

ドイツにおける居住面積と転居行動：
ストック調整モデルによる実証分析

メタデータ	言語: ja 出版者: 静岡大学人文学部 公開日: 2011-06-30 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 高倉, 博樹 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.14945/00005744

論 説

ドイツにおける居住面積と転居行動

—ストック調整モデルによる実証分析—

高 倉 博 樹

はじめに

日本においては、住宅ストック不足の問題はすでに過去のものとなって久しい。今日では、住宅を新たに建設することではなく、既存の住宅ストックを有効に活用していくことが重要であると広く認識されている。その際、既存住宅における住み替えが容易な住宅市場を整備していくことは、とりわけ重要な課題のひとつである。以上のことは、本稿で取り扱うドイツにも妥当する。なぜならば、ドイツにおける住宅ストックの不足は日本より数年遅れてすでに解消されており、また転居率に関しても、日本と同様に国際的に見て決して高いとは言えないからである¹。

一般に、住み替えの決定要因としては、住宅の広さや質に対する不満、世帯のライフサイクル、近隣の環境、交通アクセス、雇用状態などが挙げられる²。これらの諸要因のいずれかが該当するとき、スムーズに住み替えができることが望ましいが、転居は多くの場合、著しいコストを伴う。それゆえ、最適な住宅消費を実現するには時間がかかることが考慮されなければならない。この点を明示的に考慮した実証分析としては、ストック調整原理に基づいて望ましい住宅消費量と実際の住宅消費量の差を埋めるように住宅消費や住み替えが行われるという定式化に沿ったHanushek and Quigley (1978, 1979)、Boehm (1984) ならびに瀬古 (1998) などの研究がある。

Hanushek and Quigley (1978, 1979) は、家賃支出を従属変数とするストック調整モデルを用いた住宅需要分析を行った。Hanushekらの分析手法を援用して、瀬古 (1998) は、居住面積に着目したストック調整モデルを提示し、居住面積を調整するということが転居行動にどの程度の影響を与えるかを、転居パターンを分類した上で推計した。それによれば、①日本では特に借家から持ち家、集合住宅から集合住宅への転居において住宅の広さが住み替えの主要因となっていること、②持ち家や戸建てからの転居においては住宅の広さ以外の要因が重要になること、③今後の住宅政策はこ

¹ 日本で住宅ストック数が世帯数を上回ったのは1968年、ドイツでは1970年代半ばである。転居率については、例えば金本 (1993) を参照。

² 住み替えに関する理論分析としては、Hardman and Ioannides (1995) による世代重複モデルを用いた住み替えの理論分析や、Muth (1974) による移動費用を明示的に考慮した住宅需要分析の先駆的な業績などがある。住み替えの決定要因に関する展望論文としては、Clark and Onaka (1983) やQuigley and Weinberg (1977) を参照。

うした状況を考慮した上で進められなければならないこと、といった重要な指摘がなされている。先に言及したように、住み替えが容易となる住宅市場の整備は、ドイツにとっても意味のある政策課題である。しかし、ドイツを対象とした瀬古と同様の観点に基づく実証研究はほとんど見られない。さらに、日本とドイツのあいだには、持ち家率や借家の平均居住面積に見られるように、この課題に関連するいくつかの点で重要な違いが存在する³。それゆえ、ドイツに関するこの種の研究によって、日独の政策的対応を比較・検討するうえでの重要な示唆が得られる可能性もあるだろう。そこで本稿では、GSOEP（ドイツ社会経済パネル）というマイクロデータを用いて、ドイツにおける居住面積の最適水準と住み替え行動の関係を分析することを目的とする。その際、基本的に瀬古（1998）の分析枠組みを踏襲するが、瀬古による住み替えの実証分析においては、住宅の広さ以外の諸要因が全く考慮されていない。それゆえ、居住面積を調整するということが転居行動にどの程度の影響を与えているのかを正確に計測できているとは言いがたい。この点を修正することも、本研究の重要な課題と位置づけられる。

本稿の構成は以下のようになる。第1節では、第2節で扱うストック調整モデルの準備段階として、異なる居住形態（持ち家、借家、一戸建て、集合住宅）ごとに均衡居住面積需要関数を推計する。加えて、異なる居住形態ごとに、実際の居住面積と世帯が最適と考える居住面積との乖離について検討する。第2節では、最適な居住面積と実際の居住面積との乖離を埋めるということが、住み替えによってどの程度実現しているかを、ストック調整モデルを利用していくつかの転居パターンに分けて分析する。第3節では、プロビットモデルによる転居要因の実証分析を行う。ここでは、ストック調整原理に基づく居住面積の調整が、どの程度住み替えの決定要因として重要であるのかが検討される。

1. 最適居住面積の推計

1.1. 均衡居住面積需要関数の推計

ストック調整原理に基づく住宅消費の推計を行うためには、まず住宅の最適消費水準（本稿の場合は最適な居住面積の水準）が計測されなければならない。Hanushek and Quigley（1978, 1979）は、ごく最近移動した者が住宅消費に関して均衡状態にあると想定して、均衡住宅需要関数を推計した。しかし、これに対しては、Edin and Englund（1991）や瀬古（1998）などの批判がある。つまり、転居した後も均衡状態ではない可能性が残されているのである。瀬古（1998）は、転居した後もはや転居計画をもたない世帯は、居住面積に関して満足している、つまり最適な居住面積水準を実

³ 持ち家率は日本が約60%、ドイツが約40%であり、借家の平均居住面積は日本が46.3㎡（2003年）、ドイツが70.1㎡（2002年）である。

現していると仮定して、均衡居住面積需要関数を推計した。ただし、この想定もまた転居計画という間接的な尺度に基づいているため、居住面積に関して均衡状態でない可能性を残すものである。

本稿で利用するデータであるGSOEPには、表1に示すとおり、住宅の広さに対する世帯の評価が報告されており、これを最適な住宅消費水準の尺度として利用することができる⁴。それゆえ、本研究においては、住宅の広さを「ちょうど良い」と評価している世帯が広さに関して均衡状態にあると想定する。それによって、既存研究と比較すればより正確に、最適な居住面積を推計することができるようになる。なお、瀬古(1998)も指摘するように、Hanushek and Quigley (1978, 1979) が利用した家賃支出ではなく、居住面積という属性に注目することには、異なる居住形態、すなわち持ち家と借家のあいだ、あるいは戸建てと集合住宅のあいだの比較が可能になるという利点がある。

表1 住宅の広さに対する世帯の評価

	度数	%
小さすぎる	4,737	2.54
やや小さい	28,180	15.13
ちょうど良い	135,249	72.63
やや大きい	16,291	8.75
大きすぎる	1,752	0.94
計	186,209	100

出所) GSOEP, 1984-2007、旧西ドイツ地域のみ

まず、住宅の広さを適切と評価している世帯のみを用いて、均衡居住面積需要関数をOLSによって推計する。望ましい住宅の広さ (F_t^d) は、所得、人口統計学的要因(年齢、世帯規模、世帯構成)によって決まると仮定する。さらに、推計においては地域ダミー(大都市中心部からの距離ダミー、連邦州ダミー) および年度ダミーも利用する。利用するデータは1984年から2007年であるため、連続性を考慮して、分析は旧西ドイツ地域に限定される。この推計を、「持ち家」、「借家」、「戸建て」ならびに「集合住宅」に分けて行う⁵。変数の特性は表2に示されている。そこには、それぞれの変数の平均値ないしパーセンテージ、ならびに予想される符号が示されている。

「実質年収」が大きいほど、また「世帯規模」が大きいほど、望ましい居住面積は増えると考えられる。「世帯構成」も最適な居住面積に影響を与えるだろう。“単身世帯”を参照カテゴリーにした場合、他の世帯タイプはいずれもプラスの符号を持つと考えられる。「世帯主の年齢」に関しては、ある一定の年齢までは最適な居住面積が増加するが、それ以降は減少すると予想される。それゆえ、非線形の影響を仮定して年齢の2乗項を加えている。

⁴ GSOEP (German Socio-economic Panel) は、ドイツ経済研究所(DIW)によって1984年から毎年、ドイツにおける世帯およびその構成員を対象に幅広い項目について作成されたパネル・データである。

⁵ 「戸建て」は1-2 Familienhaus、「集合住宅」はMehrfamilienhausのことであり、直訳すればそれぞれ「1-2世帯用住宅」「多世帯用住宅」となるが、本稿では分かりやすさの観点から上のように表記する。

表2 変数の特性

変数	予想符号 (従属変数)	持ち家	借家	戸建て	集合住宅
居住面積 (㎡)		117.29	76.38	113.16	75.26
世帯主の年齢	+	53.70	49.35	52.08	50.71
世帯主の年齢の2乗	-	---	---	---	---
世帯規模 (人)	+	2.85	2.32	2.83	2.24
世帯構成 (%)					
単身世帯 [*])	---	12.52	31.15	13.60	32.41
子供のいない夫婦	+	31.19	28.33	30.35	29.73
片親世帯	+	4.01	6.59	4.50	6.25
16歳未満の子供のいる夫婦	+	23.12	18.11	24.49	15.83
16歳以上の子供のいる夫婦	+	17.62	8.52	16.00	8.93
16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦	+	7.45	4.61	7.51	4.24
多世代世帯	+	2.07	0.97	1.73	0.91
その他	?	2.02	1.71	1.83	1.70
実質年取 (100€)	+	349.31	236.03	330.07	245.15
大都市中心部からの距離 (%)					
大都市中心部内 ^{**)}	---	5.10	17.80	3.49	21.39
10km未満	+	22.03	31.20	21.02	34.11
10km以上25km未満	+	32.57	25.98	32.61	25.19
25km以上40km未満	+	16.45	10.17	17.67	7.87
40km以上60km未満	+	11.14	6.93	12.40	4.77
60km以上	+	12.72	7.92	12.81	6.67
連邦州 (%)					
(旧西) ベルリン ^{**)}	---	1.03	4.99	0.52	6.14
シュレスヴィヒ・ホルシュタイン	?	4.43	2.75	4.54	2.56
ハンブルク	?	0.99	3.04	0.78	3.59
ニーダーザクセン	?	12.54	9.90	13.31	8.64
ブレーメン	?	0.85	1.50	0.58	1.93
ノルトライン・ヴェストファーレン	?	24.12	29.68	23.89	31.37
ヘッセン	?	8.55	9.48	9.25	8.95
ラインラント・プファルツ/ザールラント	?	9.43	6.27	10.34	4.94
バーデン・ヴュルテンベルク	?	18.33	16.61	17.54	16.43
バイエルン	?	19.73	15.79	19.26	15.44
サンプルサイズ		35,877	43,205	38,515	37,439

注1) GSOEP, 1984-2007、旧西ドイツ地域のみ。
 注2) ^{*}) は参照カテゴリーであるため、予想符号は記されていない。

上述のとおり、地域ダミーとして、第一に、「大都市中心部からの距離」を利用している。参照カテゴリーは「大都市中心部内」である。中心部からの距離が大きくなるにつれて、望ましい居住面積も大きくなると考えられる。第二に、「連邦州ダミー」を用いている。「(旧西) ベルリン」が参照カテゴリーである。「(旧西) ベルリン」は人口密度が高いため、他の州よりも最適な居住面積は小さくなることが予想されるが、各州の違いについて一義的に予想することはできない。

最後に、「年度ダミー」の参照カテゴリーは「2000年」に設定している。人々の住宅の広さに対する願望が、建築技術的および経済的發展にともなって高度化することが予想されるため、「2000年」より前の年度は符号がマイナス、2000年より後の年度は符号がプラスになると予想される。なお、紙幅の都合上、「年度ダミー」は表2から割愛した。

均衡居住面積需要関数の推計結果は表3に示されている。各変数の係数の推計結果はほぼ予想通りである。以下、特徴的な点を指摘しておこう。

表3 均衡居住面積需要関数の推計

	持ち家		借家		戸建て		集合住宅	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
世帯主の年齢	0.970 ***	0.097	0.458 ***	0.038	1.613 ***	0.083	0.632 ***	0.038
世帯主の年齢の2乗	-0.008 ***	0.001	-0.004 ***	0.000	-0.014 ***	0.001	-0.005 ***	0.000
世帯規模	6.912 ***	0.301	5.496 ***	0.191	6.596 ***	0.283	4.625 ***	0.208
単身世帯 ^{*)}	---	---	---	---	---	---	---	---
子供のいない夫婦	8.550 ***	0.680	5.043 ***	0.334	11.514 ***	0.637	5.253 ***	0.338
片親世帯	11.373 ***	1.117	8.733 ***	0.522	12.743 ***	1.020	7.328 ***	0.543
16歳未満の子供のいる夫婦	17.697 ***	1.104	9.438 ***	0.606	20.154 ***	1.026	10.098 ***	0.639
16歳以上の子供のいる夫婦	11.533 ***	1.021	4.262 ***	0.616	13.551 ***	0.975	6.027 ***	0.633
16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦	15.711 ***	1.396	6.132 ***	0.880	16.777 ***	1.320	7.985 ***	0.930
多世代世帯	16.698 ***	1.803	3.217 **	1.370	17.687 ***	1.788	5.977 ***	1.443
その他	10.441 ***	1.481	6.272 ***	0.860	11.222 ***	1.453	7.643 ***	0.875
実質年収(100€)	0.046 ***	0.001	0.059 ***	0.001	0.055 ***	0.001	0.052 ***	0.001
大都市中心地内 ^{*)}	---	---	---	---	---	---	---	---
10km未満	3.520 ***	0.883	-0.920 ***	0.305	0.875	0.985	-1.852 ***	0.284
10km以上25km未満	6.965 ***	0.863	0.751 **	0.318	2.879 ***	0.963	-0.895 ***	0.305
25km以上40km未満	8.621 ***	0.922	3.675 ***	0.408	2.862 ***	1.002	0.490	0.433
40km以上60km未満	10.338 ***	0.976	5.726 ***	0.464	5.227 ***	1.041	0.587	0.525
60km以上	10.928 ***	0.962	4.667 ***	0.448	7.231 ***	1.040	1.087 **	0.468
(旧西)ベルリン ^{*)}	---	---	---	---	---	---	---	---
シュレスヴィヒ・ホルシュタイン	6.110 ***	1.964	-1.745 **	0.766	2.576	2.502	-3.132 ***	0.762
ハンブルク	3.987	2.518	-7.368 ***	0.744	1.379	3.052	-6.762 ***	0.682
ニーダーザクセン	15.928 ***	1.851	-0.708	0.570	9.811 ***	2.420	-1.849 ***	0.549
ブレーメン	11.268 ***	2.610	-2.395 **	0.945	20.109 ***	3.257	-4.274 ***	0.841
トリアイン・ウエストファーレン	11.375 ***	1.804	-3.042 ***	0.499	6.346 ***	2.394	-2.766 ***	0.456
ヘッセン	11.850 ***	1.881	-1.705 ***	0.572	8.106 ***	2.440	-3.121 ***	0.543
ラインラント・プファルツ/ザールラント	15.492 ***	1.872	1.740 ***	0.621	9.259 ***	2.434	1.340 **	0.624
バーデン・ウエルテンベルク	7.051 ***	1.823	-2.883 ***	0.529	3.133	2.407	-1.393 ***	0.492
バイエルン	10.643 ***	1.822	-1.368 ***	0.534	7.010 ***	2.405	-2.243 ***	0.497
定数項	28.914 ***	3.314	36.871 ***	1.149	12.671 ***	3.395	34.875 ***	1.143
サンプルサイズ	35,877		43,205		38,515		37,439	
\bar{R}^2	0.283		0.360		0.326		0.351	

注1) GSOEP 1984-2007の旧西ドイツ地域の世帯のみ。注2) ^{*)}は、参照カテゴリー。

注3) *** 1%有意水準、** 5%有意水準、* 10%有意水準。

- 最適な居住面積に対する「世帯規模」の影響は小さくない。他の変数を一定として、世帯構成員が一人増えると最適な居住面積はおよそ4.6㎡(集合住宅)から6.9㎡(持ち家)増える。
- 「世帯構成」では、いずれの居住形態においても、「16歳未満の子供のいる夫婦」が(「単身世帯」との比較において)最も広い居住面積を望んでいる。
- 「実質年収」の係数は全て有意にプラスであるが、その値はそれほど大きくない⁶⁾。

⁶⁾ 割愛された年度ダミーの推計結果も、ほぼ予想通りであった。

1.2. 実際の居住面積と最適居住面積の乖離

ここでは、実際の居住面積と最適居住面積の乖離について検討しよう。最適居住面積は、1.1.で推定した均衡居住面積需要関数に各世帯のデータを代入して計算し、各居住形態について、年度、年齢階級、世帯規模ごとにその平均値を求めた。乖離を検討する前に、最適居住面積の推移を確認しておこう。図1によれば、どちらの所有形態、どちらの住宅タイプも、最適居住面積は増加する傾向にある。また、「持ち家」と「戸建て」、「借家」と「集合住宅」がそれぞれ同じ傾向を示していることがわかる。さらに、「持ち家」と「戸建て」の伸び方のほうが、「借家」と「集合住宅」の伸び方よりも大きいことを確認することができる。

次に、実際の居住面積と最適居住面積の乖離について検討しよう。図2によると、「持ち家」においては、1984年を除けば一貫して実際の居住面積が最適居住面積を上回っている。2000年以降の居住面積の過剰は、2002年と2003年を例外的なものともみならず、基本的に拡大傾向にある。その背景には、高齢者の夫婦のみ世帯や一人暮らしの増加があるのかもしれない。それに対して、「借家」においては一貫して実際の居住面積は最適居住面積に達していない。1992年以降、その不足は改善傾向にあったが、2003年からは再び悪化しつつある。

図3には「戸建て」および「集合住宅」の結果が示されている。「戸建て」における乖離は1999年までおおむね $-2 \sim 2$ m²の範囲に収まっているが、2000年以降は拡大傾向にある。「集合住宅」における乖離は図2の「借家」の結果とほぼ同じと見てよいだろう。

図4および図5には、年齢階級別に見た乖離が示されている。「持ち家」と「戸建て」、「借家」と「集合住宅」は、それぞれほぼ同じ傾向を示している。「持ち家」と「戸建て」においては、「戸建て」の30歳未満を例外として、居住面積が小さすぎるという問題は見られない。むしろ、60代以上における居住面積の過剰が問題であろう。それに対して、「借家」および「集合住宅」については、特に30代までの若い世代が居住面積の不足を強く感じていると言えよう。

図1 最適居住面積の推移

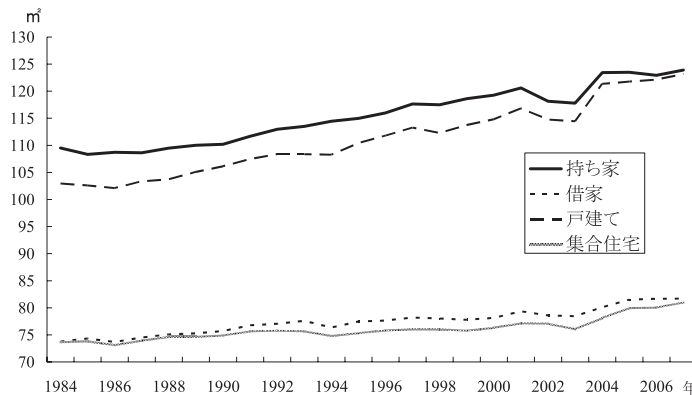


図2 実際の居住面積と最適居住面積の乖離(持ち家、借家)

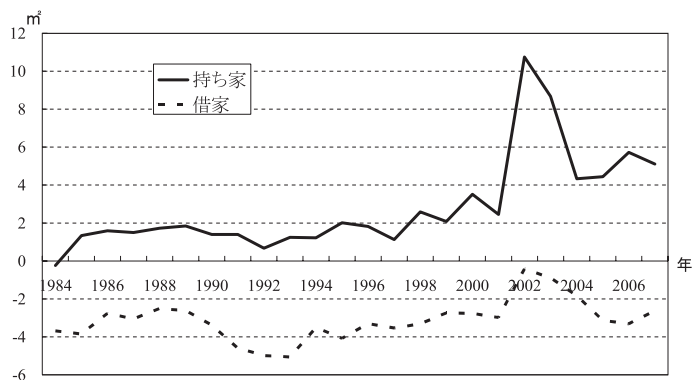


図3 実際の居住面積と最適居住面積の乖離(戸建て、集合住宅)

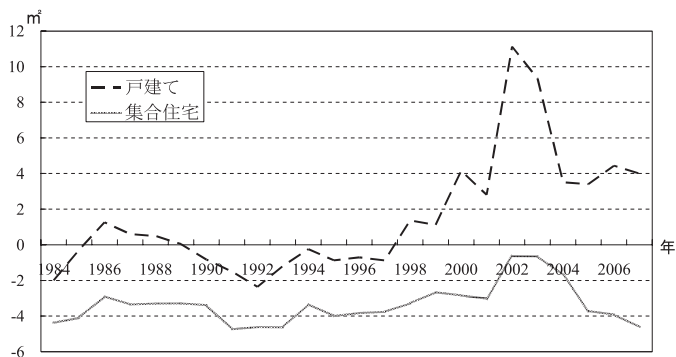


図4 実際の居住面積と最適居住面積の乖離(年齢階級別:持ち家、借家)

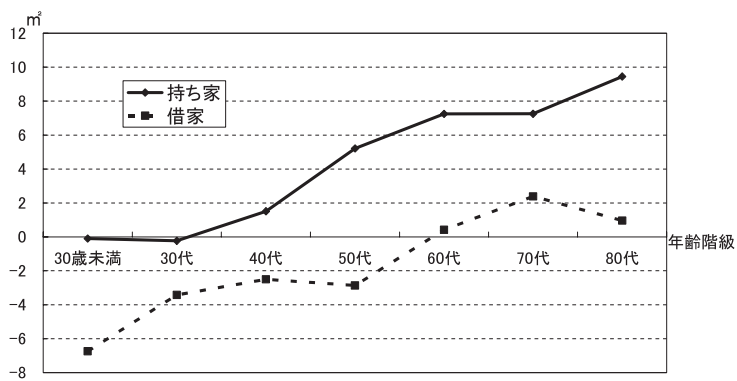


図5 実際の居住面積と最適居住面積の乖離
(年齢階級別:戸建て、集合住宅)

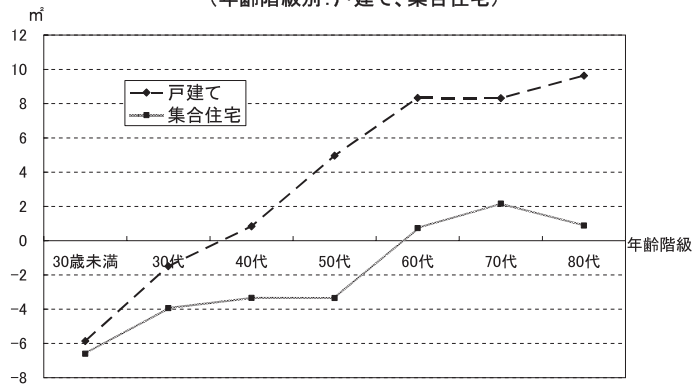


図6 実際の居住面積と最適居住面積の乖離
(世帯規模別:持ち家、借家)

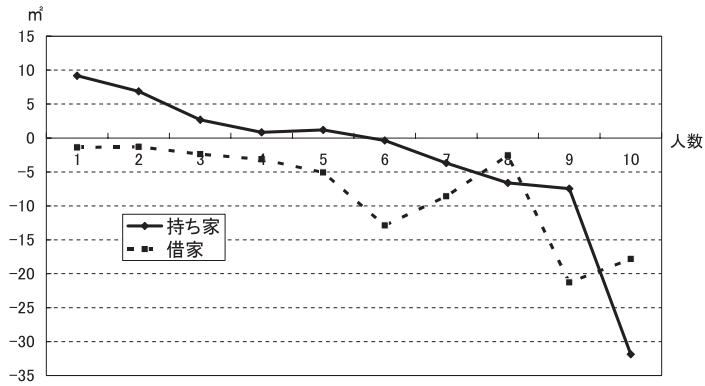
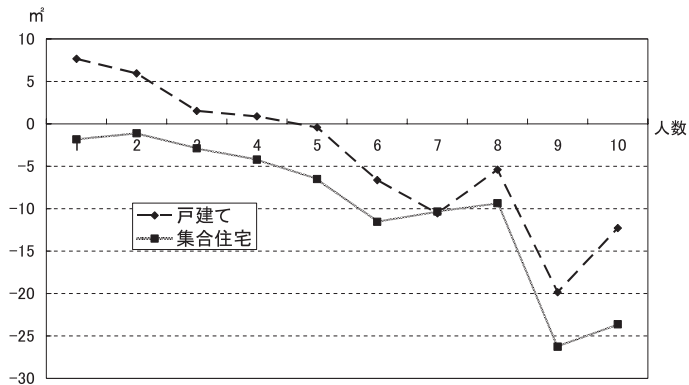


図7 実際の居住面積と最適居住面積の乖離
(世帯規模別:戸建て、集合住宅)



最後に、図6および図7は世帯規模別の乖離を示している。「持ち家」においては、6人世帯までは居住面積の不足の問題は見られない。8人以上になると居住面積の不足が大きくなるが、これに該当する世帯の数自体はそれほど多くはない。単身世帯および二人暮らし世帯において居住面積が過剰であるケースのほうが、社会全体にとって目に付く問題であろう。これに対して、「借家」では一貫して居住面積は不足している。特に5人以上になると、8人世帯は例外として、不足は5㎡以上とかなり大きくなる。「戸建て」および「集合住宅」については、それぞれ「持ち家」、「借家」とほぼ同様の結果である。

以上の結果をまとめると、高齢世帯、単身世帯ならびに二人暮らし世帯における面積過剰の問題、若年世帯および大家族世帯における面積過小の問題が存在し、前者は主に「持ち家」「戸建て」に見られ、後者は「借家」「集合住宅」に典型的な問題である。それゆえ、こうした住宅のミスマッチを緩和していくことが必要となる。

2. 居住面積に関するストック調整モデル

2.1. モデル

すでに第1節で述べたように、家計は実際の住宅の広さ (F_t) と最適な居住面積 (F_t^d) の乖離を埋めるように、以下のようなストック調整原理に基づいて住宅を消費すると仮定する。

$$F_t = \alpha [F_t^d - F_{t-1}] + \phi F_{t-1} \quad (\text{b-1})$$

$$F_t = \beta [F_{t-1}^d - F_{t-1}] + \gamma [F_t^d - F_{t-1}^d] + \phi F_{t-1} \quad (\text{b-2})$$

(b-1) 式は基本モデル、(b-2) 式はその発展モデルである。(b-1) 式の右辺第1項は、今期 (t 期) の最適な居住面積と前期 ($t-1$ 期) の実際の居住面積の差である。ここで言う前期とは、従前の住宅に入居した時期のことである。(b-2) 式の右辺第1項は前期の最適な居住面積と前期の実際の居住面積の差、第2項は前期から今期にかけての最適な居住面積の変化を表している。 ϕ は、1に前期から今期にかけての広さの相対的な変化率を足したものである⁷。

t 期の最適な居住面積 (F_t^d) は、前節の推定値を用いて、 t 期の所得、人口統計学的要因、地域ダミー、年度ダミーを代入して求めた。ただし、多くの転居世帯サンプルが失われることを回避するために、「大都市中心部からの距離ダミー」を除いた上で、前節の均衡居住面積需要関数を推計

⁷ すなわち、 ϕ は $(F_t / F_{t-1} = 1 + (F_t - F_{t-1}) / F_{t-1})$ となり、従前の住宅 ($t-1$) から現在の住宅 (t) に移る間の居住面積の変化率、例えば増改築などによる居住面積の変化率を表す。

しなおし、その推計値を利用して F_t^d を計算した⁸。 $t-1$ 期の最適な居住面積 (F_{t-1}^d) は、上と同じ推計値に、従前の住宅に入居した $t-1$ 期のデータを代入して求めた。(b-1) 式および (b-2) 式の推計には転居世帯のサンプルのみを用いた。ただし、分析の性格上、次のような制約がある。

- GSOEPがカバーしているのは1984年以降であるため、従前の住宅に入居した時期が1984年より前である場合、 $t-1$ 時点の住宅および世帯の情報を知ることはできない。これらのケースについては、十分なサンプル数を確保するために、次善の策として、従前の住宅に入居した時点ではなく、世帯がアンケートに加わった年度を $t-1$ 時点とみなした⁹。
- 世帯が転居をした年度が、世帯がアンケートに加わった年度と同じ場合、上記の方法を利用することはできない。なぜなら、 $t-1$ 時点のデータと t 時点のデータが同じになってしまう、異なる時期の居住面積の比較に基づくストック調整モデルに適合しないからである。それゆえ、このようなケースは分析から除外せざるを得ず、特に1984年のデータは上記の制約との関連で全て除外した。

2.2. 推計結果

表4および表5が (b-1) 式の推計結果である。 α および ϕ の係数は全て有意である。まず、サンプルサイズから、「借家から借家」への転居が最も多く、「持ち家から借家」への転居が最も少ないという転居の特徴を知ることができる。次に、 α の推定値によれば、従前の住宅における居住面積と最適な居住面積のあいだの乖離のうち、82.8%から111.6%が転居によって解消されている(表の太字部分)。「持ち家から借家」への転居においては過剰な調整がなされているが、これは、従前の住宅が持ち家であった世帯に資金的余裕ができるためであろう。つまり、彼らは全般的に質の高い住宅に住み替えることが可能となり、それゆえ、居住面積に関しては最適水準と異なる広めの借家であったとしても、他の住宅の質を重視して住み替えるためと考えられる¹⁰。

表6および表7は、(b-2) 式の推計結果である。多くの転居パターンにおいて、 γ の係数が β の係数よりも大きいことを確認することができる(表の太字部分)。この結果によれば、世帯は前期の不均衡水準よりも、前期から今期にかけての均衡状態の変化に、より大きく反応していることが分かる。すなわち、従前の住宅に居住している間に所得や人口統計学的要因の変化によって望ま

⁸ GSOEPにおいて、「大都市中心部からの距離」に関するデータは、1986年、1994年、1999年、2004年にしか存在しない。しかし、世帯が転居をしていない場合、「大都市中心部からの距離」に関する世帯の回答は変化しないと想定することができる。それゆえ、前節の均衡居住面積需要関数の推計においては、 t 期に関する「大都市中心部からの距離ダミー」を全ての年度のサンプルについて作成することが可能であった。ただし、 $t-1$ 期のデータを作成する際には、このダミー変数を含めると転居世帯の約3分の2のデータが失われた。それゆえ、転居世帯の十分なサンプルを確保するために、本節以降の分析ではこのダミー変数は利用していない。

⁹ 例えば、従前の住宅の入居時期が仮に1980年であったとしても、世帯がアンケートに加わった年度(例えば1985年)を $t-1$ 期とみなした。

¹⁰ この点は、瀬古(1998)の結果および解釈と類似している。

表4 所有形態別の推計結果 (b-1)

	持ち家→持ち家	持ち家→借家	借家→借家	借家→持ち家
α	1.001** (0.048)	1.116** (0.068)	0.828** (0.010)	0.840** (0.026)
ϕ	1.124** (0.017)	1.110** (0.032)	1.030** (0.004)	1.099** (0.013)
サンプルサイズ	472	360	6,705	1,571
\bar{R}^2	0.904	0.811	0.912	0.911

表5 住宅タイプ別の推計結果 (b-1)

	戸建て →戸建て	戸建て →集合住宅	集合住宅 →集合住宅	集合住宅 →戸建て
α	0.933** (0.031)	0.953** (0.020)	0.847** (0.012)	0.828** (0.025)
ϕ	1.091** (0.012)	1.003** (0.008)	0.999** (0.005)	1.068** (0.013)
サンプルサイズ	1,350	1,061	4,115	1,834
\bar{R}^2	0.880	0.937	0.933	0.910

表6 所有形態別の推定結果 (b-2)

	持ち家→持ち家	持ち家→借家	借家→借家	借家→持ち家
β	0.962** (0.056)	1.098** (0.069)	0.758** (0.013)	0.802** (0.0436)
γ	1.124** (0.093)	0.871** (0.107)	0.968** (0.020)	0.902** (0.052)
ϕ	1.125** (0.018)	1.044** (0.040)	1.023** (0.004)	1.071** (0.024)
サンプルサイズ	455	341	6,546	1,539
\bar{R}^2	0.903	0.814	0.913	0.911

表7 住宅タイプ別の推定結果 (b-2)

	戸建て →戸建て	戸建て →集合住宅	集合住宅 →集合住宅	集合住宅 →戸建て
β	0.938** (0.035)	0.947** (0.020)	0.756** (0.015)	0.773** (0.045)
γ	0.875** (0.051)	1.071** (0.039)	1.058** (0.023)	0.875** (0.044)
ϕ	1.096** (0.012)	1.035** (0.012)	0.994** (0.005)	1.047** (0.021)
サンプルサイズ	1,318	1,031	4,024	1,782
\bar{R}^2	0.880	0.938	0.935	0.910

注1) GSOEP 1985-2007の旧西ドイツ地域における転居世帯のみ。

注2) **1%有意水準、カッコ内の数値は標準誤差。

しい住宅の広さが変わり、それを満たすために住み替えをしているとみなすことができる。つまり、ライフサイクルにあわせて住み替えた結果であると考えられる。また、これらの転居パターンにおける γ の値はかなり1に近いので、転居世帯は、ライフサイクルにあわせた居住面積の調整を比較的スムーズに行っていると見ることができる¹¹。

一方で、「持ち家から借家」への転居、「戸建てから戸建て」への転居のパターンにおいては、例外的に β の値よりも γ の値のほうが小さい。これらのケースでは、ライフサイクルの変化に基づいて居住面積を調整したというよりも、別の要因によって転居した可能性が高いと考えられる¹²。例えば、郊外に住む高齢者が、居住面積を犠牲にして利便性の高い都心に転居するケースなどが考えられよう。

3. プロビットモデルによる転居要因の分析

3.1. 推定モデル

本節では、実際の住宅の広さと最適な居住面積との乖離を埋めるということが転居要因としてどの程度重要かということ、プロビットモデルを用いて考察する。ただし、本稿のはじめに述べたように、転居の理由は居住面積の調整だけではない。そのため、分析にあたっては、世帯状況の変化、転職・就職の有無、住まいの質、居住費負担といった要因も考慮する。また、年齢階級ごとの転居行動の特徴を把握するため、世帯主の年齢階級ダミーも利用する。推定式は次のようになる。

$$P_{t-1,t} = \text{probit} \left[a + \delta |H_O| + \eta |H_E| + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k + \varepsilon \right] \quad \dots (c-1)$$

ここで、左辺は $t-1$ 期から t 期にかけての転居確率である。このプロビットモデルの従属変数のもととなるダミー変数として、転居世帯を1、非転居世帯を0とした。 H_O は $t-1$ 期の不均衡、 H_E は $t-1$ 期から t 期にかけての均衡水準の変化を表す。つまり、 H_O と H_E は以下の (c-2) 式と (c-3) 式で示され、これらはそれぞれ (b-2) 式の右辺第1項、第2項に対応している。

$$H_O = \frac{(F_{t-1}^d - F_{t-1})}{F_{t-1}^d} \quad \dots (c-2), \quad H_E = \frac{(F_t^d - F_{t-1}^d)}{F_{t-1}^d} \quad \dots (c-3)$$

(c-1) 式の X_1, \dots, X_k は、さまざまな世帯メルクマールおよび住宅メルクマールを表す。世帯メルクマールとしては、“結婚”や“離婚”などの「世帯状況の変化」の有無を表すダミー変数、「就

¹¹ ただし、「持ち家から持ち家」への転居では、 γ の係数が1.124であり、過剰な調整がなされている。

¹² この結果は、瀬古 (1998) の分析結果と類似している。

表8 変数の特性

変数	予想符号 (従属変数)	持ち家	借家	戸建て	集合住宅
転居 (%)		1.65	11.24	4.39	10.14
H_O	+	0.238	0.325	0.247	0.327
H_E	+	0.101	0.111	0.105	0.108
世帯状況の変化 (%)					
結婚	+	0.72	2.44	1.27	2.20
同居	+	0.59	2.77	1.05	2.65
離婚	+	0.39	1.06	0.59	0.98
別居	+	0.90	2.31	1.34	2.10
死別	+	0.98	0.64	0.86	0.68
子供独立	+	3.78	2.66	3.71	2.55
子供誕生	+	2.20	4.11	3.01	3.62
その他	+	1.50	1.71	1.59	1.60
就職・転職 (%)	+	4.15	9.04	5.69	8.36
年齢階級 (%)					
30歳未満 ^{*)}	---	1.98	15.13	5.12	14.18
30代	-	14.28	25.13	18.32	23
40代	-	22.45	20.42	23.51	19.19
50代	-	22.39	16.37	20.56	17.01
60代	-	21.39	11.73	17.84	13.56
70代	-	13.06	7.61	10.95	8.81
80歳以上	-	4.45	3.61	3.71	4.24
住宅の状態 (%)					
良い状態 ^{*)}	---	79.51	59.93	74.99	62.46
部分的に改修必要	+	19.21	34.91	22.82	32.94
完全に改修必要	+	1.27	5.03	2.14	4.50
取り壊しが必要	+	0.01	0.13	0.05	0.10
対所得・居住費負担	+	0.22	0.37	0.23	0.39
サンプルサイズ		44,956	66,398	50,804	55,590

注1) GSOEP, 1985-2007、旧西ドイツ地域のみ。

注2) ^{*)} は参照カテゴリーであるため、予想符号は記されていない。

職・転職」の有無を示すダミー変数、「世帯主の年齢階級ダミー」である。住宅メルクマールとしては、「住宅の状態」を表すダミー変数と「対所得・居住費負担」を表す変数が用いられる¹³⁾。なお、対所得・居住費負担の分子は㎡あたりの実質居住費であり、借家の場合、暖房費抜き総家賃、持ち家の場合は、修繕費+ローン・利子支払い+清掃などその他のコストである。

以上の説明変数の特性は、居住形態別に表8に示されている。なお、このモデルでは、年度ダミーは用いずにプールデータとして分析を行い、「持ち家からの転居」、「借家からの転居」、「戸建て

¹³⁾ 居住費負担が重くなるほど、転居確率が大きくなると予想される。ただし、借家と持ち家とは異なる見解も成り立つ。すなわち、持ち家のローン支払いが多い場合には、新しい住宅には移動しにくいなど、過去の住宅での居住費負担は、転居行動と負の相関関係があるとされている。瀬古(1995)は、それを移動費用の代理変数として用いた実証分析を行った。その結果、住宅金融市場が不完全であるため移動が妨げられているなどの結果が示されている。

からの転居」、「集合住宅からの転居」の4パターンについて推計を行った¹⁴。

3.2. 推定結果

プロビットモデルの推計結果は表9-1および表9-2に示されている。居住面積の調整が転居に与える影響は、 $|H_0|$ と $|H_E|$ の推計結果から知ることができる。 $|H_0|$ および $|H_E|$ の係数が有意なケースにおいては、それらの係数はいずれもプラスである（表の太字部分）。特に、「借家からの転居」および「集合住宅からの転居」における $|H_E|$ の限界効果はかなり大きい（前者が0.130、後者が0.160）。ここから、居住面積の調整が転居のひとつの重要な要因であることが確認されうる。さらに、 $|H_E|$ の係数はいずれの転居パターンにおいても有意にプラスであり、それらの限界効果は $|H_0|$ のそれよりも大きい。つまり、居住面積に関しては、初期の不均衡水準（ H_0 ）よりも均衡水準の変化（ H_E ）のほうが転居に対して強い影響を与えていると言える。このことは、ライフサイクルに見合った居住面積を実現するために転居が行われているという第2節での指摘と一致している。

ただし、「持ち家からの転居」および「戸建てからの転居」における $|H_E|$ の限界効果は、それぞれ0.032と0.035に過ぎず、これらの転居パターンにおいては、居住面積の調整がその主要因であるとは言いがたい。この点も、第2節の分析結果と符合する。

以下、居住面積以外の変数について、特徴的な点を指摘しておこう。

- 「世帯状況の変化」については、「借家からの転居」および「集合住宅からの転居」において、パートナーと共同生活を始めること（表の“同居”）が最も大きな転居のきっかけとなっており、その限界効果も0.226および0.210ときわめて大きい。
- 「転職・就職」は、借家および集合住宅に住む世帯にとっては、比較的大きな転居要因となっていることが分かる（「借家からの転居」の限界効果は0.064、「集合住宅からの転居」の限界効果は0.059）。
- 「年齢階級ダミー」によれば、「30歳未満」の人々に比べると、それ以上の年齢の人々は転居をしない傾向があることが分かる。また「持ち家からの転居」および「借家からの転居」の限界効果を見ると、年齢が高くなるほど転居しない傾向が強いことが分かる。
- 「住宅の状態ダミー」の推計結果から、住宅の状態が悪いほど傾向的に転居確率が上昇することが分かる。
- 「対所得・居住費負担」の結果から、居住費負担が重いほど、転居の確率が高まることが確認さ

¹⁴ 年度ダミーを用いた推計も試みたが、「持ち家」ならびに「戸建て」の推計結果においてはほとんどの年度ダミー係数が有意ではなく、また、いくつかの有意な年度が見られた「借家」ならびに「集合住宅」においても、そこからなんらかの規則性や有意な情報を見出すことはできなかった。さらに、年度ダミーを用いた場合と用いなかった場合とのあいだで、説明変数の係数の値およびその有意性に大差は見られなかった。なお、年度ダミーを用いないことは、推計期間を通して世帯の転居のパターンが同じであると仮定することを意味する。

表9-1 プロビットモデルの推計結果(持ち家、借家)

	持ち家からの転居			借家からの転居		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
H_O	0.073	0.067	0.002	0.056	0.031 *	0.009
H_E	1.039	0.118 ***	0.032	0.783	0.048 ***	0.130
世帯状況の変化						
結婚	0.376	0.110 ***	0.018	0.254	0.036 ***	0.049
同居	0.768	0.100 ***	0.056	0.866	0.032 ***	0.226
離婚	0.658	0.127 ***	0.043	0.158	0.057 ***	0.029
別居	1.000	0.078 ***	0.091	0.400	0.036 ***	0.084
死別	0.157	0.147	0.006	0.253	0.086 ***	0.049
子供独立	0.074	0.078	0.003	0.206	0.041 ***	0.039
子供誕生	0.237	0.074 ***	0.010	0.139	0.030 ***	0.025
その他	0.719	0.077 ***	0.049	0.524	0.042 ***	0.118
就職・転職	0.272	0.057 ***	0.011	0.327	0.020 ***	0.064
年齢階級						
30歳未満 ^{*)}	---	---	---	---	---	---
30代	-0.203	0.078 **	-0.005	-0.140	0.019 ***	-0.022
40代	-0.299	0.079 ***	-0.008	-0.423	0.022 ***	-0.060
50代	-0.559	0.084 ***	-0.013	-0.575	0.025 ***	-0.074
60代	-0.550	0.084 ***	-0.013	-0.666	0.029 ***	-0.079
70代	-0.573	0.092 ***	-0.012	-0.828	0.038 ***	-0.085
80歳以上	-0.575	0.117 ***	-0.010	-0.770	0.051 ***	-0.078
住宅の状態						
良い状態 ^{*)}	---	---	---	---	---	---
部分的に改修必要	0.160	0.036 ***	0.006	0.077	0.014 ***	0.013
完全に改修必要	0.297	0.108 ***	0.013	0.312	0.028 ***	0.062
取り壊しが必要	1.554	0.626 **	0.228	0.536	0.151 ***	0.123
対所得・居住費負担	0.026	0.014 *	0.001	0.046	0.010 ***	0.008
定数項	-2.033	0.079 *		-1.190	0.020 ***	
サンプルサイズ		44956			66398	
LR chi2(21)		780.09			4931.85	
Prob > chi2		0.00			0.00	
Pseudo R2		0.10			0.11	
Log likelihood		-3386.94			-20875.02	

注1) GSOEP, 1985-2007、旧西ドイツ地域のみ。

注2) ^{*)} は参照カテゴリー。

れる。ただし、それらの限界効果はいずれも0.01未満であり、転居に与える影響は、他の説明変数と比較するとかなり小さい。

表9-2 プロビットモデルの推計結果(戸建て、集合住宅)

	戸建てからの転居			集合住宅からの転居		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
H_O	-0.009	0.046	-0.001	0.111	0.041 ***	0.016
H_E	0.514	0.071 ***	0.035	1.084	0.062 ***	0.160
世帯状況の変化						
結婚	0.247	0.065 ***	0.021	0.288	0.041 ***	0.051
同居	0.800	0.061 ***	0.109	0.867	0.036 ***	0.210
離婚	0.386	0.091 ***	0.037	0.217	0.065 ***	0.037
別居	0.717	0.057 ***	0.091	0.401	0.042 ***	0.077
死別	0.256	0.116 **	0.022	0.224	0.096 **	0.039
子供独立	0.127	0.056 **	0.010	0.210	0.047 ***	0.036
子供誕生	0.016	0.049	0.001	0.202	0.034 ***	0.034
その他	0.586	0.061 ***	0.067	0.535	0.049 ***	0.111
就職・転職	0.323	0.034 ***	0.029	0.333	0.023 ***	0.059
年齢階級						
30歳未満 ^{※)}	---	---	---	---	---	---
30代	-0.368	0.036 ***	-0.020	-0.134	0.022 ***	-0.019
40代	-0.661	0.038 ***	-0.034	-0.432	0.025 ***	-0.053
50代	-0.886	0.043 ***	-0.040	-0.618	0.028 ***	-0.069
60代	-0.957	0.046 ***	-0.040	-0.738	0.033 ***	-0.075
70代	-1.080	0.058 ***	-0.037	-0.851	0.041 ***	-0.077
80歳以上	-1.011	0.081 ***	-0.031	-0.806	0.055 ***	-0.070
住宅の状態						
良い状態 ^{※)}	---	---	---	---	---	---
部分的に改修必要	0.268	0.023 ***	0.021	0.090	0.017 ***	0.014
完全に改修必要	0.684	0.052 ***	0.084	0.280	0.034 ***	0.049
取り壊しが必要	0.962	0.284 ***	0.149	0.582	0.187 ***	0.125
対所得・居住費負担	0.078	0.024 ***	0.005	0.038	0.010 ***	0.006
定数項	-1.359	0.037 ***		-1.254	0.023 ***	
サンプルサイズ		50804			55590	
LR chi2(21)		2468.05			4607.95	
Prob > chi2		0.00			0	
Pseudo R2		0.13			0.1263	
Log likelihood		-7917.22			-15942.527	

注1) GSOEP, 1985-2007、旧西ドイツ地域のみ。

注2) ^{※)} は参照カテゴリー。

むすびにかえて

本研究では、まずドイツにおける最適な居住面積の実現状況を検討した。その結果、「持ち家」と「戸建て」では高齢世帯、単身世帯ならびに二人暮らし世帯において面積過剰の問題が発生し、「借家」と「集合住宅」では若年世帯および大家族世帯における面積過小の問題が確認された。

住宅の新築や増改築以外では、転居を通じてこれらの問題を緩和することができる。ストック調整モデルによる分析によれば、確かに、転居を通じて最適な居住面積と現実の居住面積の乖離の8割以上が解消されていることが明らかとなった。さらに、プロビットモデルによる住み替えの分析によっても、ライフサイクルに見合った居住面積を実現することが、転居の主要因のひとつであることが裏付けられた。ただし、持ち家および戸建てに住む世帯は、居住面積以外を主要因として転居する傾向があることも確認された。これらの世帯は、上でまとめたとおり、面積過小ではなくむしろ面積過剰の問題に直面していることのほうが多い。それゆえ、これらの世帯が適正規模の住宅に住み替えることができれば、面積過小の問題に直面する世帯にとっても、よりよい住み替えの条件が整えられることになるだろう。

瀬古(1998)の研究からも分かるように、こうした状況は日本ときわめて類似している。ただし、日本とドイツに求められる政策的対応は同じものとはならないであろう。日本の借家は国際的に見て著しく狭小であるため、住み替えの改善だけではなく、合わせて借家の改善も重要な政策課題とならざるを得ない。それに対して、ドイツの借家事情は、居住面積に関する限り日本よりも高い水準にあり、問題はむしろ持ち家率の低さにあると言ってよい。それゆえ、ドイツにおいては、借家から持ち家への住み替えを支える施策を整えることが、最適な居住面積の実現を図る上でも重要な政策課題となるであろう¹⁵。

最後に、本研究における分析上の限界を挙げておかなければならない。第一に、本稿では、住宅手当や借家人保護、あるいは持ち家助成といった政策的変数を分析に加えることができなかった。そのため、本研究は、より具体的な政策の方向性を提示するまでには至っていない。第二に、住宅市場の分析で重要となる地域情報について、連邦州よりも詳細なデータを用いることができなかった。GSOEPにはそうしたデータが整備されているが、現状ではEU加盟国以外の研究者には、その利用について大きな制約があるためである。第三に、住み替えの分析においては、転居世帯のサンプル数を確保するために、プーリング・プロビットを用いざるを得なかった。しかし、近年の住み替えの実証分析においては、サバイバル分析などのように、パネルデータの利点をより活かしている分析手法が利用されてきている。これらの点については、今後改善すべき課題としたい。

¹⁵ そのためには、例えば住宅取得にかかる融資条件の整備や借家の持ち家化といった施策が重要であり、実際に試みられてもいる。

(謝辞)

本研究は、筆者がミュンスター応用経済研究所 (Centrum für angewandte Wirtschaftsforschung Münster; CAWM) において行った研究の一部である。在外研究に際してはアレクサンダー・フォン・フンボルト財団の助成を得た。また、本稿執筆にあたり、静岡大学人文学部若手研究者奨励費の助成を受けた。ここに記して感謝申し上げる。

参考文献

- Boehm, T. P. (1984), "Inflation and Intra-Urban Residential Mobility", *Housing Finance Review* 3 (1), pp. 19-37.
- Clark, W. A. V., and J. L. Onaka (1983), "Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility", *Urban Studies* 20 (1), pp. 47-57.
- Edin P., and P. Englund (1991), "Moving Costs and Housing Demand - Are Recent Movers Really in Equilibrium?", *Journal of Public Economics* 44 (3), pp. 299-320.
- Hanushek, E. A., and J. M. Quigley (1978), "An Explicit Model of Intra-Metropolitan Mobility", *Land Economics* 54 (4), pp. 411-429.
- ・—— (1979), "The Dynamics of the Housing Market: A Stock Adjustment Model of Housing Consumption", *Journal of Urban Economics* 6 (1), pp. 90-111.
- Hardman, A. M., and Y. M. Ioannides (1995), "Moving Behavior and the Housing Market", *Regional Science and Urban Economics* 25 (1), pp. 21-39.
- 金本良嗣 (1993), 「日本・ドイツ・アメリカの住宅市場」『住宅土地経済』No.9。
- Muth, R. F. (1974), "Moving Costs and Housing Expenditure", *Journal of Urban Economics* 1, pp. 108-125.
- 瀬古美喜 (1995), 「移動費用を伴う住み替え、居住形態、立地の同時選択」『季刊 住宅土地経済』No.16。
- 瀬古美喜 (1998), 第6章「住み替えの経済学的な分析」『土地と住宅の経済分析 - 日本の住宅市場の計量経済学的分析』創文社。
- Quigley, J. M., and D. H. Weinberg (1977), "Intra-Urban Residential Mobility: A Review and Synthesis", *International Regional Science Review* 2 (1), pp. 41-66.