

情報の非対称性下における住宅価格とリフォーム*

-Abstract-

住宅のリフォームは、雨漏りなどの欠陥を隠すことが可能なため、情報の非対称性がある場合には品質向上のシグナルとして働かない可能性がある。そこで、中古住宅におけるリフォームと住宅価格に着目して情報の非対称性について分析をした。

その結果、不動産業者によるリフォームは価格上昇を伴うが、従前居住者によるリフォームは住宅価格を上昇させないことが明らかになった。我が国の住宅政策は、住宅履歴情報の整備で情報の非対称性を緩和することを目指しているが、取引時点での品質情報を提供するものではないために、その効果は限定的なものになると考えられる。米国や英国で導入されているようなインスペクション制度の導入が望ましい。

Keywords: existing house, asymmetric information, repair, renovation

JEL Classification: C31 - Cross-Sectional Models; Spatial, D82 - Asymmetric and Private Information, R31 - Housing Supply and Markets, R21 - Housing Demand

原野啓[†](Kei Harano)

中川雅之[‡](Masayuki Nakagawa)

清水千弘[§](Chihiro Shimizu)

唐渡広志^{**}(Koji Karato)

January 15, 2009

* 本研究は、執筆者の一部が参加した文部科学省科学研究費補助金萌芽研究 No. 19653025 (「時空間可変性に対応した次世代型不動産情報の標準化」(代表・浅見泰司教授))および財団法人日本住宅総合センターの平成 20 年度自主研究事業である「日本の住宅市場の効率性改善に関する理論的・実証的調査研究」の一環として行った分析の中間的な成果の一部である。論文の執筆においては、上智大学経済学部 山崎福寿教授より、研究の開始時より指導をいただいた。また、平成 20 年度応用地域学会において関西学院大学 山鹿久木准教授には適切なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げます。なお、本論文に残る全ての誤りは、筆者らの責任であることは言うまでもない。

[†] 財団法人日本住宅総合センター研究員

[‡] 日本大学経済学部教授

[§] 麗澤大学経済学部准教授・東京大学空間情報科学研究センター客員研究員

^{**} 富山大学経済学部准教授

1. はじめに

我が国の中古住宅流通量は欧米に比べて非常に特徴的である。図 1 は国土交通省が発行した『平成 18 年度 国土交通白書』に掲載されている既存住宅流通に関する国際比較である。米国、英国、フランスでは既存住宅流通シェアが 7 割から 8 割に上っているものの、日本では 13.1% と極端に低い値となっている。

一方、住宅行政はストック重視の住宅政策へと転換が図られ、住宅履歴情報の整備が進められている。この政策は、消費者に対して住宅の品質に関する情報を提供することで中古住宅の流通を活発化させ、国民生活の発展に寄与することをひとつの目的としている。このように、住宅の品質に対する情報インフラ制度を整備する政策は、その背景に情報の非対称性が住宅市場を歪めている可能性があるということ を考慮したものといえよう。

Akerlof(1970)では情報の非対称性が存在する場合には、中古市場において Lemon と Peach の区別が不可能なため、市場に歪みが生じることを指摘している。我が国の住宅市場において、上記のような情報インフラを整備するという事は、我が国の住宅市場には情報の非対称性が存在し、その結果として中古住宅市場に歪みが生じているということに他ならない。日本の中古住宅市場において情報の非対称性が問題となっていることは、山崎 (1997) でも指摘されている。

では、住宅履歴情報の整備によって、情報の非対称性は除去することが出来るのであろうか。一般的に、リフォームは住宅の質を向上させると考えられる。しかし、消費者が住宅の品質を知ることが出来ない場合、リフォームは住宅の欠陥を隠すことも可能にする。なぜなら、雨漏りのする欠陥住宅であっても、壁紙を交換するだけでその欠陥を隠すことが出来るからである¹。このとき、リフォームは品質向上を示すシグナルとして一様に働くわけではなく、リフォームの規模やリフォーム実施主体の信用によって異なるものになると考えられる。よって、品質に対して客観的な情報が得られない場合に消費者が必要とするのは、リフォームを行ったかどうかという情報だけではなく、中古住宅購入時点での住宅品質に関する客観的な情報ということになる。しかし、我が国の中古住宅市場では、中古住宅を取引する時点において、住宅の品質を客観的に評価し、売り手と買い手が品質情報を共有するシステムが整備されていない²。

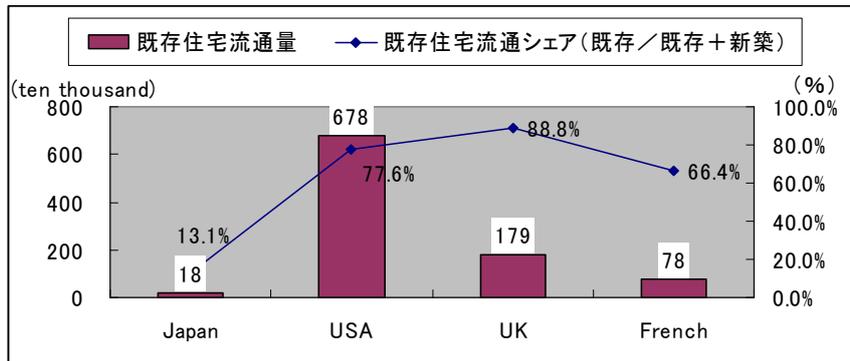
そこで本稿では、リフォームの実施主体や規模によって、取引価格がどのように変化するかを分析する。米国では、中古住宅の売買を行う際に鑑定評価書を取得することやインスペクションを行うことが制度化されているため、本稿で分析対象としているような、住宅品質に関する情報の非対称性と中古住宅取引の関係について観察することができない。そのため、本稿は同様の先行研究がないオリジナルな分析となっている。本研究は、我が国と同じような状況にある住宅市場での効率性の改善に貢献できるものと考えている。

以下、第 2 節では情報の非対称性と逆選択、住宅市場と情報の非対称性、住宅価格下落とリフォームに関する先行研究のサーベイを行う。第 3 節では、分析に用いるデータおよび予想される分析結果について解説する。第 4 節ではリフォームの実施と住宅価格の関係について分析を行う。特にリフォーム内容が異なる場合に住宅価格にどのような相違が生じるかを分析する。最後に結論を示す。

¹例えば、壁紙の交換は雨漏りによるしみを隠すことができる。また、ふすまの交換、押入れや納戸のリフォームにも同様のことが当てはまる。

²この点に関して、平成 12 年より「住宅の品質確保の促進等に関する法律」が施工され、住宅の品質に関して客観的な評価を行うことが可能になってきている。しかし、品質評価を受けるかどうかは任意であり、平成 19 年度の 1 都 3 県新築マンションで評価書取得住宅は約 80% となっているものの、既存住宅における品質評価書の取得は依然として進んでいないのが現状である。また、評価書の内容は、評価を受けた時点での品質評価であり、中古取引時点での品質情報ではない点に注意が必要である。

図 1 既存住宅流通量の国際比較(4カ国)



『平成 18 年度 国土交通白書』から筆者が作成

2. 先行研究

情報の非対称性については Akerlof(1970)以降、膨大な研究がなされているが、耐久消費財市場と Lemon の関係に関する先行研究としては、中古自動車市場を分析しているものがある。Bond(1982, 1984)では、ピックアップトラックの市場において、中古自動車と個人が保有している自動車のメンテナンスの頻度を比較し、中古自動車市場が Lemon 市場かどうか分析を行っている。その結果、ピックアップトラックの中古自動車市場は効率的であるという結論を導いている。Pratt and Hoffer(1990)も、中古自動車市場の効率性について分析している。ユーザーコストを用いて分析している点が特徴であり、中古自動車市場は効率的であるという結論を出している。近年では、Sultan(2008)において、メンテナンス費用と自動車属性について、中古車市場の逆選択の可能性を分析している。ここでも逆選択は起きておらず、中古車市場は効率的であるという結果が得られている。

住宅市場と情報の非対称性については Chinoy(1978)が、物理的な損耗がない場合でも、Lemon と Peach が識別できないことで逆選択が生じ、価格下落が生じることを明らかにしている。Ben-Shahar(2004)では、売り手がリフォームというシグナルを用いて住宅の質に対する情報を提供する場合の均衡条件を示した。この論文によると、一定の条件の下では不要なリフォームが提供される逆選択の可能性を示されている。また、情報が非対称な状況下で嘘のリフォームをした場合、全ての売り手が嘘のリフォームを行う均衡が成立することを示した。

住宅の価格下落について分析したものとして、Malpezzi et al(1987)がある。この論文では、全米 59 州の持家と借家について価格下落の分析を行っている。これにより、住宅価格の下落に関する空間的な相違を捉えている。

住宅のメンテナンスやリフォームと住宅価格の関係については以下のような先行研究がある。Chinoy(1980)では、メンテナンス費用を考慮しなければ、住宅価格の下落は正確に把握できないという結論を示している。Knight et al(1996)では、価格下落を 3 種類に分類し、メンテナンスの違いによって価格下落率が異なること、また価格指数にも変化が生じることが示されている。Wilhelmsson(2008)では、スウェーデンの住宅取引データを使用してメンテナンスレベルと価格下落率について分析を行っている。この研究では well maintenance なものほど価格下落率が小さくなることを明らかにしている。また、メンテナンスの必要性について、住宅内部と外部を分けて分析をしている。

日本の中古住宅市場については、山崎 (1997) において中古住宅市場と建築コストの関係について分析をしている。また、Iwata and Yamaga(2007)、岩田・山鹿 (2005、2008) では、転売外部性について分析が行われている。これらの論文では、日本の中古住宅市場では、転売外部性により維持管理投資が過小になっている可能性を指摘している。さらに、将来住宅を転売しようとしているグループは、化粧直しの投資を行う傾向が強いことが明らかにされている。

表 1 記述統計

		obs	Percent		
サンプル数	normal	752	50.5		
	reform1(従前居住者)	286	19.2		
	reform2(不動産事業者)	452	30.3		
	合計	1490	100.0		
Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max
取引価格(円)	normal	3526.09	1620.26	860	13800
	reform1(従前居住者)	3136.87	1782.83	850	16500
	reform2(不動産事業者)	3094.43	1500.56	980	15000
築年数(月)	normal	139.79	98.53	6	413
	reform1(従前居住者)	227.99	103.16	17	421
	reform2(不動産事業者)	240.31	111.35	1	437
最寄り駅までの時間距離(分)	normal	7.55	4.23	1	25
	reform1(従前居住者)	7.21	4.15	1	20
	reform2(不動産事業者)	7.60	4.17	1	23
都心までの時間距離(分)	normal	12.88	6.65	0	36
	reform1(従前居住者)	12.29	7.00	0	33
	reform2(不動産事業者)	12.35	6.41	0	33
専有面積(m ²)	normal	67.25	16.61	30.61	131.43
	reform1(従前居住者)	64.34	18.03	30.33	126.38
	reform2(不動産事業者)	62.04	16.81	30.07	132.23
専有階(階)	normal	5.56	4.38	-1	34
	reform1(従前居住者)	5.23	4.16	-1	32
	reform2(不動産事業者)	4.61	3.01	1	14

3. データ

分析に用いるデータは、平成 19 年度に(財)日本住宅総合センターと国土交通省による共同研究事業「住宅の市場価格と建築後経過年数との関係に関する調査Ⅱ」で実施したアンケート調査のデータを使用する。

アンケート対象は、直近 3 年間に中古住宅として取引された都区部のマンションとし、配布先はリクルートの住宅情報誌に掲載された中古物件となっている。アンケートは平成 19 年 11 月 28 日から同 12 月 21 日に行われた。配布数は 1 万 6000 件、有効回収件数は 2326 件 (14.5%) となっている。質問項目は、購入価格、住宅属性、購入者属性の他に、リフォーム³に関する質問として『リフォームの実施主体：従前居住者 (5 年以内)、不動産事業者、本人』、『リフォームの場所：壁紙、床・畳、建具、キッチン周り等』についても尋ねている。

本研究では、「リフォームを行っていない (=Normal) 住宅」、「リフォーム実施主体が従前居住者の住宅 (=Reform1)」、および「リフォームの実施主体が不動産事業者の住宅 (=Reform2)」といった 3 種類のサンプルを利用して、リフォームと住宅価格の関係について分析をする⁴。この様にリフォームを実施した主体別にサンプルを分けているのは、買

³ アンケートでは、リフォームを「内装の模様替え、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行う工事を指します。また、個人が日曜大工として行うものではなく、工務店等による工事をリフォームとする」と定義した。

⁴ 「住宅性能評価書が有り」と答えたサンプルは除外している。これは、住宅性能評価書がある住宅は、情報の非対称性が緩和されていると解釈できるためである。また、従前居住者と不動産事業者の両方にリフォームされた住宅 (36 件) は取り除いている。

表 2 実施主体別リフォーム規模

リフォーム箇所数	reform1(従前居住者)			reform2(不動産事業者)		
	Freq.	Percent	Cum.	Freq.	Percent	Cum.
1	57	19.93	19.93	37	8.19	8.19
2	70	24.48	44.41	39	8.63	16.81
3	45	15.73	60.14	54	11.95	28.76
4	34	11.89	72.03	41	9.07	37.83
5	21	7.34	79.37	53	11.73	49.56
6	26	9.09	88.46	55	12.17	61.73
7	13	4.55	93.01	68	15.04	76.77
8	15	5.24	98.25	55	12.17	88.94
9	5	1.75	100	41	9.07	98.01
10	-	-	-	9	1.99	100
合計	286	100	-	452	100	-
平均	3.44	-	-	5.33	-	-

表 3 実施主体別リフォーム場所

リフォーム箇所	Reform1		Reform2	
	Freq.	Percent	Freq.	Percent
壁紙	215	75.2%	434	96.0%
床材・畳	186	65.0%	364	80.5%
キッチン周り	123	43.0%	322	71.2%
洗面・トイレ	116	40.6%	323	71.5%
建具(ふすま・ドア)	99	34.6%	281	62.2%
浴室周り	94	32.9%	269	59.5%
収納・くくりつけ家具	60	21.0%	181	40.0%
間取りの変更	60	21.0%	112	24.8%
セキュリティ	16	5.6%	82	18.1%
他	16	5.6%	43	9.5%

い手にとって実施主体が誰であるかは重要な情報であると考えられるからである。上述したように、リフォームは品質を向上させることもできるが、雨漏りなどの欠陥を隠すことも可能であるため、情報の非対称性が存在する場合にはリフォームしているからといって品質が上昇していると判断することは出来ない。しかし、その実施主体が不動産事業者のように、今後も継続的に不動産売買を行う主体であるならば、欠陥を隠すためのリフォームを実施するとは考えにくいと判断することが出来る。なぜなら、長期的に不動産事業を行うことを前提としている場合、欠陥を隠すリフォームを実施した住宅を販売することは会社の信用を失墜させ、かえって長期的な利潤が失われることになるからである。他方、従前居住者がリフォームを実施する場合、自分の保有する住宅を売ることだけが目的になるため、長期的な信用を構築するインセンティブを持たない。結果として中古住宅の買い手は、従前居住者のリフォームよりも、長期的な利潤追求を行う不動産事業者のリフォームに対して、相対的な信用を持つことになると考えられる。

この 3 種類のデータ毎の記述統計を表 1 に示している。表 1 を見ると、Normal と Reform1,2 の間には、取引価格と築年数において違いがある。Reform1 および Reform2 は価格が低く、築年数が古くなっている。ただし、Reform1 と Reform2 の間には大きな違いが見られない。

表 4 説明変数の内容

変数	内容	単位
リフォーム1ダミー	従前居住者によって5年以内にリフォームされている住宅:1, それ以外:0	(0,1)
リフォーム2ダミー	不動産事業者によってリフォームされている住宅:1, それ以外:0	(0,1)
築年数	建築時から取引されるまでの期間	月
大規模リフォームダミー	リフォーム箇所が4箇所以上 または 間取りの変更を行った住宅:1, それ以外:0	(0,1)
旧耐震ダミー	旧耐震制度に建てられた住宅:1, それ以外:0	(0,1)
最寄駅までの時間距離	最寄駅までの時間距離(徒歩時間+バス時間)	分
バスダミー	最寄駅までの時間距離にバスがある場合をバス圏とする。バス圏:1, それ以外:0	(0,1)
都心までの時間距離	最寄駅から、主要ターミナル駅(東京駅・品川駅・渋谷駅・新宿駅・池袋駅・上野駅・秋葉原駅・大手町駅)までの昼間最短時間	分
専有面積	マンション占有面積	m ²
専有階	マンション専有階	階
タワーマンションダミー	20階以上の建物:1, それ以外:0	(0,1)
1階ダミー	1階にある住宅:1, それ以外:0	(0,1)
南向きダミー	開口部が南、南西、南東の住宅:1, それ以外:0	(0,1)
行政区区ダミー郡	該当行政区区:1, それ以外:0	(0,1)
沿線ダミー郡	該当沿線:1, それ以外:0	(0,1)
時点ダミー郡	該当時点:1, それ以外:0	(0,1)

次に、Reform1 と Reform2 のリフォーム箇所数を表 2 に示した。Reform1 の物件は平均リフォーム箇所数が 3.44 箇所であるのに対して、Reform2 の物件は平均リフォーム箇所数が 5.33 箇所となっており、不動産事業者によるリフォームは相対的に規模が大きくなることから分かる。一般的にリフォームの規模が大きくなるほど、リフォームに対する信用は高まるものと考えられる。なぜなら、欠陥があったとしても大規模なリフォームを実施したならば、その欠陥は十分に修繕することが可能であると予想されるからである。他方、規模が小さなリフォームの場合、欠陥をカバーしうるものでないと判断できるため、相対的に信用は低下すると予想される。

さらに、リフォーム場所別の記述統計を表 3 に示した。リフォームの実施主体が変化しても、リフォームを行う場所の順番は概ね同じである。リフォームを行う場合、壁紙の交換が最も行われやすく、次いで床材・畳がリフォーム対象となっている。また、水周りの中でもキッチン周り、洗面・トイレが相対的にリフォームされ易くなっている。

4. 分析

4-1 OLS による推定

まず、上記のデータを用いて、左辺を取引価格(対数)とするヘドニックモデルを OLS 推計する。使用する説明変数を表 4 にまとめた。

表 5 が推定結果をまとめたものであり、採用する説明変数を変化させることで(i)~(iv)

の 4 種類のモデルを推計している。各モデルでは、表 4 にまとめた説明変数以外に、「築年数×Reform1 or 2」のクロス項、さらに「築年数×Reform1 or 2×リフォーム箇所数」のクロス項を採用している。

推定結果について以下検討する。モデル(i)~(iv)の築年数以外の各説明変数は一部を除き⁵有意な結果となっており、符号条件も期待されるものとなっている。築年数と価格下落との関係については、表 6 において「建築後 10 年目の価格下落率」を整理している。まず、Normal(リフォームを実施していない住宅)における価格下落率だが、(i)~(iv)の築年数のパラメータは「-0.001803~-0.001827」と推計されており、モデル間での相違は小さい。これらの値から Normal の 10 年後の価格下落率は「-19.46%~-19.69%」と推計される。次に、リフォームと築年数の効果について検討する。モデル(i)の「築年数×Reform1」のパラメータは符号が正となっているものの、有意な結果にはなっていない。一方、「築年数×Reform2」のパラメータは符号が正で有意な結果となっている。これはリフォームの実施主体によってリフォームと価格の関係が異なっていることを表している。すなわち、不動産事業者によってリフォームされた築 10 年の住宅は、価格下落率が-19.46%から-17.02%へと緩和することが示された。一方、従前居住者によってリフォームされた築 10 年の住宅は、価格下落率が変化しないことが示された。しかし、表 3 から明らかなように、リフォーム実施の平均箇所数は実施主体によって異なっている。このため不動産事業者によるリフォームの効果が相対的に大きくなることは当然と思われる。そこで、リフォーム実施の箇所数によって価格下落率がどのように変化するかをしてみる。

モデル(ii)では、「築年数×Reform1 or 2×1 箇所のみリフォーム⁶」というクロス項を追加している。「築年数×Reform1×1 箇所のみリフォーム」のパラメータは負で 1%有意という結果になっている。一方、「築年数×Reform2×1 箇所のみリフォーム」のパラメータは負だが、有意な結果にはなっていない。この結果、Reform1 で 1 箇所のみリフォームされている築 10 年の住宅は、価格下落率が-22.76%となり、リフォームを実施していない築 10 年の住宅の価格下落率(-19.58%)よりも大きく価格下落するという結果になっている。また、不動産事業者による 1 箇所だけのリフォーム実施の場合は有意な結果は得られていない。これらの結果から、リフォーム箇所が 1 箇所のみの場合は、住宅価格の下落率を緩和することにはならないという結果が示された。

モデル(iii)では「築年数×Reform1 or 2×2 箇所以下⁷」というクロス項を追加している。「築年数×Reform1×2 箇所以下」のパラメータは符号が負で 1%有意となっている。従前居住者が 2 箇所以下のリフォームを実施している築 10 年の住宅は、価格下落率が-21.04%となっており、リフォームを実施していない築 10 年の住宅の価格下落率-19.65%よりも下落率が大きくなっている。一方、「築年数×Reform2×2 箇所以下」のパラメータは符号が負で 10%有意となっているものの、「築年数×Reform2」のパラメータと相殺され、不動産事業者によってリフォームされた築 10 年の住宅は、価格下落率が-18.92%となっている。これは、リフォームを実施していない築 10 年の住宅の価格下落率よりも約 1%下落率が緩和している。

⁵ (iii),(iv)の説明変数「1 階ダミー」が有意な結果とはなっていないが、P 値は 11%未満である。

⁶ 「リフォーム実施箇所が 1 箇所だけの住宅:1、それ以外:0」というダミー変数を作り、クロス項を作成している。

⁷ 「リフォーム実施箇所が 2 箇所以下の住宅:1、それ以外:0」というダミー変数を作り、クロス項を作成している。

表 5 OLS Results from the OLS model; dependent variable: 'log price'

Variable	i		ii		iii		iv	
	Coef.	Std. Err.						
定数項	7.649931	0.099927 ***	7.649043	0.100191 ***	7.650071	0.099035 ***	7.638210	0.099334 ***
築年数	-0.001803	0.000066 ***	-0.001816	0.000066 ***	-0.001823	0.000066 ***	-0.001827	0.000066 ***
築年数×リフォーム1	0.000040	0.000056	0.000083	0.000058	0.000135	0.000063 **	-0.000094	0.000066
築年数×リフォーム2	0.000249	0.000050 ***	0.000256	0.000051 ***	0.000262	0.000051 ***	-0.000032	0.000084
築年数×リフォーム1 ×1箇所のみリフォーム			-0.000337	0.000114 ***				
築年数×リフォーム2 ×1箇所のみリフォーム			-0.000213	0.000149				
築年数×リフォーム1 ×2箇所以下					-0.000281	0.000078 ***		
築年数×リフォーム2 ×2箇所以下					-0.000187	0.000102 *		
築年数×リフォーム1 ×大規模リフォーム							0.000280	0.000077 ***
築年数×リフォーム2 ×大規模リフォーム							0.000330	0.000083 ***
旧耐震ダミー	-0.045321	0.016188 ***	-0.045380	0.016102 ***	-0.046152	0.016094 ***	-0.039807	0.016101 **
最寄り駅までの時間距離	-0.006316	0.002822 **	-0.006285	0.002819 **	-0.006078	0.002811 **	-0.005765	0.002839 **
最寄り駅までの時間距離 ²	-0.000389	0.000139 ***	-0.000388	0.000138 ***	-0.000393	0.000138 ***	-0.000405	0.000139 ***
バスダミー	-0.180281	0.027575 ***	-0.179928	0.027443 ***	-0.178691	0.027545 ***	-0.177327	0.027247 ***
都心までの時間距離	-0.004452	0.000964 ***	-0.004364	0.000966 ***	-0.004387	0.000968 ***	-0.004402	0.000956 ***
専有面積	0.015791	0.000342 ***	0.015757	0.000342 ***	0.015785	0.000342 ***	0.015770	0.000339 ***
専有階	0.007190	0.001312 ***	0.007202	0.001302 ***	0.007473	0.001308 ***	0.007377	0.001309 ***
タワーマンションダミー	0.114744	0.031303 ***	0.113454	0.031088 ***	0.111994	0.031358 ***	0.111544	0.031356 ***
1階ダミー	-0.025579	0.014545 *	-0.024699	0.014556 *	-0.023532	0.014515	-0.022485	0.014441
南向きダミー	0.032515	0.008462 ***	0.032526	0.008452 ***	0.032619	0.008435 ***	0.032369	0.008349 ***
行政区区ダミー		yes		yes		yes		yes
沿線ダミー		yes		yes		yes		yes
時点ダミー		yes		yes		yes		yes
サンプル数		1490		1490		1490		1490
決定係数		0.8981		0.8989		0.8992		0.9002

Note: *significant at 10%, **significant at 5%, ***significant at 1%、White(1980)による標準誤差の修正を行っている

表 6 価格下落率の推計

	建築後10年目の価格下落率			
	i	ii	iii	iv
Normal	-19.46%	-19.58%	-19.65%	-19.69%
Reform1	-19.46%	-19.58%	-18.34%	-19.69%
Reform2	-17.02%	-17.07%	-17.08%	-19.69%
R1で一箇所のみ		-22.76%		
R2で一箇所のみ		-17.07%		
R1で2箇所以下			-21.04%	
R2で2箇所以下			-18.92%	
R1で大規模リフォーム				-16.95%
R2で大規模リフォーム				-16.44%

Note: 10年後の下落率は $\exp(\beta \times 120) - 1$ で計算している

モデル(iv)では「築年数×Reform1 or 2×大規模リフォーム」というクロス項を追加している。「築年数×Reform1 or 2×大規模リフォーム」のパラメータは、それぞれ符号が正で1%有意となっており、大規模リフォームされている築10年の住宅の価格下落率は、Reform1で-16.95%、Reform2で-16.44%となる。このことからリフォームの規模が大きい場合は価格下落率が有意に緩和することが示された。ただし、価格下落率はReform2の方が小さくなっており、不動産事業者によるリフォームの方が価格下落率を緩和させることが示された。

以上のことから、リフォーム実施による価格への影響は、以下のようにまとめられる。

- ① リフォームの箇所が1箇所や2箇所といった少ない場合は、価格上昇はみられない。また、その実施主体が従前居住者の場合は、むしろ価格が下落する。
- ② リフォームの規模が大きくなると、実施主体に関わらず価格は上昇する。
- ③ 従前居住者によるリフォームよりも、不動産事業者によるリフォームの方が、価格を上昇させる効果がある。

このように、日本の住宅市場ではリフォームの実施が価格下落率を一様に緩和するわけではないことが示された。特に、従前居住者による小規模なリフォームは、その効果が認められておらず、むしろ価格を下落させるという結果になっている。この結果は、情報の非対称が原因となって、リフォーム住宅がLemonとして認識されている可能性を示していると考えられる。

しかし、上記の推定にはセレクションバイアスが影響している可能性が考えられる。そこで次節においてセレクションバイアスによる影響を考慮した推定を行う。

分析 4-2 セレクションバイアスを考慮した推定

リフォームによる住宅価格への効果をより正確に分析するためには、リフォームの便益が高いと考えられる住宅ほどリフォームを行うというセレクションバイアスを考慮する必要がある。例えば、リフォームをすることと不動産デベロッパーや施工会社という観察できない変数との間に相関があるとき、推定値にはバイアスが生じる。また、本稿で使用しているデータはアンケートデータであるため、データ収集時点でセレクションバイアスが生じている可能性もある。

そこで、マッチング法を使用してセレクションバイアスの影響を減少させ、リフォームの効果の推定することとする。リフォームをした住宅とリフォームをしていない住宅の価格を比較する時に、全く同質の住宅が存在する場合はそれぞれを比較することでリフォーム

ムの効果のみを取り出すことが出来る。しかし、一般的に全く同質の住宅は存在しないので、それらをマッチングすることは不可能である。そこで、マッチング法では観察可能な属性 X を持つ住宅がリフォームされると考えられる条件付確率 $P(X)$ を推定し、その確率 $P(X)$ の近い住宅同士で比較を行う手法である。この方法は Heckman et al (1998) でマッチング法を行う方法として開発されている。本稿では、この手法に従い、一段階目の推定で住宅がリフォームされる確率を求め、この確率をウェイトとしたマッチングを行う。

条件付確率は Rosenbaum and Rubin (1983) によって、リフォーム前の観測可能な変数を条件にした確率として、以下のように定義されている：

$$p(X) \equiv \Pr(D = 1 | X) = E(D | X)$$

$D = \{0,1\}$ はリフォームが行われたかどうかのダミー、 X はリフォーム前の属性ベクトルを表す。リフォームが X に関してランダムならば、条件付確率 $p(X)$ もランダムになる。もし、 $p(X_i)$ が既知であるなら、リフォームの住宅価格への平均的な効果 (ATT(Average effect of Treatment on the Treated)) は以下の式で求められる：

$$\begin{aligned} \tau &\equiv E\{Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1\} \\ &= E[E\{Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, p(X_i)\}] \\ &= E[E\{Y_{1i} | D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i} | D_i = 0, p(X_i)\} | D_i = 1] \end{aligned}$$

ここで、 Y_{1i} と Y_{0i} はそれぞれ $D = \{0,1\}$ の取引価格を表している。しかし、実際にはリフォームを実施した住宅のリフォームを行っていない時の価格は観察できないため、条件付確率 $p(X)$ でウェイト付けしたリフォームを行っていない住宅の価格をマッチングすることになる。

条件付確率をウェイトとして利用しマッチングさせる方法として、ここでは 3 種類の方法を利用した。

1. Stratification Matching Method

この手法は、条件付確率を推計し、その値の大きさに順番に並べ替え、任意の割合 Q で等分し、さらに分割されたグループ毎のリフォームした住宅とリフォームしていない住宅の取引価格の平均値を比較するものである。 Y_i^T をリフォームした住宅の価格、 Y_j^C をリフォームしていない住宅の価格、 N_q^T をグループ q でリフォームした住宅の数、 N_q^C をグループ q でリフォームしていない住宅の数とすると、このとき ATT は以下の形になる：

$$\begin{aligned} \tau_q^S &= \frac{\sum_{i \in I(q)} Y_i^T}{N_q^T} - \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_j^C}{N_q^C} \\ \tau^S &= \sum_{q=1}^Q \tau_q^S \frac{\sum_{i \in I(q)} D_i}{\sum_{\forall i} D_i} \end{aligned}$$

2. Nearest neighborhood Matching Method

マッチングの基準は、リフォームした住宅 i の条件付確率に最も近い条件付確率をもつリフォームしていない住宅をマッチングさせることである。 $C(i)$ をリフォームをした住宅 i に

最も条件付確率が近いリフォームしていない住宅とする。このときマッチングは、

$$C(i) = \min_j \|p_i - p_j\|$$

N_i^C をマッチングしたリフォームしていない住宅の数、 $w_{ij} = 1/N_i^C$ を荷重とする。このとき ATT は以下の形になる：

$$\tau^M = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left(Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C \right) = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C$$

3. Kernel Matching Method

この手法はウェイト付けにカーネル分布を用いる手法である。ここで、 $G(\cdot)$ はカーネル関数、 h_n はウェイト付けを行う際のバンド幅を表している。このときの ATT は以下の形になる：

$$\tau^K = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)} \right\}$$

上記の方法でリフォームと住宅価格の関係について分析をした。まず、第1段階目に条件付確率を推計するためにロジット推定をした。その際、**Reform1**（従前居住者によるリフォーム）が行われる確率と **Reform2**（不動産事業者によるリフォーム）が行われる確率をそれぞれ推計した。それぞれの推計で使用するサンプルは、**Reform1** とリフォームをしていない住宅、**Reform2** とリフォームをしていない住宅になる。また、ここでの分析でもリフォーム規模が大きい場合の効果を分析する。条件付確率を求めるためのロジット推計の結果を表7に示している。

モデル(i)では、リフォーム実施サンプルの全てを使用して、**Reform1** および **Reform2** の条件付確率をロジット推定している。**Reform1** では築年数が古いものほどリフォームされやすくなっている。また、部屋数が多くなるとリフォームされにくいという結果になっている。一方、**Reform2** でも築年数が古いものほどリフォームされやすくなり、管理費（単位面積当たり）が高くなると、リフォームされやすくなるという結果になっている。また、専有面積が広くなるとリフォームされにくくなることがわかる。1階ダミーは正で有意となっている。

次に、モデル(ii)では、大規模なリフォームが行われる確率を **Reform1** および **Reform2** のそれぞれに関してロジット推定した。大規模リフォームが行われる条件付確率の推計結果をみると、**Reform1**、**Reform2** において築年数が古くなるとリフォームされやすくなることが示された。ただし、**Reform1** では、最寄り駅までの時間距離が遠くなるほどリフォームされにくくなる点が異なっている。**Reform2** では、1階ダミーが有意ではなくなっている。

ロジット推定によって求めた条件付確率を基に、第2段階として上記の3種類のマッチング方法を使用して ATT を推定した。潜在効果の推計には対数の取引価格を使用している。推計した ATT を表8にまとめた。なお、マッチングを行う際には、リフォームをした住宅、していない住宅の両方が存在する部分集合（コモンサポート）のみを利用して、マッチン

表 7 リフォーム実施確率に関するロジット推定

Variable	(i) 全サンプル				(ii) 大規模リフォームサンプル			
	Reform1		Reform2		Reform1		Reform2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
定数項	-1.65629	1.24363	-3.63213	1.15751 ***	-5.25073	1.81812 ***	-5.06585	0.96019 ***
築年数	0.01714	0.00356 ***	0.00741	0.00311 **	0.03384	0.00829 ***	0.02279	0.00495 ***
築年数 ²	-0.00002	0.00001 **	0.00000	0.00001	-0.00004	0.00002 **	-0.00002	0.00001 *
管理費(単位面積あたり)	-0.00030	0.00113	0.00229	0.00102 **	-0.00057	0.00212	0.00235	0.00131 *
都心までの時間距離	-0.01240	0.05049	0.02549	0.04812	-0.10858	0.09052	-0.02763	0.06349
都心までの時間距離 ²	0.00034	0.00160	-0.00134	0.00154	0.00403	0.00289	0.00018	0.00211
南向きダミー	0.09967	0.18365	-0.09121	0.15805	0.19255	0.35197	0.09177	0.21289
1階ダミー	0.02597	0.27609	0.41532	0.22874 *	-0.33688	0.55354	0.10280	0.33144
タワーマンションダミー	0.36025	0.45348	-0.64526	0.59679	1.01677	1.00382	-1.07935	1.12624
総戸数	0.00018	0.00081	-0.00060	0.00071	-0.00066	0.00168	-0.00064	0.00090
最寄り駅までの時間距離	0.01147	0.06499	0.03615	0.05763	-0.20052	0.11355 *	0.03677	0.07521
最寄り駅までの時間距離 ²	-0.00045	0.00348	-0.00021	0.00297	0.01032	0.00572 *	-0.00014	0.00398
バスダミー	-1.10460	0.74478	0.34679	0.50648				
部屋数	-0.32973	0.13590 ***	0.13731	0.13056	-0.3030361	0.2596613	0.15972	0.16919
専有面積	0.00543	0.00608	-0.01199	0.00561 **	0.00681	0.01113	-0.01408	0.00721 **
沿線ダミー		yes		yes		yes		yes
時点ダミー		yes		yes		yes		yes
Number of obs		1024		1192		730		1021
LR $\chi^2(66)$		213.07		321.91		186.92		453.06
Pseudo R2		0.1768		0.2044		0.3735		0.3815

Note: *significant at 10%, **significant at 5%, ***significant at 1%

表 8 リフォームの効果(ATT の推定結果)

		Reform1				Reform2			
		effect on price after reform		Number of observation		effect on price after reform		Number of observation	
		ATT(relative effect)	Std. Err.	treatment	control	ATT(relative effect)	Std. Err.	treatment	control
(i) 全サンプル	Stratification estimator	-2.1%	0.044	282	697	5.4% *	0.032	445	726
	Nearest neighbourhood estimator	-2.5%	0.061	282	168	9.4% **	0.042	445	223
	Kernel estimator	-2.8%	0.049	282	697	5.1% *	0.03	445	726
(ii) 大規模 リフォームサンプル	Stratification estimator	3.2%	0.069	76	491	10.4% **	0.05	274	656
	Nearest neighbourhood estimator	7.7%	0.116	79	52	8.6% *	0.051	274	123
	Kernel estimator	0.6%	0.066	79	488	9.2% **	0.048	274	656

Note: Standard errors were calculated by bootstrap method (100 replications).

Gaussian Kernel was used in estimation. *significant at 10%, **significant at 5%, ***significant at 1%

グを行っている¹³

まず、モデル(i)でリフォームの効果について検討する。Reform1では、3種類のマッチング全てで有意な結果は得られていない。つまり、従前居住者がリフォームをした場合、リフォームをしていない住宅と比較すると価格に差が生じないという結果になっている。しかも、3種類のマッチング全てで符号が負となっている。一方、Reform2では、有意に5.1～9.4%の価格上昇が生じるという結果となっている。

次に、モデル(ii)で大規模リフォームの効果について検討する。Reform1では、モデル(i)と同様に3種類すべてのマッチングにおいて有意な結果が得られていない。ただし、モデル(i)と異なり、符号は正となっている。一方、Reform2では、有意に8.6～10.4%上昇するという結果になっている。モデル(i)と比べると、大規模リフォームの方がより価格を上昇させる効果があることが示された。

これらの結果は、Reform2に関してはOLSによる分析と同様の結果をもたらしているといえる。つまり、不動産事業者がリフォームをすることで住宅価格は上昇し、リフォーム規模が大きくなると価格上昇幅は大きくなる点である。これは期待される結果であり、そうでなければ業者がリフォームを行うインセンティブを持たないはずである。

しかし、Reform1に関してはOLS推定と異なる結果が得られている。OLS推定では、大規模なリフォームである場合は、価格が上昇するという結果であったが、セレクションバイアスを考慮すると、大規模なリフォームであっても有意な価格上昇はないという結果になっている。また、セレクションバイアスを考慮した場合、有意ではないものの従前居住者がリフォームした住宅はリフォームをしていない住宅よりも2～3%価格が下落するという結果がえられている。リフォームをしているにもかかわらず、価格が下落するというこの現象に対しては以下のような仮説が立てられる。雨漏りのある欠陥住宅は、壁紙だけを交換することで、その欠陥を隠蔽することが可能である。そのため、中古住宅購入者は、壁紙が交換されている住宅は欠陥住宅かもしれないと疑いを持つことになり、結果としてその住宅を安く値付けすることになる。

5. 結論

本研究では、情報の非対称性が存在すると考えられる我が国の中古住宅市場において、リフォームと住宅価格がどのような関係にあるかを分析した。

その結果、以下の事実が明らかになった。

- ・ 従前居住者によるリフォームは価格を上昇させない
- ・ また、従前居住者によるリフォームの規模が小さい場合は、取引価格が下落する可能性がある
- ・ 一方、不動産事業者によるリフォームは価格を上昇させる
- ・ また、不動産事業者によるリフォームは規模が大きくなると、価格上昇幅も大きくなる

これらの結果は、住宅の品質に対して情報の非対称性があるために、従前居住者によるリフォームは住宅の品質を向上させているとは受取られていないことを示している。一方、不動産事業者によるリフォームは、品質向上のシグナルとして評価されていることを示している。

以上のことから、わが国の中古住宅市場には情報の非対称性が存在し、従前居住者による持家に対する維持管理投資が客観的に評価されていないことが明らかになった。このように、適切な維持管理投資が評価されない現状は、様々な悪影響を及ぼしていると考えられる。維

¹³ Heckman et al(1997)を参照。

持管理投資が評価されないために、メンテナンスがおろそかになり、品質の低下が生じる。その結果、住宅の平均寿命は短くなる。また、建物の維持管理が評価されないため、建物に対する資産としての価値は低下し続け、中古住宅取引時点で評価される価値は土地のみになってしまう。資産価値の低下は、持ち家住宅の売却を通じた住み替えや買い替えを困難にしていることから、社会的余剰を大幅に減少させている。この事実から、今後も情報の非対称性を解消させる政策を実施することが望ましいと言えよう。

しかし、現在我が国で進められている政策は、リフォーム等の住宅履歴情報の整備によって情報の非対称性の解消を試みており、中古住宅を取引する時点での客観的な品質情報を提供する仕組みを目指してはいない。すなわち、履歴情報を整備したとしても、取引時点での品質情報が把握できないならば、消費者は「質を向上させている従前居住者の小規模リフォーム」と「欠陥を糊塗している売主の小規模リフォーム」を見分けることができない。また、情報の非対称性がある以上、不動産事業者がリフォームした場合でも「質の向上」と「欠陥の糊塗」を区別することは出来ないことになる。このことは、住宅履歴情報を整備するだけでは情報の非対称性を緩和するための政策として不十分であり、その効果は限定的なものになることが予想される。

本研究においては、以下の課題が残されている。まず、理論モデルの構築である。本稿では、リフォーム主体・リフォーム規模が変化することで買手へのシグナルが変更することが確認された。その様な現象がどの様な買い手の行動から導かれるのかを明示した理論モデルの構築を目指したい。また、本稿ではリフォームの規模をリフォーム箇所数で代理しているが、本来は金額ベース等で評価することが望ましい。さらに、従前居住者が行ったリフォームが、非常に個性的なものである場合、そのリフォームは価格下落を生じさせることも考えられる。この点はデータの制約があるため、識別は不可能であるが、考慮すべき点である。これらの課題を修正することは、今後の課題である。

参考文献

- [1].Akerlof, George. A. (1970) “The market for Lemons: quality uncertainty and the market mechanism” *Quarterly Journal of Economics*, 84, pp.488-500.
- [2].Ben-Shahar, D. (2004) “Productive Signaling Equilibria and Over-Maintenance: An Application to Real Estate Markets” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 28:2/3, pp.255-271.
- [3].Bond, E. J. (1982) “A direct test of the lemons model: the market for used pick-up trucks” *American Economic Review*, 72, pp.836-840.
- [4].Bond, E. J. (1984) “Test of the lemons model: reply” *American Economic Review*, 74, pp.801-804.
- [5].Chinloy, P.T. (1978) “Depreciation, Adverse Selection and Housing Markets” *Journal of Urban Economics*, 5, pp.172-187.
- [6].Chinloy, P.T. (1980) “The effect of Maintenance Expenditures on the Measurement of Depreciation in Housing” *Journal of Urban Economics*, 8, pp.86-107.
- [7].Hendel, I. and A .Lizzeri. (1999) “Adverse selection in Durable Goods Markets” *The American Economic Review*, 89:5, pp.1097-1115.
- [8].Iwata, S. and H. Yamaga (2007) “Resale Externality and Used Housing Market,” *Real Estate Economics*, 35(3), pp.331-347.
- [9].Knight, J. R. and C. F. Sirmans, (1996) “Depreciation, Maintenance, and Housing Prices” *Journal of Housing Economics*, 5, pp.369-389.
- [10].Knight, J. R., T. Miceli and C. F. Sirmans, (2000) “Repair Expenses, Selling Contracts and House Prices” *The Journal of Real Estate Research*, 20, 3, pp.323-336.
- [11].Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. Todd, (1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a job Training Programme” *Review of Economic Studies*, 64, pp.605-654.
- [12].Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd, (1998) “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data” *Econometrica*, 66, pp.1017-1098.
- [13].Malpezzi, S., L. Ozanne, and T. G. Thibodeau, (1987) “Microeconomic Estimates of Housing Depreciation” *Land Economics*, 63, 4, pp.372-385.
- [14].Pratt, M. D. and G. E. Hoffer, (1990) “The efficiency of used vehicle markets: the case of technological obsolescence and differential repair records” *Applied Economics*, 22, pp.1205-1213.
- [15].Rosenbaum, P. and D. Rubin, (1983) “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects” *Biometrika*, 70, 1, pp.41-55.
- [16].Sultan, A. (2008) “Lemons hypothesis reconsidered: An empirical analysis” *Economic Letters*, 99, pp.541-544.
- [17].Wilhelmsson, M. (2008) “House price depreciation rates and level of maintenance” *Journal of Housing Economics*, 17, pp.88-101.
- [18].岩田真一郎・山鹿久木 (2005) 「住宅所有者の転売とリフォーム」『都市住宅学』No.51, 23-28 頁.
- [19].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」『季刊 住宅土地経済』No.69, 23-28 頁.
- [20].山崎福寿 (1997) 「中古住宅市場の機能と建築コスト」『季刊 住宅土地経済』No.26, 10-19 頁.