

中古住宅取引における品質情報の影響

原野 啓*

日本住宅総合センター

瀬下 博之**

専修大学

本研究は、新築時に住宅性能保証制度または住宅性能評価制度を利用して品質検査を受けた住宅が中古住宅として転売される際に、取引価格や買い手の購入意欲がその制度によってどのような影響を受けるのかについて検証したものである。分析の結果、住宅性能保証書付きの住宅で、中古住宅の取引価格が上昇すること、およびリスク回避的な個人の購入確率を上昇させることが示された。中古住宅の取引においては、新築時の品質情報だけではなく、建築後の使用や劣化に伴って生じる瑕疵などに対する情報の非対称性の問題も解消することが重要である。

1. はじめに

2008年における日米欧の年間住宅取引に占める既存住宅の割合は、欧米諸国では65%—85%に達しているのに対して、日本ではおよそ13.5%と極端に低い水準にとどまっている¹。このため、06年9月に閣議決定された「住生活基本計画」では、良質な住宅ストックの形成と将来世代への承継を目指し、中古住宅流通量が住宅取引に占める割合を08年における14%から、20年までに25%に上昇させるという数値目標を掲げている。

このように中古住宅の取引が低迷している理由としては、日本では取引時に住宅の建物検査を義務付ける制度が整備されていないことから、住宅の品質や性能について情報の非対称性の問題が顕著に存在するという指摘がなされてきた（たとえば、八田（1997）、山崎（1997）、中川（2007）など）。

本研究は、(公財)日本住宅総合センターで実施した調査研究の研究報告書（日本住宅総合センター（2011）『中古住宅市場と情報の非対称性』調査研究レポートNo. 10302）、および上智大学大学院博士課程学位論文（原野啓）の一部を大幅に加筆・修正したものである。

本論文の執筆に際して、本誌の2名の匿名レフェリーにより有益なコメントを頂いた。また、本調査において実施したWebアンケートの設問項目には、大阪大学21世紀COEプログラム「アンケート調査と実験による行動マクロ動学」およびグローバルCOEプログラム「人間行動と社会経済のダイナミクス」によって実施されている「くらしの好みと満足度についてのアンケート」に掲載されている設問を利用させていただいた。ここに記して感謝の意を表する。

*（連絡先住所）〒102-0084 東京都千代田区二番町6-3 二番町三協ビル5階（E-mail）harano@hrf.or.jp

**（連絡先住所）〒101-8425 東京都千代田区神田神保町3-8（E-mail）seshimo@senshu-u.jp

¹ 『平成23年度 国土交通白書』「既存住宅流通シェアの国際比較」による。

他方で、住宅の品質や性能を保証したり、評価したりする制度としては、80年に住宅性能保証制度（以下、保証制度とする）、2000年に住宅性能評価制度（以下、評価制度とする）、08年に長期優良住宅の普及の促進に関する法律、および10年に住宅瑕疵担保履行法などが整備されてきたが、これらの政策は、主な対象を新築住宅としており、必ずしも中古住宅を主要な対象とはしていない。例えば、評価制度には既存住宅を対象とする制度もあるが、12年10月時点での利用件数はわずか3199件と普及していない²。

日本における中古住宅の流通量の低迷が、こうした情報の非対称性にともなう逆選択にあるならば、取引時における情報の偏在を解消する必要がある。しかし、この点に関してはデータの制約もあり、必ずしも十分な実証的研究による裏付けがなされてきたわけではない。既存住宅流通量を拡大するためには、その原因を特定し、対応する政策を適切に展開する必要がある。

本稿では、新築時に建物の品質評価を受けた住宅が中古住宅として転売されたデータを用いて、中古住宅取引時における情報の非対称性の影響について検証する。具体的には、新築住宅向けの住宅政策として実施されている、住宅性能保証書と住宅性能評価書の中古住宅取引時における効果について検討する（以下、必要のない限り住宅性能保証書は保証書と記す。同様に、住宅性能評価書は評価書と記す）³。ただし、これらの制度は、新築時の取引における住宅品質に関する情報の非対称性を解消するために設けられている制度であり、品質に対する信用が不十分な中小デベロッパーの販売する住宅において特にその影響が大きいものと考えられる。そのため、本研究では中小デベロッパーが販売した住宅におけるこれらの制度の効果について分析する。

本研究の構成は次の通りである。第2節では先行研究と本研究の内容について整理し、第3節では住宅性能保証書および住宅性能評価書について解説する。第4節では本稿で利用するデータの概要について記述する。第5節ではヘドニック・アプローチを用いて中古住宅価格における各制度の影響を分析し、第6節では頑健性を確認するために傾向スコア分析を用いて内生性の影響について検証する。第7節では、多項ロジット分析によりリスク回避度と各制度を利用している住宅の購入確率について分析する。第8節では、分析結果に基づいてヘドニック・アプローチとリスク回避度の関係、および保証書の費用対効果について考察する。最後に、これらの分析から得られた結果を整理し、政策への含意を述べる。

² この数値は、12年10月に国土交通省より公表された報道発表資料による。また、保証制度にも既存住宅を対象とした制度があるが、01年から07年までの登録戸数は434件と全く普及していない(住宅保証機構(2010))。

³ 制度の概要については、次節で解説する。

2. 先行研究と本研究について

住宅取引と情報の非対称性の関係については、これまでも多くの研究がなされてきた。たとえば、仲介業者の行動に着目し、プリンシパル・エージェント問題として分析した論文 (Levitt and Syverson (2008), Rutherford et al. (2007))、情報公開法の効果について検証した論文 (Nanda and Ross (2012))、リフォーム投資に及ぼす効果について検証した論文 (Ben-Shahar (2004), Harding et al. (2000), Iwata and Yamaga (2007), Lee et al. (2013)) などがある。特に、Nanda and Ross (2012) では、全米 50 州において Disclosure Law が取引価格を引き上げる効果があることを明らかにしており、建物の品質情報が取引において重要な要素であることを示している。

これらの論文の多くは、米国の住宅市場に関する実証研究であるが、日本の住宅取引においても情報の非対称性に関する同様の課題があることは、これまでもしばしば指摘されてきた。しかし、上述したように、必ずしも十分な実証的研究がなされたわけではない。

藤澤ほか (2004) では、評価制度の効果を分析し情報の非対称性の存在について言及している。しかし、実証分析の対象は新築住宅であり、中古住宅におけるこの制度の効果については、インタビュー調査に留まっている。野上 (2009) では、構造計算書事件前後のデータを分析して、消費者がどのような情報にプレミアムを付けているかを検証しているが、この研究でも分析対象は新築住宅となっている。Iwata and Yamaga (2007) では、日本のデータを用いて住宅市場と情報の非対称性の関係について分析しているが、住宅所有者のリフォーム投資行動について検証したものであり、中古住宅取引における情報の非対称性を扱っていない。また、原野ほか (2012) は、本研究同様、中古住宅市場における情報の非対称性の問題を扱っているが、この研究はリフォーム投資が中古住宅取引において良質なシグナルとなりうるかについて検証したものであり、本研究とは全く異なるアプローチで情報の非対称性について分析したものである。

このように、日本の中古住宅市場において情報の非対称性が及ぼす影響を検証したのは、筆者が知る限りでは原野ほか (2012) のみである。特に、本研究が分析対象とする新築住宅向けの保証書・評価書が、中古住宅取引に及ぼす影響について実証的に分析した研究は本研究が初めてである。

本研究では、日本の中古住宅市場と情報の非対称性の関係について以下の手順で検証する。住宅の品質や性能に関する情報の非対称性の存在が、中古住宅の取引を低迷させる要因であるならば、新築時のこれらの情報も取引時に評価される可能性がある。ただ

し、保証書と評価書は本質的に異なる情報を提供している。すなわち、評価書が新築時の情報しか提供しないのに対して、保証書は新築時の情報を提供しつつ、その後に生じた瑕疵も補償する。このため、転売時において両制度が取引価格に及ぼす影響を比較することで、品質の劣化など、建築後に生じうる情報の非対称性の問題を消費者がどのように評価しているかを分析することができる。また、05年におきた構造計算書偽装事件は、消費者の知り得ないマンションの構造上の問題を明らかにした⁴。そこで、この事件が中古住宅取引にどのように影響を与えたかについても検証する。

以下の分析では、保証書と評価書の両制度が価格と購入意欲へ及ぼす影響を、それぞれ実証分析によって確認する。1つ目は、ヘドニック・アプローチと傾向スコア分析による取引価格と品質情報に関する実証分析である。住宅の品質にかかわる情報に非対称性がある場合には、Pope(2008a, 2008b)などが指摘するように、そのリスクやサーチ費用の必要性を反映して取引価格が下方に歪む可能性がある。そのため、そのような情報の非対称性の問題を緩和する制度や仕組みがあれば、そうした歪みが修正されて、消費者の支払意思額は高まることが期待される。

しかし、これらの分析では、消費者の支払意思額への影響は捕らえられても、どのような主体が情報の非対称性の小さい住宅を購入しているかについては分析できない。そこで2つ目の分析として消費者の購入意欲への影響を調べるために、多項ロジット・モデルによる実証分析を行う。このとき、情報の非対称性が緩和されることによって消費者の消費意欲が高まるとしても、その程度は、消費者のさまざまな属性によって異なると考えられる。本稿では、特に消費者のリスク許容度に着目して分析する。すなわち、情報の非対称性が緩和されたならば、リスク回避的な消費者ほど損害のリスクが取り除かれることから、そのような住宅に対する購入意欲が高まると予想される。

なお、09年10月から住宅瑕疵担保履行法が施行され、全ての新築住宅の基本構造に生じた瑕疵については、建築後10年間、住宅の販売業者が加入した保険金もしくは事前に業者が供託した供託金を用いることで、補修やその費用補償などをより確実に履行させることができるようになった⁵。この法律は、従来の保証制度と本質的に同じであるため、保証書の効果を検証することは、瑕疵担保履行法の政策効果を間接的に評価する

⁴ 構造計算書偽装事件とは、ある1級建築士がマンション建設の際に必要な構造計算書を偽装し、民間の指定確認検査機関がその偽装を見過ごした結果、耐震強度が大幅に不足するマンションやホテルが建てられていた一連の事件である。この事件は、新聞やテレビで大々的に報道されたため、消費者にマンションなどの耐震性の確認の難しさを明らかにしたと考えられる。

⁵ 従来の制度では、マンション販売会社が倒産した場合には、瑕疵担保責任の履行が事実上不可能であった。売主の倒産などで瑕疵担保責任の制度が形骸化しないように、この制度が導入された。

ことにもなる。

3. 住宅性能保証書と住宅性能評価書の概要⁶

住宅性能保証書は、80 年から実施されている任意加入の保険制度であり、基本構造部分で発見された瑕疵について修繕費用を補償する制度である⁷。建築時に売主がこの制度に加入すると、住宅の引渡しから 10 年間保証の対象となり、期間中に基本構造部分における瑕疵が明らかになった場合に、補修費用が支払われる仕組みとなっている。また、その住宅を中古住宅として転売した場合にも、その権利は新しい買い手に引き継がれる。すなわち、この制度を利用している住宅は、中古住宅であっても瑕疵に対して新築時の引渡しから起算して 10 年間は補償される。

他方、住宅性能評価書は、00 年 4 月に施行された「住宅の品質確保の促進等に関する法律」として開始された。評価書は、住宅の性能を指定機関が評価し、その住宅の性能を消費者に示すことで、住宅品質を明らかにする制度である。評価制度には、新築時の性能を評価する 2 種類の評価書（設計住宅性能評価書および建設住宅性能評価書）があり、さらに建築後の性能を評価する既存住宅性能評価書がある。しかし、第 1 節で述べたように後者は普及していない。よって、評価書については、新築住宅に対するこれら 2 種類の評価書が中古住宅価格にどのような影響を及ぼしているかについて検証する。なお、以下の分析では、これら新築住宅向けの 2 種類の評価書をひとつにまとめて住宅性能評価書と定義し、簡単化のため評価書と呼ぶ。この評価制度も、利用するかどうかは売主の任意の判断による。

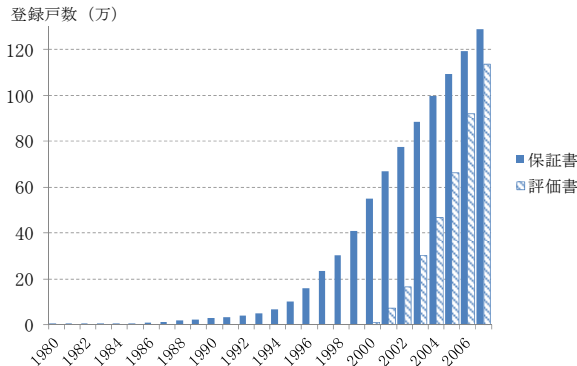
評価書で評価を行う項目は、構造の安定、維持管理更新への配慮、劣化の軽減など 10 分野からなっており、それぞれの項目について品質の評価を行うことで、住宅の客観的な品質を明らかにすることができる仕組みとなっている⁸。

⁶ 保証書については、住宅保証機構株式会社のホームページ (<http://www.mamoris.jp/>) に詳細が掲載されている。また、評価書については、一般社団法人住宅性能評価・表示協会のホームページ (<http://www.hyokakyokai.or.jp/>) に詳細が掲載されている。

⁷ 保証制度では、住宅の部位に基づいて保証期間が長期と短期に分かれている。長期保証は、対象が基本構造部分（柱・梁などの構造耐力上主要な部分、雨水の侵入を防止する部分）であり、保証期間は引渡し後 10 年間となっている。他方、短期保証は、仕上げや設備などに発生した不具合を対象とし、保証期間は部位によって異なるものの、最長 2 年間となっている。

⁸ 各項目は等級で示されており、その等級の違いによって購入する住宅の品質を把握することが可能になる。例えば、耐震等級では等級が 1 から 3 まであり、数値が高いほど耐震性能が高いことを示している。こうした等級の違いは、取引価格や選択行動の違いに影響する可能性があり、詳細な分析をすることで新たな知見が得られる可能性がある。しかし、本研究が用いるアンケート調査では、こうした等級に関するデータの収集を行っていないため、この点について分析することは出来なかった。こうした等級の違いが取引に及ぼす影響については今後の研究課題の一つである。

図1. 住宅性能保証書および住宅性能評価書の累積登録戸数



出所) 住宅性能評価・表示協会 HP および (財) 住宅保証機構データブック

図1は、保証書および評価書の制度開始から07年度末までの累積登録戸数を表している。保証書は約129万戸、評価書は約114万戸と登録戸数は大きく伸びていることが確認できる。特に、評価書は制度開始後8年でこの数値であり、07年度には新築住宅のおよそ20%が利用するに至っている。

このように、保証書および評価書は、新築時に建物の検査を受けることで、品質に関する情報の非対称性を解消している。注意が必要な点は、検査を行うのは新築時であるため、これらの住宅が中古住宅として転売されたとしても明らかになるのは新築時の品質でしかない点である。ただし、保証書は10年間の保証期間があり、転売したとしても期間中であれば瑕疵に対する修繕などの補償が受けられるため、建築後10年間は情報の非対称性の問題は生じないと考えられる。他方、評価書はそのような瑕疵に対する補償が無い場合、新築されてから転売されるまでの期間中に生じる瑕疵は、中古住宅の買手に必ずしも情報として伝えられるわけではない。

4. データ

分析に用いるデータは、09年度に日本住宅総合センターによる研究事業「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」で実施したWebアンケート調査のデータを使用する。

Webアンケートは、楽天リサーチ(株)が設定した住居パネルデータベースを活用し、次のようにアンケート調査を実施した。アンケート対象は、上記データベースに登録している東京都内在住者で、96年以降に中古マンションを購入した人とした。アンケート

の実施日は10年3月1日（集計期間は8日間）であり、最終的に2521件の回答を収集した。このデータから、売買時点での築年数が10年以下のマンションを2000年以降に購入したサンプルを分析対象とした⁹。保証制度が瑕疵に対して責任を負う期間は、建築後10年以内（建物の基本構造に関する部位）となっており、分析する際に比較対象となるマンションの築年数を揃えるために、この制約をおいている。分析に用いるサンプル数は706件となっている。アンケートでは、購入した住宅の属性、および個人属性についても質問を設定している。

5. 住宅類型と取引価格の関係—ヘドニック・アプローチによる分析

5.1 マンション価格関数の特定化と説明変数

まず、マンション価格関数を以下のように特定化する。一般的に、マンション価格は、その住宅の属性情報を基にヘドニック価格関数として表すことが出来る。

$$P_i = h(X_i) \quad (1)$$

ここで、 P_i は物件*i*の価格であり、 $X_i' = (X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{mi})$ はその物件の属性を表す変数のベクトルである。これらの変数を用いて、中小デベロッパーの販売した保証書物件および評価書物件と、一般物件との価格差を検証する。そのため、中小デベロッパーダミー変数 D_i （中小デベロッパーが販売した住宅であれば1、それ以外は0をとる）を定数項ダミーとして加える¹⁰。さらに、中小デベロッパーダミー変数と保証書ダミー変数 D_i^W とのクロス項、および中小デベロッパーダミー変数と評価書ダミー D_i^A とのクロス項を加える。それぞれのダミー変数は物件*i*が保証書や評価書を保有していれば1を、そうでなければ0をとる。

すでに説明したように、住宅の性能について情報の非対称性があれば、消費者の支払意思額は下方に歪む可能性がある。そのため、各制度の影響を表すダミー変数が追加の

⁹ 評価制度は00年4月に施行されているため、それ以前に取引された住宅は分析対象としていない。

¹⁰ ここで、中小デベロッパーとは、大手デベロッパー（三井不動産レジデンシャル、三菱地所レジデンス、住友不動産、野村不動産、東急不動産、東京建物、大京、藤和不動産）以外と定義する。なお、本研究では大手デベロッパーの定義を、不動産業界で一般的に認知されているメジャーセブンとしている。メジャーセブンとは、上記の大手不動産会社が提携して関連情報を提供しているポータルサイトの総称であり、現在の加入会社は住友不動産、大京、東急不動産、東京建物、野村不動産、三井不動産レジデンシャル、三菱地所レジデンスとなっている。また、藤和不動産もメジャーセブンの1つとして上記サイトに参加していたが、藤和不動産は09年に三菱地所に吸収されている。

情報の存在を表し、それが実際に情報の非対称性を緩和させるように機能しているのであれば、住宅価格の下方への歪みを修正する結果、各クロス項の係数の値は正になることが期待される¹¹。

実際の推定には、(1) 式を対数線形で特定化する。ここで対数線形モデルを採用するのは、誤差項における分散不均一性や属性変数の非線形性の影響を考慮するためである。また、推計される係数が弾力性を示すため、その解釈が容易になることも勘案して、推定には以下の式を利用する。

$$\ln P_i = \alpha + \ln X_i' \beta + D_i \gamma + D_i^W \delta + D_i^A \varepsilon + \zeta_i \quad (2)$$

ここで、被説明変数は $\ln P_i$ （取引価格の対数）、 α は定数項、 X_i は価格に影響を与える属性のベクトル、 D_i は中小デベロッパーダミー、 D_i^W は保証書ダミー、 D_i^A は評価書ダミー、 ζ_i は誤差項である。推定すべきパラメータは $\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon$ であり、 $\beta' = (\beta_1, \dots, \beta_m)$ は各属性に対応する係数のベクトルである。

さらに、上記の価格関数を推定する際、05 年 11 月に起きた構造計算書偽装事件の影響についても推計する。構造計算書偽装事件は、消費者に対して購入する物件の建物品質を把握することの重要性や、客観的に評価することの難しさを明らかにした事件であった。そのため、この事件の前後において保証書や評価書を保有する物件に対する支払意思額や購入意欲が変化した可能性が考えられる。よって、それぞれの期間における保証書ダミーと評価書ダミーの価格への効果についても検討する。

表 1 は、本稿で分析に用いた各属性を表している。また、表 2 は各変数の記述統計を表している。なお、アンケートの回答において、購入した住宅が大手デベロッパーによって販売・建設されたものであるにもかかわらず、「住宅性能保証書がついていた」と回答したものが一部にみられた。筆者が各企業に確認したところ、これら大手デベロッパーでは住宅性能保証書を付与した住宅を販売したことはないということであったため、こうした回答をした物件が保有していたものは住宅性能保証書ではないと考え、「保証書ダミー」から除外している。ただし、除外したサンプルが取引価格に何らかの影響を及ぼしている可能性を考慮し、上記の手続きによって除外されたものを 1、それ以外を 0 とする除外ダミー変数を追加している。また、表 3 は住宅の種類別サンプル数を表している。

¹¹ Pope (2008a, 2008b) を参照。

表 1. 説明変数表

変 数	内 容	単 位
中小デベロッパーダミー	中小デベロッパーによって開発された住宅：1、それ以外：0	(0, 1)
保証書ダミー	住宅性能保証書がある住宅：1、それ以外：0	(0, 1)
評価書ダミー	住宅性能評価書がある住宅：1、それ以外：0	(0, 1)
偽装事件ダミー	構造計算書偽装事件以後に取引された住宅：1、それ以外：0	(0, 1)
除外ダミー	保証書ダミーから除外した住宅：1、それ以外：0	(0, 1)
築年数	取引される時点での築年数	月
専有面積	マンション専有面積	m ²
専有階	マンション専有階	階
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
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
バス利用ダミー	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)
行政区区ダミー群	行政区区ごとにダミー変数を作成し、該当行政区区：1、それ以外：0	(0, 1)
沿線ダミー群	沿線ごとにダミー変数を作成し、最寄の沿線が該当沿線：1、それ以外：0	(0, 1)
時点ダミー群	取引された年月毎にダミー変数を作成し該当時点：1、それ以外：0	(0, 1)

表 2. 記述統計

説明変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	単位
取引価格	3587.23	1443.41	550	12800	万円
中小デベロッパーダミー	0.64	0.48	0	1	(0,1)
保証書ダミー	0.07	0.25	0	1	(0,1)
評価書ダミー	0.10	0.31	0	1	(0,1)
築年数	67.02	31.64	2	120	月
専有面積	68.34	16.65	23	184.8	m ²
専有階	5.52	4.54	1	34	階
都心までの時間距離	15.71	10.91	1	57	分
最寄駅までの時間距離	7.83	4.82	1	30	分
住宅属性					
バス利用ダミー	0.09	0.29	0	1	(0,1)
除外ダミー	0.16	0.36	0	1	(0,1)
その他					
偽装事件ダミー	0.55	0.50	0	1	(0,1)

表 3. 住宅の種類別サンプル数

	サンプル数	保証書住宅	評価書住宅	それ以外
大手デベ住宅	253	0	41	212
中小デベ住宅	453	47	33	373
合計	706	47	74	585

5.2 推定結果

表4は、(2)式を最小二乗法により推定した分析結果を表している。モデル(i)は、データ全体における制度の効果について推定した結果である。住宅属性のうち、築年数、都心までの時間、最寄り駅までの時間、およびバス利用ダミーに対する係数が、マイナスで有意という推定結果が示されており、期待される符号条件を満たしている。次に、専有階および専有面積に対する係数では、プラスで有意という推定結果が示されており、こちらも期待される符号条件を満たしている。

本稿の分析対象となる中小デベロッパーダミーの係数は1%水準で有意にマイナスとなっており、大手デベロッパーが販売した住宅に比べて、中小デベロッパーが販売した住宅の取引価格が、中古住宅の取引においても低下していることが分かる。すなわち、大手デベロッパーが供給した住宅は、中小デベロッパーが供給した住宅よりも約7.4%取引価格が高くなることが示されている。この結果は、大手デベロッパーの信用が中古取引時に品質についてのシグナルとなっている可能性と、説明変数としてコントロールしきれない住宅品質（例えば、利用している建築資材や付帯設備の充実度）によってもたらされた可能性が考えられる¹²。

新築時に中小デベロッパーが販売した住宅について、住宅品質に関する情報の非対称性を緩和すると考えられる変数（すなわち評価書ダミーと保証書ダミーの影響）を見ると、中小デベロッパーダミーと保証書ダミーとのクロス項の係数は1%水準で有意にプラスであるのに対して、中小デベロッパーダミーと評価書ダミーとのクロス項の係数は有意な結果を示していない。これらの結果は、中古住宅取引において、新築時に中小デベロッパーが販売した住宅でも、保証書を保有することで情報の非対称性の問題が緩和される可能性があることを示している。他方、評価書を保有している中小デベロッパーの販売した住宅価格は中古住宅取引において有意には変化していないことから、情報の非対称性の問題を緩和できていないものと考えられる。

保証書には10年間の保証期間があり、中古住宅であっても期間内であれば瑕疵に対する補償がなされるため、買い手のリスクや負担が軽減される。このため建築後に生じる情報の問題も深刻な問題にはならない。他方、評価書で提供される情報は新築時点の品質だけであり、建築後に生じる劣化などにもなう情報は追加されず、また、補償もない。このため、何らかの欠陥や破損が明らかになった場合、その損害は買い手が負担

¹² 大手デベロッパーと中小デベロッパーによって供給された住宅の価格差が信用の差によってもたらされているかを検証することは重要なテーマである。しかし、この点は本研究の目的から離れるため、今後の課題とする。

表 4. 最小二乗法による推定結果

説明変数	(i)		(ii)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	5.1274 ***	(0.2318)	5.1732 ***	(0.2256)
中小デベロッパー	-0.0737 ***	(0.0207)	-0.0503 *	(0.0303)
中小デベ×保証書ダミー	0.1054 ***	(0.0300)	0.1058 **	(0.0502)
中小デベ×評価書ダミー	0.0141	(0.0375)	0.1392 **	(0.0679)
偽装事件ダミー	-	-	0.0714	(0.0449)
中小デベロッパー×偽装事件ダミー	-	-	-0.0357	(0.0398)
中小デベ×保証書×偽装事件ダミー	-	-	0.0026	(0.0597)
中小デベ×評価書×偽装事件ダミー	-	-	-0.1468 *	(0.0748)
除外ダミー	-0.0208	(0.0302)	-0.0171	(0.0305)
築年数	-0.0681 ***	(0.0146)	-0.0640 ***	(0.0149)
専有面積	0.8077 ***	(0.0546)	0.8029 ***	(0.0541)
専有階	0.0597 ***	(0.0146)	0.0568 ***	(0.0146)
都心までの時間	-0.1462 ***	(0.0241)	-0.1494 ***	(0.0242)
駅までの時間	-0.0328 **	(0.0153)	-0.0351 **	(0.0150)
バス利用ダミー	-0.0985 **	(0.0398)	-0.1036 **	(0.0405)
サンプル数	706		706	
調整済み決定係数	0.6810		0.6824	

注 1) ***, **, *は、推計された係数がそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

注 2) 行政区ダミー、沿線ダミー、時点ダミーは割愛している。

注 3) White (1980) による標準誤差の修正を行っている。

することになる¹³。こうした違いが、中古住宅の取引価格に影響しているものと考えられる。なお、表 3 において中小デベロッパーによって供給された住宅の内訳を示しているが、保証書と評価書の両方を保有している住宅のデータは含まれていなかった。

次に、こうした効果が、構造計算書偽装事件によって影響を受けているかどうかについても確認した。表 4 のモデル (ii) は、偽装事件ダミー変数を作成し説明変数に加えて推計したものを表している。この表では、偽装事件ダミー変数とのクロス項として、中小デベロッパーダミー、中小デベ×保証書ダミー、および中小デベ×評価書ダミーを採用し、最小二乗法により推定した結果を掲載している。住宅属性を表す、築年数、専有面積、専有階、都心までの時間、駅までの時間、バス利用ダミー、中小デベロッパーダミーの係数は、モデル (i) の推計結果と同様、期待される符号条件を満たす有意な結果を得ている。

推計では、偽装事件ダミーの係数は有意な結果を示していないことから、大手デベロッパーが供給した住宅の取引価格は、偽装事件によって影響を受けていないものと考えられる。また、中小デベロッパー×偽装事件ダミーの係数についても有意な結果を示し

¹³ 厳密には、民法の瑕疵担保責任は問われるため、買主の発見後 1 年間は売り手が費用を負担する可能性がある。また、宅建業法では、宅建業者が売主の場合、引渡後 2 年間は売主の責任が問われることとなる。ただし、一般的な中古住宅売買は仲介であり宅建業法が適用されず、保証期間は引渡後 2～3 カ月という特約が付くことが多い。

ていないことから、事件前後で中小デベロッパーに対する評価にも大きな変化は無かったものと考えられる。

住宅品質における情報の非対称性を緩和すると考えられる変数では、中小デベロッパー×保証書ダミーの係数が5%水準で有意にプラスであるものの、偽装事件ダミーとのクロス項の係数は有意な結果を示しておらず、偽装事件前後において保証書を保有している住宅の取引価格には変化は生じなかったことが確認できる。

他方、中小デベロッパー×評価書ダミーの係数は5%水準で有意にプラスとなり、モデル(i)の推計結果と異なっている。これに対して、偽装事件ダミーとのクロス項の係数は10%水準で有意にマイナスとなっている。また、それぞれの係数の絶対値はほぼ等しくなっている。これらの結果から、偽装事件前後で中小デベロッパーが販売した評価書を保有している住宅に対する評価が大きく変化したことが確認できる。つまり、こうした住宅における情報の非対称性の問題については、従来は評価書を保有することである程度解消されていると受け止められていたが、事件後は評価書を保有していても解消されていないと受け止められるようになった可能性を示している。

以上のように、最小二乗法を用いたヘドニック分析では、中小デベロッパーが保証書を付与して販売した住宅の取引価格は上昇するという推定結果が示された。また、中小デベロッパーが評価書を付与して販売した住宅の取引価格は、偽装事件前後でその評価が大きく変化したという推定結果も示された。

しかし、これらの結果には、内生性の問題が残されている可能性がある。次節では、この点についてさらなる検証をし、分析結果が頑健であるかどうか確認する。

6. 傾向スコア分析による頑健性の検証¹⁴

前節のヘドニック・アプローチの分析では最小二乗法を用いているため、説明変数として採用した「中小デベロッパー×保証書ダミー」および「中小デベロッパー×評価書ダミー」は誤差項と相関しないことを仮定していることになる。しかし、この仮定が満たされない場合には、推定結果として得られる係数は、一貫性も不偏性も満たさないことになる。例えば、保証書や評価書を利用している住宅の建築資材が他の住宅よりも高級なものを利用しているならば、その事が住宅価格を上昇させている可能性があり、これらの制度によって取引価格が上昇しているわけではないということになる。

通常、こうした内生性に対処するためには、操作変数法を用いることで一致推定量を

¹⁴ 本研究では傾向スコア分析の詳細について解説は行わないが、以下の文献がこの手法について詳しい (Guo and Fraser (2009)、星野 (2009))。

推定することが可能だが、本研究の分析データでは適切な操作変数を探し出すこと自体が困難である。そこで、本研究では傾向スコア分析を用いて、前節の推定結果が頑健であることを確認する。

6.1 傾向スコア分析の概要

傾向スコア分析とは、任意の政策や医療行為の効果などを入手可能なデータを用いて分析する手法である。一般的に、医療行為などはランダムに行われるわけではないため、観察されたデータを用いて分析を行ったとしてもセレクションバイアスが生じる。本研究の例では、保証書や評価書の付与が必ずしもランダムに行われていない可能性があり、そのために推定結果にバイアスが生じている可能性がある。こうしたバイアスによる影響を減少させ、保証書の付与による効果を検証する手法が傾向スコア分析である。

分析手法は、大きく2段階に分かれている。第1段階では、任意の処置（保証書や評価書の付与）が実行される確率を計算し、その推計確率を傾向スコアとして求める。第2段階では、推計した傾向スコアに基づいて、処置を受けたグループ（保証書や評価書を付与された群）と処置を受けていないグループ（中小デベロッパーが販売した保証書などを持たない住宅群）を一定の基準に従ってマッチングさせ、マッチングした住宅間の取引価格を比較する。

傾向スコアによって処置効果の推定が可能になるためには「強く無視できる割り当て（Strongly ignorable treatment assignment）」条件が満たされるように第1段階の説明変数を選択する必要がある。この条件は、処置するかどうか（保証書や評価書を付与するかどうか）という選択が、「処置したことによる潜在的な結果変数（中古住宅の取引価格）」と「処置しなかったことによる潜在的な結果変数」の分布には影響を与えていない、というものである。以下の分析では、こうした前提条件が満たされているかどうかについても確認する。

本研究では、中小デベロッパーが販売する住宅に保証書などを付与することの影響を分析することが目的なので、処置を受けたグループは中小デベロッパーによって販売された保証書または評価書を保有する住宅とする。また、対照グループは中小デベロッパーによって販売されたその他の住宅とする。なお、評価書は偽装事件前後でその評価が変化した可能性があるため、本節でも偽装事件前後における取引価格への影響を検証する。

6.2 推定結果

傾向スコアの推定では、第1段階としてプロビット回帰を行い、保証書または評価書を保有する確率を推計する。説明変数には、築年数、専有面積、専有階、都心までの時間距離、最寄り駅までの時間距離、バスダミー、行政市区ダミー、沿線ダミーを採用する¹⁵。

表5は、保証書、偽装事件前の評価書および偽装事件後の評価書の保有確率を推計するために行った3種類のプロビット回帰の結果を表している。ここで、処置効果の推定が可能となる前提条件「強く無視できる割り当て (Strongly ignorable treatment assignment)」が満たされているかどうかを間接的に確認すると、それぞれのC統計量は0.86から0.96と比較的高い数値となっていることが確認される¹⁶。また、各プロビット回帰での処置群と対照群での説明変数の平均値の差の検定を行ったところ、有意な差は認められなかったことから、前提条件は満たされていると考えられる¹⁷。

次に、第2段階として、推計された傾向スコアに基づいて処置群と対照群をマッチングし、それらの住宅群における価格差の有無について検定を行う。第2段階で行うマッチングのための手法は複数知られているが、本研究では最近傍マッチング (Nearest Neighborhoods Matching) とカーネルマッチング (Kernel Matching) の2種類のマッチング法を適用する。最近傍マッチングは、保証書を持つ住宅と保証書を持たない住宅において、推計値が最も近いものをマッチングする手法である。この手法は、保証書を持つ住宅が仮に保証書を持たなかった場合の取引価格として、保証書を持たない住宅の中から推計値が最も近いものの価格を代理させる手法である。

また、カーネルマッチングとは、保証書を持つ住宅が仮に保証書を持たなかったとした場合の取引価格の期待値をカーネル法により推計し、それを取引価格として利用する手法である。期待値は、任意のカーネル関数をあてはめて推計するが、その際、カーネル関数のバンド幅 (=標準偏差) の設定が課題となる¹⁸。バンド幅はカーネル関数の形状を左右するため、期待値の推計にも大きく影響するからである。恣意的な値を選ぶこ

¹⁵ 説明変数の選択方法としては、最終的に検証する結果変数（本研究では取引価格）に強い関連がある説明変数を選ぶことの重要性が知られている (Brookhart et al. (2006))。よって、本研究では、前節のヘドニック・アプローチで用いた変数を利用している。

¹⁶ 星野・岡田 (2006) では、近年の応用例ではC統計量が0.8以上であることがスタンダードとなっていることが指摘されている。

¹⁷ 具体的には、各プロビット回帰によって得られた推計確率 (=傾向スコア) を基に全サンプルを任意の階層に分け、階層ごとに処置群と対照群の説明変数の平均値を比較し、それぞれに有意な差がないことを確認している。この検定の目的は、任意の処置がなされるかどうかと各説明変数が独立であることを確認することである (Rosenbaum & Rubin (1983))。統計ソフトSTATAでは、傾向スコアを求めるコマンド「pscore」によって、この検定が同時に行われる。

¹⁸ この点については、Cameron & Trivedi (2005) が詳しい。

とを避けるため、本研究ではバンド幅の決定に際して Silverman's plug-in estimate を使用する¹⁹。カーネル関数に Gaussian kernel を利用すると、保証書付き住宅のマッチングではバンド幅は 0.034 であり、偽装事件前の評価書付き住宅では 0.049、偽装事件後の評価書付き住宅では 0.022 となっている。

表 6 は、検定結果を表している。なお、表には中小デベロッパーが販売した保証書または評価書を保有する住宅とそれらを保有していない中小デベロッパーが販売した住宅との価格差 (%) が示されている。

表 6 によると、保証書住宅では 2 種類のマッチング法の両方において、保証書を保有する住宅の取引価格が有意に高くなることが示された。その値は、15.09% と 10.35% である。他方、評価書付き住宅では、偽装事件前後のマッチング法の全てにおいて有意な差は示されなかった。

表 5. 傾向スコア分析のためのプロビット回帰

	保証書		評価書 (事件前)		評価書 (事件後)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	-2.6543 *	(1.6329)	-3.4601	(4.2843)	-3.1221	(3.7648)
築年数	-0.0160	(0.1361)	-0.6306 ***	(0.2347)	-1.1325 ***	(0.2474)
面積	0.1990	(0.3560)	1.1772	(1.0023)	1.9117 **	(0.9387)
専有階	-0.1537	(0.1280)	-0.1190	(0.3779)	-0.5824 *	(0.3503)
都心までの距離	0.1849	(0.1888)	-0.4184	(0.3678)	-0.4701	(0.3485)
最寄り駅までの時間	-0.1182	(0.1476)	-0.2825	(0.4291)	-0.8380 **	(0.4283)
バスダミー	0.6018 *	(0.3245)	0.8705	(0.7407)	1.8221 **	(0.8177)
サンプル・サイズ	420		187		219	
疑似決定係数	0.1406		0.3436		0.5822	
尤度比検定統計量	52.94		25.84		97.49	
C 統計量	0.86		0.95		0.96	

注 1) ***, **, * は、推計された係数がそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意なことを示す。

注 2) 疑似決定係数は、マクファーデンの R^2 を示す。

注 3) 尤度比検定統計量は帰無仮説を定数項以外の全ての係数がゼロとして計算した。

注 4) 行政区ダミー、沿線ダミーは割愛している。

注 5) C 統計量は、ROC 曲線化の面積を表し、1 に近いほどモデルの適合率が高いことを示す。

表 6. マッチングによる価格差の検定

	保証書	評価書 (事件前)	評価書 (事件後)
最近傍マッチング	15.09**	12.29	-6.49
カーネルマッチング	10.35**	18.12	-2.30

注 1) 数値は「その他の中小デベロッパー住宅」との価格差 (%) を表す。

注 2) ***, **, * は、推計された係数がそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意なことを示す。

¹⁹ バンド幅の計算は、Heckman et al. (1998) にならい、Silverman's plug in estimate を用いた。この時、バンド幅は $h^* = 1.3643 \times 0.7764 \times N^{-0.2} \times \min(s, iqr/1.349)$ によって得られる。 N はサンプル数、 s は推定値の標準偏差、 iqr (inter quartile range) は推定値の四分位範囲を表す。

この結果は、保証書に関しては前節の推定結果と同様であるが、評価書に関しては異なっている。つまり、前節のヘドニック・アプローチにおける分析は、保証書の分析結果は頑健であるものの、評価書の分析結果は内生性が影響している可能性が示されている。つまり、評価書を保有していた住宅の評価は偽装事件前後において変化していないと考えられる。

以上の分析から、保証書が中古住宅の取引価格を上昇させるという分析結果は頑健であることが確認された。次節では、保証書や評価書を保有している住宅の購入確率と消費者のリスク許容度との関係について分析し、品質情報によって消費者の購入意欲がどのように変化するか検証する。

7. 住宅類型別購入確率と危険回避度との関係

保証書または評価書を保有する住宅は、一定の審査を経て住宅市場に供給されるため、売主と買主の間にある情報格差が緩和され、価格には明示的に現れなくても、消費者のこれらの住宅に対する選好は高まるかもしれない。ただし、これらの選好は消費者のさまざまな属性によって異なる可能性がある。すなわち、リスクを回避する傾向が強い消費者ほど、そのような住宅への選好が高まると期待される。特に、保証書は購入後の損害を補償してくれることから、リスクを回避する傾向が強い個人であるほど、保証書付き住宅を購入する確率を上昇させると考えられる。そこで、以下では消費者のリスク態度に注目して分析する。

本節では、品質情報の有無に従って、住宅を4種類に分類し、各住宅の分類ごとの購入確率とリスク指標との関係について多項ロジット・モデル (multinomial logit model) を用いて分析する²⁰。

7.1 多項ロジット・モデル

多項ロジット・モデルは、3種類以上の選択肢がある場合の判別問題を扱うことができる²¹。本節では、「中小デベロッパーが販売し、保証書をもつ住宅（以下、保証書住宅と記す）」、「中小デベロッパーが販売し、評価書をもつ住宅（以下、評価書住宅と記す）」、「大手デベロッパーが販売した住宅（以下、大手デベ住宅と記す）」および「その他の

²⁰ 前節の傾向スコア分析で2項分析を用いているのは、保証書や評価書が付与されるメカニズムを明らかにするためではなく、傾向スコアを推計することが目的となっているためである。他方、本節では消費者が情報の異なる複数の選択肢を前にした際にどのような選択行動をとるのかを検証するために多項モデルを採用している。

²¹ 多項ロジット・モデルについては、例えば Wooldridge (2010) などを参照。

住宅（すなわち、中小デベロッパーが販売した保証書などを付けていない住宅のこと。以下、中小デベ住宅と記す）」の4種類の状態を住宅購入時の選択肢として定義し、消費者固有の効果をコントロールしつつ、リスク指標の変化によって住宅の選択確率がどのように変化するか検討する。

今、消費者 i には住宅の選択に対して J 個の選択肢があり、選択結果を y_i で表すこととする。本稿で分析するデータでは、 J は上記の「保証書住宅」、「評価書住宅」、「大手デベ住宅」および「中小デベ住宅」の4つである。

ここで、消費者 i が選択肢 j を選ぶときに、その選択対象から得られる効用 $U(y_i = j) \equiv U_{ij}$ のうち、説明変数によって説明可能な効用を u_{ij} 、それ以外の確率的な効用を ε_{ij} 、すなわち

$$U_{ij} = u_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

と定義する。このとき、消費者 i は、最も大きな効用が得られる住宅の購入を選択する。ここで、消費者 i が $\mathbf{x}_i' = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$ という m 種類の属性ベクトルを持つとすると、選択した住宅 j から得られる効用のうち、説明可能な効用 u_{ij} が、

$$u_{ij} = \beta_{j0} + \beta_{j1}x_{i1} + \beta_{j2}x_{i2} + \dots + \beta_{jm}x_{im} = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_j$$

という線形関数で表現されると仮定する。ただし、 $\boldsymbol{\beta}_j' = (\beta_{j0}, \beta_{j1}, \dots, \beta_{jm})$ は係数ベクトルを表す。

ここで、消費者 i が選択肢 j を選ぶ確率 π_{ij} を次のように表す。

$$P(y_i = j | \mathbf{x}_i') = \pi_{ij}$$

これらの確率は $0 < \pi_{ij} < 1$ であり、かつ $\sum_j \pi_{ij} = 1$ を満たすものとする。そのような条件を満たす定式化として次のようなものを考えることができる。

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_j)}{\sum_{r=1}^J \exp(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_r)} \quad j = 1, \dots, J$$

ところで、 J 個の選択肢のうち、 $J-1$ 個が決まれば残りの1つは自然に決まるので、いま、そのような従属的な選択肢として $J=1$ を基準にとり、上式の分子分母を $\exp(\mathbf{x}' \boldsymbol{\beta}_1)$ で割って整理すると次のようになる。

$$\pi_{i1} = \frac{1}{1 + \sum_{r=2}^J \exp(\mathbf{x}_i' (\boldsymbol{\beta}_r - \boldsymbol{\beta}_1))}$$

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i' (\boldsymbol{\beta}_j - \boldsymbol{\beta}_1))}{1 + \sum_{r=2}^J \exp(\mathbf{x}_i' (\boldsymbol{\beta}_r - \boldsymbol{\beta}_1))} \quad j = 2, \dots, J$$

ここで $\boldsymbol{\beta}_1 = 0$ と仮定しても上式の一般性は保持される。すると上式はそれぞれ以下のよ

うに単純化され、多項ロジット・モデルとして定式化できる。

$$\pi_{i1} = \frac{1}{1 + \sum_{r=2}^J \exp(x_i' \beta_r)}$$

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(x_i' \beta_j)}{1 + \sum_{r=2}^J \exp(x_i' \beta_r)} \quad j = 2, \dots, J$$

このとき、パラメータの推計は、各消費者の選択行動が互いに独立との仮定の下で、以下の対数尤度を最大化することで一致推定量を得ることができる。

$$\log L(\beta_2, \dots, \beta_J) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \log \pi_{ij}$$

ここで、 d_{ij} は、消費者*i*が選択肢*j*を選択したときに1、それ以外では0をとるダミー変数である。

7.2 リスク指標とデータ

本稿では、個人属性として世帯主の年齢や性別などの一般的な特性の他に、リスク回避度を表す説明変数を利用する。そのため、アンケートではリスク許容度を表す質問を設定し、回答者のリスク回避の傾向を把握している。

質問の設定に際しては、そのような特性をできるだけ客観的に把握するため、大阪大学COEプログラム「アンケート調査と実験による行動マクロ動学」および「人間行動と社会経済のダイナミクス」によって実施されたアンケートの質問項目を利用した²²。質問では、リスクを回避する傾向が強いタイプであれば0に近く、リスクを許容する傾向が強いタイプであれば10に近いという指標を作り、回答者自身が11段階のどれに当てはまるか回答している。表7は、アンケートの設問内容を表している。なお、実証分析では消費者が保証書や評価書を評価しているならば、リスクを回避する傾向が強い個人ほどこうした住宅を選択する確率が高くなることが予測される。アンケートではリスクを許容する個人であるほど数値が高くなるように設定しているため、推定結果ではリスク指標を表す説明変数の係数は符号がマイナスとなることが期待される。

表7. リスク指標の解説

呼称	設問内容	解釈	
リスク指標	「虎穴に入らずんば虎児を得ず」ということわざがあるように、高い成果を期待するなら危険を冒すべきだという考え方があります。その一方で、「君子危うきに近寄らず」ということわざのように、できる限り危険を避けるべきだという考え方もあります。あなたの行動は、どちらの考え方にちかいですか。「虎穴」の考え方に完全に共感するを10点、「君子」の考え方に完全に共感するを0点として、あなたの行動パターンを評価して最もあてはまるもの一つお選びください。	0に近い	リスクを回避する傾向が強い
		10に近い	リスクを許容する傾向が強い

²² 大阪大学で実施されているプロジェクトの詳細については以下のサイトを参照。
<http://www.iser.osaka-u.ac.jp/coe/jornal/jornal.html>

分析に用いるデータは、第5節で分析に利用したデータを利用する。ただし、購入する住宅と購入者のリスク許容度の関係を分析するため、Web アンケートの回答者が購入者自身でなくてはならない。Web アンケートでは、住宅を購入した本人以外（家族など）が質問に回答する可能性があり、その場合には分析結果にバイアスが生じると考えられる。アンケートでは「現在お住まいの「持家中古マンション」の購入にあたってのあなたの立場をお答えください」という設問をあらかじめ設定しているので、この質問に対して「最終決裁する立場」であると回答したサンプルのみを分析に利用する。このスクリーニングを行った結果、本節で利用するサンプル数は505件となっている。

表8は、被説明変数の4類型（「保証書住宅」、「評価書住宅」、「大手デベ住宅」「中小デベ住宅」）毎に、説明変数に関する記述統計（平均値）を表している。表8によると、偽装事件ダミーにおいて保証書住宅および評価書住宅の割合が0.5を越えており、偽装事件後にこれらの住宅を購入する割合が増加していることが分かる。世帯所得は、評価書住宅を購入した家計が最も高く、保証書住宅を購入した家計が最も低くなっている。

表 8. 説明変数の記述統計（平均値）

	被説明変数(住宅類型)			
	保証書住宅	評価書住宅	大手デベ住宅	中小デベ住宅
取引価格（万円）	3340.67	3594.63	3834.46	3343.00
偽装事件ダミー	0.67	0.85	0.57	0.48
世帯主年齢（歳）	37.50	35.26	36.51	37.13
世帯主性別（男＝1）	0.63	0.44	0.72	0.73
世帯所得（万円）	737.00	930.74	895.21	823.76
リスク指標	4.27	4.81	5.10	5.19
サンプル数	30	27	180	268

表 9. 多項ロジット分析

	保証書住宅		評価書住宅		大手デベ住宅	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
偽装事件ダミー	0.8307 **	0.4016	1.8936 ***	0.6034	0.3693 *	0.1947
世帯主の年齢	0.0039	0.0215	-0.0355	0.0404	-0.0128	0.0122
世帯主の性別	-0.3746	0.4136	-1.2594 ***	0.4066	-0.0614	0.2205
世帯所得	-0.0005	0.0006	0.0005 *	0.0003	0.0002	0.0002
リスク指標	-0.1837 **	0.0830	-0.0912	0.0848	-0.0294	0.0465
定数項	-1.3288	1.0131	-1.5129	1.4273	-0.1267	0.5371
サンプル数	505					
Wald chi2(15)	30.25					
Prob > chi2	0.001					

注1) ***, **, *は、推計された係数がそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

また、リスク指標は、保証書住宅を購入した人の平均が最も低く、リスク回避的な個人が購入する傾向がうかがえる。

7.3 推定結果

表 9 は、「中小デベ住宅」をベースグループに、他の 3 類型に対する多項ロジット・モデルを、上述した説明変数に関して推定した結果を表している。分析の結果、評価書住宅において、世帯主の性別ダミーの係数がマイナスで有意となっている。女性が世帯主の場合は評価書住宅を選択する確率が高くなっていることから、女性にとっては評価書が良質な住宅であることのシグナルとして判断されていると考えられる。また、評価書住宅では、世帯所得の係数が 10%水準でプラスに有意となっており、所得の高い世帯ほどこうした住宅を購入する確率が高くなることを示している。これは、表 8 でみたように、評価書住宅は相対的に高価であるためだと考えられる。

本研究で注目すべき変数であるリスク指標の係数は、保証書住宅において 5%水準でマイナスに有意という推計結果が示された。これは、リスク指標が大きくなるほど（すなわち、リスクを許容する傾向が強くなるほど）、保証書住宅の選択確率が低下することを示している。言い換えると、リスクを回避する傾向が強くなるほど選択確率が上昇することになる。他方、評価書住宅および大手デベ住宅では、係数の符号はマイナスであるものの、有意な結果は示されていない²³。また、偽装事件ダミーの係数は、保証書住宅、評価書住宅および大手デベ住宅のいずれにおいても、プラスに有意であることが示された。これは、偽装事件後に各住宅の取得確率が上昇したことを示しており、記述統計と同様の結果となっている。図 1 でみたように、近年では保証書や評価書を保有する住宅の戸数が上昇していることと、偽装事件によってそれ以前よりも建物の品質情報に対する消費者の関心が高まったことが影響していると考えられる。

これらの実証結果から、リスクを回避する傾向が強い消費者は、中小デベロッパーの販売した保証書住宅の購入確率を有意に上昇させていることが確認された。また、偽装事件の発生が中小デベ住宅以外の各住宅の購入確率を上昇させていることから、従来は買い手も、そして売り手自身も認識していなかった情報の問題が発生したことに対して、各種住宅がもつ品質に関するシグナルが相対的に重要な情報となったものと考えられる。

この結果は、保証書のように 10 年間の保証期間がある場合は、実質的に建築後に発

²³ なお、リスク回避度と世帯所得が相関する可能性があるため、両者の相関係数を調べたところ、その値は 0.1549 であった。よって、多重共線性の影響は小さいものと考えられる。

生する瑕疵に対しても保証が適用されるため、情報の非対称性の問題が緩和されるからであると考えられる。そのため、リスク回避的な個人による購入確率が上昇し、ヘドニック分析で見たように、中古住宅の取引価格を上昇させていると考えられる。他方、評価書は新築時点の品質を明らかにするが、建築後の使用や劣化にともなって生じる瑕疵などに対して何の情報も保証も提供していない。そのため、リスク回避度が高まっても選択確率には影響を与えず、取引価格にも反映していないと考えられる。

さらに、この分析結果の限界効果について検討するために、リスク指標に関して選択確率を試算する。前提条件は、①偽装事件前（偽装事件ダミー＝0）と偽装事件後（偽装事件ダミー＝1）の2パターンとし、②それ以外の説明変数については平均値を代入する。ただし、世帯主は男性とする。この条件を基に、リスク指標を10から0まで変化させた場合について検証する。

偽装事件前という前提の下での選択確率の推計値を図2.1、偽装事件後という前提の下での選択確率の推計値を図2.2で表し、さらに偽装事件による選択確率への影響を両者の差（＝偽装事件後の選択確率－偽装事件前の選択確率）として図2.3に表している。図2.1によると、偽装事件前は、リスクを回避する傾向が強い人ほど（すなわち、選択肢番号が小さくなるほど）、保証書住宅を選択する確率が上昇していることが確認できる。保証書住宅はリスク回避的な傾向が強まると10%程度購入確率を高めるのに対して、リスク回避的な傾向の弱い人にとっては重要な選択の条件にはなっていない。他方で、評価書住宅では、リスク回避の傾向と選択確率の間に相関は見られない。また、大手デベ住宅でも、リスクを回避する傾向が強い人ほど購入確率を上昇させている様子が見られる。

図2.2によると、偽装事件後は、保証書住宅の選択確率とリスク回避の傾向はより顕著となっており、リスクを回避する傾向が強い人ほど、保証書住宅を選択する確率が上昇している。評価書住宅は、事件前と異なり、リスク回避の傾向と選択確率との間に相関が見られる。ただし、選択確率の上昇程度は保証書住宅より小さくなっている。大手デベ住宅では、事件前と異なり、リスク回避の傾向と購入確率との間には明確な相関が見られなくなっている。

さらに、偽装事件の影響について、偽装事件後の選択確率から偽装事件前の選択確率を差分したものを確認する。図2.3によると、保証書住宅および評価書住宅の選択確率は、リスクを回避する傾向が強い人ほど選択確率が上昇していることが確認できる。これは、事件後にリスクを回避する傾向が強い人ほど、その傾向が強まったことを表して

図 2.1. 偽装事件前のリスク許容度と選択確率

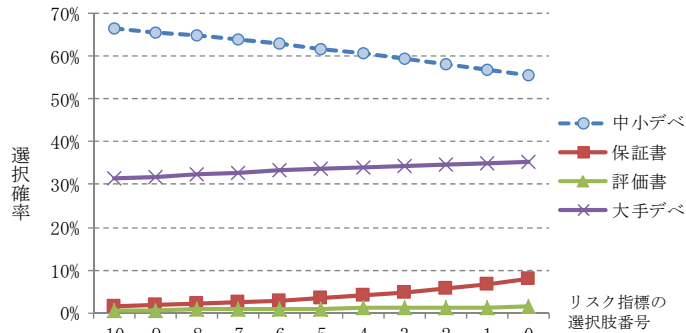


図 2.2. 偽装事件後のリスク許容度と選択確率

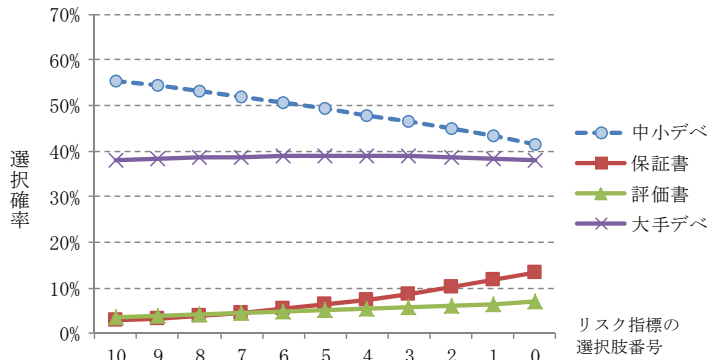
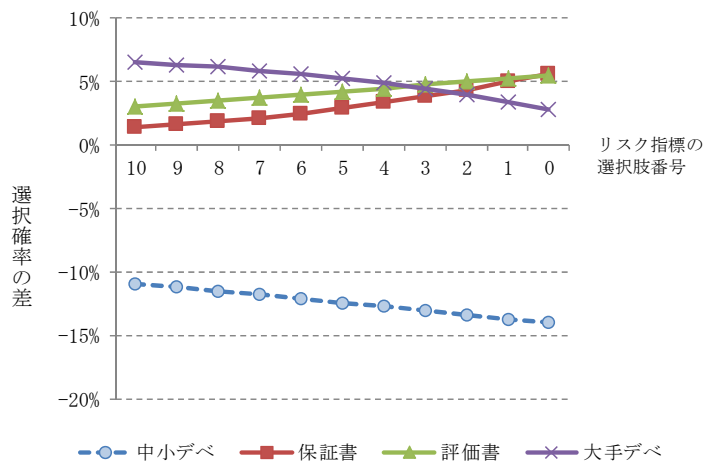


図 2.3. 偽装事件前後の選択確率の差



おり、事件が情報の非対称性の問題を明らかにし、消費者の選択行動に影響したことを示していると考えられる。他方、大手デベ住宅では、リスク回避の傾向と購入確率が負の相関を示している。つまり、偽装事件後に、リスクを回避する傾向が強い人ほど大手デベ住宅を購入する確率が低下したことが示されている。この結果は、マンションにおける耐震偽装自体は、中小デベロッパーだけでなく大手デベロッパーの販売した住宅でも一部確認されていることが影響しているものと考えられる。つまり、一連の偽装事件とは直接関係がないものの、大手デベロッパーによって販売された住宅の中にも耐震性能に関して問題がある住宅の存在が明らかとなったことが、リスク回避的な個人における大手デベロッパーに対する信用を低下させた可能性が考えられる。

8. 分析結果の考察

最後に、ヘドニック・アプローチとリスク回避度の分析結果を基に、リスク回避度と取引価格の関係および保証書の費用対効果について考察する。第5節の(2)式の残差を被説明変数とし、リスク指標を説明変数とする回帰モデルを以下のように定義する。

$$\zeta_i = \eta + \theta \text{Risk}_i + \mu_i \quad (3)$$

(3)式を、最小二乗法を用いて推定した結果は以下の通りである²⁴。

$$\zeta_i = -0.0404 + 0.0082 \text{Risk}_i \\ (0.0197) \quad (0.0036)$$

定数項およびリスク指標の係数は共に 5%水準で有意となっている。ここで、上式の Risk 指標の係数は、リスク指標が1段階上昇した際の取引価格の上昇率と解釈することができる²⁵。すなわち、推計結果からリスク指標が1段階上昇すると取引価格が0.82%上昇すると解釈できる。

²⁴ 推定結果の下にある括弧内の数字は、各係数の標準誤差を表す。また、調整済み決定係数は0.058であり、サンプル数は706である。なお、この推計は第5節のヘドニック・アプローチの実証分析において、リスク指標を説明変数として用いた場合と実質的に同じになる。念のため、(2)式にこの変数を説明変数として加えて推計したが、分析結果に大きな違いはなく、得られる結論の頑健性も確認された。

²⁵ ここで、(3)式を第5節の(2)式に代入し、両辺をリスク指標で偏微分すると、以下のようになる。

$$\frac{\partial \ln P_i}{\partial \text{Risk}_i} = \theta$$

さらに、この式は次のように変換できる。

$$\frac{\partial \ln P_i}{\partial \text{Risk}_i} = \frac{\partial \ln P_i}{\partial P_i} \frac{\partial P_i}{\partial \text{Risk}_i} = \frac{\partial P_i / \partial \text{Risk}_i}{P_i} = \theta$$

よって、係数 θ はリスク指標が1段階上昇した際の取引価格の上昇率と考えられる。

結果を用いて、リスク指標の変化が取引価格をどの程度変化させるか、以下の条件でシミュレーションする。築年数、面積、都心までの時間距離、駅までの時間距離は記述統計の平均値とし、専有階は6階とする²⁶。取引時期を08年、利用沿線を東急田園都市線²⁷、所在区を世田谷区²⁸、バスの利用は無いものとする。また、購入者のリスク指標がサンプル平均の4.91だとすると、この住宅の取引価格は5796万9700円と推計できる。このとき、購入する個人のリスク指標が1段階変化すると価格の評価は約47万5000円（＝5796万9700円×0.82%）変化することになる。この結果、最もリスク回避度が高い個人と最もリスク許容度が高い個人との間では、同一物件に対する評価がおおよそ475万円異なることが示された。

次に、保証書を付与するための費用と保証書による取引価格への効果を考察しよう。マンションが保証書を保有するためには、住戸毎に登録するのではなく建物全体での登録が必要である。そのため、マンションの場合は建物を建設するための費用を基準に以下の式によって登録料が決定される²⁹。

建設費用が5億円未満の場合：登録料＝建設費用×登録料率（%）+15万7500円

建設費用が5億円以上の場合：登録料＝建設費用×登録料率（%）+31万5000円

登録料率は、建設費用や建物の総階数などによって変化するが、3階以上9階建てまで/免責10万円の場合は、建設費用が5億円未満の場合には0.1644%、それ以上の場合には0.1329%となっている。住戸当たりの登録料は、上記登録料を総戸数で案分することで計算できる。

実際にどの程度の登録料が必要になるのか、住宅保証機構が07年度に保証登録をした物件の統計データを用いて試算してみる³⁰。この年度の登録棟数は605棟、平均住棟建設費用は4億8278万円、平均延床面積は3070.14㎡、住戸当たり平均延床面積は74.11㎡、1棟あたりの住戸数は34戸となっている。この数値を用いて計算すると、1棟当たりの住宅登録料は、95万1190円（＝4億8278万円×0.1644%+15万7500円）である。

²⁶ 記述統計では平均の専有階は5.52階だが、実際にそのような階数は存在しないので、ここでは6階とする。

²⁷ 本研究で利用したデータでは、都心までの時間距離の平均時間は15.7分となっている。東急田園都市線の利用駅（世田谷区）から渋谷までの乗車時間は約15分となっているため、この路線を選択している。

²⁸ 前出の利用沿線との兼ね合いから世田谷区を所在地として選択している。

²⁹ 登録料などの計算式は、住宅保証機構が発行した『財団法人住宅保証機構データブック 平成20年度版』に掲載されている。

³⁰ この数値は、『財団法人住宅保証機構データブック 平成20年度版』の数値を参考に行っているため、07年度（平成19年度）の登録データを用いて計算している。

よって、1戸当たりの登録料は、2万7976円（=95万1190円÷34戸）または2万2961円（=95万1190円÷3070.14㎡×74.11㎡）となる³¹。

これらの考察から、保証書住宅は消費者のリスク回避的な傾向によって評価額が変化し、取引価格の上昇に影響していたものと考えられる。保証書住宅を中古住宅として転売した場合には、第5節および第6節の分析結果に基づくと、取引価格はおよそ10%程度上昇するのに対して、保証書を付与するために必要な登録料は決して高額ではない。

しかし、一般的に保証書を付与している住宅は少数派であり³²、必ずしも普及していたわけではない。この理由としては、いくつかの可能性が考えられる。まず、第1に、保証書を付与するために必要な技術的な条件が厳しく、多くの中小企業にとって付与することが物理的に困難であった可能性が考えられる。

第2に、保証書に対する評価が、取引時点によって異なっていることである。まず、建築後10年未満であるにも関わらず中古住宅として取引される場合には、住宅品質における瑕疵が強く疑われる可能性がある（典型的なレモンの原理）。このとき、保証書が瑕疵にともなう損失を補償してくれるために、中古住宅取引ではその分だけ価格下落が回避されるから、保証書付きの物件は他の物件より高く評価されていると考えられる。他方で、この効果は、新築時の住宅購入者に対してあまり評価されていない可能性がある。これは、日本では、中古住宅として転売される住宅が少なく、まして建築後10年以内で転売する住宅はさらに少ないため、転売時に価格下落を回避できる効果は、期待値としてはかなり小さくなるからである。

施工業者が10年以内の転売時に有利であることをアピールしたとしても、保証書の有効期間中に転売することを前提に購入する人が少数であるならば、保証書の付与はほとんど評価されず、施工業者がそれを付与するインセンティブは自ずと小さくなるだろう。こうした可能性が重なって、保証書制度の普及は進まなかったのではないだろうか。

9. まとめ

住宅行政における政策目標は、良質な住宅ストックの形成と将来世代への承継となっており、中古住宅の流通量を増加させる目標が掲げられている。中古住宅取引では情報の非対称性の問題が以前から指摘されており、それが流通量の低迷の原因であるならば、政策として中古住宅の品質についての情報を整備する必要がある。しかし、新築住宅取

³¹ 平均住棟価格を5億円として計算した場合でも、1戸当たりの登録料はおよそ2万4000円から2万9000円と大きな差はない。

³² 07年度における住宅性能保証書の登録件数は98,495戸であり、住宅着工戸数（1,035,598戸）に占める割合はおよそ9.5%である。

引において情報の非対称性を緩和するための政策は複数取られているものの、中古住宅取引ではその対策は限定的であり普及もしていない。

本稿では、中古住宅市場における情報の非対称性の影響について検証するために、中小デベロッパーが販売した住宅における保証書および評価書が取引価格および消費者の購入意欲に及ぼす効果について検証した。同時に、相対的に品質に関する情報の非対称性の影響が小さい大手デベロッパーが販売した住宅についても検証した。また、構造計算書偽装事件の影響についても検証している。主な結果は以下のとおりである。

- 保証書は取引価格を上昇させるが、評価書は取引価格に影響しない
- 保証書は、リスクを回避する傾向が強い個人の選択確率を上昇させ、偽装事件後にはその影響がより顕著になっている
- 評価書は、偽装事件後において、リスクを回避する傾向が強い個人の選択確率を上昇させている
- 大手デベロッパーの販売する住宅は、偽装事件前はリスクを回避する傾向が強い個人の選択確率を上昇させていたが、偽装事件後はその影響が見られなくなっている
- 消費者のリスク回避的な傾向は取引価格の上昇に影響していると考えられ、保証書住宅を転売した場合には、その住宅の所有者にとって費用対効果の大きい制度である

以上の分析から、消費者のリスク回避的な傾向によって取引価格が変化し、住宅性能保証書を保有している住宅では選択確率の有意な上昇によって、中古住宅の価格上昇がもたらされていると考えられる。保証書は、新築時の品質情報を提供している点では評価書と同様であるものの、評価書を保有する住宅では選択確率も取引価格も有意な上昇を示していないことから、一般には建築時の構造や品質よりも、むしろ居住によって生じる品質の劣化の程度などの情報が重要であることを示唆している。

このように、中古住宅取引において情報の非対称性を解消できないことが逆選択を生じさせるならば、リスク回避的な個人が新築住宅の購入を選ぶとも考えられる。こうした行動が日本において中古住宅流通量が低迷している理由の一つかもしれない。

政策的な観点からは、リスク回避的な個人による中古住宅取引を促すように、情報の非対称性を緩和することが重要になると考えられる。住宅履歴の整備や取引時の性能評

価制度の導入が必要なのではないだろうか。

また、保証制度と実質的に同様である住宅瑕疵担保履行法が 10 年から施行されているため、この制度が施行された後に建築された住宅では、建築後 10 年間は住宅の品質に対する情報の非対称性の問題を解消するものと考えられる。しかし、保証期間が過ぎた住宅は、転売される際に再び情報の非対称性の問題に直面することになる。このため、情報の非対称性を直接緩和するような施策を、今後も講じてゆく必要がある。この点で、たとえば欧米で見られるように、住宅購入者が直接保険契約に入れるような制度整備などが重要になると思われる。保険の効果はすでに見たように大きな費用対効果があるが、情報を持っている売主が保険に入ろうとすると、保険会社との間で逆選択やモラルハザードの問題が発生してしまう。しかし、買主の持ちうる情報はせいぜい保険会社のそれと大差がないと考えられるから、このような問題は生じない。

これまでに中古住宅向けの保証制度は運用されていたが、築年数等の利用条件が厳しいこともあり、全く普及してはいなかった。また、保証書の発行母体である住宅保証機構にヒアリングしたところ、消費者の認知度の低さにもその原因があるということであった。瑕疵担保履行法が施行された現在では、中古住宅向けの保証制度における利用条件は大幅に緩和されているため³³、今後はこうした制度の存在を広く一般に周知させることが必要であろう。例えば、住宅購入時に買主に対して行われる重要事項説明において、こうした制度について説明し、その加入の意思を確認することなどの対応が有効かもしれない。

なお、本稿では耐震偽装問題が生産者の行動に与えた影響などについて考察していない。耐震偽装の影響が長期に及ぶものであれば、生産者の情報開示などにも影響を与えるものと考えられる。生産者を含めた市場全体の分析については、今後の課題としたい。

参考文献

住宅保証機構（2010）『財団法人住宅保証機構データブック 平成20年度版』財団法人住宅保証機構。

中川雅之（2007）「情報の非対称性問題と既存住宅流通市場」『日本不動産学会誌』 No. 81, pp. 79-86.

³³ 緩和された条件としては、築年数（15 年以下から新耐震基準に適合している住宅に変更）、建て方（戸建のみから共同住宅へも適用可能に変更）などがある。

- 日本住宅総合センター（2011）「住宅性能保証制度と住宅性能評価制度の効果」『中古住宅市場と情報の非対称性』No. 10302, pp. 53-70.
- 野上雅浩（2009）「住宅瑕疵担保履行法における供託と保険の選択に係る経済分析」『都市住宅学』67号, pp. 92-97.
- 八田達夫（1997）「住宅市場と公共政策」岩田規久雄・八田達夫編『住宅の経済学』日本経済新聞社, pp. 1-52.
- 原野啓・中川雅之・清水千弘・唐渡広志（2012）「中古住宅市場における情報の非対称性がリフォーム住宅価格に及ぼす影響」『日本経済研究』No. 66, pp. 51-71.
- 藤澤美恵子・中西正彦・中井検裕（2004）「住宅性能表示制度が分譲マンション価格に与える影響と役割」『都市住宅学』47号, pp. 83-88.
- 星野崇宏（2009）『調査観察データの統計科学 因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店.
- 星野崇弘・岡田謙介（2006）「傾向スコアを用いた共変量調整による因果効果の推定と臨床医学・疫学・薬学・公衆衛生分野での応用について」『保健医療科学』第55巻（3）, pp. 230-243.
- 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, pp. 10-19.
- 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), pp. 255-271.
- Brookhart, M. A., S. Schneeweiss, K. J. Rothmann, R. J. Glynn, J. Avorn, and T. Sturmer (2006) "Variable Selection for Propensity Score Models," *American Journal of Epidemiology*, 163, pp. 1149-1156.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (2005) *Microeconometrics*, Cambridge University Press.
- Guo, S. and M. W. Fraser (2009) *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*, Sage Publications, Inc.
- Harding, J., T. Miceli., and C. Sirmans (2000) "Do Owners Take Better Care of Their Housing than Renters?," *Real Estate Economics*, 28, 663-681.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, J. A. Smith., and P. Todd (1998) "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," *Econometrica*, 66, pp. 1017-1098.
- Iwata, S. and H. Yamaga (2007) "Resale Externality and the Used Housing Market," *Real Estate Economics*, 35, 331-347.
- Lee, S., J. Ries, and C. T. Somerville (2013) "Repairs under Imperfect Information," *Journal of Urban Economics*, 73, pp. 43-56.

- Levitt, S. D. and C. Syverson (2008) “Market Distortions When Agents Are Better Informed: The Value of Information in Real Estate Transactions,” *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), pp.599-611.
- Nanda, A. and S. L. Ross (2012) “The Impact of Property Condition Laws on Housing Prices: Evidence from an Event Study Using Propensity Scores,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 45, pp.88-109.
- Pope, J. C. (2008a) “Do Seller Disclosures Affect Property Values? Buyer Information and the Hedonic Model,” *Land Economics*, 84(4), pp.551-572.
- Pope, J. C. (2008b) “Buyer Information and the Hedonic: The Impact of a Seller Disclosure on the Implicit Price for Airport Noise,” *Journal of Urban Economics*, 63(2), pp.498-516.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin(1983) “The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70, pp.41-55.
- Rutherford, R. C., T. M. Springer, and A. Yavas (2007) “Evidence of Information Asymmetries in the Market for Residential Condominiums,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35, pp.23-38
- Wooldridge, J. M (2010) *Econometric Analysis of Cross Sectional and Panel Data*, The MIT Press.