古田健一・中園眞人・竹下輝和（1997）二大都市圏における持家住替えの地区特性 住替えによる住宅変化および居住地移動に関する研究（その 1）。「日本建築学会計画系論文集」, 495, 181-188.
- 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－千葉市を事例として－。「地理学評論」, 65A (11), 847-859.
- 由井義通（1987）広島市における中高層集合住宅居住者の住居移動。「地理学評論」, 60A (12), 775-794.
- Adams, J.S. (1969) Directional bias in intra-urban migration. *Economic Geography*, 45 (4), 302-323.
- Ford, R.G. and Smith, G.C. (1981) Spatial aspects of intra-urban migration behaviour in a mixed housing market. *Environment and Planning A*, 13, 355-371.