

ドイツにおける住宅手当の政策効果：再考

メタデータ	言語: ja 出版者: 静岡大学人文社会科学部 公開日: 2020-11-13 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/10.14945/00027753

論 説

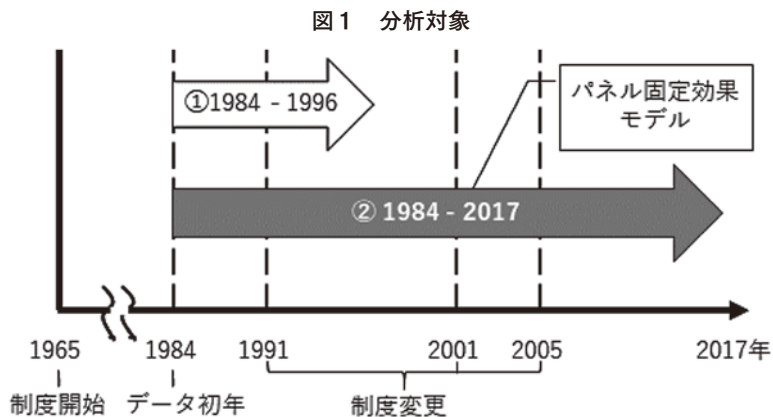
ドイツにおける住宅手当の政策効果：再考

高 倉 博 樹

1. 本稿の課題

本研究の目的は、ドイツにおける住宅手当（Wohngeld）の政策効果を検証することである。住宅手当法第1条では、「適切でかつ家族に適した居住を経済的に保障する」ことが住宅手当の目的と定められている。前半は“住まいの質的改善”，後半は“居住費負担の軽減”と理解することができる。したがって、本稿では、住宅手当がこれら2つの目的をどの程度達成しているかを実証的に検証することになる。

筆者はかつて、高倉（2001）¹⁾において同様の分析を試みた（図1の①）。すなわち、Börsch-Supan und Reil-Held（1993）の分析手法に依拠しつつ、SOEP（ドイツ社会経済パネル）を利用して1984年から1996年の旧西ドイツ地域を対象とする分析を行った。この研究では、住宅手当による家賃負担率の軽減効果はおよそ10%ポイントであり、また住宅手当受給額のうちの約19.3%が住まいの質的改善に支出されているとの結論を得た。この結果は、住宅手当が政策目的に対して整合的な効果を有していたと解釈することができる。



¹⁾高倉（2001），pp. 168-176.

しかしながら、後述するように、ドイツの住宅手当制度はその後、いくつかの重要な制度変更を経て現在に至っており（図1の1991年、2001年、2005年）、上記分析においては、それらの影響が考慮されていない。したがって、本稿では分析対象を1984年から2017年とし、制度変更の影響も考察する（図1の②）。さらに、高倉（2001）ではパネルデータの利点を十分に活用しきれていなかったため²⁾、本稿における分析では、パネル固定効果モデルを用いることにより分析方法の改善を図る。

また、政策効果の再検証とともに、住宅手当は公的借家供給を完全に代替しうるか、という点についても検討する。第2次大戦後のドイツでは、公的借家供給に相当する社会的住宅建設（Sozialer Wohnungsbau）が住宅政策において重要な役割を果たしてきた。しかし、1980年代以降、“対物助成（Objektförderung）から対人助成（Subjektförderung）への転換”という議論、つまり住宅政策の重点を社会的住宅建設から住宅手当に移行すべきという議論が強まった³⁾。高倉（2001）では、住宅手当だけでは対処しえない問題が存在しうることを解約世帯の分析から示すことにより、社会的住宅建設には一定の役割があることを明らかにした。本稿では、現在においてもその結論が妥当するのかどうかを確認する。

2. ドイツの住宅手当制度

2.1. 制度の概要

ドイツの住宅手当は、端的に言えば低所得世帯へ居住費の一部を支給する制度である⁴⁾。住宅手当には、借家人に対する家賃補助（Mietzuschuss）だけではなく、持ち家世帯に対する負担補助（Lastenzuschuss）もある。ただし、前者の受給世帯は全体の9割以上、後者は1割にも満たないため、本稿では家賃補助のみを分析の対象とする。

住宅手当の給付額は、世帯所得、世帯人数、家賃に応じて決まる。すなわち、世帯所得が少ないほど、また世帯人数が多いほど、さらに家賃が高いほど、給付額は高くなる設計となっている。ただし、家賃には給付の対象となる最高限度額が設定されており、これを規定する家賃等級が借家市場の状況に応じて基礎自治体ごとに定められている⁵⁾。受給条件を満たしているかをタイム

²⁾ 当時の分析ソフトに規定されて、また先行研究との比較可能性を重視したことから、主として年ダミーを加えたプーリング・モデルに依拠した。

³⁾ こうした主張の根拠とされた社会的住宅建設の欠点と住宅手当の利点については、高倉（1998）、pp. 60-62を参照。

⁴⁾ 住宅手当は住宅扶助を含む社会扶助（Sozialhilfe）とは別の制度であり、また、個人ではなく世帯を給付対象とする。

⁵⁾ 家賃が最高限度額を超えていても住宅手当は支給されるが、超過部分は住宅手当増額の対象とはならない。現在、家賃等級Iから家賃等級VIまでがあり、等級が高いほど家賃の最高限度額が高い。

りにチェックする観点から、世帯は1年ごとに申請しなければならない。2020年現在の二人世帯の平均受給月額、およそ190ユーロである⁶⁾。

制度が導入されてから受給世帯が最も多かったのは2004年であり、全世帯の約7%（約352万世帯）が住宅手当を受給していたが、2017年には1.4%（約60万世帯）にまで低下している⁷⁾。それに伴い、住宅手当支出も、約52億ユーロから約11億ユーロへと減少した⁸⁾。

2.2. 制度の歴史の変遷

表1には、住宅手当が導入された1965年から近年に至るまでの、同制度の主要な制度変更がまとめられている。この表に沿って、それぞれの時期における住宅手当の特徴をみていくことにしよう。

表1 住宅手当制度の変遷

(1) 1965-1969年	• 社会扶助との併給禁止
(2) 1970-1990年	• 社会扶助との併給可 • 目的水準の引き上げ：「最低限度の確保や社会的過酷の回避」から「適切かつ家族に適した居住の保障」へ
(3) 1991-2000年	• 一括計算型住宅手当の導入 • 旧東ドイツ地域への特別措置
(4) 2001-2004年	• 一括計算型住宅手当の廃止
(5) 2005年以降	• ハルツ第4法改革に伴う、社会扶助等受給者の住宅手当からの除外

出所) 筆者作成

(1) 1965-1969年

ドイツにおいて住宅手当が本格的に導入されたのは、1965年の第1次住宅手当法（以下、第1次法）による。それ以前にも家賃補助、負担補助に相当する制度が存在したが、同法により制度として一本化され、そこで初めて「住宅手当（Wohngeld）」の語が用いられた⁹⁾。この時期の制度の特徴として押さえておくべき点は、社会扶助もしくは戦争犠牲者援護（以下では便宜上、「社会扶助」とのみ記す）を受給している場合には、住宅手当の受給は認められなかったということである。

⁶⁾ 2020年1月に給付水準の引き上げがなされたが、それ以前の平均受給額は145ユーロであった。Vgl. Bundesministerium der Innern, für Bau und Heimat (2020), S. 4.

⁷⁾ 2005年の制度変更の影響が大きい、それについては後述する。

⁸⁾ 住宅手当の財源は、連邦と州が折半で負担している。

⁹⁾ 嶋田 (2015), pp. 47-50.

(2) 1970-1990年

しかし、この併給禁止の運用は連邦憲法裁判所により違憲とされたため、1970年の第2次住宅手当法（以下、第2次法）では、社会扶助との併給が認められることになる。また、第1次法では、住まいに関する「最低限度の確保や社会的過酷の回避」が同制度の目的とされていたが、第2次法では、「適切かつ家族に適した居住の保障」へと目的の水準が引き上げられたことも指摘しておかねばならない¹⁰⁾。

(3) 1991-2000年

この時期の重要な変化のひとつは、一括計算型住宅手当（Pauschalisiertes Wohngeld）の導入である。先述のとおり、1970年以降、社会扶助受給者も住宅手当を受給できることとなったが、社会扶助と住宅手当の二重手続きの問題、それに伴う行政コストの問題がたびたび議論となった¹¹⁾。これらの問題を解消すべく、一括計算型住宅手当が導入されたのである。具体的には、社会扶助受給者は、申請を要せず住宅手当を受給できることとなった。すなわち、社会扶助の制度内で給付の対象となる住居費が認定され、そのうちのおよそ50%が住宅手当として支給され、残りの約50%が社会扶助から支給されることになったのである¹²⁾。

もう一つの重要な変化は、東西ドイツ統一への対応である。旧東ドイツ地域（新連邦州）を対象とする1991年の住宅手当特別法によって、同地域における承認手続きの簡素化ならびに保障水準の引き上げが図られた。旧東ドイツ地域に対する特別規定が完全になくなって東西における制度の統一的運用が始まるのは、2005年からである。

(4) 2001-2004年

一括計算型住宅手当は結果として、一般の住宅手当（Tabellenwohngeld：一覧表型住宅手当）よりも多くの額を支給する傾向を有し、これら制度間の不均衡が問題視されることとなる。すなわち、一覧表型住宅手当の場合、世帯人数、世帯所得および（最高限度額以内の）家賃に応じて給付水準が決まるが、社会扶助受給者が受け取る住宅手当は、社会扶助において認められた住居

¹⁰⁾ なお、これ以前からも、住宅手当の給付水準は、経済状況ならびに住宅市場の状況を考慮しつつ、現在に至るまで繰り返し引き上げられてきた。

¹¹⁾ 社会扶助受給者は、類似の給付がある場合にそれを活用しなければならず、したがって、住宅手当に申請しなければならない。が、住宅手当は収入認定されるため社会扶助給付は減額される。それゆえ、社会扶助受給者にとって金額面でのメリットはない。また、住宅手当の認定には時間がかかるため、直ちに困窮に対処すべきものとしての社会扶助が、先行的に実施される。したがって、遅れて認定された住宅手当は、受給者から社会扶助を担う自治体に返還されるか、あるいは自治体が住宅手当行政庁に償還請求をする、ということになり、事務コストの増加をもたらした。詳しくは嶋田（2015）、pp. 64-65を参照。

¹²⁾ 50%という値は全ての州に一律適用というわけではなく、州ごとに調整された50%前後の値が定められていた。実務においては、まず市町村が社会扶助受給者に住居費援助相当分を全額支給し、それに定率（例えば50%）をかけた額について、市町村が住宅手当行政庁に償還請求することになった。これにより、市町村にとっては個々の住宅手当の代理申請や代理受給の手続きをする必要がなくなり、住宅手当行政庁にとっても、社会扶助受給者の個々の住宅手当の承認事務が不要となったため、双方にとって事務コストは大幅に削減された。嶋田（2015）、pp. 67-68。

費の約50%である。こうした給付額の決定ルールの違いにより、給付水準のアンバランスが発生した。また、連邦、州ならびに市町村のあいだの財政負担に関する駆け引きという事情があった。住宅手当は連邦と州が折半して財源を負担していたが、社会扶助の財源を担うのは市町村である。一括計算型住宅手当の導入により、それまで市町村が社会扶助の枠内で担っていた住居費給付の半分を、連邦と州が負担することになったのであった。1990年代以降、社会扶助受給者が増加すると、一括計算型住宅手当を通じた連邦および州の負担も増えることになり、その財政負担軽減が企図されるようになるのである。

こうした経緯により、2001年に一括計算型住宅手当は廃止され、社会扶助受給者に対する住宅手当は特別家賃補助 (besonderer Mietzuschuss) として位置づけられた。これにより、給付額の算定は基本的に、一般の住宅手当で適用される家賃上限に基づくものとされた。ただし、住宅手当に対する個別の申請を要せず社会扶助給付と一体で処理される方式は維持された。また、支給される住宅手当は減少するが、その減少分は社会扶助からの住居費給付で賄われるため、社会扶助受給者にとって、「住居費に対する公的援助」という括りでの影響はなかったといつてよい。

(5) 2005年以降

2005年は、ハルツ第4法改革によって社会給付の仕組みが大きく変えられた年であり、それに合わせて、住宅手当にも大きな変化が生じた。

ハルツ第4法改革によって新たな社会給付が導入されたが、それらのうち、求職者基礎保障に基づく失業手当II (Arbeitslosengeld II)、社会扶助に基づく生計扶助 (Hilfe zum Lebensunterhalt)、老齢期稼働能力減少時基礎保障 (Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung) (以下ではこれらを便宜上、「社会扶助等」と記す) の受給者は、これらの給付において住居費が考慮されている場合、住宅手当の対象から除外されることとなった¹³⁾。ただし、除外理由となる給付を受けている者とそうでない者が混在している場合 (これらの世帯を「混合世帯 (Mischhaushalt)」という)、除外されていない者の世帯全体に対する割合に応じて住宅手当は支給される。

以上のようにして、いわゆる公的扶助に該当する者にはもはや住宅手当は支給せず、公的扶助としての住居費給付のみに一本化することが図られたのである¹⁴⁾。

¹³⁾ なお、これらの給付の受給対象者には、給付の選択権が認められている。例えば、失業手当IIを放棄し、住宅手当を受給する、などである。嶋田 (2015), pp. 78-79。

¹⁴⁾ 社会扶助等受給者の住宅手当からの除外は、そのままでは1969年の連邦憲法裁判所による違憲決定に抵触するリスクがあった。例えば、社会扶助等は返還請求の対象となりうる給付であるが、住宅手当はそうではなく、その意味で両者は公平ではないのである。したがって、違憲リスクを回避するために、社会扶助等にかかる返還請求について、住居費給付のうち56%までは返還を要しないこととされた。嶋田 (2015), p. 79。

2.3. 制度変更によって予想される影響

前項で確認した制度変更は、住宅手当の給付対象と給付水準に影響を与えたと考えられる。したがってここでは、①住宅手当の受給確率（社会扶助受給者、旧東ドイツ地域）、ならびに②住まいの質的改善効果に対して、各時期の制度変更がどのような影響を与えた可能性があるかを整理しておこう。それをまとめたものが表2である。なお、本稿の実証分析では、1984年以降のデータを利用するため、表1における(1)から(2)への制度変更の影響は考察されないことに注意されたい。

表2 予想される制度変更の影響

	①住宅手当の受給確率		②住まいの質的改善効果
	社会扶助受給者	旧東ドイツ地域	
(2) 1970-1990年	—	—	—
(3) 1991-2000年	(2)より高い	旧西ドイツ地域より高い	(2)より高い
(4) 2001-2004年	(3)とほぼ同じ		(3)より低い
(5) 2005年以降	(4)より低い	旧西ドイツ地域とほぼ同じ	不明

①住宅手当の受給確率

：社会扶助（等）受給者

(3)における一括計算型住宅手当の導入による影響として、社会扶助受給者の住宅手当受給確率が上昇したであろうことが予想される。1970年からすでに社会扶助受給者も住宅手当を受給することは可能であったが、1991年の一括計算型住宅手当の導入によって、二重手続きの煩雑さがなくなったからである。(4)に該当する制度変更は、一括計算型住宅手当の廃止であった。しかし、同制度が廃止されたといっても、社会扶助受給者は住宅手当に申請せずともこれを受給できるようになっていたから、その受給確率は(3)とほぼ同じと考えられる。(5)における制度変更は、社会扶助等受給者の住宅手当からの除外であった。これにより、社会扶助等受給者の住宅手当受給確率は当然、低下するものと考えられる¹⁵⁾。

：旧東ドイツ地域

(3)と(4)の時期は旧東ドイツ地域に特別規定が適用されていたため、その住宅手当の受給確率は、旧西ドイツ地域におけるそれよりも高いと考えられるが、制度の統一的運用が開始された(5)の2005年以降は、両地域における差はほぼないことが予想される。

¹⁵⁾「混合世帯」が存在するために、社会扶助等受給者がいる世帯の全てが住宅手当を受給しなくなるわけではない。

②住まいの質的改善効果

(3)における“住まいの質的改善”の効果については、一括計算型住宅手当によって平均的受給額が増加したことにより上昇したと考えられる。しかし、一括計算型住宅手当が廃止された(4)の時期になると、“住まいの質的改善”の効果については低下したと予想できる。なぜなら、社会扶助受給者も一般の住宅手当と同じルールに基づいて支給額が決められることになったため、全受給者の平均的受給額は低下したと考えられるからである¹⁶⁾。ただし、(5)の時期になされた社会扶助等受給者の住宅手当からの除外によって、住宅手当の平均的受給額が減少するのか、またそれに伴って“住まいの質的改善”の効果が低下するのかどうかは予想できない。

3. 実証分析

以下では、制度変更の影響も考慮しつつ、主として住宅手当の受給要因と住宅手当による“住まいの質的改善効果”を分析していく。しかしその分析に入る前に、住宅手当による“家賃負担軽減効果”について、住宅手当の公的報告書である Wohngeld- und Mietenbericht に基づき確認しておこう。

3.1. 家賃負担軽減効果

表3は、1986年から2017年の期間について、住宅手当受給世帯の平均家賃負担率を受給前と受給後で比較したものである。家賃負担率とは、世帯所得に占める家賃支出の割合を意味する。

受給前の家賃負担率と受給後のそれは、年によって少なからず変動がみられるが、その差を住宅手当による家賃負担の“軽減効果”と解するならば、それはおおむね10%ポイント前後を推移しており、決して小さくはない（最大は2004年の13.1%ポイント、最小は2008年の6%ポイント）。ここから、住宅手当は、その政策目的の一つである“家賃負担軽減効果”を有しているとみて差し支えないだろう。

¹⁶⁾ このように、社会扶助受給者に支給される住宅手当は減少するが、2.2.(4)で述べたように、その減少分は社会扶助からの住居費給付で補足的に賄われるため、社会扶助受給者への「住居費に関する公的援助」という意味では、同制度の廃止による影響は中立的である。ただし、本稿において検討するのは「住宅手当」の政策効果であり、「住居費に関する公的援助」全般の効果ではないため、一括計算型住宅手当の廃止に伴う平均的受給額の減少に注目する。

表 3 住宅手当受給世帯の平均家賃負担率（％，％ポイント）

年度	受給前	受給後	軽減効果	年度	受給前	受給後	軽減効果
1986年	32.3	20.9	11.4	2003年	42.9	30.1	12.8
1988年	33.0	22.0	11.0	2004年	43.8	30.7	13.1
1990年	33.7	23.0	10.7	2005年	40.6	31.6	9.0
1991年	33.7	23.7	10.0	2006年	41.0	33.0	8.0
1992年	34.4	25.1	9.3	2007年	39.0	32.0	7.0
1993年	35.5	26.7	8.8	2008年	39.0	33.0	6.0
1994年	36.7	28.1	8.6	2009年	39.6	27.6	12.0
1995年	37.8	29.2	8.6	2010年	39.8	27.4	12.4
1996年	38.1	29.5	8.6	2011年	40.3	29.8	10.5
1997年	38.9	30.1	8.8	2012年	40.3	30.3	10.0
1998年	39.6	30.6	9.0	2013年	40.6	31.1	9.5
1999年	39.1	30.2	8.9	2014年	40.2	31.5	8.7
2000年	39.0	30.4	8.6	2015年	39.9	31.2	8.7
2001年	41.0	28.6	12.4	2016年	35.9	24.4	11.5
2002年	41.2	29.3	11.9	2017年	35.9	25.1	10.8

出所) Bundesregierung, *Wohngeld- und Mietenbericht*, 1991, 1993, 1997, 1999, 2002, 2006, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018.

注 1) 2001年までは旧西ドイツ地域のみ。

注 2) 2006年から2008年の数値は資料に小数点以下の記載なし。

3. 2. 家賃の要因分解

本項では、以降の分析の準備として家賃の要因分解を行う。ヘドニック・アプローチにより、実際に支出された家賃のうち、住宅の質によって決まる部分とそうでない部分を分離する作業である。住宅の質によって決まる家賃支出（以下、「質的家賃支出」と記す）を増やす効果を住宅手当が有しているのであれば、それは政策目的の一つである“住まいの質的改善効果”とみなすことができる。

利用するデータはSOEP (Sozio-ökonomisches Panel：ドイツ社会経済パネル) である。これは、DIW (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung：ドイツ経済研究所) が1984年から毎年収集しているドイツの社会生活に関するアンケート調査であり、同一世帯・同一個人の追跡調査(Longitudinal Data) であることに大きな特徴がある¹⁷⁾。調査初年の1984年から2017年にかけて、世帯のサンプルサイズは約5,600から約19,000へ、個人のサンプルサイズは約12,000から約31,000へと拡大している。

「質的家賃支出」を導出するために、まず、ヘドニック回帰によって家賃水準を規定する住宅属性のウェイトを固定効果モデルによって推計する。すなわち、

¹⁷⁾ SOEPについてはGoebel, J. et al. (2019) を参照のこと。

$$\ln R_{sit} = \alpha + X_{it}\beta + v_i + u_{it} \quad (i=1, \dots, N; t=1, \dots, T)$$

i は個々の住宅を、 t は時間を表し、左辺の R_{sit} は質的家賃支出、右辺の X_{it} は住宅属性のベクトル、 v_i は時間に関して不変な個体固有の効果、 u_{it} は誤差項である¹⁸⁾。左辺は対数値であるため、回帰係数 β は、 X が1単位増加したときの家賃の増加率(%)を表す。それぞれの時点における個々の住宅($i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$)の実際の家賃支出(つまり実測値)を R_{it} とすると、それは質的家賃支出 R_{sit} と乖離するはずである。その乖離は次のように示すことができる。

$$P_{it} = R_{it}/R_{sit}$$

両辺の対数をとると、

$$\ln P_{it} = \ln R_{it} - \ln R_{sit}$$

となり、同式は、

$$\text{残差} = \text{実測値} - \text{予測値}$$

の関係を示していることが分かる。すなわち、ヘドニック回帰の残差は“質で説明できない家賃支出(の対数値)”ということになる¹⁹⁾。このヘドニック回帰の推計結果を用いて、それぞれの時点における個々の住宅の「質的家賃支出」ならびに「質で説明できない家賃支出」を計算することが可能となる。

表4は、ヘドニック回帰の推計結果である²⁰⁾。「居住面積」、「部屋数」は連続変数、その他はカテゴリカル変数である(参照カテゴリはハイフン(-)で示している)。「住宅設備」に関する質問内容が1984年から2017年の間に変わっていったため、それに合わせて分析を3つの期間に分けて行った(表中のA, B, C)²¹⁾。

決定係数に注目すると、家賃の変動のうち約41%から約58%が住まいの質的要因によって説明できることが分かる。この推計結果を用いて、「質的家賃支出」と「質で説明できない家賃支出」

¹⁸⁾ 住宅属性として、「住宅設備」、「居住面積」、「部屋数」、「住宅タイプ」、「居住地域」、「建築年度」、「社会住宅か否か」、「東西ダミー」、「年ダミー」を利用した。「居住面積」と「部屋数」については、VIF基準に基づき多重共線性の問題がないことを確認している。“時間に関して不変な個体固有の効果”に該当するものとしては、データの制約から住宅属性の変数に含められなかった「都心への距離」等が考えられる。

¹⁹⁾ この家賃部分は、住宅属性(つまり住宅の質)以外の要因に規定される。例えば、借家市場の需給関係の変化(移民の局地的急増による借家市場の逼迫など)が考えられよう。

²⁰⁾ F検定とHausman検定により、プーリング回帰モデルや変量効果モデルではなく、固定効果モデルが採択された。

²¹⁾ 32年に渡る分析期間において、“台所”、“バス/シャワー”、“トイレ”、“集中暖房”といった基礎的な設備が当たり前のものとなってSOEPの質問項目から外れ、代わって“温水・ボイラー”、“警報装置”、“床暖房”、“エレベーター”、“ソーラーパネル”といった新たな設備の有無がSOEPの質問項目に加えられていった。

表4 家賃水準を規定する住宅属性のウエイト

説明変数	回帰係数		
	A) 1984-1990	B) 1991-2008	C) 2009-2017
(定数項)	4.483 ***	3.556 ***	5.499 ***
住宅設備			
台所	-0.028	0.058 ***	
バス／シャワー	0.215 ***	0.163 ***	
トイレ	0.029	0.267 ***	
集中暖房	0.216 ***	0.260 ***	
バルコニー／テラス	0.078 ***	0.076 ***	0.048 ***
地下室	0.108 ***	0.028 ***	0.031 ***
庭	-0.012	-0.015 ***	-0.002
温水・ボイラー		0.036 ***	
警報装置			-0.003
床暖房			0.028 ***
エレベータ			0.056 ***
ソーラーパネル			-0.034 ***
居住面積 (m ²)	0.006 ***	0.007 ***	0.006 ***
部屋数	0.010 ***	0.012 ***	0.030 ***
住宅タイプ			
農業用住宅	-0.029	-0.057 ***	-0.113 ***
戸建て一世帯／二世帯住宅	-0.176 ***	-0.041 ***	-0.095 ***
連棟一世帯／二世帯住宅	-0.057 ***	0.023 **	0.040 ***
3戸から4戸の住宅建造物	-0.074 ***	0.037 ***	0.016 *
5戸から8戸の住宅建造物	-0.017	0.041 ***	0.012
9戸以上の住宅建造物	—	—	—
その他の住宅	-0.077 ***	-0.142 ***	-0.087 ***
居住地域			
旧住宅地区	—	—	—
新住宅地区	0.009	0.000	0.001
混合地域	0.033 ***	0.023 ***	0.007 *
商業地域	0.136 ***	0.009	0.006
工業地域	-0.045	-0.055 **	-0.007
その他の地域	0.039	-0.472 ***	-0.418
建築年度			
1918年以前	-0.170 ***	-0.042 ***	-0.050 ***
1919-1948年	-0.154 ***	-0.012	0.007
1949-1971年	-0.095 ***	-0.005	-0.012
1972-1980年	—	—	—
1981-1990年	0.060 **	0.006	0.006
1991-2000年		0.129 ***	0.073 ***
2001-2010年		0.163 ***	0.103 ***
2011年以降			0.243 ***
社会住宅	-0.150 ***	0.003	-0.019 ***
東西ダミー[東=1]		-0.278 ***	-0.143 ***
年ダミー	(省略)	(省略)	(省略)
観察値	19,119	80,909	61,280
借家数	4,254	12,513	15,967
全体の決定係数	0.479	0.579	0.409

出所) SOEP, 1984-2017. 賃貸住宅のみ。

注1) ハイフン(—)は参照カテゴリ。

注2) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意。

をそれぞれの時期における個々の住宅について計算し、以降の分析で利用する。

3.3. 住宅手当の受給要因

本項では、固定効果パネルロジットモデルを用いて、住宅手当の受給要因について検討しよう。被説明変数は「住宅手当の受給の有無」(受給 = 1, 非受給 = 0) である。説明変数のうち連続型変数は、「住宅手当なしの世帯純所得」, 「世帯人数」, 「世帯主の年齢」, 「ln[質的家賃支出]」, 「ln[質で説明できない家賃支出]」であり、カテゴリカル変数は「家族形態」, (時期別の)「東西ダミー」, (時期別の)「社会扶助の受給の有無」, 「年ダミー」である。

表5 世帯の住宅手当受給要因 (被説明変数：住宅手当の受給の有無)

説明変数	回帰係数	オッズ比
住宅手当なしの世帯純所得[100€]	-0.285 ***	0.75
世帯人数	0.907 ***	2.48
世帯主年齢 2 乗	-0.001 ***	1.00
世帯主年齢	0.061 ***	1.06
家族形態		
単身世帯	—	—
子供のいない夫婦	-0.250 ***	0.78
片親世帯	0.348 ***	1.42
16歳未満の子供のいる夫婦	-0.207 ***	0.81
16歳以上の子供のいる夫婦	-0.707 ***	0.49
16歳未満・以上の子供のいる夫婦	-0.488 ***	0.61
多世代世帯	-1.273 ***	0.28
その他の世帯	-0.272 ***	0.76
東西ダミー[東 = 1] (91-04年)	0.996 ***	2.71
東西ダミー[東 = 1] (05-17年)	0.339 ***	1.40
社会扶助の受給の有無		
社会扶助 (84-90年)	2.043 ***	7.71
社会扶助 (91-00年)	1.779 ***	5.92
社会扶助 (01-04年)	1.418 ***	4.13
社会扶助 (05-17年)	-0.428 ***	0.65
ln[質的家賃支出]	1.015 ***	2.76
ln[質で説明できない家賃支出]	0.206 ***	1.23
年ダミー	(省略)	
観察値	38,316	
世帯数	3,701	
Log likelihood	-10,390	
LR chi2(52)	8,194	
Prob > chi2	0.0000	

出所) SOEP, 1984-2017. 賃借人世帯のみ。

注1) ハイフン (—) は参照カテゴリ。

注2) ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意。

推計結果は表5に示されている²²⁾。表中のオッズ比が1より大きければ（または回帰係数の符号が正であれば）、当該説明変数のプラスの変化は住宅手当の受給確率を高めるということになる。例えば、他の要因は不変として世帯人数だけが1人増加したならば、住宅手当を受給する傾向は約2.5倍高くなる。説明変数がカテゴリカル変数の場合、参照カテゴリとの比較が問題となる。例えば、“片親世帯”は“単身世帯”に比べて、住宅手当を受給する傾向が約1.4倍高い、と解釈しうる。

住宅手当の受給要件が世帯所得、世帯人数、家賃支出であることはすでに述べた。これらの変数のオッズ比をみると、確かに、世帯所得が低いほど、世帯人数が多いほど、また家賃支出が高いほど、住宅手当の受給確率は高まるという結果となっている。

さて、住宅手当の制度変更に関わって注目すべき変数は、「社会扶助の受給の有無」である。社会扶助を受給している場合には1、受給していない場合には0をとるダミー変数であり、制度変更の影響を見るために時期別に変数を作成した。第2節における予想に反し、“91-00年”および“01-04年”は、“84-90年”よりも住宅手当の受給傾向は高まっていないが、社会扶助等と住宅手当の併給が廃止された“05-17年”は、予想どおり、社会扶助等受給者の住宅手当受給傾向は大きく低下していることがわかる²³⁾。

次に、旧東ドイツ地域の受給傾向を確認しよう。旧東ドイツ地域に居住している場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数であり、東西での統一的な制度運用が始まった2005年を境に時期を分けて変数を作成した。第2節の予想どおり、“91-04年”においては旧東ドイツ地域の方が旧西ドイツ地域よりも住宅手当の受給確率が高かったが、“05-17年”は有意な結果が得られなかった。つまり、東西で統一的な制度運用がなされて以降、住宅手当の受給傾向に関する東西の格差は確かに弱まったと解釈しうる。

最後に、家賃支出の受給確率に与える影響を検討する。 $\ln[\text{質的家賃支出}]$ のオッズ比は2.76、 $\ln[\text{質で説明できない家賃支出}]$ のそれは1.23となっており、“質的家賃支出”は、“質で説明できない家賃支出”よりも住宅手当の受給に大きなプラスの影響を及ぼしていることが分かる。このことから、各世帯は、単に家賃が高くなったからというのではなく、住宅の質を改善させるために住宅手当を受給している可能性のあることが推察される。では、住宅手当の受給によってどの程度、“住まいの質的改善”がなされたのであろうか。次項ではこの点を検討する。

²²⁾ Hausman検定により、プーリング・ロジットモデルや変量効果ロジットモデルではなく、固定効果ロジットモデルが採択された。

²³⁾ なお、一括計算型住宅手当が廃止された“01-04年”については、廃止後も社会扶助受給者は住宅手当に申請せずにこれを受給することができたから、“91-00年”と受給傾向は大きく変わらないと予想されたが、推計結果によると受給傾向はやや低下している。

3.4. 住宅手当と住宅の質

本稿において住宅の質を表す指標は「質的家賃支出」である。したがって、被説明変数を $\ln[\text{質的家賃支出}]$ とし、説明変数に（時期別の）「住宅手当受給の有無」を加えることで、（制度変更の影響も考慮した）住宅手当による“住まいの質的改善効果”を測ることができる²⁴⁾。説明変数には「住宅手当受給の有無」のほか、「世帯所得（住宅手当を含む）」、「質で説明できない家賃支出（€）」、「世帯主の年齢」、「家族形態」、「東西ダミー」、「年ダミー」を加えた。推計結果は表6に示されている²⁵⁾。

表6 世帯の住宅需要（被説明変数： $\ln[\text{質的家賃支出}]$ ）

説明変数	回帰係数
世帯所得[100€：住宅手当あり]	0.0028 ***
質で説明できない家賃支出（€）	-0.0318 ***
住宅手当受給の有無	
住宅手当（84-90年）	0.0130 ***
住宅手当（91-00年）	0.0045 *
住宅手当（01-04年）	0.0106 ***
住宅手当（05-17年）	-0.0006
世帯主年齢2乗	-0.0001 ***
世帯主年齢	0.0101 ***
家族形態	
単身世帯	—
子供のいないカップル	0.0812 ***
片親世帯	0.0860 ***
16歳未満の子供のいる夫婦	0.1576 ***
16歳以上の子供のいる夫婦	0.1206 ***
16歳未満・以上の子供のいる夫婦	0.1698 ***
多世代世帯	0.1688 ***
その他の世帯	0.1230 ***
東西ダミー[東=1]	-0.2769 ***
年ダミー	(省略)
観察値	154,569
世帯数	25,349
全体の決定係数	0.732

出所) SOEP, 1984-2017. 賃借人世帯のみ。

注1) ハイフン（—）は参照カテゴリ。

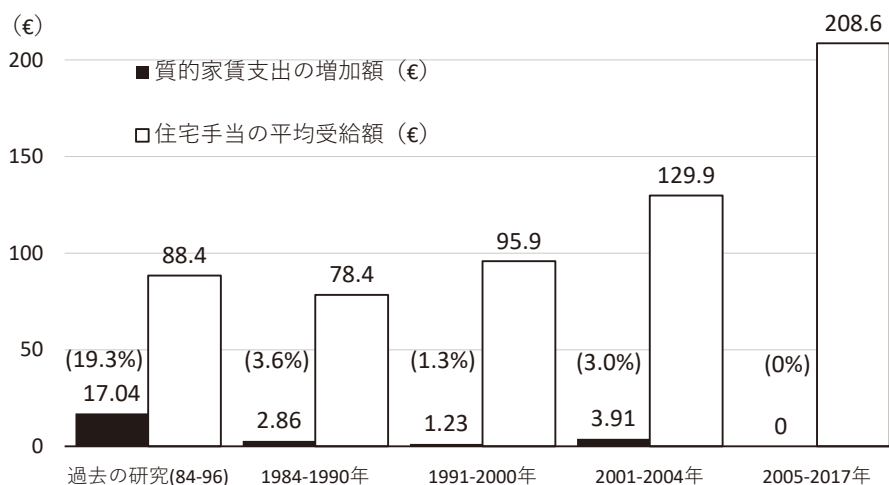
注2) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意。

²⁴⁾ 他の要因を一定として住宅手当を受給した場合の質的家賃支出の増加率を求めるために、被説明変数である質的家賃支出は対数値を用いている。

²⁵⁾ F検定とHausman検定により、プーリング回帰モデルや変量効果モデルではなく、固定効果モデルが採択された。

時期別の「住宅手当受給の有無」の回帰係数を見ると，“84-90年”，“91-00年”，“01-04年”においては有意に正であり，住宅手当が「質的家賃支出」を増加させていることがわかる。しかし，その効果は最も大きくて“84-90年”の1.3%であり，しかも“05-17年”の回帰係数は有意ではない。かつて住宅手当は“住まいの質的改善”にプラスの作用をもたらしてはいたが，その効果は小さく，また近年では効果そのものを確認できないと解釈しうる。では，住宅手当のうちどのくらいの額が“住まいの質的改善”に支出されていたのだろうか。表6の推計結果を用いてそれを計算したのが図2と図3である。

図2 住宅手当による“住まいの質的改善効果”(名目値)



出所) SOEP, 1984-2017. 賃借人世帯のみ。

注1) 「質的家賃支出の増加額」は，受給世帯の質的家賃支出の平均に表6の「住宅手当の受給の有無」の回帰係数を乗じて算出した。ただし，2005-2017年の回帰係数は有意ではないため，この期間の増加額は参考値である。

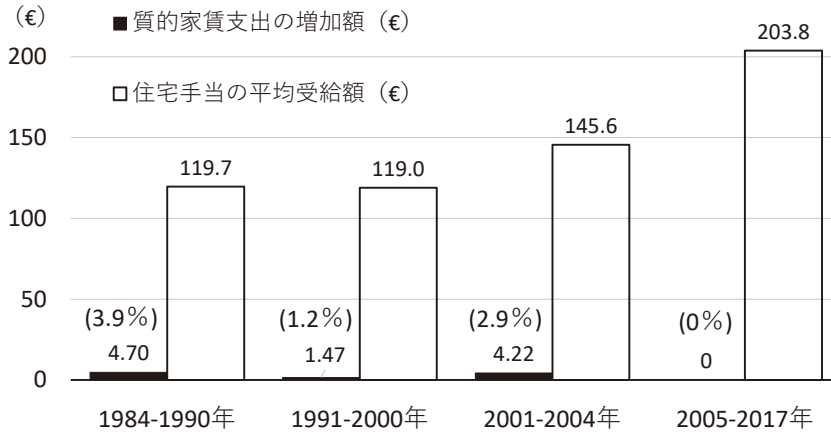
注2) 「住宅手当の平均受給額」はSOEPから受給額の平均を直接算出した。

注3) カッコ内の数値(%)は「質的家賃支出の増加額」を「住宅手当の平均受給額」で除して求めた。ただし，2005-2017年の期間については参考値である。

図2は，住宅手当による質的家賃支出の増加額と住宅手当の平均受給額（いずれも名目値）を示しており，両者を比較することで，住宅手当のうち，平均的にどれくらいの割合が“住まいの質的改善”に役立てられているかを知ることができる。高倉（2001）においては，1984年から1996年の期間について，受給世帯は非受給世帯よりも“住まいの質的改善”に約17ユーロ多く支出し，それは受給額の19.3%に相当していた。しかし，本稿においてほぼ同時期を分析した1984年から1990年の期間に関する結果によれば，受給世帯がより多く支出した額は2.86ユーロである。これは受給額の3.6%にすぎない。過去の研究よりも小さな効果しか確認できなかった理由として，分析方法の違いによる影響が考えられる。本稿では固定効果モデルを利用して分析方法を改善した

のであるから、過去の研究結果は過大推計であった可能性が高い。

図3 住宅手当による“住まいの質的改善効果”（実質値）



出所) SOEP, 1984-2017. 賃借人世帯のみ。

注1) 2010年を基準として実質化した。

注2) 各数値の算出方法は図2と同じである。

注3) 2005-2017年における「平均受給額」以外の数値は参考値である。

図2は名目値を用いているため、時期別の政策効果の比較には適さない。したがって、2010年を基準に実質化した値を用いて計算し直したものが図3である。住宅手当の平均受給額は、実質値で見ると1991年から2000年にかけて停滞していたが、その後は増加してきたことがわかる。しかし、受給額のうち“住まいの質的改善”に支出されている額も、受給額に占めるその割合も伸びていない。その割合が最も高い時期は1984-1990年であり(3.9%)、1991-2000年においてその割合は低下し(1.2%)²⁶⁾、2001-2004年において回復する(2.9%)、という推移をたどっている。これは、第2節の予想に反する結果である。そして、2005年以降には、(参考値ながら)“住まいの質的改善”にはほぼ支出されていないという結果となった。

以上を総括すると、住宅手当による“住まいの質的改善”はあったものの、その効果は大きくはなかったということになる。ただし、この効果は、全受給者の平均的な効果である。“住まいの質的改善”は、増改築や修繕の場合を除けば、通常は転居を通じてなされる。したがって、その点に注目して住宅手当の効果を検討するために、次項では住宅手当と転居行動の関係を分析しよう。

²⁶⁾ 1999年までおよそ10年間、実質的な給付水準が伸びていないことによると考えられる(図3の平均受給額を参照)。事実、1990年代前半は家賃指数が大きく伸びたものの、90年代半ば以降は比較的安定したこと、ならびに旧東ドイツ地域への住宅手当増額が財政を圧迫したことから、給付額の上昇を抑える措置が取られた。嶋田(2015), pp. 72-73を参照。

3.5. 住宅手当と転居行動

表 7 によれば、住宅手当受給世帯の転居の頻度は、非受給世帯よりも有意に高い。

表 7 転居の頻度

	受給世帯	非受給世帯
割合	17.67%	13.89%
転居世帯数	2,789	23,729

出所) SOEP, 1984-2017. 賃借人世帯のみ。
注) χ^2 検定により 1%水準で有意な差があった。

転居の理由は様々考えられるが、住まいの質に関連する理由について受給世帯と非受給世帯の間に違いがあるかを確認しよう。表 8-1 および表 8-2 はその結果である。SOEPにおいて転居理由を尋ねる質問は1996年まで単一回答であったが、1997年以降は3つまでの複数回答となったため、2つの表に分けて集計した。

表 8-1 転居の理由：単一回答（1985-1996年）

理由	受給世帯	非受給世帯
賃貸人による解約	7.41%	5.99%
分譲住宅への転換	1.48%	0.77%
持ち家の取得	0.44%	0.35%
職業上の理由	6.37%	13.58%
家庭上の理由	33.48%	38.09%
住宅の大きさ	25.63%	19.11%
安い家賃、ないし立地／設備の改善	15.26%	14.05%
その他の理由	9.93%	8.06%
転居世帯数	675	5,075

出所) SOEP, 1985-1996. 転居した賃借人世帯。
注) χ^2 検定により 1%水準で有意な差があった。

表 8-2 転居の理由：3つまで（1997-2017年）

理由	受給世帯	非受給世帯
賃貸人による解約	6.9%	4.9%
持ち家取得	0.2%	0.7%
相続・贈与	0.1%	0.3%
職業上の理由	9.9%	21.2%
家庭上の理由：結婚	2.5%	4.8%
家庭上の理由：離婚	18.9%	14.6%
その他の家庭上の理由	21.1%	21.9%
親の家からの独立	11.2%	14.6%
狭すぎる	34.8%	29.9%
広すぎる	6.7%	6.0%
居住コストが高すぎる	13.9%	12.2%
その他：設備がよくない	16.9%	12.3%
その他：立地がよくない	8.5%	7.4%
その他：居住環境	8.6%	8.0%
その他の理由	16.8%	18.2%
世帯数（1997-2017年）	1,759	14,518
バリアフリーではない	1.4%	1.3%
個人的な生活状況	15.0%	17.0%
世帯数（2009-2017年）	512	5,685

出所) SOEP, 1997-2017. 転居した賃借人世帯。
注 1) 2014年および2016年はデータがないため、集計から除かれている。
注 2) “バリアフリー” および “個人的な生活状況” は2009年以降。
注 3) χ^2 検定により 1%水準で有意な差があった。

表8-1によれば、“住宅の大きさ”，“安い家賃，ないし立地／設備の改善”を選んだ受給世帯の割合が非受給世帯のそれよりも高い。また，表8-2をみると，“狭すぎる”，“広すぎる”，“居住コストが高すぎる”，“設備がよくない”，“立地がよくない”，“居住環境”を選んだ受給世帯の割合は非受給世帯のそれよりも高い。以上から，受給世帯の方が非受給世帯よりも，“住まいの質的改善”を求めて転居した割合が高いといえる。

次に，転居後の住宅消費の変化について検討する。住宅消費として，「家賃支出（質で説明できない家賃支出）」，「住宅の質（質的家賃支出）」，「居住面積」が，転居前から転居後にかけてどのように変化したかを示したのが表9-1である。

表9-1 転居後の住宅消費の変化

	住宅消費の変化の平均		消費増加世帯の割合		消費減少世帯の割合	
	受給世帯	非受給世帯	受給世帯	非受給世帯	受給世帯	非受給世帯
家賃支出	45.52€ (4.51)	72.08€ (2.18)	60.7%	64.1%	39.3%	35.9%
住宅の質	37.04€ (3.51)	46.64€ (1.68)	64.7%	67.2%	35.3%	32.8%
居住面積	4.80㎡ (0.73)	7.32㎡ (0.31)	57.3%	59.2%	37.1%	34.8%

出所) SOEP, 1985-2017. 転居した賃借人世帯。

注1) 「家賃支出」と「住宅の質」は2010年を基準に実質化した。

注2) 括弧内の数字は標準誤差。

注3) 「居住面積」について増加世帯と減少世帯の割合の合計が100%にならないのは，居住面積が転居前後で変化していないケースが存在するためである。

転居世帯全体の平均（表中の左端）をみると，「家賃支出」，「住宅の質」，「居住面積」のいずれも，受給世帯か非受給世帯かに関わらず増加している。これは全体の平均であるため，個々の世帯で見れば，マイナスの変化を示した世帯も含まれている。したがって，すべての転居世帯のうち，消費が増えた世帯と減った世帯それぞれの全転居世帯に占める割合も集計した（受給世帯・非受給世帯別）。転居によって住宅消費が増加している世帯の割合はおおむね6割で，減少世帯の割合よりも高くなっており，この傾向は受給世帯と非受給世帯に共通していることも確認できる。

そこで，住宅手当が転居を通じて「家賃支出」，「住宅の質」，ならびに「居住面積」にどのような変化をもたらしたかを見るために，1985-2000年と2001-2017年の2つの期間について，上記3つの変数をそれぞれ被説明変数とし，説明変数に「住宅手当受給の有無」を加えた回帰分析を行った²⁷⁾。その結果が表9-2である。

²⁷⁾ 転居世帯のみをサンプルとしている都合上，パネル分析ではなく，プーリング回帰モデルを用いている。

表9-2 転居を通じた住宅消費に対する住宅手当の効果

被説明変数	住宅手当の効果 (85-00年)		住宅手当の効果 (01-17年)	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値
家賃支出	16.21 (10.85)	1.49	4.70 (8.00)	0.59
住宅の質	12.97 (7.29)	1.79*	1.14 (6.55)	0.17
居住面積	1.57 (1.48)	1.07	-0.20 (1.20)	-0.16

出所) SOEP, 1985-2017. 転居した賃借人世帯。

注1) 「家賃支出」と「住宅の質」は2010年を基準に実質化した。

注2) 説明変数は「住宅手当の受給の有無」以外に、「世帯所得」、「家族形態」、「東西ダミー」などを用いた。

注3) 括弧内の数字は標準誤差。

注4) *は10%水準で有意。

「家賃支出」と「居住面積」に対する住宅手当の回帰係数は、“1985-2000年”，“2001-2017年”のいずれの期間についても有意ではなかった。しかし、「住宅の質」については，“1985-2000年”の期間について10%水準で有意であり、住宅手当によって「住宅の質」は約13ユーロ相当分増加したことがわかる。この効果は図3よりも大きい。ただし，“2001-2017年”の回帰係数は有意ではない。

住宅手当は、“転居を通じた住まいの質的改善”に絞ってみれば、転居をしていない受給者を含めた場合よりも大きな効果を持っていたことを確認することができた。ただし、近年、その効果はほとんど期待できなくなっている。

3.6. 賃貸拒否問題のリスク

前項において転居の理由を検討したが、住まいの質に関わる理由の他に、“賃貸人による解約”を選んだ住宅手当受給世帯が相対的に多いという事実がある(表8-1, および表8-2の最上段を参照)。一般に、受給世帯は非受給世帯よりも低所得であると考えられるが、それ以外に、解約された受給世帯はどのような特徴を持っているのだろうか。

表10 解約世帯の属性

世帯属性	受給世帯	非受給世帯	世帯属性	受給世帯	非受給世帯
家族形態			職業		
単身世帯	26.3%	26.0%	失業ないし無職	51.8%	19.0%
子供のいない夫婦	9.4%	27.0%	年金受給者	14.3%	14.2%
片親世帯	18.7%	6.9%	在学／職業訓練	3.0%	5.2%
16歳未満の子供の いる夫婦	35.1%	20.7%	自営業	1.2%	5.4%
16歳以上の子供の いる夫婦	1.8%	7.6%	労働者	23.8%	26.3%
16歳以上・未満の 子供がいる夫婦	5.9%	7.9%	職員（会社員）	5.4%	27.5%
多世代世帯	2%	2.3%	公務員	0.6%	2.5%
その他の世帯	1.2%	1.6%	世帯規模		
世帯主の年齢			1人	26.3%	32.8%
25歳以下	14.0%	12.2%	2人	18.7%	30.8%
26歳－35歳	27.0%	27.9%	3人	18.1%	14.6%
36歳－50歳	33.9%	31.4%	4人	17.0%	12.0%
51歳－60歳	12.9%	14.6%	5人以上	19.9%	9.8%
61歳以上	12.3%	13.9%	国籍		
			ドイツ人	77.8%	75.8%
			外国人	22.2%	24.2%
			実質所得（€）	1,311	2,009
			サンプルサイズ	171	1,012

注1) SOEP, 1985-2017. 解約世帯。

注2) 2014年および2016年はデータがないため、集計から除かれている。

注3) 「国籍」および「実質所得」は欠損値があったためにサンプルサイズが若干異なる。

表10では解約世帯の「家族形態」、「世帯主の年齢」、「職業」、「世帯規模」、「国籍」、「実質所得」について、受給世帯と非受給世帯を比較している。この比較から、解約された住宅手当受給世帯には、「片親世帯」、「16歳未満の子供のいる夫婦」、「失業ないし無職」、「人数の多い世帯（3人以上世帯）」が相対的に多いことが分かる（表のグレー部分）。むろん、これらの世帯が住宅手当の受給を理由に、あるいはこれらの世帯属性を理由に、家主によって解約されたわけではおそくないだろう。なぜなら、ドイツには借家人保護（Mieterschutz）があり、これらを理由とした解約はできないからである。しかし、こうした属性を備えた世帯の多くは、いわゆる「賃貸拒否問題」（Diskriminierung）に直面するリスクが高いと考えられる。賃貸拒否問題とは、借家人の階層的属性を理由に家主が借家の新規契約を拒否するという問題である²⁸⁾。従前の借家を解約された後、新たな借家を見つける段階で困難に陥るリスクが、住宅手当受給世帯においては高いとみること

²⁸⁾ その属性として指摘されてきたのは、母子家庭、子沢山の世帯、無職、若年世帯、外国人労働者であった。最初の3つは、解約された住宅手当受給世帯の特徴と一致している。

ができよう。

第1節で述べたように、ドイツにおける住宅政策の中心的施策は社会的住宅建設であったが、それは1970年代初頭からの建設コストの高騰や財政難等のために行き詰まり始め、1980年代以降、住宅政策の重点は住宅手当に置かれるようになっていった。しかし、上述の賃貸拒否問題を考慮するならば、住宅手当が社会的住宅建設を完全に代替するとはいえない。つまり、割当拘束（公的助成を受ける代わりに一定期間、低所得など特定の世帯に賃貸しなければならないという規定）を課された社会的住宅建設には、依然として果たしうる役割があるのである。

4. 総括

本稿の目的は、住宅手当の政策効果を実証的に再検証することであり、その際、(i)制度変更の影響を検討すること、(ii)分析手法を改善すること、(iii)住宅手当が社会的住宅建設を代替しうるかを再検討することを、課題として設定した。まず、これらの課題について得られた結果を整理しよう。

表11 制度変更の影響

	①住宅手当の受給確率		②住まいの質的改善効果
	社会扶助受給者	旧東ドイツ地域	
(2) 1970-1990年	—	—	—
(3) 1991-2000年	(2)より低い	旧西ドイツ地域より高い*	(2)より低い
(4) 2001-2004年	(3)より低い		(3)より低い*
(5) 2005年以降	(4)より低い*	旧西ドイツ地域とほぼ同じ*	(4)より低い

注) *は、表2の予想と合致していることを示す。

(i) 制度変更の影響について

制度変更の影響をまとめると表11のようになる。旧東ドイツ地域における住宅手当の受給確率に関しては、予想どおりの影響が認められた。しかし、社会扶助等受給者における住宅手当の受給確率について予想と合致していたのは、(5)の制度変更の影響のみであった。一括計算型住宅手当に関連する影響が予想どおりでなかった理由を探るためには、制度導入以前の社会扶助受給者による住宅手当申請率や、制度導入後の社会扶助受給者数ならびに混合世帯の動向を詳細に検討せねばならないだろう。本稿の分析は、類似の状況にある世帯であっても社会扶助の受給の有無だけが異なる場合に、住宅手当の受給確率がどう変わるかをみるものであったから、検討の際には社会扶助受給者の世帯状況にも慎重に目を配る必要がある。これらの分析については他日を期

したい。

“住まいの質的改善効果”への制度変更による影響については、明確になったとは言えない。本稿では、制度変更による給付水準の増減を通じて、“住まいの質的改善効果”に影響が及ぶと想定していた。しかし、給付水準の調整は大きな制度変更があったときにのみ行われるのではなく、随時行われてきたのであるから、本稿で取り上げた制度変更と“住まいの質的改善効果”のあいだに、直接的な関連はないのかもしれない。

(ii) 分析手法の改善について

高倉（2001）の分析は、先行研究との比較可能性を重視して、主として年ダミーを加えたプーリング・モデルに依拠していたが、本稿では、パネルデータの利点を生かすために固定効果モデルへと分析方法の改善を図った。その結果、高倉（2001）による“住まいの質的改善効果”は過大推計である可能性が高いことが明らかとなった。このことは、ドイツ住宅手当の実証分析として数少ない先行研究の一つである Börsch-Supan und Reil-Held (1993) を評価するうえでも、重要な知見である。他方で、ヘドニック回帰による家賃の要因分解においては、データの制約から、近隣環境（公共施設、学校、交通アクセスなど）、住宅修繕、自治体の家賃等級といった要因を組み込むことができなかった。分析の精度をより高めるためには、これらの代理変数の利用可能性について検討してゆく必要がある。

(iii) 社会的住宅建設から住宅手当への移行について

高倉（2001）と同様に、解約世帯の分析から、住宅手当では解決困難な賃貸拒否問題のリスクが現在においても存在していることを確認しえた。したがって、割当拘束のある社会住宅は今もなお、一定程度必要であると考えられる。つまり、住宅手当は社会的住宅建設を“完全に代替しうる”とは言えないだろう。

最後に、“家賃負担軽減”と“住まいの質的改善”という目的に対する住宅手当の政策効果について総括しよう。

“家賃負担軽減”の効果については、決して小さくはないということが改めて確認された。しかし、“住まいの質的改善”に対して、かつての住宅手当は（小さいながらも）一定の効果を有していたが、近年その効果はほとんど認められなくなっていることも判明した。“住まいの質的改善”の効果が薄れてきているのはなぜだろうか。主な理由として次の2つが考えられる。第一に、ドイツにおいて住まいにおける質の格差が縮小した可能性である。例えば、“台所”、“バス・シャワー”、“トイレ”、“温水・ボイラー”のない借家は、今や1%未満となっており、このような格差の縮小、言い換えれば住まいの質の平準化が、住宅手当による質的改善効果を表れにくくしていると考えられるのである。第二に、2000年代末以降の家賃上昇トレンドの影響が考えられる。それまでのドイツの家賃動向は先進諸国の中では例外的に安定していたが、2000年代末から人口増

加がみられるようになったこと、また大都市や大学のある街へ若年層が移る傾向が強まったことが、家賃の高騰をもたらした²⁹⁾。これは、本稿の分析に照らせば、「質で説明できない家賃支出」の割合の高まりを意味する。事実、第2節におけるヘドニック回帰において、1991-2008年の「質で説明できない家賃支出」の割合は約4割であったが、2009-2017年におけるその割合は約6割にまで高まった。このことにより、住宅手当給付額は、随時引き上げがなされたにもかかわらず、(住まいの質的向上を伴わない)家賃の高騰にほぼ吸収されたと推察される。

以上のように、近年の住宅手当は“住まいの質的改善”に対してそれほど有効ではない状況にあるが、“家賃負担軽減”に関しては依然として重要な役割を果たしている。そしてこの効果は、住宅手当受給者に対して望まない転居を回避しうる可能性を提供するものでもある。その意味で、住宅手当は“住まいの質の確保”に役立ちうる。したがって、住宅手当は今もなお、その政策目的に対して一定の有効性を示していると言えよう。

(謝辞)

本稿作成にあたり、日本学術振興会から助成を受けた(JSPS科研費JP17H02505)。また、青山学院大学経済学研究科セミナー、ならびにボン大学日本学・韓国学研究セミナー(Forschungskolloquium Universität Bonn, Abteilung für Japanologie und Koreanistik)において報告する機会に恵まれ、出席者から貴重なご意見をいただいた。ここに記して感謝申し上げる。ただし、ありうべき誤謬は全て筆者の責に帰する。

参考文献

- Biedenkopf, K. H. und Miegel, M. (1978), *Wohnungsbau am Wendepunkt, Wohnungspolitik in der Sozialen Marktwirtschaft*, Stuttgart.
- Börsch-Supan, A und Reil-Held, A (1993), Wohngeld und Wohnerverhalten. in: *Expertenkommission Wohnungspolitik im Auftrag der Bundesregierung, Materialband mit Sondergutachten im Auftrag der Kommission*. 1995.
- Bundesministerium der Innern, für Bau und Heimat (2020), *Wohngeld 2020, Ratschläge und Hinweise*.
- Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (2018), *Soziale Wohnungspolitik- Gutachten des Wissenschaftlichen Beirats beim Bundesministerium für Wirtschaft und Energie*.
- Bundesregierung (1985), *Wohngeld- und Mietenbericht 1985* (BT-Drucks. 10/3222).

²⁹⁾ Vgl. Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (2018), S. 3.

- Bundesregierung (1987), *Wohngeld- und Mietenbericht 1987* (BT-Drucks. 11/1583).
- Bundesregierung (1990), *Wohngeld- und Mietenbericht 1989* (BT-Drucks. 11/6483).
- Bundesregierung (1992), *Wohngeld- und Mietenbericht 1991* (BT-Drucks. 12/2356).
- Bundesregierung (1994), *Wohngeld- und Mietenbericht 1993* (BT-Drucks. 12/7153).
- Bundesregierung (1996), *Wohngeld- und Mietenbericht 1995* (BT-Drucks. 13/4254).
- Bundesregierung (1998), *Wohngeld- und Mietenbericht 1997* (BT-Drucks. 13/10384).
- Bundesregierung (2000), *Wohngeld- und Mietenbericht 1999* (BT-Drucks. 14/3070).
- Bundesregierung (2003), *Wohngeld- und Mietenbericht 2002* (BT-Drucks. 15/2200).
- Bundesregierung (2007), *Wohngeld- und Mietenbericht 2006* (BT-Drucks. 16/5853).
- Bundesregierung (2011), *Wohngeld- und Mietenbericht 2010* (BT-Drucks. 17/6280).
- Bundesregierung (2015), *Wohngeld- und Mietenbericht 2014* (BT-Drucks. 18/6540).
- Bundesregierung (2017), *Dritter Bericht der Bundesregierung über die Wohnungs- und Immobilienwirtschaft in Deutschland und Wohngeld- und Mietenbericht 2016* (BT-Drucks. 18/13120).
- Bundesregierung (2019), *Wohngeld- und Mietenbericht 2018* (BT-Drucks. 19/11750).
- Eekhoff, J. (1993), *Wohnungspolitik*, Tübingen.
- Expertenkommission Wohnungspolitik (1994), *Wohnungspolitik auf dem Prüfstand*, Tübingen.
- Goebel, J. et al. (2019), The German Socio-Economic Panel. in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 239(2), S. 345-360.
- Jenkis, H. (Hrsg.) (1996), *Kompendium der Wohnungswirtschaft*, München/Wien.
- 嶋田佳広 (2015) 「ドイツ住宅手当の制度と法－2009年法を経て」『札幌学院法学』32巻1号, pp. 41-175.
- 高倉博樹 (1998) 「ドイツにおける住宅政策の展開—歴史的検討と展望」『六甲台論集・経済学編』第45巻1号, pp. 51-68.
- 高倉博樹 (2001) 「ドイツにおける住宅手当の政策効果—GSOEPによる実証分析」日本経済政策学会『日本経済政策学会年報』49巻, pp. 168-176.