

ドイツ住宅市場における転売外部性の実証分析

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 静岡大学人文学部 公開日: 2012-05-18 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/10.14945/00006657

論 説

ドイツ住宅市場における転売外部性の実証分析

高 倉 博 樹

1. はじめに

住宅の維持改善投資には、第三者が完全に把握することの困難なものがある。それゆえ、中古住宅市場において維持改善投資に関する履歴情報が整備されていなければ、売り手の行った維持改善投資は、中古住宅の価格に反映されない可能性が高い。そのため、維持改善投資の少ない低品質の住宅が、それが多い良質の住宅を駆逐してしまうという逆選択の問題が発生することになる (Chinloy, 1978)。また、売り手がどのように住宅を扱っているのかが十分に観察されえないとすれば、住宅を丁寧に扱っても、それが中古住宅の価格に完全に反映されることはない。したがって、転売ないし転居の計画を持つ住宅所有者は、十分な維持改善投資を怠るようになる可能性がある。Harding, Miceli and Sirmans (2000)は、住宅の売り手が直面するこのモラルハザードの問題を「転売外部性」(Resale Externality)と名づけた¹⁾。

彼らは、転売を計画している住宅所有者の維持改善投資額が、そうでない所有者の投資額よりも小さくなると予想し、アメリカのデータを使ってこれを実証しようと試みたが、両者の投資額のあいだに統計的に有意な差は確認されなかった²⁾。彼らはその理由を、「化粧直しのような修繕」(cosmetic repairs)の存在に求めている。すなわち、転売を計画している所有者は、たとえ住宅の品質にとって重要であるとしても、観察が困難な部分への投資は控えるようになる。しかしその一方では、より良い売却条件を得るために、住宅の見た目だけを良くする投資を実行する、とされるのである。

Iwata and Yamaga (2007)は、Harding, Miceli and Sirmans (2000)によって示された転売外部性の問題を理論的に検討するとともに、日本の『住宅需要実態調査』の個票データを利用してこれを実証的にも検討した。その結果、転売予定のある所有者の投資額は、そうでない所有者の投資額よりも少なくなることが示された。さらに、転売予定のある所有者には、観察が難しい部

¹⁾ Knight, Miceli and Sirmans (2000)は、修繕の必要性を契約に含めれば、住宅の販売価格が、修繕の行われた物件の価値に一致するというのを、住宅仲介会社のデータから明らかにしている。

²⁾ また、Boehm and Inlanchfeldt (1986)は、転居が住宅の維持改善支出にどのような影響を与えるかを推計したが、統計的に有意な結果は得られなかった。

分への投資よりも「化粧直し」のような投資を重視する傾向があることも確認された。たしかに、日本の住宅投資に占めるリフォーム投資の割合は、欧米諸国と比較して小さいと言わなければならない。アメリカが35.7%、イギリスが63.3%、フランスが56.6%、ドイツが49.0%であるのに対して、日本は28.8%にすぎないのである³⁾。では、日本よりもリフォーム投資の割合が大きい他国において、転売外部性は観察されるのだろうか。

本稿の目的は、中古住宅市場における転売外部性の問題が、ドイツ住宅市場においても存在するかどうかを検証することである。すなわち、本稿は、以下の3点を実証的に検討する。

- ① 近い将来の転売予定の有無が、世帯による住宅への維持改善投資額にどのような影響を及ぼしているのか（転売外部性の検証）。
- ② 近い将来の転売予定の有無が、住宅への維持改善投資の内容に、どのような違いをもたらしているのか（化粧直しのようなリフォーム）。
- ③ 転売外部性が発生しているとすれば、それは住宅を実際に転売するどれくらい前から観察されるのか。

これらを検討する際、本稿は基本的にIwata and Yamaga (2007)および岩田・山鹿 (2005, 2008)の分析枠組みを踏襲する。ただし、次のような相違点がある。第一に、①および②について彼らは、リフォームを実施しなかった世帯を分析から除外している。しかしこのことは、彼ら自身が自覚しているように、サンプルセレクション・バイアスを生じさせる可能性がある⁴⁾。本稿では、リフォームを行わなかった世帯も対象にした分析を行う。第二に、彼らはサンプルを一戸建てに限定し、集合住宅を除外している。その理由として、集合住宅には共有部分があるために、転売外部性以外に、共有地問題による維持改善投資の歪みが発生する可能性を指摘している。しかし、この点は、戸建てや集合住宅といった住宅タイプをダミー変数として説明変数に加えることで、一定程度、コントロールすることが可能と考えられる。それゆえ、本稿では集合住宅もサンプルに含め、共有地問題の影響も検討することにする。第三に、上記③は、『住宅需要実態調査』のようなクロスセクション・データでは検討することのできない新しい論点である。転売外部性の影響がどれくらいの期間にわたって続くのかという点は、転売外部性の問題が中古住宅市場にとって、あるいは中古持ち家の品質にとってどれほど大きなものかを知るための一つの手掛かりを与えるであろう。

本稿の構成は次のとおりである。まず第2節では、住宅の維持改善投資に関する概念を整理す

³⁾ 国土交通省(2004), 4頁。

⁴⁾ 岩田・山鹿(2005)を参照。彼らのこの措置には、やむを得ない側面がある。『住宅需要実態調査』では、過去5年間のリフォームについてしか質問していないため、世帯は、それ以前にリフォームを行っていたとしても、リフォームしなかったとしか回答しようがない。彼らはこの問題を重視して、リフォームを行わなかったと回答した世帯を除外した、としている。

るとともに、ドイツにおけるその特徴を概観する。次に、第3節において、上記①と③の転売外部性の検証が行われる。第4節および第5節では、上記②の問題、つまり転売（ないし転居）の有無が、住宅リフォームの内容に与える影響を検討する。最後に、実証分析の結果を総括して、日本の実証結果と比較するうえでの含意を検討し、今後に残された課題について述べたい。

2. ドイツにおける住宅の維持改善投資

2.1 日本とドイツにおける維持改善投資の概念

日本では、住宅の使用価値を維持したり向上させたりする措置を、一般に「リフォーム」と呼ぶことが多い。岩田・山鹿（2005, 2008）およびIwata and Yamaga（2007）が実証分析に利用した『住宅需要実態調査』では、そのリフォーム内容として、「増築」「改築」および「模様替えや修繕など」という区分が用いられている⁵⁾。ここでは、「増築」とは住宅の床面積を増加させる工事、「改築」とは住宅の一部を取り壊し、取り壊した面積内で改めて住宅部分を建築する工事、「模様替えや修繕など」は、内装の模様替え、屋根の葺き替え、間取りの変更、設備の改善など床面積を増加させたり住宅の一部を取り壊したりせずに行う工事とされている。

一方で、鎌田（2007）は、住宅の「保守」、「修繕」、「改修」という三つの概念を取り上げ、それらを次のように説明している。「保守は、日常的な保守・点検・清掃、故障に対する軽微な補修作業である。リフォーム（修繕）は、低下した性能を建設当初まで戻すために行う修繕で、実施内容には「外装の塗り替え」、「外構の修理」、「外装部品の交換」、「防虫処理」、「屋根葺き替え・樋の修理」などが多い。リノベーション（改修）は、建設当初の性能をその時代に合った性能にまで引き上げたり、新たな要求を満足させるための改修で、構造補強、模様替え、健康改善、環境改善、設備性能改善、および福祉環境改善などがある」。

以上に見るように、日本においては、住宅の使用価値を維持したり向上させたりする措置に関して、常に統一的な用語や概念が使用されているわけではない。そこで、ドイツを分析の対象とする本稿では、こうした措置全般を住宅の「維持改善投資」と呼ぶことにし、これに含まれる以下の個別内容を、ドイツの住宅改善・エネルギー節約法⁶⁾における定義にしたがって使用することにする。

①住宅保全(Instandhaltung der Wohnungen)

②住宅補修(Instandsetzung der Wohnungen)

⁵⁾ 国土交通省(2008)。

⁶⁾ Gesetz zur Förderung der Modernisierung von Wohnungen und von Maßnahmen zur Einsparung von Heizenergie vom 27. 6. 1978. なお、同法は2002年1月1日に失効したが、本稿では、維持改善投資の内容理解の上では有用であると判断し、これを以下の解説に利用した。

③住宅改善(Modernisierung der Wohnungen)

ドイツの住宅改善・エネルギー節約法によれば、特に③住宅改善と②住宅補修について、次のような説明が与えられている⁷⁾。③の住宅改善とは「住宅の使用価値を継続的に高め、あるいは、全般的な住宅の状態を長期にわたって改善する建築的な対策によって、住宅をより良好なものにすること」を意味する。ここで述べられている住宅の使用価値を高める建築的対策としては、「特に、(a)住宅の平面配置、(b)採光・換気、(c)遮音、(d)エネルギー供給・排水・給水、(e)衛生設備、(f)暖房および調理設備、(g)住居内の機能過程、(h)盗難・暴力に対する安全」に対するものが挙げられる⁸⁾。

②の住宅補修は、「建築的な欠陥、特に消耗、老朽化、自然条件による影響により、あるいは第三者が行ったことによって発生した欠陥を、合目的な使用に適った状態を再びつくり出す対策によって除去すること」とされている(同法第3条)。最後に、上記①の「住宅保全」については、同法においてその定義は与えられていないが、その内容は、住宅改善よりも住宅補修に近いものと考えることができる。住宅補修(Instandsetzung)が、発生した欠陥を除去する措置であるのに対して、住宅保全(Instandhaltung)はむしろ、欠陥が生じないように、あるいは欠陥が大きくなりすぎないようにするための措置というニュアンスを含むと理解してよいであろう⁹⁾。

さて、以上の内容を見る限り、①の住宅保全と②の住宅補修の多くは、その真の価値が認識されにくい維持改善投資の部類に数えられよう。それゆえ、本稿では、この支出額を用いて転売外部性の検証を行う。これにより、「化粧直し」のような投資を除いた転売外部性の検証が期待される。一方、③の住宅改善の個別措置のいくつかは、Harding, Miceli and Sirmans (2000)がいうところの見た目を良くすることのできる維持改善投資に該当すると考えることができよう。ただし、③のなかにもその性能を十分に把握することの困難な措置(例えば(c)や(d)や(g))が含まれている。本稿では、住宅改善の措置を用いて、維持改善投資の種類に関する分析を行う。

2.2 ドイツの住宅保全支出と住宅改善の特徴

ここでは、GSOEP (German Socio-Economic Panel: ドイツ社会経済パネル)に基づいて、ドイツにおける持ち家の維持改善投資の特徴を概観する。GSOEPは、ドイツ経済研究所(DIW)

⁷⁾ 以下の説明は、水原(1985)、90-91頁に多くを負っている。

⁸⁾ ただし、同法第3条では、「住宅改善および住宅補修の対策は、住宅に対して役立つ場合には、住居外の建築部分、それに属する付属建築物や敷地、その直接の周辺にわたって広げることができる」とも述べられ、第4条では、エレベーターの設置、身体障害者、老人用の長期居住を意図して行われる住宅の変更、子供の遊び場、緑地、駐車場のようなもので、私的に所有される共同施設の建設、改善等も加えられている。これらの措置は、第3節以降で検討する「集合住宅における共有地問題」に関連するものである。

⁹⁾ 鎌田(2007)の説明と照らし合わせれば、①住宅保全は「保守」、②住宅補修は「修繕(リフォーム)」、③住宅改善は「改修(リノベーション)」に対応すると見ることができる。ただし、それぞれが完全に一致するわけではないことに注意しなければならない。

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質問項目について作成されたパネル・データである。上述のとおり、対象とすべきは住宅保全、住宅補修および住宅改善の三つである。しかし、GSOEPに存在する維持改善投資に関するデータは、世帯に発生した年間の住宅保全費(Instandhaltungskosten für Wohnungen)、ならびに世帯が実施した住宅改善(Modernisierung der Wohnungen)の種類に限られ、住宅補修(Instandsetzung der Wohnungen)に関するデータは明示的に与えられていない。ただし、すでに指摘したとおり、住宅補修は住宅保全とほぼ同様であり、それゆえ、住宅補修支出はアンケート回答の際に住宅保全支出に含まれていると考えられる。なお、以下の全ての分析は、データの連続性を考慮して旧ドイツ地域のみを対象とする。

(1) 住宅保全支出

表1 実質住宅保全支出(年額, ユーロ)

度数	平均	標準偏差	最小値	最大値
34,616	3,266.0	8,554.2	0.9	478,468.9

注1) GSOEP 1985-2007 より計算。

注2) 1985 - 2006年における旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

表1には、1985年から2006年における実質住宅保全支出の代表値が記されている(支出ゼロの世帯は除外している)。各世帯の住宅保全支出の平均は年額3,266ユーロであり、日本円にして約37万円である(1ユーロ=113円の場合)。標準偏差が8,500ユーロ以上と非常に大きいことから、世帯の住宅保全支出には、かなりのばらつきがあることも確認することができる。このことは、例えば最大値が約48万ユーロであることから分かるように、かなり大がかりな維持改善投資を、住宅保全支出として回答している世帯がいることを表わしている¹⁰⁾。

(2) 住宅改善

GSOEPで取り上げられている住宅改善の措置は、①台所の設置、②風呂・シャワーないしトイレの設置、③集中暖房ないし階層暖房の設置、④新しい窓の設置、⑤その他のより大きな住宅改善の措置、である。GSOEPでは、「昨年、これらの住宅改善のうち実施したものがあるか」という複数回答の質問がなされている。1984年のアンケートから住宅改善に関する質問はなされていたが、上記のような形に統一されたのは1992年以降である。それゆえ、本稿における住宅改善に関する分析は、1年ずらした1991年以降がその対象となる。

¹⁰⁾ ちなみに、日本の『平成15年住宅需要実態調査』によれば、過去5年間に維持改善投資を行った一戸建て持ち家世帯の投資額の平均値は483万円であった(岩田・山鹿, 2008)。ここから年当たりの平均は約97万円であると考えられる。ただし、この額には住宅保全だけではなく、増築や改築といったより大きな措置の費用も含まれているから、ドイツの平均値と単純な比較をすることはできない。

表2 住宅改善の有無

	度数	パーセント
住宅改善なし	34,870	80.80%
住宅改善あり	8,286	19.20%
合計	43,156	100%

注1) GSOEP 1992-2007より計算。

注2) 1991 - 2006年における旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

表3 住宅改善の内容(複数回答)

	度数	パーセント
①台所	1,327	3.07%
②風呂・シャワーないしトイレ	1,523	3.53%
③集中暖房ないし階層暖房	1,196	2.77%
④窓	2,005	4.65%
⑤その他のより大きな住宅改善	4,767	11.05%

注1) GSOEP 1992-2007より計算。

注2) 1991 - 2006年における旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

注3) パーセントは、回答した43,156世帯に占める実施世帯の割合。

表2には、上記①から⑤までの措置を一つでも行った世帯の度数およびそのパーセンテージが示されている。年当たりで見て、平均的に、全ての持ち家世帯の約19%が住宅改善を実施していることになる。①から⑤のそれぞれの度数については、表3にまとめたとおりである。⑤「その他のより大きな住宅改善」の割合が最も大きいのは、それが集計された項目であるからだろう。これを除けば、最も割合が大きいのは④「新しい窓の設置」である。それゆえ、④は他の項目より比較的手軽に行える住宅改善であることがうかがわれる。逆に、最も割合が小さいのは、③「集中暖房ないし階層暖房の設置」であり、これは比較的大きな住宅改善の措置であると考えられる。

(3) GSOEPにおける住宅保全と住宅改善の関係

表4 住宅保全と住宅改善のクロス表

	住宅保全なし	住宅保全あり	合計
住宅改善なし	13,889 (39.83%)	20,981 (60.17%)	34,870 (100%)
住宅改善あり	1,077 (13.00%)	7,209 (87.00%)	8,286 (100%)
合計	14,966 (34.68%)	28,190 (65.32%)	43,156 (100%)

注1) GSOEP 1992-2007より計算。

注2) 1991 - 2006年における旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

注3) Pearson $\chi^2(1)=2.1e+03$ Pr=0.000

表4は、住宅保全と住宅改善のクロス表である。住宅改善を行わなかった34,870世帯のうち、

約60%が住宅保全に支出している。それゆえ、第2節1で見たように、住宅保全と住宅改善は基本的に異なる種類の維持改善投資として理解されているということが確認される。ただし、住宅改善が「あり」か「なし」かによって、住宅保全支出の有無の分布に差が生じている。住宅改善を行った世帯のうち、87%が住宅保全にも支出している。つまり、住宅改善を行った場合には、住宅保全をも行っている傾向があるのである¹¹⁾。この差は、カイ二乗検定によって、統計的に有意であることも示されている。このことから、世帯は、住宅の使用価値を高めるための維持改善投資のうち、複数（この場合は住宅保全と住宅改善）を同時に行う傾向があると言えるだろう。

(4) 住宅改善の実施者

GSOEPでは、住宅改善の作業を誰が行ったかについても、質問がなされている。1991年以降に上記の①から⑤の住宅改善措置のいずれかを行ったと答えたのは8,286世帯であったが、そのうちの7,976世帯が、作業について回答している。

表5 住宅改善の作業者

	度数	パーセント
自分	1,955	24.51%
業者	3,822	47.92%
自分および業者	2,199	27.57%
合計	7,976	100%

注1) GSOEP 1992-2007より計算。

注2) 1991 - 2006年における旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

表5によれば、自ら作業を行った世帯は24.5%、業者に依頼した世帯は47.9%、それら両方と回答した世帯は27.6%であった。ここから、住宅改善の作業に自らかかわった世帯は全体の5割を超えていることが分かる。過半数の世帯は、こうした作業によって住宅改善のための支出を軽減しているものと考えられる。

3. 転売外部性の実証分析

3.1 推定モデルと変数の特性

本節では、ドイツにおいて転売外部性が存在するか否かを検証する。第1節で述べたとおり、転売外部性とは、住宅の売却を考えている住宅所有者が十分な維持改善投資を怠るという問題で

¹¹⁾ もちろん、アンケートにおいては住宅改善のための支出を、住宅保全支出として計上している世帯がいることも考えられる。ただし、GSOEPでは、残念ながらこれらを分離することは不可能であり、このことは分析の一つの限界として留意されなければならない。

あった。したがって、ここでの分析の焦点は、転売予定の有無が、住宅の維持改善投資額にどのような影響を与えるかということになる。これをみるために、次のような式を推定する。

$$\bullet \ln \text{住宅保全支出} = f(\text{転居ダミー}, \text{住宅の属性}, \text{世帯の属性}, \text{年度ダミー})$$

推定にあたっては、住宅保全支出がゼロの世帯も含めて、標準のトービットモデルを利用する。各変数の特性および予想される係数の符号が、表6にまとめられている¹²⁾。被説明変数は実質住宅保全支出の対数である。維持改善投資額全体を問題にするのであれば、住宅改善および住宅補修の支出額も分析に含まれるべきであるが、GSOEPには住宅保全支出のデータしか与えられていない。しかし、既述のとおり、住宅補修の内容は住宅保全に近いものである。さらに、第2節1で述べたとおり、(住宅補修の支出も含んだ)住宅保全支出のみを対象とすることで、「化粧直し」のような投資を除いた転売外部性の検証を行うことができると考えられる。

転売外部性の存在を確認するための重要な説明変数は転居ダミーである。GSOEPには「転売の予定」に関する質問がないため、「転居の有無」(転居なし=0, 転居あり=1)がその代理変数として用いられる。転売外部性が存在するとすれば、転居計画のある世帯は、十分な維持改善投資を怠るということになるであろう。それゆえ、推定される係数は負であることが予想される。

ここでのもう一つの関心は、世帯がどれくらい先の時点まで転売ないし転居の可能性を考慮し、維持改善投資額を調整するのか、ということである。この点を検討するために、転居ダミーは「約1年後の転居の有無」「約2年後の転居の有無」「約3年後の転居の有無」「約4年後の転居の有無」の四つを用意し、それぞれ別々に住宅保全支出関数を推定した(表6のモデル1からモデル4)。持ち家サンプルに占める転居世帯の割合は、1.35%(約4年後に転居)から1.56%(約1年後に転居)である。

住宅の属性には、建築年度、居住面積、部屋数、住宅タイプ、住宅地区、住宅の状態が含まれる。建築年度は「1918年以前」から「2001年以降」まで7つのカテゴリがあり、最も割合が大きいのは「1949 - 1971年」(約32%)である。建築年度は、ダミー変数として処理せずに、年度の新しい順番に1から7の数値を与えた。したがって、建築年度が古いほど住宅保全支出が増加するとすれば、係数は正であることが予想される。持ち家の居住面積の平均は約120 m²、部屋数の平均は4.8室程度である。居住面積が広いほど、また部屋数が多いほど、必要となる住宅保全支出が増加すると考えられるので、係数の予想符号は正である。住宅タイプはダミー変数として処理されており、8割近いシェアを持つ「戸建て」を参照カテゴリとしている。「集合住宅」には共有部分があるため、共有地問題が発生する可能性がある。さらに、「戸建て」よりも構造的に住宅保

¹²⁾ 年度ダミーについては本稿末尾に掲載した。

表6 変数の特性と予想符号

変数	予想符号	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
(被説明変数)					
実質住宅保全支出(対数)		4.43	4.47	4.48	4.47
(説明変数)					
転居ダミー(%)					
約1年後に転居(モデル1)	—	1.56%			
約2年後に転居(モデル2)	—		1.53%		
約3年後に転居(モデル3)	—			1.45%	
約4年後に転居(モデル4)	—				1.35%
<住宅属性>					
建築年度(%)					
1918年以前	+	14.43%	14.58%	14.76%	14.97%
1919 - 1948年		12.04%	12.19%	12.36%	12.53%
1949 - 1971年		31.24%	31.63%	32.01%	32.45%
1972 - 1980年		21.35%	21.67%	22.03%	22.48%
1981 - 1990年		10.40%	10.13%	9.81%	9.37%
1991 - 2000年		9.17%	8.78%	8.32%	7.75%
2001年以降		1.37%	1.02%	0.72%	0.45%
居住面積(m ²)	+	120.65	120.20	119.72	119.07
部屋数	+	4.80	4.79	4.78	4.76
住宅タイプ(%)					
戸建て ^{※)}	#	78.77%	78.90%	79.00%	79.02%
集合住宅	—	16.97%	16.74%	16.53%	16.36%
その他	?	4.26%	4.36%	4.47%	4.61%
住宅地区(%)					
旧住宅地区 ^{※)}	#	27.15%	27.09%	27.23%	27.43%
新住宅地区	—	52.02%	51.93%	51.69%	51.38%
その他	—	20.83%	20.98%	21.08%	21.18%
住宅の状態(%)					
良い状態	+	79.21%	79.15%	79.04%	78.82%
部分的に修繕が必要		19.58%	19.62%	19.68%	19.85%
完全に修繕が必要		1.19%	1.22%	1.27%	1.33%
取り壊しが必要		0.01%	0.01%	0.01%	0.01%
<世帯属性>					
世帯主年齢	+	53.85	53.76	53.71	53.60
世帯主年齢の2乗	—	3107.81	3096.52	3089.03	3077.24
世帯人数	+	2.80	2.81	2.83	2.84
世帯構成(%)					
単身世帯 ^{※)}	#	14.27%	13.99%	13.73%	13.54%
子供のいないカップル	+	32.15%	31.75%	31.41%	30.98%
片親世帯	+	3.94%	3.87%	3.86%	3.90%
16歳未満の子供のいる夫婦	+	23.25%	23.39%	23.48%	23.53%
16歳以上の子供のいる夫婦	+	15.58%	15.93%	16.19%	16.46%
16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦	+	6.89%	7.00%	7.06%	7.12%
多世代世帯	+	2.02%	2.12%	2.22%	2.35%
その他	+	1.90%	1.96%	2.04%	2.12%
居住年数(年)	+	21.02	21.02	21.06	21.09
実質年収(対数)	+	10.32	10.32	10.32	10.30
サンプルサイズ		51,736	46,848	42,436	38,056

注1) モデル1は1985-2006年, モデル2は1985-2005年, モデル3は1985-2004年, モデル4は1985-2003年における旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

注2) ^{※)}は参照カテゴリであるため, 予想符号は記されていない。

注3) 丸めの誤差のため, 各カテゴリのパーセントの合計が100にならない部分がある。

注4) 年度ダミーについては, 本稿末尾に掲載した。

全を行いにくいということも考えられる。それゆえ、「戸建て」との比較を示す係数の予想符号は負である。住宅地区については、「旧住宅地区」が参照カテゴリであり、「新住宅地区」と「その他」の地区の係数の符号は負と予想される。最後に、住宅の状態は、世帯による住宅の状態に関する主観的な評価であり、「良い状態である」「部分的に修繕が必要である」「完全に修繕が必要である」「取り壊しの時期に達している」の四つのカテゴリからなる。持ち家世帯の8割近くが、住宅を良い状態にあると評価している。住宅の状態についてはダミー処理をせずに、良い状態から順に1から4の順序変数として扱った。したがって、予想される係数の符号は正である。

次に、世帯の属性について見てみよう。世帯主の年齢の平均は約54歳である。年齢については、住宅保全支出とのあいだに非線形の関係があると想定し、年齢の二乗項を加えた。住宅保全支出は時の経過とともに増加するが、高齢に達すると住宅保全はむしろ行われなくなると考えられるため、年齢と住宅保全との関係は上に凸の放物線を描くであろう。それゆえ、年齢の係数の予想符号は正、年齢の二乗については負である。世帯人数の平均は約2.8人である。世帯人数が多いほど住宅にかかる負荷は大きいと考えられる。その場合、世帯は住宅保全支出を増やさざるをえないであろうから、係数の予想符号は正である。世帯構成は、八つのカテゴリからなり、参照カテゴリは「単身世帯」である。最も割合の大きい世帯構成は「子供のいないカップル」(31%前後)であった。「単身世帯」に比べて、それ以外の世帯構成においては住宅保全支出が多いと予想されるから、係数の予想符号は正である。居住年数の係数については、正であることが予想される。なぜなら、長く住んでいる人ほど、住宅の維持改善投資から正当な便益を享受することができるからである(Montgomery, 1992)。最後に、実質年収の上昇は住宅保全支出を増加させると考えられる。それゆえ、係数の予想符号は正である。

3. 2 推計結果

表7に推計結果が示されている。まず、転居ダミーの結果を見てみよう。転居ダミーは、モデル1(約1年後に転居)とモデル2(約2年後に転居)が有意に負の係数を持ち、特に、モデル1の係数は-4.385でその影響はかなり大きい。それゆえ、ドイツの中古住宅市場では転売外部性が発生していることをたしかに認めることができる。一方、モデル3とモデル4では、転居ダミーの係数は有意に推定されていないため、転売外部性が発生するのは、転居までのおよそ2年のあいだであると考えられる¹³⁾。

次に、住宅属性に関する説明変数の結果について見てみよう。有意な係数を持つ説明変数のほとんどは、モデル1からモデル4まで共通している。

¹³⁾ 世帯が3年以上も前から転居計画を持つことは稀であるとも考えられる。

表7 転売外部性に関するトービットモデルの推定結果(被説明変数：年間の実質住宅保全支出(対数))

説明変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
転居ダミー								
約1年後に転居	-4.385***	0.233						
約2年後に転居			-0.670***	0.215				
約3年後に転居					0.283	0.227		
約4年後に転居							0.372	0.249
〈住宅属性〉								
建築年度	0.426***	0.022	0.442***	0.024	0.466***	0.025	0.477***	0.027
居住面積	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
部屋数	0.112***	0.019	0.103***	0.020	0.098***	0.020	0.092***	0.021
住宅タイプ								
戸建て ^{※)}	—		—		—		—	
集合住宅	-0.598***	0.074	-0.606***	0.077	-0.627***	0.081	-0.627***	0.086
その他	-0.873***	0.131	-0.899***	0.134	-0.942***	0.139	-0.985***	0.146
住宅地区								
旧住宅地区 ^{※)}	—		—		—		—	
新住宅地区	0.339***	0.066	0.321***	0.069	0.314***	0.072	0.259***	0.077
その他	0.129*	0.074	0.077	0.076	0.052	0.080	0.006	0.084
住宅の状態	0.625***	0.060	0.625***	0.062	0.617***	0.065	0.636***	0.068
〈世帯属性〉								
世帯主年齢	0.257***	0.014	0.253***	0.014	0.261***	0.015	0.276***	0.016
世帯主年齢の2乗	-0.002***	0.000	-0.002***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000
世帯人数	-0.232***	0.043	-0.223***	0.044	-0.220***	0.046	-0.253***	0.048
世帯構成								
単身世帯 ^{※)}	—		—		—		—	
子供のいないカップル	0.924***	0.096	0.880***	0.099	0.865***	0.105	0.856***	0.111
片親世帯	0.253	0.158	0.200	0.165	0.156	0.173	0.061	0.183
16歳未満の子供のいる夫婦	1.258***	0.156	1.160***	0.162	1.213***	0.169	1.324***	0.179
16歳以上の子供のいる夫婦	1.035***	0.145	0.988***	0.150	1.028***	0.157	1.100***	0.165
16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦	1.294***	0.197	1.193***	0.203	1.203***	0.212	1.260***	0.223
多世代世帯	0.944***	0.255	0.929***	0.261	1.038***	0.270	1.155***	0.281
その他	0.311	0.213	0.336	0.218	0.359	0.226	0.406*	0.236
居住年数	0.015***	0.002	0.013***	0.002	0.013***	0.002	0.012***	0.002
実質年収(対数)	1.011***	0.057	1.003***	0.059	1.037***	0.063	1.077***	0.067
定数項	-17.891***	0.662	-17.626***	0.689	-18.222***	0.729	-18.970***	0.780
/sigma	5.373	0.024	5.314	0.025	5.299	0.026	5.304	0.027
サンプルサイズ	51,736		46,848		42,436		38,056	
LR chi2 ^{註4)}	3,000.16		2,363.43		2,212.01		2,042.71	
Prob > chi2	0.000		0.000		0.000		0.000	
Pseudo R2	0.0127		0.0110		0.0113		0.0117	
Log likelihood	-116,696.02		-106,287.21		-96,345.13		-86,300.58	

注1) モデル1は1985-2006年, モデル2は1985-2005年, モデル3は1985-2004年, モデル4は1985-2003年における旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

注2) ^{※)}は, 参照カテゴリ。

注3) 年度ダミーの結果は本稿末尾に付した。

注4) 自由度はモデル1が42, モデル2が41, モデル3が40, モデル4が39。

注5) *** 1%有意水準, ** 5%有意水準, *10%有意水準。

- 建築年度が古いほど、住宅保全支出は増加する。居住面積の係数は有意ではないが、部屋数が多いほど住宅保全支出は増加する傾向がある。
- 住宅タイプの結果をみると、「集合住宅」と「その他」のタイプの係数はいずれも有意に負である。したがって、「戸建て」と比べて、「集合住宅」および「その他」のタイプの住宅は、住宅保全支出が減少することになる。この結果は、先に指摘したとおり、共有地問題、ならびに住宅保全を困難にする構造上の問題が、「集合住宅」に存在する可能性を示唆している。
- 住宅地区については、予想に反する結果が出ている。つまり、「新住宅地区」の係数は正であるから、この地区では「旧住宅地区」よりも、住宅保全支出が多くなる傾向がある。建物自体の古さと老朽度は建築年度および住宅の状態の説明変数によってコントロールされているので、この結果は、住宅地区固有の要因にその原因を求めねばならない。例えば、住宅地区に応じて住宅保全に関する公的助成などの各種規定が異なるということが考えられる。
- 住宅の状態は、有意に正の係数をもつ。それゆえ、住宅の状態が悪いほど、住宅保全支出は増加する傾向がある。

最後に、世帯属性に関する説明変数の推定結果を確認しておこう。これについても、有意に推定された係数はモデル1からモデル4までほぼ共通している。

- 予想どおり、世帯主の年齢は有意に正、その二乗は有意に負で推計されている。このことは、ある年齢まで住宅保全支出が増加することを示している。例えば、モデル1の場合、51.8歳まで住宅保全支出は増加し、その後、減少していく¹⁴⁾。
- 世帯人数の係数は、有意に負である。これは予想に反する結果である。つまり、世帯人数が増加すると、住宅保全支出は増加するのではなく、むしろ減少する傾向があるのである。考えられる理由は、世帯人数が多くなるほど、住宅保全作業の業者への依頼を控えて自らがそれを行うことにより、支出を節約しようとする傾向が高まるということである。第2節2の(4)で確認したとおり、住宅改善措置においては、「自ら行う」および「業者に依頼するとともに自らも行う」と答えた世帯の割合は5割を超えていた。住宅保全と住宅改善は同じものではないが、住宅保全でもこれと同様の傾向があると考えられる。
- 一方、世帯構成の各カテゴリの係数は、「片親」と「その他の世帯」¹⁵⁾を除いて、有意に正である。それゆえ、「単身世帯」と比較して、それ以外のほとんどの世帯構成においては、住宅保全支出が大きくなるという傾向がある。
- 居住年数の係数は予想どおり有意に正である。つまり、居住年数が長くなるにつれて、住宅保全支出は増加する。

¹⁴⁾ モデル2は51.5歳，モデル3は56.1歳，モデル4は51.6歳である。

¹⁵⁾ モデル4は例外的に10%水準で有意に正である。

- 世帯の実質年収の係数も予想どおり有意に正であり、その係数は1を超えている。被説明変数の住宅保全支出も説明変数の世帯年収も、ともに対数値であるから、住宅保全の所得弾力性は1を超えるということになる¹⁶⁾。

4. 住宅改善の種類に関する実証分析（多項選択モデル）

第1節で述べたとおり、Harding, Miceli and Sirmans (2000)は、転売予定のある世帯が住宅に「化粧直し」のような維持改善投資を行う可能性を示唆し、岩田・山鹿 (2005, 2008) およびIwata and Yamaga (2007)は、日本の中古住宅市場においてそうした行動がなされていることを実証した。本節では、この現象がドイツにおいても観察されるのかを検討する。

4.1 住宅改善の多項ロジットモデル

取り上げられる維持改善投資は、「住宅改善」である。これに関してGSOEPで利用できるデータを、次の三つのカテゴリに分ける¹⁷⁾。

(a) 「住宅改善なし」

(b) 「比較的容易な住宅改善」

：①台所の設置、②風呂・シャワーないしトイレの設置、④新しい窓の設置

(c) 「比較的大きな住宅改善」

：③集中暖房ないし階層暖房の設置、⑤その他のより大きな住宅改善の措置

分析の焦点は、「将来の転居の予定」が住宅改善に関するこれらの選択にどのような影響を及ぼすのかということである。転居の予定があるときに、(b)が選択される傾向が確認されれば、Harding, Miceli and Sirmans (2000), 岩田・山鹿 (2005, 2008) およびIwata and Yamaga (2007)が指摘した「化粧直し」のような維持改善投資が行われていることになる。これを明らかにするために、上記三つのカテゴリを被説明変数とし、前節で利用した転居ダミー、住宅属性、世帯属性、年度ダミーを説明変数とした、住宅改善の選択に関する多項ロジットモデルを用いた分析を行う。説明変数に関する特徴は第3節で示したものとほぼ同様であるので、ここでは被説明変数の分布についてのみ確認しておく。

表8のモデル1は「約1年後の転居の有無」を、モデル2は「約2年後の転居の有無」を、そしてモデル3は「約3年後の転居の有無」を、転居ダミーとして加えたものである。「住宅改善な

¹⁶⁾ これは住宅保全支出の潜在変数(つまりゼロを下回る値も含む)で評価した値である。住宅保全支出の実現値で実質年収の限界効果を計算すると、約0.73であった。

¹⁷⁾ 第2節を見れば、住宅改善の各措置をこのように区分しうることはおのずと明らかであろう。

し」が約81%、「容易な住宅改善」が約6%、「大きな住宅改善」が約13%となっている。

表8 多項ロジットモデルの被説明変数

	モデル1		モデル2		モデル3	
	度数	パーセント	度数	パーセント	度数	パーセント
(a)住宅改善なし(=1)	31,783	80.74%	28,304	81.03%	25,027	80.87%
(b)容易な住宅改善(=2)	2,393	6.08%	2,084	5.97%	1,870	6.04%
(c)大きな住宅改善(=3)	5,187	13.18%	4,542	13.00%	4,051	13.09%
合計	39,363	100%	34,930	100%	30,948	100%

注1) モデル1は1991-2006年, モデル2は1991-2005年, モデル3は1991-2004年における旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

注2) ベースカテゴリは「住宅改善なし」。

4. 2 推計結果

表9から表11に, 推計結果が示されている。「住宅改善なし」をベースカテゴリに設定しているので, カテゴリ1(あるいはカテゴリ2)の説明変数の係数が有意に正であるということは, 当該変数の値が大きくなるほど, 「住宅改善なし」のグループに含まれる回答者が減少し, カテゴリ1(あるいはカテゴリ2)に属する回答者が増加することを意味する。例えば, 表9の「容易な住宅改善」(カテゴリ1)における「建築年度」の係数は有意に正なので, 建築年度が古いほど, 「住宅改善なし」(ベースカテゴリ)から「容易な住宅改善」(カテゴリ1)への移動が生じる, ということになる。逆に, カテゴリ1(あるいはカテゴリ2)の説明変数の係数が有意に負であれば, カテゴリ1(あるいはカテゴリ2)の回答者が減少し, ベースカテゴリの回答者が増加することになる。

まず, 分析の焦点である転居ダミーの推計結果から確認しよう。

カテゴリ1の「容易な住宅改善」については, モデル1(表9)の「約1年後に転居」の係数は有意に正である。それに対して, モデル2(表10)の「約2年後に転居」の係数は5%水準で有意に負である。それゆえ, 約1年後の転居計画をもつ世帯は, より有利な転売条件を得るために, 相対的に容易な住宅改善を行って住宅の見かけを良くしようとするが, 転居の約2年前には, (転居までのおよそ1年間に住宅改善を行うのであるから)むしろ住宅改善の措置を控える傾向がある, と解釈することができる。このことから, ドイツにおいても, 転居までの約1年のあいだに, 世帯は「化粧直し」のような住宅改善を行う傾向があることが確認された。モデル3(表11)の「約3年後に転居」の係数は有意ではないため, 転居の約3年以上前には, 容易な住宅改善の選択に関して, 転居計画のない世帯とのあいだに有意な差は観察されない。

カテゴリ2の「大きな住宅改善」については, モデル1(表9)の「約1年後に転居」の係数は有意に正だが, モデル2(表10)の「約2年後に転居」の係数は10%水準で有意に負であり,

表9 住宅改善に関する多項ロジットモデルの推計結果(モデル1)

被説明変数 説明変数	容易な住宅改善 (カテゴリ1)		大きな住宅改善 (カテゴリ2)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
転居ダミー				
約1年後に転居	0.941 ***	0.121	0.545 ***	0.104
<住宅属性>				
建築年度	0.197 ***	0.018	0.208 ***	0.013
居住面積	-0.001	0.001	0.001 **	0.000
部屋数	0.045 ***	0.017	0.014	0.013
住宅タイプ				
戸建て ^{※)}	—		—	
集合住宅	-0.077	0.063	-0.388 ***	0.049
その他	-0.107	0.106	-0.309 ***	0.081
住宅地区				
旧住宅地区 ^{※)}	—		—	
新住宅地区	0.088	0.057	0.053	0.040
その他	0.008	0.061	-0.105 **	0.044
住宅の状態	0.482 ***	0.048	0.408 ***	0.035
<世帯属性>				
世帯主年齢	0.045 ***	0.012	0.017 **	0.008
世帯主年齢の2乗	-0.0005 ***	0.0001	-0.0003 ***	0.0001
世帯人数	-0.071 *	0.037	-0.062 **	0.026
世帯構成				
単身世帯 ^{※)}	—		—	
子供のいないカップル	0.221 ***	0.084	0.158 ***	0.060
片親世帯	-0.164	0.142	-0.127	0.101
16歳未満の子供のいる夫婦	0.085	0.137	0.115	0.096
16歳以上の子供のいる夫婦	0.374 ***	0.124	0.207 **	0.089
16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦	0.215	0.172	0.123	0.120
多世代世帯	0.100	0.224	0.263 *	0.152
その他	0.060	0.185	-0.019	0.133
居住年数	0.001	0.002	-0.002 *	0.001
実質年収(対数)	0.203 ***	0.050	0.256 ***	0.035
年度ダミー				
1991年 ^{※)}	—		—	
1992年	-0.055	0.145	-0.011	0.106
1993年	-0.123	0.149	-0.049	0.107
1994年	-0.004	0.145	0.211 **	0.102
1995年	0.047	0.145	0.277 ***	0.102
1996年	0.238 *	0.140	0.234 **	0.103
1997年	0.154	0.142	0.158	0.104
1998年	-0.040	0.142	-0.119	0.105
1999年	-0.075	0.143	-0.156	0.106
2000年	-0.136	0.126	-0.165 *	0.093
2001年	-0.165	0.128	-0.190 **	0.094
2002年	-0.227 *	0.126	-0.182 **	0.091
2003年	-0.217 *	0.126	-0.120	0.091
2004年	-0.273 **	0.127	-0.221 **	0.092
2005年	-0.167	0.127	-0.080	0.092
2006年	-0.056	0.124	0.045	0.090
定数項	-7.009 ***	0.581	-6.068 ***	0.408
サンプルサイズ		39,363		
LR chi2 (72)		1,434.27		
Prob > chi2		0.000		
Pseudo R2		0.0299		
Log likelihood		-23,294.49		

注1) 1991-2006年の旧西ドイツ地域における持ち家世帯。 注2) ベースカテゴリは「住宅改善なし」。
注3) ^{※)} は、参照カテゴリ。 注4) *** 1%有意水準, ** 5%有意水準, * 10%有意水準。

表10 住宅改善に関する多項ロジットモデルの推計結果(モデル2)

被説明変数 説明変数	容易な住宅改善 (カテゴリ1)		大きな住宅改善 (カテゴリ2)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
転居ダミー				
約2年後に転居	-0.433**	0.213	-0.248*	0.139
<住宅属性>				
建築年度	0.202***	0.020	0.229***	0.014
居住面積	-0.001	0.001	0.001*	0.001
部屋数	0.046***	0.018	0.018	0.013
住宅タイプ				
戸建て ^{※)}	—		—	
集合住宅	-0.098	0.069	-0.401***	0.053
その他	-0.054	0.110	-0.353***	0.086
住宅地区				
旧住宅地区 ^{※)}	—		—	
新住宅地区	0.095	0.062	0.083*	0.043
その他	0.050	0.065	-0.076	0.047
住宅の状態	0.486***	0.051	0.443***	0.037
<世帯属性>				
世帯主年齢	0.037***	0.013	0.017*	0.009
世帯主年齢の2乗	-0.0005***	0.0001	-0.0002***	0.0001
世帯人数	-0.086**	0.040	-0.084***	0.028
世帯構成				
単身世帯 ^{※)}	—		—	
子供のいないカップル	0.248***	0.091	0.135**	0.064
片親世帯	-0.198	0.158	-0.141	0.109
16歳未満の子供のいる夫婦	0.119	0.147	0.127	0.102
16歳以上の子供のいる夫婦	0.399***	0.134	0.241***	0.094
16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦	0.277	0.183	0.163	0.128
多世代世帯	0.185	0.237	0.344**	0.160
その他	0.138	0.195	0.035	0.139
居住年数	0.001	0.002	-0.004***	0.001
実質年収(対数)	0.214***	0.054	0.234***	0.038
年度ダミー				
1991年 ^{※)}	—		—	
1992年	-0.024	0.148	-0.025	0.108
1993年	-0.108	0.152	-0.032	0.108
1994年	0.001	0.149	0.194*	0.104
1995年	0.059	0.148	0.295***	0.103
1996年	0.247*	0.143	0.265**	0.104
1997年	0.205	0.145	0.171	0.106
1998年	-0.051	0.146	-0.100	0.107
1999年	-0.046	0.145	-0.158	0.108
2000年	-0.133	0.129	-0.146	0.094
2001年	-0.125	0.130	-0.174*	0.095
2002年	-0.222*	0.129	-0.183**	0.093
2003年	-0.192	0.129	-0.104	0.092
2004年	-0.243*	0.130	-0.211**	0.094
2005年	-0.142	0.130	-0.069	0.093
定数項	-6.954***	0.627	-5.929***	0.439
サンプルサイズ		34,930		
LR chi2(70)		1,274.32		
Prob > chi2		0.000		
Pseudo R2		0.0302		
Log likelihood		-20,456.89		

注1) 1991-2005年の旧西ドイツ地域における持ち家世帯。注2) ベースカテゴリは「住宅改善なし」。
注3) ^{※)} は、参照カテゴリ。注4) *** 1%有意水準, ** 5%有意水準, * 10%有意水準。

表11 住宅改善に関する多項ロジットモデルの推計結果(モデル3)

被説明変数 説明変数	容易な住宅改善 (カテゴリ1)		大きな住宅改善 (カテゴリ2)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
転居ダミー				
約3年後に転居	-0.235	0.210	-0.091	0.141
<住宅属性>				
建築年度	0.214 ***	0.022	0.242 ***	0.015
居住面積	-0.001	0.001	0.001	0.001
部屋数	0.047 **	0.019	0.016	0.014
住宅タイプ				
戸建て ^{※)}	—		—	
集合住宅	-0.072	0.072	-0.374 ***	0.055
その他	-0.087	0.116	-0.414 ***	0.092
住宅地区				
旧住宅地区 ^{※)}	—		—	
新住宅地区	0.118 *	0.065	0.077 *	0.046
その他	0.040	0.068	-0.079	0.050
住宅の状態	0.494 ***	0.054	0.461 ***	0.040
<世帯属性>				
世帯主年齢	0.034 **	0.014	0.015	0.010
世帯主年齢の2乗	-0.0004 ***	0.0001	-0.0002 ***	0.0001
世帯人数	-0.091 **	0.042	-0.090 ***	0.029
世帯構成				
単身世帯 ^{※)}	—		—	
子供のいないカップル	0.303 ***	0.097	0.151 **	0.068
片親世帯	-0.130	0.167	-0.125	0.116
16歳未満の子供のいる夫婦	0.219	0.156	0.167	0.109
16歳以上の子供のいる夫婦	0.490 ***	0.141	0.305 ***	0.100
16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦	0.393 **	0.193	0.216	0.136
多世代世帯	0.345	0.244	0.406 **	0.168
その他	0.209	0.204	0.097	0.145
居住年数	0.002	0.002	-0.004 ***	0.001
実質年収(対数)	0.196 ***	0.058	0.231 ***	0.041
年度ダミー				
1991年 ^{※)}	—		—	
1992年	-0.024	0.149	-0.027	0.109
1993年	-0.136	0.154	-0.052	0.110
1994年	0.003	0.150	0.207 **	0.105
1995年	0.062	0.149	0.302 ***	0.104
1996年	0.262 *	0.144	0.264 **	0.105
1997年	0.207	0.146	0.184 *	0.107
1998年	-0.064	0.147	-0.083	0.108
1999年	-0.046	0.147	-0.134	0.109
2000年	-0.131	0.130	-0.135	0.095
2001年	-0.125	0.131	-0.163 *	0.096
2002年	-0.221 *	0.130	-0.180 *	0.094
2003年	-0.189	0.130	-0.085	0.093
2004年	-0.223 *	0.131	-0.185 *	0.095
定数項	-6.843 ***	0.670	-5.902 ***	0.470
サンプルサイズ		30,948		
LR chi2(68)		1,194.50		
Prob > chi2		0.000		
Pseudo R2		0.0318		
Log likelihood		-18,202.31		

注1) 1991-2004年の旧西ドイツ地域における持ち家世帯。 注2) ベースカテゴリは「住宅改善なし」。
注3) ^{※)}は、参照カテゴリ。 注4) *** 1%有意水準, ** 5%有意水準, * 10%有意水準。

さらにモデル3（表11）の「約3年後に転居」の係数は有意ではない。それゆえ、「容易な住宅改善」（カテゴリ1）のケースと同様に、約1年後に転居する場合にのみ、ベースカテゴリである「住宅改善なし」から「大きな住宅改善」への移動が生じる。ただし、係数の値を見ると、その効果は、「容易な住宅改善」のそれよりも小さいであろうことが予想される。このことは、のちに「容易な住宅改善」と「大きな住宅改善」のあいだの2項選択モデルにおいてあらためて確認することにする。

次に、住宅属性および世帯属性に関する説明変数の主要な結果を、①「容易な住宅改善」、②「大きな住宅改善」という順番で見てください。なお、以下の結果は、モデル1、モデル2、モデル3にほぼ共通して確認できるものである。

① 容易な住宅改善（カテゴリ1）

- 建築年度が古いほど、部屋数が多いほど、さらに住宅の状態が悪いほど、「住宅改善なし」のカテゴリに含まれる回答者が減少し、「容易な住宅改善」に含まれる回答者が増加する。
- モデル3（表11）においてのみ、「新住宅地区」では、「旧住宅地区」に比べて、「住宅改善なし」の比率は減り、「容易な住宅改善」の比率が増える。
- 世帯主の年齢に関しては、前節の分析と同様に、年齢の上昇とともに「住宅改善なし」のカテゴリから「容易な住宅改善」のカテゴリへの移動が生じ、ある年齢以降は逆に、「容易な住宅改善」のカテゴリから「住宅改善なし」のカテゴリへの移動が生じる。
- 世帯人数が増えるほど、「容易な住宅改善」の比率は減り、「住宅改善なし」の比率は増加する。住宅保全支出に関する第3節の分析でも、世帯人数の係数は有意に負であり、その理由として、世帯人数の増加が住宅保全作業の担い手を増やすことになり、住宅保全支出を削減できるようになるという可能性を指摘した。しかし、このモデルではそのような解釈をすることはできない。なぜなら、このモデルは住宅改善を行うか否かという選択自体を問題にしているからである（つまり、住宅改善の量の調整は問題にされない）。それゆえ、例えば、多人数からなる世帯は傾向的に住宅改善にあまり関心を払わなくなる（あるいは払えなくなる）といったような、住宅改善の選好に関する理由が必要になる。ただし、ここではこの仮説を検証することはできない¹⁸⁾。
- 世帯構成については、「単身世帯」に比べて、「子供のいないカップル」および「16歳以上の子供のいる夫婦」の場合、「住宅改善なし」の比率が減り、「容易な住宅改善」の比率が増加する¹⁹⁾。

¹⁸⁾ 前節の住宅保全支出の分析において世帯人数の係数が負であったことも、こうした選好上の理由がかかわっている可能性は捨てきれない。

¹⁹⁾ モデル3（表11）のみ「16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦」の係数が有意に正なのは例外である。

- ・ 最後に、世帯年収が多いほど、「住宅改善なし」のカテゴリから「容易な住宅改善」のカテゴリへの移動が生じる。
- ② 大きな住宅改善（カテゴリ 2）
- ・ 建築年度が古いほど、また住宅の状態の悪化が著しいほど、「大きな住宅改善」の比率が高まるという傾向は、①と同様である。しかし、「大きな住宅改善」に関しては、部屋数の係数が有意ではなくなり、代わって居住面積の係数がモデル 1（表 9）とモデル 2（表 10）で有意に正となっている。
 - ・ 住宅タイプについては、①とは異なり、「集合住宅」、「その他」のタイプともに、係数は有意に負となっている。したがって、「大きな住宅改善」に関しては、これらの住宅タイプにおいて、その実施を困難にさせる住宅の構造上の問題が存在する可能性がある。ただし、住宅保全とは異なり、住宅改善においては、共有地問題はそれほど大きいとは考えられない²⁰⁾。
 - ・ モデル 2（表 10）とモデル 3（表 11）において、「新住宅地区」では、「旧住宅地区」に比べて、「住宅改善なし」のカテゴリから「大きな住宅改善」のカテゴリへと移動が生じる。
 - ・ 世帯主の年齢に関しては①と同様、年齢の上昇とともに「住宅改善なし」の比率が減少し、「大きな住宅改善」の比率が上昇するが、ある年齢以降は逆に、「大きな住宅改善」のカテゴリから「住宅改善なし」のカテゴリへの移動が生じる。
 - ・ 世帯人数、世帯構成、実質年収は①とほぼ同様の結果である²¹⁾。
 - ・ 居住年数の係数は、①と異なり、有意に負である。つまり、居住年数が長いほど、「大きな住宅改善」の回答者は減り、「住宅改善なし」の回答者が増えることになる。

5. 住宅改善の種類に関する実証分析（2 項選択モデル）

前節においては、転居までの約 1 年のあいだに「容易な住宅改善」および「大きな住宅改善」が増加する傾向が確認され、また「容易な住宅改善」の増加のほうが「大きな住宅改善」のそれよりも大きい可能性が示された。さらに、転居の約 2 年前においては逆に、これらの住宅改善がむしろ減少する傾向にあることも示された。これにより、Harding, Miceli and Sirmans (2000)、岩田・山鹿 (2005, 2008) および Iwata and Yamaga (2007) のいう「化粧直し」のような維持改善投資がドイツにおいても確認されたと言える。しかし、前節の分析は、転居予定の有無が「容

²⁰⁾ そもそも、台所、風呂、シャワー、トイレ、窓の設置といった「容易な住宅改善」については共有地問題を想定することはできない。そのことは「大きな住宅改善」に含まれる集中暖房の設置についても同様である。⑤「その他のより大きな住宅改善の措置」に関してのみ、それが集合住宅の共用部分にもかかわるものであれば、共有地問題が発生する可能性がある。

²¹⁾ 「多世代世帯」の係数が有意に正であることは例外である。

易な住宅改善」と「大きな住宅改善」のどちらにより強く影響するのかを直接的に検討したわけではない。それゆえ本節では、「容易な住宅改善」と「大きな住宅改善」の二つの選択肢を被説明変数とする、2項選択モデルを用いた分析を行う。ここで、転居予定のある世帯が「容易な住宅改善」を選ぶ傾向が示されれば、転居直前において「化粧直し」のような維持改善投資が行われるという前節の結論に、さらなる根拠が与えられることになる。

被説明変数の「容易な住宅改善」「大きな住宅改善」の分布は、前節の表8に示されたものと同じである。ただし、「大きな住宅改善」に数値0、「容易な住宅改善」に数値1を与えたいうで推定を行う。説明変数も、前節のものと同じである。ただし、年度ダミーは説明変数から除外した²⁹⁾。

推定は、プーリング・ロジット、固定効果パネル・ロジット、変量効果パネル・ロジットの各モデルを用いて行い、Hausman検定およびLog Likelihood Ratio検定によって変量効果パネル・ロジットが採択された。表12に推計結果が示されている。

推計結果には、説明変数の係数の代わりにオッズ比が示されている。オッズ比が1よりも大きい場合、それは「大きな住宅改善」よりも「容易な住宅改善」を選択する蓋然性が高いということの意味する。例えば、モデル1の「部屋数」のオッズ比は1.055であるから、他の条件は一定のまま部屋数一つ増えると、「容易な住宅改善」を選択する蓋然性は「大きな住宅改善」の1.055倍になるということの意味する。

まず、転居ダミーの結果を見てみよう。「約1年後に転居」のみが有意であり、そのオッズ比は1.602である。それゆえ、約1年後に転居する世帯は、転居までの約1年のあいだ、「大きな住宅改善」よりも「容易な住宅改善」を選択する蓋然性が約1.6倍になる。このことから、ドイツにおける転居前の「化粧直し」のような維持改善投資の存在があらためて確認された。なお、転居ダミーのうち、有意に正であるのが「約1年後に転居」だけであったことは、前節の多項ロジットモデルにおける結果と整合的である。

他の説明変数について確認しておこう。この推定では、多くの説明変数が有意ではなくなっている。モデル1からモデル3に共通して有意なのは、居住面積、部屋数、住宅タイプにおける「集合住宅」だけである。居住面積のオッズ比は1未満なので、「容易な住宅改善」を選択する蓋然性は、居住面積の増加とともに低くなる。逆に、部屋数のオッズ比は1以上なので、部屋数の増加は「容易な住宅改善」を選択する蓋然性を高める。ただし、これらのいずれもその効果は小さい。

一方、住宅タイプにおける「集合住宅」のオッズ比は約1.5であり、「集合住宅」の場合は「戸建て」に比べて「容易な住宅改善」を選択する蓋然性が約1.5倍となる。このことは、前節の多項ロジットモデルで示した結果と整合的である。つまり、「集合住宅」における「大きな住宅改善」

²⁹⁾ 年度ダミーを加えた分析も行ったが、そのほとんどは有意でなく、さらに他の説明変数の推計結果は年度ダミーを除いた推計結果とほとんど変わらなかった。

表12 住宅改善の種類に関する変量効果パネル・ロジットモデルの推計結果
(被説明変数:「大きな住宅改善」=0, 「容易な住宅改善」=1)

説明変数	モデル1		モデル2		モデル3	
	オッズ比	標準誤差	オッズ比	標準誤差	オッズ比	標準誤差
転居ダミー						
約1年後に転居	1.602 ^{***}	0.274				
約2年後に転居			0.801	0.234		
約3年後に転居					0.915	0.262

〈住宅属性〉						
建築年度	1.003	0.030	0.975	0.033	0.970	0.035
居住面積	0.997 ^{***}	0.001	0.997 ^{**}	0.001	0.997 ^{**}	0.001
部屋数	1.055 ^{**}	0.028	1.056 [*]	0.030	1.055 [*]	0.032
住宅タイプ						
戸建て ^{※)}	—		—		—	
集合住宅	1.467 ^{***}	0.152	1.474 ^{***}	0.168	1.456 ^{***}	0.173
その他	1.271	0.223	1.447 ^{**}	0.271	1.537 ^{**}	0.301
住宅地区						
旧住宅地区 ^{※)}	—		—		—	
新住宅地区	1.062	0.097	1.023	0.103	1.040	0.109
その他	1.121	0.111	1.149	0.123	1.120	0.125
住宅の状態	1.104	0.076	1.040	0.078	1.043	0.082

〈世帯属性〉						
世帯主年齢	1.029	0.019	1.019	0.020	1.017	0.021
世帯主年齢の2乗	0.9997 [*]	0.0002	0.9998	0.0002	0.9998	0.0002
世帯人数	1.002	0.056	1.012	0.061	1.014	0.063
世帯構成						
単身世帯 ^{※)}	—		—		—	
子供のいないカップル	1.085	0.140	1.158	0.163	1.229	0.185
片親世帯	0.883	0.188	0.849	0.200	0.909	0.226
16歳未満の子供のいる夫婦	0.905	0.185	0.926	0.207	1.014	0.239
16歳以上の子供のいる夫婦	1.194	0.224	1.197	0.243	1.255	0.268
16歳未満・16歳以上の子供のいる夫婦	0.974	0.244	1.013	0.274	1.130	0.321
多世代世帯	0.894	0.296	0.884	0.315	1.003	0.368
その他	1.052	0.293	1.079	0.319	1.095	0.336
居住年数	1.003	0.003	1.005	0.003	1.006 [*]	0.003
実質年収(対数)	0.933	0.068	0.959	0.076	0.949	0.079
sigma_u	1.034	0.062	1.074	0.068	1.059	0.073
rho	0.245	0.022	0.260	0.024	0.254	0.026

Number of obs	7,580		6,626		5,921	
Number of groups	3,280		2,948		2,701	
Log likelihood	-4,598.55		-4,013.03		-3,598.56	
Wald chi2(21)	55.60		40.34		35.97	
Prob > chi2	0.0001		0.0068		0.022	
Likelihood-ratio test of rho=0	chibar2(01)=185.91 Prob>=chibar2=0.000		chibar2(01)=173.60 Prob>=chibar2=0.000		chibar2(01)=143.96 Prob>=chibar2=0.000	

注1) モデル1は1991-2006年, モデル2は1991-2005年, モデル3は1991-2004年の旧西ドイツ地域の持ち家世帯。

注2) ^{※)}は, 参照カテゴリ。 注3) ^{***}1%有意水準, ^{**}5%有意水準, ^{*}10%有意水準。

は、住宅の構造上の問題のために「容易な住宅改善」を行うよりも制約が大きいと考えられるのである。

世帯属性に関する説明変数は、モデル1の「世帯主年齢の2乗」とモデル3の居住年数を除いて全て有意ではないが、とりわけ、実質年収が有意でないのは興味深い結果と言えよう。

6. むすびにかえて

本稿では、ドイツの中古住宅市場に転売外部性が存在するのかを、GSOEPを用いて実証的に検討した。その結果、①ドイツにおいてもたしかに転売外部性が発生していることが確認された。さらに、②Harding, Miceli and Sirmans (2000), 岩田・山鹿 (2005, 2008) およびIwata and Yamaga (2007)が指摘したように、転居前に「化粧直し」のような維持改善投資がなされる傾向も確認することができた。加えて、③住宅保全における転売外部性が観察されるのは、転居までのおよそ2年程度であることが示された。

以上のことは、日独の中古住宅市場において、情報の非対称性に起因する同様の問題が生じていることを意味する。山崎 (1999) や岩田・山鹿 (2005) が指摘するように、日本の中古住宅市場にとってこの問題の解消は重要である。しかし、第1節で見たように、両国におけるリフォーム投資の割合は大きく異なっている。つまり、ドイツでは、転売外部性の問題が発生しているとはいえ、リフォーム投資の割合は決して小さくはないのである。さらに、統計によれば、住宅の平均寿命は日本が約29年、ドイツが約70年であり、ドイツのほうが明らかに長い。それゆえ、Chinloy (1978)が指摘した低品質の住宅による良質の住宅の「駆逐」は、ドイツでは現実味がない。日本とドイツのあいだのこの違いは、いったい何を意味するのであろうか。

第一に、両国で発生している転売外部性にはその影響度に違いがある、ということが考えられる。それを明らかにするためには、(a) 転売外部性が観察される時間の長さ、(b) 転売外部性によって低下する維持改善投資額の大きさ、が両国のあいだで比較検討されなければならない。

(a) に関しては、本稿において検討された。上記の結論③、つまり維持改善投資額の低下が生じるのは2年程度であるということからして、ドイツにおける転売外部性の影響は比較的軽微である、という解釈も可能かもしれない。ただし、日本における転売外部性の影響の長さと同様比較したうえで見解ではないことに留意しなければならない。さらに、(b) に関しては、減少した投資額を計算することは可能であるが、Iwata and Yamaga (2007)と本稿ではモデルの前提が異なるため、ここで単純な比較をすることはできない。以上の諸点は、今後に残された課題である。

第二に、日本とドイツのあいだに見られる中古住宅市場の規模やリフォーム投資の割合の違いを説明できる要因には、当然のことながら、転売外部性の他にもさまざまなものがありうるとい

うことに留意しなければならない。先述のとおり、たしかに日本の中古住宅市場においては、情報の非対称性の存在は決して軽視されてはならない問題であり、事実、中古住宅の評価システム、情報提供システムが整備されてこなかったために、中古住宅の流通が阻害されてきたことは否めない²³⁾。欧米諸国では、全住宅取引量（新築住宅着工数+既存住宅取引戸数）に占める中古住宅流通量の割合が7割以上を占める国が多いが²⁴⁾、日本ではわずか13.1%（2003年）にすぎないのである。しかし、情報の非対称性だけが中古住宅市場の発展を阻害してきた原因ではない。住宅が古くなると新たに立て替えを行うといった、より新しい住宅への強い選好²⁵⁾、不動産取得税・譲渡所得税などが住宅の売却やその質的改善を阻害するという、政策による歪みの効果²⁶⁾なども、同時に検討されなければならないのである。転売外部性は中古住宅市場の発展を阻害するひとつの要因であると相対化する視点が必要であり、それゆえ、「その他」の要因に関しても他国との比較検討を進めていく意義は、きわめて大きいであろう。

最後に、実証分析において十分に配慮できなかった問題を挙げて、本稿のむすびにかえたい。第一に、Iwata and Yamaga (2007)および岩田・山鹿（2008）では、転居ダミーの内生性の問題が配慮され、Treatment Effects ModelおよびBivariate Probit Modelによる推定がなされた。転居ダミーの内生性とは、転居の選択と維持改善投資額、あるいは転居の選択とリフォーム内容の選択が独立ではない場合に発生する問題である。本稿では、この内生性の問題を考慮した分析がなされなかった。第二に、本稿においては、住宅保全を行うか否かを決定する要因と、どれくらいの額を支出するかを決定する要因はほぼ同じであると想定し、標準のトービットモデルに基づく分析がなされた。しかし、それらが異なる場合、タイプIIのトービットモデルによる分析（ヘックマンの二段階推定法）がより適している。第三に、住宅改善の種類に関する分析では、順序選択の構造、あるいは入れ子型の構造を想定することも可能かもしれない。前者の場合には順序ロジットや順序プロビット、後者の場合にはネスティッド・ロジットを利用することが可能である。以上の分析手法による推定と、本稿における推計結果との比較に関しては、今後の課題としたい。

（謝辞）

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。

²³⁾ 例えば、山崎(1999)の第12章、島田(2003)を参照。なお、日本の既存住宅の性能表示制度は、2002年になってようやく導入された。

²⁴⁾ 例えば、アメリカ76.1%（2002年）、イギリス88.2%（2003年）、フランス71.4%（2004年）である。『平成16年版国土交通白書』を参照。

²⁵⁾ 小松幸夫(2000)は、日本におけるスクラップ・アンド・ビルドの傾向の原因として、1)生活水準の劇的な変化、2)生活様式の変化、3)土地神話を挙げている。

²⁶⁾ 山崎(1997)を参照。

参考文献

- 岩田真一郎・山鹿久木（2005）「住宅所有者の転売とりフォーム」『都市住宅学』No. 51, 23-28頁。
- 岩田真一郎・山鹿久木（2008）「中古住宅市場における転売外部性の実証分析」『住宅土地経済』No. 69, 23-28頁。
- 鎌田隆英（2007）「長寿命化を支える取り組み」『建設リサイクル』Vol. 41, 11-16頁。
- 国土交通省（2004）「新たな住宅政策に対応した制度的枠組みはいかにあるべきか」（諮問趣旨説明参考資料5）(<http://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/house/singi/syakaishihon/bunkakai/7bunkakai/7bunka7-5.pdf>)
- 国土交通省（2004）『平成16年版国土交通白書』ぎょうせい。
- 国土交通省（2008）『平成20年住宅需要実態調査』。
- 小松幸夫（2000）「住宅寿命について」『住宅問題研究』Vol. 16 (2), 5-20頁。
- 島田晴雄・住宅市場研究会ワーキンググループ（2003）『住宅市場改革』東洋経済新報社。
- 水原渉（1985）『西ドイツの国土・都市の計画と住宅政策』ドメス出版。
- 山崎福寿（1997）「中古市場の機能と建築コスト」『住宅土地経済』No. 26, 10-19頁。
- 山崎福寿（1999）『土地と住宅市場の経済分析』東京大学出版会。
- Boehm, T. P. and K. R. Ihlanfeldt (1986) “The Improvement Expenditures of Urban Homeowners: An Empirical Analysis,” *AREUEA Journal*, 14(1), pp. 48-60.
- Bogdon, A. S. (1996) “Homeowner Renovation and Repair: The Decision to Hire Someone Else to Do the Project,” *Journal of Housing Economics*, 5(4), pp. 323-350.
- Chinloy, P. (1978) “Depreciation, Adverse Selection and Housing Markets,” *Journal of Urban Economics*, 5(2), pp. 172-187.
- Harding, J., T. J. Miceli and C. F. Sirmans (2000) “Do Owners Take Better Care of Their Housing than Renters?” *Real Estate Economics*, 28(4), pp. 663-681.
- Iwata, S. and H. Yamaga (2007), “Resale Externality and the Used Housing Market,” *Real Estate Economics*, 35(3), pp. 331-347.
- Knight, J. R., T. J. Miceli and C. F. Sirmans (2000) “Repair Expenses, Selling Contracts and House Prices,” *Journal of Real Estate Research*, 20(3), pp. 323-336.
- Montgomery, C. (1992) “Explaining Home Improvement in the Context of Household Investment in Residential Housing,” *Journal of Urban Economics*, 32(3), pp. 326-350.

資料

巻末1 表6の年度ダミー

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
1985年	3.09%	3.39%	3.68%	4.06%
1986年	3.05%	3.31%	3.61%	3.98%
1987年	3.12%	3.39%	3.69%	4.06%
1988年	2.97%	3.23%	3.51%	3.87%
1989年	2.91%	3.17%	3.45%	3.79%
1990年	2.94%	3.20%	3.47%	3.81%
1991年	2.96%	3.20%	3.48%	3.81%
1992年	3.00%	3.24%	3.52%	3.84%
1993年	2.96%	3.21%	3.47%	3.82%
1994年	3.02%	3.26%	3.53%	3.87%
1995年	3.05%	3.32%	3.59%	3.94%
1996年	3.10%	3.35%	3.63%	3.96%
1997年	3.13%	3.40%	3.67%	4.02%
1998年	3.70%	4.01%	4.35%	4.75%
1999年	3.66%	3.97%	4.28%	4.68%
2000年	7.60%	8.26%	9.00%	9.93%
2001年	6.88%	7.49%	8.16%	9.02%
2002年	8.16%	8.89%	9.71%	10.69%
2003年	7.75%	8.46%	9.20%	10.11%
2004年	7.60%	8.27%	8.99%	
2005年	7.35%	7.99%		
2006年	8.01%			
サンプルサイズ	51,736	46,848	42,436	38,056

巻末2 表7の年度ダミーの推計結果

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年度ダミー								
1985年 ^{※)}								
1986年	0.470 **	0.201	0.487 **	0.200	0.464 **	0.201	0.462 **	0.202
1987年	0.473 **	0.200	0.521 ***	0.199	0.496 **	0.200	0.487 **	0.201
1988年	0.342 *	0.203	0.355 *	0.201	0.355 *	0.202	0.347 *	0.204
1989年	0.716 ***	0.203	0.748 ***	0.202	0.751 ***	0.203	0.737 ***	0.204
1990年	0.961 ***	0.203	0.979 ***	0.201	0.976 ***	0.202	0.947 ***	0.204
1991年	0.424 **	0.203	0.453 **	0.202	0.439 **	0.203	0.402 **	0.205
1992年	0.493 **	0.203	0.479 **	0.202	0.483 **	0.203	0.447 **	0.205
1993年	0.490 **	0.203	0.535 ***	0.202	0.491 **	0.203	0.468 **	0.205
1994年	0.718 ***	0.202	0.777 ***	0.201	0.794 ***	0.202	0.788 ***	0.204
1995年	0.645 ***	0.202	0.698 ***	0.200	0.698 ***	0.202	0.727 ***	0.203
1996年	0.834 ***	0.201	0.897 ***	0.200	0.900 ***	0.201	0.899 ***	0.203
1997年	0.442 **	0.201	0.493 **	0.200	0.471 **	0.201	0.485 **	0.203
1998年	0.856 ***	0.193	0.905 ***	0.192	0.930 ***	0.193	0.901 ***	0.195
1999年	0.819 ***	0.194	0.888 ***	0.193	0.902 ***	0.194	0.908 ***	0.196
2000年	-0.010	0.170	0.011	0.169	0.021	0.170	0.009	0.171
2001年	0.273	0.173	0.318 *	0.172	0.333 *	0.173	0.335 *	0.174
2002年	0.085	0.169	0.117	0.168	0.125	0.169	0.110	0.171
2003年	0.517 ***	0.170	0.576 ***	0.169	0.587 ***	0.170	0.596 ***	0.172
2004年	0.587 ***	0.171	0.628 ***	0.170	0.664 ***	0.171		
2005年	0.507 ***	0.172	0.548 ***	0.171				
2006年	0.524 ***	0.170						