

国土交通省総合政策局
不動産課 委託業務

平成 20 年度
住宅市場動向に関する指標のあり方の検討業務
報告書

平成 21 年 3 月

早稲田大学

目次

要約版	1
第1章 はじめにー本検討の背景と目的ー	10
1.1 本検討の背景	10
1.2 本検討の目的	12
1.3 本検討のアプローチ	13
1.4 本検討で期待される成果	13
1.5 住宅価格指数検討委員会の設置	16
第2章 住宅価格指数とその要件	17
2.1 住宅価格指数とはなにか	17
2.1.1 価格指数の理論と実際	18
2.1.2 物価指数と資産価格指数の違い	22
2.1.3 住宅価格指数と株価指数の違い	24
2.1.4 住宅価格指数の推定方法	26
2.2 住宅価格指数の精度	27
2.2.1 住宅価格指数の誤差と課題ー幾何平均型リピート・セールス回帰模型ー	28
2.2.2 住宅価格指数の誤差の要因	30
2.2.3 シラーによる解決策ー算術平均型リピート・セールス回帰模型ー	40
2.2.3.1 算術平均方式と価値加重方式の採用	41
2.2.3.2 最良不偏推定量への接近	42
2.2.4 算術平均型リピート・セールス回帰模型以降の研究開発の動向	43
2.2.4.1 統計的決定理論と住宅価格指数の設計問題	43
2.2.4.2 対数相対価格と縮小推定量の組み合わせ	44
2.2.4.3 相対価格と最尤推定量あるいは一般化積率法推定量の組み合わせ	45
2.2.4.4 絶対価格と一般化積率法推定量あるいはベイズ推定量の組み合わせ	46
2.2.5 住宅価格指数の推定の精度	46
2.2.5.1 住宅価格指数の目標としてみた物価指数の推定の精度	46
2.2.5.2 既存研究における住宅価格指数の推定の精度	47
2.2.5.3 トラッキング・エラーによる住宅価格指数のバイアスの確認	52
2.3 有効な住宅価格指数の基本的な考え方	54
2.3.1 有効な住宅価格指数とは	54
2.3.2 標本の適切さ	56
2.3.3 指数の精確さ	57
2.3.4 指数の信頼性	59
2.3.5 指数の有用性	60
2.4 ケース・シラー住宅価格指数の評価	62

2.4.1 ケース・シラー住宅価格指数における標本の適切さ.....	62
2.4.2 ケース・シラー住宅価格指数の精確さ.....	65
2.4.3 ケース・シラー住宅価格指数の信頼性.....	68
2.4.4 ケース・シラー住宅価格指数の有用性.....	70
2.5 まとめー有効な住宅価格指数が具備すべき要件ー.....	78
2.6 第2章 補論(1) ケース・シラー住宅価格指数の算出方法.....	82
2.7 第2章 補論(2)ーリピート・セールス指数とヘドニック指数ー.....	88
2.7.1 リピート・セールス指数とヘドニック指数の違いー直感的な説明ー.....	88
2.7.2 リピート・セールス指数とヘドニック指数はどちらが正しいかー直感的な説明ー.....	89
2.7.3 ヘドニック指数の基礎.....	90
2.7.4 時間ダミー変数を用いた東京マンションのヘドニック価格指数の試作.....	91
第3章 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその精度.....	96
3.1 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその意義.....	96
3.1.1 日本版ケース・シラー住宅価格指数とは.....	96
3.1.1.1 有効な住宅価格指数の要件を満たす指数である.....	96
3.1.1.2 日本版ケース・シラー住宅価格指数は7種類ある.....	97
3.1.2 日本版ケース・シラー住宅価格指数の意義.....	98
3.1.2.1 日本の消費者物価指数と同等の精度を有する住宅価格指数が提供される.....	98
3.1.2.2 住宅の成約価格を用いた住宅価格指数が提供される.....	98
3.1.2.3 既存住宅流通市場が活性化される.....	99
3.1.2.4 日米において住宅の価格変動に関する情報を共有することができる.....	99
3.1.3 日本の住宅の成約価格データサンプル規模は十分か?.....	99
3.1.3.1 既存住宅流通市場の日米の格差.....	99
3.1.3.2 住宅価格指数の推定に必要な標本の規模.....	100
3.1.3.3 本検討で試作する標本の規模.....	102
3.2 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその推定.....	103
3.2.1 住宅価格指数のための回帰モデルの選択.....	104
3.2.2 住宅価格指数の推定手法の選択.....	106
3.2.3 住宅価格指数の推定結果.....	110
3.2.4 エリア別日本版ケース・シラー住宅価格指数.....	111
3.2.5 コンポジット方式による首都圏中古マンション価格指数.....	118
3.3 日本版ケース・シラー住宅価格指数の精度.....	122
3.3.1 多重共線性は問題とはならない.....	122
3.3.2 バイアスも問題はない.....	123
3.3.3 標準誤差も十分小さい.....	128
3.4 標本の作成とデータ・フィルターによるその品質管理.....	130
3.4.1 本検討で利用する成約価格データとその規模.....	130
3.4.2 成約価格データ・エラーへの対応.....	131

3.4.3 データ・フィルターと指数推定のための標本の作成.....	131
3.4.4 外れ値への対応.....	135
3.5 まとめ－ケース・シラー住宅価格指数の日米比較－	136
3.5.1 日米で共通の住宅価格指数をもつことの意義.....	136
3.5.2 日米の住宅価格と株価の時系列特性.....	137
3.6 第3章 補論(1) ベイズ・ノイズ・フィルター.....	144
3.7 第3章 補論(2) リッジ回帰による多重共線性の適切化.....	146
3.7.1 多重共線性とは何か？.....	146
3.7.2 リッジ回帰とは何か？.....	147
3.7.3 リッジ回帰を価格指数（時系列データ）に適用したときの特徴.....	149
3.7.4 リッジ回帰による住宅価格指数の作成.....	149
3.7.5 リッジ・パラメータについて.....	150
3.7.6 リッジ・パラメータのいろいろ.....	151
第4章 住宅価格指数の整備のあり方.....	153
4.1 住宅価格指数のタイプ.....	153
4.1.1 住宅価格指数の要件とは.....	153
4.1.2 価格情報の種類.....	155
4.1.3 住宅のタイプ及び地域区分.....	155
4.1.4 頻度.....	156
4.2 住宅価格指数の継続的な提供のための検討事項.....	156
4.2.1 原データの取扱手法全般.....	156
4.2.2 指数算出方法の開発主体.....	156
4.2.3 指数の算出主体.....	157
4.2.4 算出された指数の公表主体.....	157
4.3 想定される住宅価格指数の利用主体と利用例.....	157
4.3.1 指数の利用主体.....	157
4.3.2 利用例.....	158
4.4 国の関与.....	158
4.5 4章のまとめ.....	159
第5章 おわりに－住宅価格指数の実用化に向けての課題－.....	160
5.1 中古住宅流通支援.....	160
5.2 住宅開発事業支援.....	161
5.3 住宅保険商品.....	163
巻末付録 住宅価格指数検討委員会 議事録要約.....	165
第1回住宅価格指数検討委員会 議事録要約.....	165
第2回住宅価格指数検討委員会 議事録要約.....	166

要約版

第1章 はじめに—本検討の背景と目的—

- ・ 既存住宅の価格は住宅ストックの価格変動を知る上で必要不可欠な情報。わが国では新規住宅建設（フロー）重視から既存の住宅投資やその価値の向上（ストック）も重視するという政策転換が図られつつある。そうした背景から、既存の住宅の価値および家賃水準（住宅のファンダメンタルズ）の変化に関する情報を共有することの重要性が、近年、特に高まっている。
- ・ 米国の住宅価格指数は、実際に取引された価格（成約価格）による指数であり、物価指数や株価指数と比べることができるほど高い精度を有しているが、わが国には既存住宅流通市場のための情報インフラが欠けている。
- ・ 住宅の価格（および住宅の賃料）に関する望ましい価格指数を開発することには、①既存住宅流通やファミリー向け賃貸住宅の価格や賃料の適正な評価を支援する、②住宅ローンの融資およびその関連事業の支援となる、③住宅価格の下落に保険をかける際の契約の決済を可能にする、④日本版不動産投資信託市場の健全な育成に寄与するといった様々な意義があり、住宅市場の客観的な評価を容易にし、もって広く不動産投資・流通市場の活性化に資することが期待される。
- ・ 本検討の目的は、わが国において既存住宅の成約価格データを用いたリポート・セールス住宅価格指数の実用化を推進することにある。そこでは、①国民が共有することのできる住宅価格指数、②既存住宅流通市場の活性化に寄与しうる住宅価格指数の活用方法、③物価指数や株価指数と同様に契約の決済も可能とする精度の高い住宅価格指数の整備のあり方などについて検討する。
- ・ そのため、消費者物価指数の精度と同等の精度を有する住宅価格指数を実際に作成する。そこでは、株価指数とも比較が可能な住宅価格指数とし、特に米国の学会でも実務でもベンチマークとなっているケース・シラー住宅価格指数を参考に、日本の成約価格データを用いて作成する。また、この日本版ケース・シラー住宅価格指数が、標本の適切さ、指数の精確さ、指数の信頼性、および指数の有用性の観点から有効な住宅価格指数であることを明らかにする。
- ・ なお、本検討を進めるに当たり、不動産及び住宅の価格指数に関する学会の研究者に加えて、業界各社や市場関係者等の幅広いメンバーを交えて検討を行うため、住宅価格指数検討委員会を設置（メンバーは別紙1）し、幅広く意見を聴取したところである。

第2章 住宅価格指数とその要件

(1)標本の適切さ（correctness）

- ①成約価格データを用いること
- ②価格変動の大部分が市場トレンドであること

(2)指数の精確さ(accuracy)

(3)指数の信頼性(reliability)

- ①住宅価格指数を算出、公表する組織や仕組みが安定的であること
- ②住宅価格指数が一貫性あるいは等質性を備えていること
- ③住宅価格指数の「ブランドの信頼性」(Brand Reliability)

(4)指数の有用性(availability)

- ①頻度が高いほど住宅価格指数の有用性は高まること
- ②調査カバレッジが広いこと
- ③多目的利用の可能性
- ④指数先物等契約決済への利用可能性

第3章 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその精度

(1)日本版ケース・シラー住宅価格指数

委託者より提供されるデータを活用して、実際に住宅価格指数を試作する。その際、レポート・セールス指数の作成に必要な住宅価格の標本数について検討し、現状の日本の既存住宅流通市場においてケース・シラー住宅価格指数の作成が可能であることを示す。

(2)日本版ケース・シラー住宅価格指数の意義

①日本の消費者物価指数と同等の精度を有する住宅価格指数が提供される

ケース・シラー住宅価格指数の観測誤差は月次で 1%程度である。ケース・シラー住宅価格指数は標準誤差が小さいばかりではなく、バイアスや多重共線性の問題がないといった技術的な要件も満たしている。

②住宅の成約価格を用いた住宅価格指数が提供される

従来から日本の住宅市場や不動産市場は周辺のアジア諸国に比べても価格データの信頼度が低いという指摘がされてきた。その一つの理由は成約価格データを用いた指数が普及していないからである。また、成約価格データを用いた住宅価格指数の意義はそうした国際的な観点からばかりではなく、消費者が既存住宅を安心して、また、これまで以上に高い頻度で売買する可能性が高まることが期待される。

③既存住宅流通市場が活性化される

日本版ケース・シラー住宅価格指数は多目的な利用も視野に入れている。そのため、住宅の価格変動や住宅ローンの価格変動についてリスクを負う家計と企業に対して多様な情報提供サービスおよび住宅や住宅ローンの関連した契約の決済への利用を通じて、わが国の既存住宅流通市場が活性化されることが期待できる。

④国際的に住宅の価格変動に関する情報を共有することができる

レポート・セールス住宅価格指数の実用化により、既存の住宅価格指数の役割を補うばかりではなく、日米の住宅価格の動向をより正確に比較しうること、さらには世界の株価指数などの他の資産との比較も容易にするなど、その効果が期待される。

第4章 住宅価格指数の整備のあり方

(1)価格情報の種類

住宅価格指数の原データとして、募集価格と成約価格とのどちらを用いるかは、各々が有する優位性を考慮して決めていくべきであるが、欧米等と比較し、わが国においても、広く

収集された成約価格に基づく住宅価格指数の整備が必要であると考えられる。

この場合、宅地建物取引業法に基づき全国4つの指定流通機構に登録されている成約価格を原データとして利用することが最適であると考えられるが、指定流通機構が有する成約価格データは宅建業法によって登録が義務付けられているうえに、重要な個人情報にも該当すると考えられるため、原データの取扱いは慎重に行われることが必要であると考えられる。

(2)住宅のタイプ及び地域区分

今回の検討では、以下のタイプ及び地域区分で住宅価格指数を算出した（別紙2参照）。

- ・首都圏マンション価格指数（東京・神奈川・千葉・埼玉1都3県）
別途 関西・九州・全国等を検討
- ・首都圏戸建価格指数（首都圏一括若しくは東日本全体を検討）
別途 全国を検討
- ・賃料指数（東京・神奈川・千葉・埼玉1都3県を予定）

S&P/ケース・シラー住宅価格指数には、米国では中心的な住宅取引である戸建てを対象とした指数のみならず、マンション（コンドミニアム）を対象とした指数がある。ただし、リポート・セールス法を採用しているため、2回以上の売買取引記録があるものに限られ、結果として、新築住宅は除外されている。日本は米国と比較し、戸建て住宅の反復継続的な売買は事例が少なく、それに比してマンションの反復継続的な売買記録は多々存在するため、指数を作成するにあたってはマンションの売買記録について作成するものとした。また、居住用住宅賃料指数についても作成することとした。

(3)公表の頻度

月次で住宅価格指数の公表を行うこととした（タイムラグは2ヶ月）。指定流通機構に登録される成約価格については、成約後に購入者のローン審査がとおり、実際に資金決済が完了してから登録されることが多いことから、日次サイクルでのデータ更新は、速報性という観点から意味をなさないと考えられるためである。

(4)原データの取扱手法

成約価格に基づく住宅価格指数を作成する場合の原データとしては、前述したように、全国4つの指定流通機構が有するデータ規模が最大であり、このデータを原データとして利用することが適当であると考えられる。ただし、これらの原データは、宅建業法の規定に基づき指定流通機構に登録されたものであるため、このデータを加工した情報の公開に関して、宅建業法の規定や指定流通機構の寄付行為等に照らして慎重に検討する必要があると考えられる。

(5)指数算出方法の開発主体

ケース・シラー住宅価格指数は、S&P社が米エール大学のロバート・シラー教授、ウェズレー大学のカール・ケース教授らと共同で開発しており、また、昨今では、香港大学や精華

大学が住宅価格指数の開発を開始している。このように、諸外国においては、指数開発の専門家・専門組織による開発が進められている。我が国においてもその指数の客観性・汎用性を高める観点からも、そのような専門家・専門組織による開発が望ましいと考えられる。

(6) 指数の算出主体

指数の算出主体としては、

- ① 指数算出方法の開発主体が自ら原データを収集して指数を算出する方法
- ② 指数算出方法の開発主体が、その算出方法の使用を第三者に許諾して、当該第三者が原データを収集して指数を算出する方法
- ③ 指数算出方法の開発主体が、その算出方法の使用を原データ所有者に許諾して、当該原データ所有者が指数を算出する方法

等が考えられる。ちなみに、ケース・シラー住宅価格指数は、民間会社ファイサーブ社が、S&P社のパートナー（事業提携）となって算出を行う③のスタイルをとっている。わが国の事情を考えると、まず指定流通機構が有する成約価格データは、宅建業法の規定に基づき収集された重要な個人情報に該当すると考えられ、その外部提供については、提供先に厳重な守秘義務を課す必要があると考えられる。このため、指定流通機構が有する原データを外部提供することとなる①、②のケースに比べ、③のケースが最もなじむのではないかと考えられる。

(7) 算出された指数の公表主体

指数の算出主体が自ら公表することも考えられるが、より広く一般に信頼されるものになるためには、格付機関や証券取引所、シンクタンクなど中立性・公平性があり、また、多様なチャンネルを通じて幅広い地域に配信でき、それなりの信用・実績のある組織が、算出された指数を公表することが有効であると考えられる。

(8) 想定される指数の利用主体

指数の利用者としては以下のような主体が考えられる。

- ・ 建設業者、不動産業者（デベロッパー等）、住宅市場関係者
- ・ 金融機関、投資家
- ・ 学識経験者、アナリスト
- ・ 調査機関
- ・ 行政（政策立案者等）
- ・ 一般消費者、不動産保有者

(9) 利用例

① 住宅投資市場の活性化

当該指数の公表により、マンションや戸建住宅の価格・賃料動向に関する投資判断が精緻化し、わが国の住宅投資市場に投資するリスクが軽減されるため、国内外の機関投資家、金融機関、アナリスト、調査機関等幅広い関係者においてその利用が見込まれるものと考

えられる。

②住宅保険等新商品の開発・利用

当該指数に連動した先物商品やE T Fが開発されれば、例えば、不動産を所有する者がその先物商品をあらかじめ売っておくことにより、不動産価値下落リスクをヘッジできるなど、新たな金融商品の開発・利用につながるものと考えられる。

③住宅流通の活性化

当該指数を活用することにより、中古住宅流通やファミリー向け賃貸住宅の価格や賃料の市場動向の評価・分析が可能となり、住宅流通の活性化に資するものと考えられる。例えば、住宅の購入希望者においては、購入時期、購入価格等を検討する際の基礎資料となったり、自己が保有する資産（不動産、金融資産等）の有効活用の際の基礎資料となる。また、不動産デベロッパーや流通事業者においても、事業計画策定・マーケティング活動、顧客（売り主・買い主）に対する不動産価格情報の提供の際の参考情報となることが考えられる。

(10)国の関与

一般的に不動産価格指数は、民間事業者が自ら取引価格等を調査して算出するものであるから、このような場合は、行政の関与は限定的なものとなると考えられる。しかしながら、住宅価格指数を作成するに当たり、仮にその原データを指定流通機構に求める場合には、前述のようにこれらの原データについては宅建業法上の位置付けに加えて個人情報保護の観点からも特段の配慮が求められることから、これらの取扱について行政が一定の関与を行う必要があると考えられる。それ以外の部分は基本的に民間事業者に任せられるべきであると考えられる。

今回の調査は、住宅価格指数に関する原データ、指数算出方法開発、指数算出、公表等の各段階における主体の基本的属性を検討したものであり、具体的に誰が主体になるか、住宅価格指数の種類（マンション、戸建等）、カバーする地域の範囲、更新頻度等をどうするかなどについては、利用者の利便性等を踏まえた今後の実務的な課題となると考えられる。このため、この報告書などを参考に、意欲のある民間事業者や専門組織等が、例えば自主的に協議組織を設け、国や指定流通機構等の協力も得つつ、住宅価格指数の試験的配信など早期の住宅価格指数の開発・公表に向けた具体的取り組みを行うことが期待される場所である。

第5章 おわりにー住宅価格指数の実用化に向けての課題ー

指数の作成方法については、わが国の不動産情報の整備と実情に応じた適切なモデルや推定方法の選択の余地がある。その検討については、引き続きの課題である。

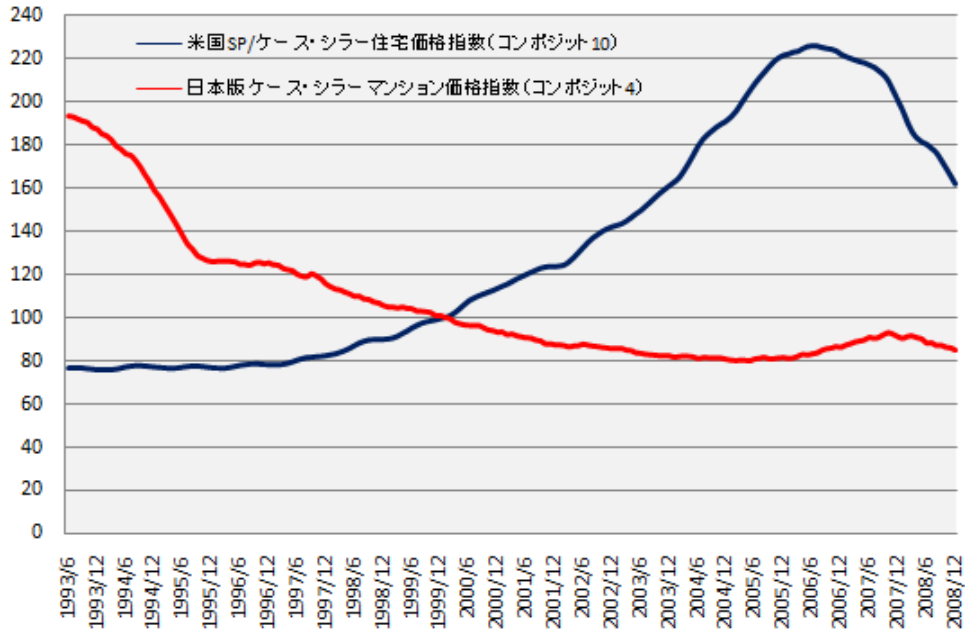
特に大きな問題としては、作成した指数が単なる統計指標ではなく、市場流通が可能な指数となるためにはどのような要件が必要なのかを十分考察しなければならない。

住宅価格指数検討委員会

本検討を進めるにあたり、不動産および住宅の価格指数に関する学界の研究者に加えて、業界各社や市場関係者等の幅広いメンバーを交えて検討を行うため、住宅価格指数検討委員会を設置し、本委員会を2回開催した（議事録要約については巻末参照）。なお、本委員会を開催するに際し、準備委員会（2回）、および本指数の技術的な検討のためのワーキング委員会（4回）を開催している。

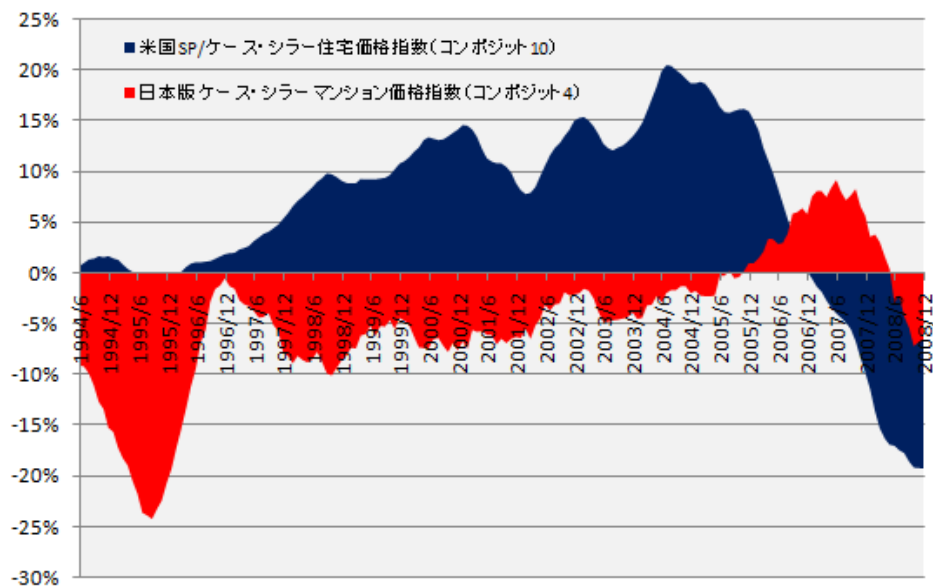
- 川口 有一郎（早稲田大学商学大学院教授）
 - 内 誠一郎（スタンダード・アンド・プアーズ バイス・プレジデント）
 - 沖野 登史彦（UBS証券会社 シニアアナリスト）
 - 加藤 俊春（野村証券(株) アセットファイナンス部次長）
 - 西元 亮（三井不動産(株)企画調査部企画グループ長）
 - 萩原 正敏（(財)東日本不動産流通機構（東日本レインズ）参与）
 - 福島 隆則（みずほ証券(株)グローバル投資銀行部門シニアヴァイスプレジデント）
 - 松本 雄一（大和ハウス工業(株)集合住宅事業推進部グループ長）
 - 深山 浩永（(株)東京証券取引所 常務執行役員）
 - 山澤 光太郎（(株)大阪証券取引所 市場企画本部常務執行役員）
 - 石川 卓弥（国土交通省総合政策局不動産課不動産投資市場整備室長）
- オブザーバー
- 堤 盛人（筑波大学大学院システム情報工学研究科准教授）
 - 植杉 大（早稲田大学政治経済学術院助教）
 - 渡部 光章（早稲田大学国際不動産研究所研究員）
 - 塩本 知久（国土交通省土地・水資源局土地市場課土地市場企画官）
 - 吉野 慎太郎（国土交通省総合政策局不動産課課長補佐）

注：●（座長）



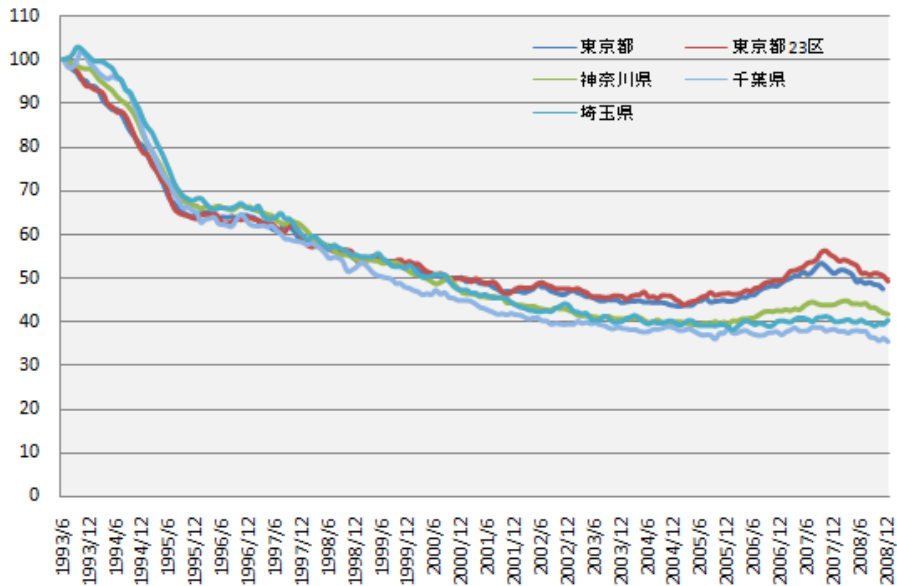
※今次、米国の住宅価格のピークは2006年6月、日本のマンション価格のピークは2007年7月(米国サブプライム問題が顕在化した時点)であったことが読み取れる。

別図 2-1-1 日米の住宅価格の推移 (1993/6-2008/12) 2000年1月 = 100



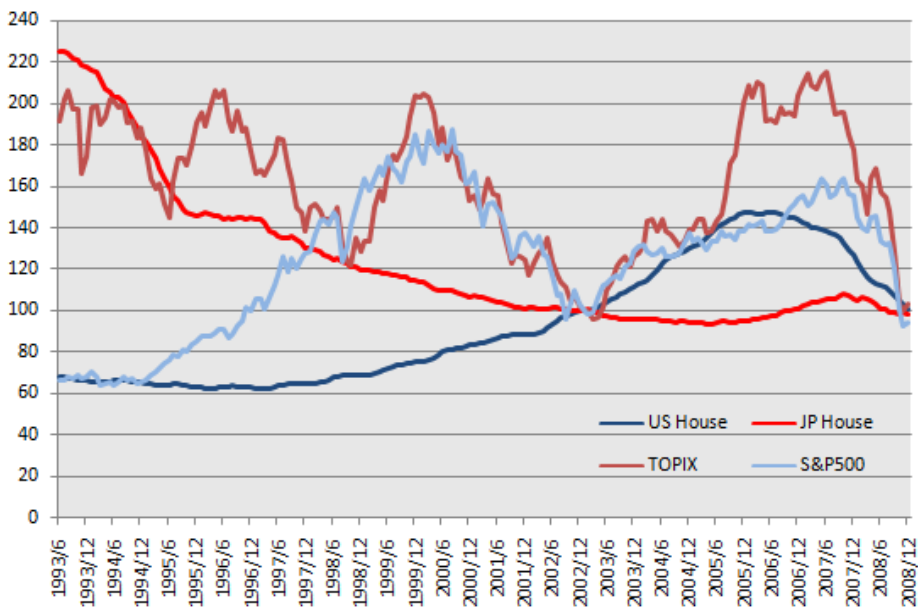
※米国では1996年1月以降約10年間、住宅価格の前年同月比が上昇した。日本のマンション価格の前年同月比は2003年6月以降から改善し2008年9月(米国リーマンブラザーズ破綻)にマイナスに転じたことを読み取れる。

別図 2-1-2 日米の住宅価格の前年同月比の推移(1994/6-2008/12)



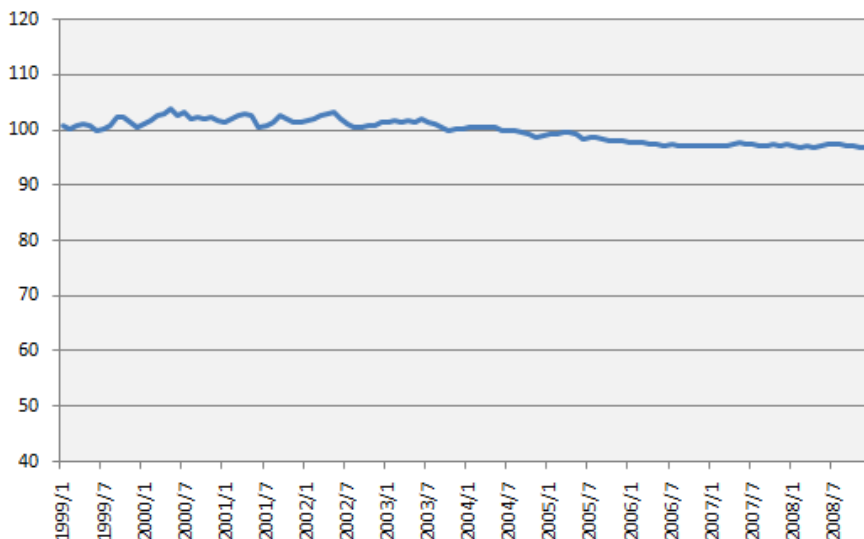
※日本の前回のシステミック・リスクは1998年頃に修復された。1都3県のマンション価格はそれまでの間、同じように推移したが、2000年以降の回復期にはそれぞれ異なる推移をしていることを読み取れる。エリア別（東京都、東京都23区、神奈川県、千葉県、埼玉県：1993年6月=100）

別図 2-2-1 日本版ケース・シラーマンション価格指数 (1993/6-2008/12)



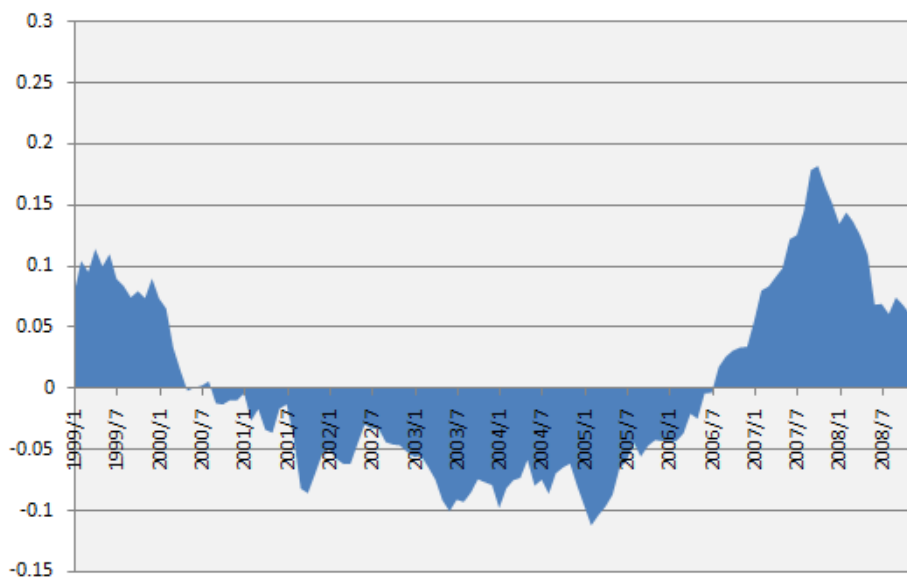
※日米とも中古住宅価格が株価の底（フロア）となっている。（日本のマンション価格、米国 SP/CS 住宅価格、TOPIX,S&P500 を日米のCPIで実質化した指数を比較したもの）

別図 2-2-2 日米の住宅価格と株価の比較 (2003年1月 = 100)



※別紙 2-1,2-2 の住宅価格が大きく変化しているのに比べて、1999 年～2008 年の期間、住宅賃料にはほとんど変化がみられない。（東京都 2003 年 10 月=100、本賃料指数は成約賃料データを用いたリピート・セールス法で作成した指数）

別図 2-3-1 日本版ケース・シラーマンション賃料指数 (1999/1-2008/12)



※賃料・価格比率は住宅のファンダメンタルズに対するその市場価格の動きを把握する指標。日本の中古マンションの賃料・価格比率は 2006 年 7 月（米国の住宅価格がピークをつけて下落を開始した時点）からプラスに転じ、2007 年 7 月（サブプライム問題の顕在化）とともに減少に転じた。2008 年 12 月にはファンダメンタルズに回帰したことを読み取れる（グラフは賃料・価格比率の平均値を 0 としたもの）

別図 2-3-2 賃料指数に対する住宅価格指数の比率 (東京都 : 1999/1-2008/12)

第1章 はじめに - 本検討の背景と目的 -

1.1 本検討の背景

住宅価格は内需のバロメータである。住宅の価格の上昇がなければ、内需の柱である個人消費を刺激することは難しい。それは内需のもう一つの柱としての住宅投資の低迷を意味するばかりでなく、資産効果による個人消費の浮揚効果を期待できないからである。実質ベースの既存住宅の価格はその国の株価のフロア（底）となる。そのため、既存住宅価格が持続的に下落するならば株価のトレンドもその影響を受ける。住宅価格が下落することは、こうしたメカニズムを通じて株価低迷の原因ともなり、それが個人消費を抑制する。わが国の90年の土地バブル崩壊以降の、失われた10年それに続くデフレ経済、その原因の一つは構造的な内需不振にある。その期間、わが国では内需のバロメータである既存住宅価格は長期にわたって下落した。

また、既存住宅の価格は住宅ストックの価格変動を知る上で必要不可欠な情報である。わが国では新規住宅建設（フロー）重視から既存の住宅投資やその価値の向上（ストック）も重視するという政策転換が図られつつある。そうした背景から、既存の住宅の価値および家賃水準（住宅のファンダメンタルズ）の変化に関する情報を共有することの重要性が、近年、特に高まっている。既存住宅の価格指数などの情報インフラが既存住宅流通市場の整備・活性化を推進するための基礎をなすからである。

ところで、わが国に比べて米国の既存住宅の流動性は極めて高い。米国の住宅市場における既存住宅流通のシェアは75%と新築建設を圧倒している。これに比べて、わが国の既存住宅流通のシェアは13%であり、米国のそれに比べると極めて低い。その理由として、両国の国民性やライフスタイルなどの違い、および住宅価格を構成する土地と建物の価格比の相違など、が指摘されている。

両国の既存住宅流通市場におけるいま一つの大きな相違点は、米国の既存住宅流通市場には、「リポート・セールス指数¹」という住宅価格の時間変化を把握するための指数が広く利用されていることである。例えば、2007年・2008年の欧米金融危機以降、新聞やテレビなどで米国の各種のリポート・セールス住宅価格指数の推移が毎週・毎月といった高い頻度で報じられている。そうした米国の既存住宅価格指数の変化を通して、米国の消費者ばかりではなく世界中の人々が、米国の住宅市場のトレンドをタイムリーかつ正しく把握することができるのである。米国では60年以上も前からこうしたリポート・セールス住宅価格指数が提供されていて、既存住宅流通の情報インフラとして活用されてきた。

しかし、すでにストック経済に移行したにもかかわらず、わが国には、リポート・セールス住宅価格指数といった、既存住宅流通市場のための情報インフラが欠けている。米国のそうした住宅価格指数は、実際に取引された価格（「成約価格」）による指数であり、物価指数や株価指数と比べることができるほど高い精度を有している。日本にはそうしたリポート・セールス住宅価格指数が存在しない。市場全体のトレンドをタイムリーかつ正しく把握することができない市場において、その流動性を高めることは困難であろう。

これを実現するためには不動産情報の開示とその信頼性の確保という問題を解決しなければな

¹ リポート・セールス住宅価格指数は既存住宅の価格変化を市場全体で平均した指数である。リポート・セールス指数については本稿の第2章・第3章で詳しく述べる。

らない。わが国では、現在、既存住宅価格やファミリー向け賃貸住宅の価格評価が適切でないことが指摘されている。これは、既存住宅の市場価格（成約価格）や市場賃料のトレンドについて消費者にとって信頼し得る情報がないことがその一つの理由である。また、賃貸については情報も少なくトラブルも絶えない。家賃指数には消費者物価指数（CPI）の家賃指数があるが、現状のものはバイアスが大きく改善の余地が大きい。このことは物価指数の検討会でも指摘されてきた。また、物価指数の研究者の中には、日本の資産価格指数の精度は消費者物価指数の精度とは比べようもないほど劣後するといった指摘をする者もある。

住宅の価格（および住宅の賃料）に関する望ましい価格指数を開発することには次の意義がある。

- ① 既存住宅流通やファミリー向け賃貸住宅の価格や賃料の適正な評価を支援する
- ② 既存住宅のリニューアルの効果測定の基礎となる
- ③ 住宅ローンの融資およびその関連事業の支援となる
- ④ 住宅価格の下落に保険をかける際の契約の決済を可能にする
- ⑤ 不動産市場の変化をみる代理指標を提供する
- ⑥ 日本版不動産投資信託市場の健全な育成に寄与する

以上のような効果を持つものであり、住宅市場の客観的な評価を容易にし、もって広く不動産投資・流通市場の活性化に資することが期待される。

ところで、米国では自治体などの公的主体が公開する住宅の成約価格データを利用して、大学の研究者と民間の格付け機関が共同で指数を開発し公表しているケースもある。スタンダード・アンド・プアーズ／ケース・シラー住宅価格指数（以下「ケース・シラー住宅価格指数」）はその代表例である。ケース・シラー住宅価格指数は、日本の経済新聞でも、毎日のようにその動きが紹介されるほど一般に普及・浸透している。この指数は2ヵ月のタイムラグをもって月次で公表される。そのため、米国の国民や世界の人々が米国の住宅の取引価格の動きを月次で知ることができる。また、この住宅価格指数は、東証株価指数（TOPIX）やS&P500指数といった株価指数とも比較が容易である。そのように設計されている。これは、住宅価格指数が社会的な情報インフラとして受け入れられる一つの条件である。そうしたこともあって、ケース・シラー住宅価格指数先物が2006年には米国シカゴ商業取引所に上場されている。

近年、日本においても住宅の成約価格データを用いた価格指数の試作が開始されている。財団法人東日本不動産流通機構と財団法人日本総合研究所による『東京マンション流通価格指数』がその例である。この住宅価格指数は「ヘドニック・アプローチ²」によるものである。このようにヘドニック指数については日本でもすでに実用化が始まっている。しかし、上記で指摘したように、わが国ではリポート・セールス法による住宅価格指数についてはその実用化に関する研究がまだ緒についたばかりであり、米国に比べて大きく遅れている。その理由は、この方法が株価指数の作成と同様に、住宅の価格変化を「直接」計測するからである³。リポート・セールス指数は同じ物件が複数回売買された場合の取引価格データを用いて算出される。つまり、リポート・セ

² ヘドニック・アプローチによる住宅価格指数については本稿第2章の補論を参照のこと。

³ ヘドニック指数は、各時点の標準住宅の価格を推定しそれを用いて、価格変化を「間接」的に計測する。そのため、本稿では、リポート・セールス法を「直接法」、ヘドニック法を「間接法」と呼ぶ。

ールズ指数を作成するためには、住宅の再販価格データ（同じ物件が複数回売買されたときの取引価格データ）が必要である。日本の既存住宅の流通市場には米国ほどの厚みがないこともあって、実用に耐えうる十分な精度をもつ指数を作成するための再販価格データが少ないのではないかと、という疑問が呈されてきた。本検討はそうした不信感を払拭しようとするものである。というのも、住宅市場における近年の急速なストック化の進展により、わが国においても、米国のケース・シラー住宅価格指数と同等の精度を有するレポート・セールス住宅価格指数の提供が可能、ということが期待されるからである。

ヘドニック指数の実用化に関する既存の検討と並行して、レポート・セールス指数についてもその実用化の検討を行うことは大変意義深いものと言える。異なる指数は異なる推定量を与える⁴。そのため、複数の視点から住宅市場のトレンドを捉える意義は大きい。もちろん、そこでは精度の高い住宅価格指数であることが前提となる。特に、米国のケース・シラー住宅価格指数と比較しうる、それと整合的な方法により算出された住宅価格指数が日本には存在しないことを考えると、レポート・セールス住宅価格指数の実用化を検討する意義、これも大きいと言える。それは、既存の住宅価格指数の役割を補うばかりではなく、日米の住宅価格の動向をより正確に比較しうる。さらに、諸外国の株価指数などの他の資産との比較も容易にするなど、その効果が期待される場所である。こうした比較は、わが国民の既存住宅に対する意識を良化する一つのきっかけとなることも期待できる。特に、消費者物価指数の精度と同等の精度を有し、しかも株価指数と比較が容易となれば、日本版レポート・セールス住宅価格指数が提供されることにより、既存住宅市場の見通しがさらに改善されることが期待される。また、住宅価格や住宅ローンの価格変動のリスクを負っている家計や多くの企業にとっても、彼らの既存住宅に対する意識が深まることも期待できるだろう。

1.2 本検討の目的

本検討の目的は、わが国において既存住宅の成約価格データを用いたレポート・セールス住宅価格指数の実用化を推進することにある。ここでは、①国民が共有することのできる住宅価格指数を目指す、②また、既存住宅流通市場の活性化に寄与しうる住宅価格指数の活用方法を明らかにする、③さらに、物価指数および株価指数と同様に契約の決済も可能とする精度の高い住宅価格指数の整備のあり方を明らかにする。

上記の目的を達成するために、消費者物価指数の精度と同等の精度を有する住宅価格指数を実際に作成する。ここでは、株価指数とも比較が可能な住宅価格指数とする。特に、既存住宅の成約価格データを用いてケース・シラー型の住宅価格指数を作成する。この住宅価格指数は米国の関連する学会および実務で一つのベンチマークとなっているからである。また、そうした日本版ケース・シラー住宅価格指数が、標本の適切さ、指数の精確さ、指数の信頼性、および指数の有用性の観点から、わが国でも有効な住宅価格指数であることを明らかにする。

⁴ 本検討ではレポート・セールス指数に焦点をあてる。ヘドニック指数については第2章の補論で簡単に説明するにとどめ、それもレポート・セールス指数の理解を深めるという位置づけにとどめることとする。

1.3 本検討のアプローチ

本検討では、不動産および住宅の価格指数に関する学界の研究者に加えて、業界各社や市場関係者等の幅広いメンバーを交えて本指数の検討を行う。これが本検討の一つの大きな特徴である。また、上記 1.2 の目的を達成するために、次の 3 つのアプローチを採る。

① 米国指数のケーススタディ・アプローチによる評価

内外における不動産市場と住宅の価格指数の研究開発の成果を確認する。その成果を踏まえて有効な住宅価格指数の具体的な要件を明らかにする。ここでは、米国のケース・シラー住宅価格指数を本検討会で作成すべき指数の一つの候補として取り上げ、ケーススタディ・アプローチによりケース・シラー住宅価格指数が有効な住宅価格指数の要件を満たしているかどうかについて評価する。また、そのケーススタディを通して、本検討で作成すべき住宅価格指数の目標設定を行う。

※本ケーススタディにおいては、米国のファイサーブ社(Fiserv)の住宅価格指数の開発研究者およびスタンダード・アンド・プアーズ社の住宅価格指数の実務責任者（米国ニューヨーク）を招いて、既存研究論文や公表資料からでは得られない、内部情報を含めた、具体的かつ詳細な米国のケース・シラー住宅価格指数の「実際」について報告ならびに情報交換を行った。これらの情報については、公表が許される範囲で、本報告書の第 2 章および第 3 章の内容に反映させる。

② 日本の住宅の成約価格を用いた実証研究

委託者より提供されるデータを活用して実際に指標を試作・検討し、指標作成の手法、地域区分、更新頻度、及び過去何年分にわたり指標を作成することができるか、などについて実際に試作・検討を行う。具体的には、委託者より提供される再販住宅価格データの利用を前提として、10 年を超える長期の住宅市場の動向を把握するための指標として、日本版ケース・シラー住宅価格指数を作成し、その精度の評価を行う。ここでは、現存する全てのレポート・セールス指数を 10 のタイプに分けて、これらを全て評価する。その結果を踏まえて、日本におけるケース・シラー型住宅価格指数の利用可能性について実証分析を行う。

③ 委員会方式によるブレインストーミング

上記①および②の成果を踏まえて、民間における取組みを促すための住宅市場動向に関する指標の合理的かつ市場関係者のコンセンサスが得られる等のあり方について検討する。特に、こうした指標の企画・設計の成果を踏まえて、当該指標の具体的なあり方について明らかにする。

1.4 本検討で期待される成果

本検討で期待される成果として次の 3 点がある。

- ① 消費者物価指数の精度と同等の精度を有する住宅価格指数のフィージビリティが示されること
- ② そうした住宅価格指数の一つの具体例として、日本版ケース・シラー住宅価格指数が実際に提供されること
- ③ 国民や企業がそうした指数を共有しかつ有効に活用することを可能とする、わが国における

住宅価格指数の整備のあり方を示すこと

以上の期待される成果を、より具体的に示すと以下のようにまとめられる。

本検討で作成する住宅価格指数の特徴

- 1) 既存住宅の成約価格データを用いた価格指数
- 2) 直接法（リポート・セールス法）による日本初の住宅成約価格指数
- 3) 精度の高い住宅価格指数（観測誤差 1%、日本の消費者物価指数（10 大費目）および米国の S&P ケース・シラー住宅価格指数と同程度の精度をもつ）
- 4) 住宅市場全体のトレンドを月次で把握（成約価格データを用いた住宅価格指数としては日本で可能な最長 15 年の月次指数。また、データ・フィルタリング技術により中古住宅市場の各変動を代表する適切な標本を用いた指数）
- 5) 日米中で比較可能（米国の S&P ケース・シラー指数、FHFA 指数、MIT 指数、および中国の香港大学指数などと比較可能な 10 種の住宅価格指数を作成）

日本では住宅価格指数に馴染みのない人々も多いので上記について、よくある質問について、次のように整理しておこう（以下の説明の詳細やその根拠は本稿の第 2 章と第 3 章を参照されたい）。

a) リポート・セールス法とは何か？・・・住宅の価格変化を「直接」計測する方法である。株価指数と同じ方法である。93 年以降、2 回以上取引された住宅の価格変化を指数化したものである。なお、住宅価格指数にはリポート・セールス法以外にヘドニック法による指数がある。前者は住宅価格の変化を直接計測するので「直接法」と呼ぶ。後者の指数は、各時点の標準住宅の価格を推定し、それを利用して間接的に価格変動を計測するので「間接法」と呼ぶ。直接法と間接法では、指数の経済的な意味が異なる。両者とも統計手法により推定する。推定方法および用いるデータの違いから両指数が同じ値を示すとは限らない。どちらを用いるかは利用の目的や用途などに応じて使い分けられる。米国では、住宅市場の分析、各種の政策、住宅ローン融資、住宅建設などの判断などにリポート・セールス指数（米国 FHFA 指数やケース・シラー住宅価格指数など）が利用されている。

b) ケース・シラー住宅価格指数とは何か？・・・直接法による住宅価格指数（リポート・セールス指数）の中で、米国を代表する住宅価格指数の一つ。多くの株価指数と同じく、算術平均型の価値加重方式を採っている。この方式はリポート・セールス指数の中では最も精度が高いとされている。

c) 日本では中古住宅市場が米国ほどの規模ではないのでリポート・セールス指数の作成は難しいのでは？・・・いいえ。上記のように、本検討会で開発した指数の観測誤差は 1%程度。これは消費者物価指数の 10 大費目指数の精度と同程度。そのため、日本でもリポート・セールス指数を推定するための標本数は十分と言える。

d) 本検討会で用いるデータは質が悪いのでは?・・・いいえ。データ・フィルタリング（詳細は本稿本文を参照のこと）により、市場のトレンドに寄与する価格データを選別している。住宅価格指数はリピート・セールス指数であってもヘドニック指数であっても、データ・フィルタリングが大変重要である。本検討委員会では、米国の住宅価格指数を参考にして、日本独自の状況（例えば、新築市場と中古市場の分断など）も勘案したデータ・フィルタリング技術を開発している。

e) リピート・セールス指数にはバイアスあるのでは?・・・本指数はバイアスへの対応を十分に施している。そもそもすべての価格指数の作成方法には潜在的なバイアスがある。そうしたバイアスにどう対応するのか?いずれの指数においてもその対応策が重要である。リピート・セールス指数に特有のバイアスへの対応については、本報告書で詳細に検討しているので、本文を参照のこと。

f) 本指数の推定に新築住宅価格データを利用しているか?・・・いいえ。本指数は既存住宅価格指数なので新築価格データは用いていない。特に、日本では新築住宅と既存住宅の価格差には、心理的なバイアス（いわゆる「新築プレミアム」）が含まれる。新築プレミアムは住宅価格の時間変動を表すものではない。そのため、このバイアスを回避するために本指数の推定では新築価格データを除外している。

1.5 住宅価格指数検討委員会の設置

本検討を進めるにあたり、不動産および住宅の価格指数に関する学界の研究者に加えて、業界各社や市場関係者等の幅広いメンバーを交えて検討を行うため、住宅価格指数検討委員会を設置し、本委員会を2回開催した（議事録要約については巻末参照）。なお、本委員会を開催するに際し、準備委員会（2回）、および本指数の技術的な検討のためのワーキング委員会（4回）を開催している。

- 川口 有一郎（早稲田大学商学大学院教授）
 - 内 誠一郎（スタンダード・アンド・プアーズ バイス・プレジデント）
 - 沖野 登史彦（UBS 証券会社 シニアアナリスト）
 - 加藤 俊春（野村證券(株) アセットファイナンス部次長）
 - 西元 亮（三井不動産(株)企画調査部企画グループ長）
 - 萩原 正敏（(財)東日本不動産流通機構（東日本レインズ） 参与）
 - 福島 隆則（みずほ証券(株)グローバル投資銀行部門シニアヴァイスプレジデント）
 - 松本 雄一（大和ハウス工業(株)集合住宅事業推進部グループ長）
 - 深山 浩永（(株)東京証券取引所 常務執行役員）
 - 山澤 光太郎（(株)大阪証券取引所 市場企画本部常務執行役員）
 - 石川 卓弥（国土交通省総合政策局不動産課不動産投資市場整備室長）
- オブザーバー
- 堤 盛人（筑波大学大学院システム情報工学研究科准教授）
 - 植杉 大（早稲田大学政治経済学術院助教）
 - 渡部 光章（早稲田大学国際不動産研究所研究員）
 - 塩本 知久（国土交通省土地・水資源局土地市場課土地市場企画官）
 - 吉野 慎太郎（国土交通省総合政策局不動産課課長補佐）
- 注：●（座長）

第2章 住宅価格指数とその要件

本検討では「有効な住宅価格指数」という基本的な考え方に基づいて、わが国における新しい住宅価格指数のあり方を検討する。ここでは、日本の消費者物価指数と同程度の精度をもち、かつ株価指数と比較が可能な住宅価格指数も実際に作成する。まず、本章では、そうした指数の「有効性」を構成する要素として、指数を作成するための住宅成約価格データ「標本の適切さ」、算出した「指数の精確さ」、「指数の信頼性」、および「指数の有用性」を設定し、その内容を具体的に明らかにする。また、既存の住宅価格指数の中で、これらの要件を満たす指数の一つとして、米国のケース・シラー住宅価格指数を取り上げる。さらに、ケース・シラー住宅価格指数の評価を通して、有効な住宅価格指数が具備すべき要件を明らかにし、第3章で作成すべき日本版ケース・シラー住宅価格指数の目標を設定する。本章では、既存の学術的な研究および実用化に関する長年の蓄積についてのレビューを通じて、住宅価格指数の誤差の要因とそれを抑制する方策について検討し、あわせて本検討で追及すべき住宅価格指数の精度についても明らかにする。

本章の構成は次の通りである。

- (1) 住宅価格指数とは何か
- (2) 住宅価格指数の精度
- (3) 有効な住宅価格指数の基本的な考え方
- (4) ケース・シラー住宅価格指数の評価
- (5) まとめ—有効な住宅価格指数が具備すべき要件—
- (6) 第2章の補論—ケース・シラー住宅価格指数とその推定方法—

まず、第2.1節では、住宅価格指数、物価指数および株価指数の比較を通じて、住宅価格指数の特徴を明らかにする。ここでは、物価指数および株価指数とは異なり、住宅の取引が不定期にしか行われなため、住宅価格指数の算出は統計的な回帰模型を用いた推定と同義である、といった特徴を整理する。これと関連して、第2.2節では、住宅価格指数の誤差の要因について検討する。価格指数構築における最大の課題はその精度管理であるからである。また、この分野の既存研究を整理し住宅価格指数の精度に関する統計技術的な現状を明らかにする。特に、成約価格を用いた住宅価格指数の観測誤差は年率数パーセントであり、日本の物価指数の観測誤差と比較しうるところまで研究が進んでいることを紹介する。そうした研究の成果を踏まえて、第2.3節において、有効な住宅価格指数—標本の適切さ (correctness)、指数の精確さ (accuracy)、指数の信頼性 (reliability)、および指数の有用性 (availability)—の基本的な考え方を明らかにする。さらに、第2.4節において、米国のケース・シラー住宅価格指数を、有効な住宅価格指数といった観点から評価する。それを通じて、本検討で開発すべき指数の要件を明らかにする。最後に、第2.5節において、有効な住宅価格指数が具備すべき要件を再度確認することを通して、本章のまとめを行う。

2.1 住宅価格指数とはなにか

本検討では、消費者、および投資家など必ずしも不動産を専門としない人々であっても利用できるような、また物価指数および株価指数と比較が可能な、そうした住宅価格指数を開発することを一つの目標としている。そのため、本節では、本検討で開発する住宅価格指数が物価指数および株価指数と比較した場合、その位置づけおよび住宅価格指数の特徴を明らかにする。特に、

商品や株式と異なり、取引が不定期にしか行われぬ、といった特徴をもつ住宅の価格指数の算出にはどうしても統計的な回帰模型を用いた方法を導入せざるをえない事情についても説明する。

本節の構成は次の通りである。

- (1) 価格指数の理論と実際
- (2) 物価指数と資産価格指数の違い
- (3) 住宅価格指数と株価指数の違い
- (4) 住宅価格指数の推定方法

2.1.1 価格指数の理論と実際

(1) 価格指数の定義

価格指数は、「前期の価格に対する今期の価格の水準」を表すものである。また、価格指数は、同一の品目、同一の銘柄、および同一の物件が実際に取引されたときの価格の変化を調べてそこから、調査対象全体で集約して、その平均的な価格変化を一つの指数として表す。つまり、価格指数の作成は商品や資産の価格比を求め、それを用いて価格の水準を指数として算出する。

価格指数にはいくつかのタイプがあるが、本検討では、「加重算術平均価格指数」を中心に検討する（その理由は後述）。この指数の一つの代表例は、株価指数で多く採用されている「価値加重算術平均価格指数」である。価値加重算術平均価格指数は、次式で与えられる。

$$\text{今期の価格指数} = \text{前期の指数対象銘柄の時価総額に対する今期のその総額の比} \\ \times \text{前期の価格指数} \quad (2.1.1.1)$$

ただし、

$$\text{指数対象銘柄の時価総額} = \sum (\text{各銘柄の発行済み株式数} \times \text{各銘柄の株価}) \quad (2.1.1.2)$$

株価指数の場合、(2.1.1.2)式に示すように、「加重」（重み）は各銘柄の発行済み株式数である。ここでの重みを、商品の購入数量と置き換えると、(2.1.1.1)式は物価指数でもある。

(2) 価格指数の経済的な意味と統計的な意味

価格指数には2つの意味がある。一つは「ポートフォリオの価値」であり、もう一つは「真の平均⁵の推定値」である。前者が経済的な意味、後者は統計的な意味である。

まず、価格指数はポートフォリオの価値を表す。例えば、価値加重の株価指数（米国のスタンダード・アンド・プアーズのコンポジット株価指数など）は、この指数が対象とする銘柄をその重みに応じてすべて保有するポートフォリオの価値を複製(replicate)する。指数の組み入れ銘柄のすべてを購入（投資）した場合の買物籠、およびポートフォリオ全体の価値を各時点で更新(rebalance)することにより、消費者全体および市場全体の価格変動を追跡（トラッキング）しよう、というためのものである。そのため、これらの価格指数によって、消費者の買物籠、投資家の株式ポートフォリオ、および国民の住宅ポートフォリオの価値を「複製」(replicate)するこ

⁵ 市場の平均値。後で述べるように、算術平均、加重平均、幾何平均等、一言で平均といっても様々な定義が考えられる。

とができる。例えば、S&P500は、指数に含まれている500社の全体の時価総額と、その前日の取引日の時価総額を計算することにより算出される。その日から次の日の時価総額のパーセンテージの増加が指数の増加を表す。この指数の変化は、指数に含まれる500社すべてがそれぞれの時価総額に比例して構成されるポートフォリオを保有する投資家の資産の変化に等しくなる。また、日本の消費者物価指数(CPI)も同様に、日本の消費者の「買物籠」(消費のバスケット)に入っている584の商品の価値を表す。住宅価格指数も同様に二つの期間で売買された住宅のポートフォリオの価値を表す。これらの価格指数は、每期、それぞれのポートフォリオおよび消費バスケットの価格の変化をトレース(追跡)する。

こうしたポートフォリオ・アプローチは、固定バスケット(Fixed Basket)アプローチとして、価格指数史の中で最初に考案されたものである。買物籠(固定バスケット)の二時点間の価格比を価格指数として捉えるというアプローチは自然である。

一方、価格指数は、真の平均の推定値である。物価指数は家計の真の生計費の平均の推定値であり、株価指数は株式市場の真の株価平均の推定値である。住宅価格指数も、同様に、住宅市場の真の平均価格の推定値である。

価格指数を統計的なものとして理解するアプローチもかなり早い時期から考案されていた。1800年代の後半には、例えば、「確率的な変動を除外すれば、資金の供給量に比例してすべての商品の価格も変動する」と考えられるようになった。このアプローチは価格指数を「回帰模型の係数の推定値」とみる。ここでの回帰模型は次式で与えられる。

$$\text{ある銘柄の今期の価格} = \text{比例定数} \times \text{その銘柄の前期の価格} + \text{ランダム誤差} \quad (2.1.1.3)$$

価格指数の対象銘柄のすべてに(2.1.1.3)式を適用して「比例定数」を統計的に推定する。その比例定数が求める価格指数である。なお、ランダム誤差が加法的であれば価格指数は算術平均方式が望ましく、確率的な変動が乗法的であれば幾何平均方式の採用が望ましい、といった議論が100年前からなされていた。

ここで特に注意すべきことは、(2.1.1.1)式を用いて価格指数をポートフォリオの価値として求めても、また、(2.1.1.3)式を用いて回帰模型の係数の推定値として株価指数を求めても、両方の値は「一致」することである。言い換えれば、価格指数は両者をコインの両面としてもつものである、ということができる。この一致は自動的に達成されるということではなく、指数の構築において両者を関係づける、ということである(住宅価格指数については、このことは後で分かってくる)。実際に指数を算出する場合、前者の方法が計算は簡単である。後者の指数算出では統計的な回帰分析を行う必要がある。そのため、後者のアプローチによる指数算出には手間がかかる。しかし、価格指数の観測誤差を検討するためには、後者の統計的アプローチによることになる。

ポートフォリオの価値および真の平均の推定値という経済的統計的な両面をもつ価格指数は各種契約の決済に用いられる。株価指数は、先物契約、オプション契約、スワップ契約、OTC(Over The Counter)先渡、および保険契約の現金決済に用いられる。米国では、住宅価格指数についても先物やオプションの契約において取引されている。株価指数先物や住宅価格指数先物のようないくつかの金融先物契約では、原資産を実際に受け渡すことが非常に不便であるかあるいは不可

能である。そのため、決済は現金で行われる。例えば、S&P500 株価指数先物契約の場合には、原資産の受け渡しは 500 銘柄もの大規模なポートフォリオを受け渡すことを意味している。しかし、この契約は現金で決済すればいいので、単純に最終取引日に値洗いを行えばよい。また、最終取引日の先物価格が現物価格に収斂するように、清算値は、その日の始値あるいは終値を用いた原資産の価格に等しくなる。住宅価格指数先物についても同様に、住宅を実際に受け渡すのではなく、指数の値洗いによる現金決済を行う。一方、消費者物価指数は、米国では、雇用契約における生計費にかかわる条項において利用される。日本の消費者物価指数は、公的年金の給付額の水準を決める根拠の一つになっている。これらのことは、価格指数がポートフォリオの価値および真の平均の推定値という経済的統計的な両面をもつことで可能となっている。

なお、価格指数のアプローチは上記の 2 つ以外に、検定によるアプローチ(test approach)、ディヴィシア・アプローチ (Divisia approach)、およびマイクロ経済学アプローチ(Economic approach)がある⁶。

(3) 価格指数を構成する要素

価格指数を構成する要素は、①対象商品（銘柄や物件）の調査、②基準時点、③重み、および④平均のタイプの 4 つである。

① 対象商品（銘柄や物件）の調査—悉皆調査と標本調査—

指数対象の調査には大きく分けて 2 つがある。悉皆調査と標本調査である。多くの価格指数は後者の標本調査である。日本の株式指数である TOPIX は悉皆調査であるが、株価指数の多くは悉皆調査ではなく標本調査である。物価指数と住宅価格指数の場合、悉皆調査は不可能であるので、標本調査が前提となる。

例えば、S&P500 株価指数は、ニューヨーク証券取引所、アメリカン証券取引所、NASDAQ に上場している銘柄から代表的な 500 銘柄の株価を、指数算出のための標本とする。日本の CPI は日本の消費者が支出する商品の中から代表的な 584 銘柄の商品の価格を指数算出のための標本としている。この標本の価格が日本の消費者全体の物価を代表する、そう考えている。そこでの銘柄の選択は内閣府統計局が行う。つまり、日本の CPI の実体は「統計局 584 物価指数」である。これが日本の消費者物価を代表するという考え方である。同様に、住宅価格の悉皆調査は不可能である。

また、CPI における銘柄選定では、「売れ筋」の商品に着目している⁷。つまり、全国の消費者が最も多く購入しているとみられる商品を基本銘柄として調査している。住宅価格指数では、調査期間に実際に売買された物件が指数の対象となる。両者に共通している点は、それぞれの流通

⁶ Diewert, W.E. 1993. *Early history of Price Index Research*, in *Essays in Index Number Theory* by Diewert, W.E. and A.O. Nakamura(Editors): North-Holland

⁷ 「価格調査に当たっては、地域的な出回りの違いを配慮して、上述のように指定された「調査銘柄」に該当する商品の中から、各調査店舗で最も売れている製品等（例えば、「ヨーグルト」（品目）・プレーンヨーグルト・500g 入り（調査銘柄）の場合、調査銘柄に該当する製品のうち、各調査店舗で最も売れている製品）を選定してその価格を継続して調査しています」（統計局ホームページ）

市場での売買実績による標本抽出が行われていることである。特に、強調すべき点はCPIにおける銘柄選択が商品の流動性に着目している点である。住宅価格指数も同様に考えることができる。その理由は、実際に流通した物件の価格をもって指数を算出するからである。なお、株式の場合、もともと指数対象銘柄は高流動性という特性を有している。

ただし、CPIは多数の品目⁸（584品目）からそれぞれ代表1銘柄のみを抽出している。これに対して、住宅価格指数の品目は極めて少ない。戸建住宅やマンションといった数種類の品目である。しかし、住宅価格指数の算出対象は、品目ごとに多数の銘柄（成約物件）からなる標本という特徴がある。

ところで、価格指数が表象するものが「取引」価格である。つまり、指数の算出には、実際に取引された「成約価格」を用いることである。CPI算出の基となる価格調査では、例えば、店頭でのPOS情報などを利用して実際に取引価格を調べる。株価指数は対象となる銘柄の日次の株価が指数算出の基となっている。本検討で対象とする住宅価格指数を算出する際の価格データは、成約価格のみを用いており、鑑定評価額や課税査定官による見積額等は使用されない。

取引価格の調査に要するコストは価格指数ごとに異なる。上場株式の取引は証券取引所といった中央集権的な体系化された取引所で行われるために、取引価格の取得は比較的容易である。これに比べて、消費財や住宅は店頭取引や相対取引が主体をなすので、取引価格の調査はそれほど簡単ではない。

また、取引価格の代理指標として、不動産鑑定評価や募集価格を用いる場合、指数の計測誤差に甚大な影響をもたらす。そうした指数の精度を定量的に把握することは困難である（後述の本節(5)を参照）。したがって、住宅価格指数では成約価格データを用いることが前提となっている。なお、住宅価格指数作成のための住宅価格の成約価格（取引価格）の調査における留意点⁹については、後述の第3章を参照のこと。

② 基準点の選定

基準点には2つの方式がある。基準点のある一時点に固定して指数を算出する方式がその一つ（「固定基準方式」と呼ぶ）。これに対して、基準点を每期変更する方式を「連鎖基準方式」と呼ぶ。上記の(2.1.1.1)式はこの方式であり、前期を基準とする指数を每期連鎖していく。

③ 重み

「重み」は、物価指数では商品の購入数量であり、株価指数では銘柄ごとの発行済み株式数である。住宅価格指数における重みは価格そのものとなる（これについては後述する）。ただし、物価指数の重みはその意味するものが株価指数および住宅価格指数とは異なる。消費者物価指数の重みはその期間に消費された各商品の数量である。代表的な消費者が所得などを制約としたとき

⁸世帯が購入する商品(財やサービス)には無数の種類がある。消費者物価指数では、これらの商品を機能や価格の動きの類似性により、一定の支出割合（家計調査結果の支出割合で原則として1万分の1以上）のある584のグループにまとめ、価格の動きをとらえている。このグループのことを「品目」と呼んでいる（統計局ホームページ）。

⁹不動産の取引価格は相対取引により決まるのが一般である。取引の「状態」や「条件」などによって、さまざまな取引価格が存在しうる。

のその効用を最大化する、そのような数量として解釈される。これに対して、株価指数は投資した資産の量を表しているにすぎない。そのため、物価指数の議論をそのまま株価指数に適用することはできない（Shiller 1993:121 参照）。

④ 平均のタイプ

平均のタイプには、「単純平均と加重平均」という分類と「算術平均と幾何平均」という分類の二つがある。加重平均方式については上記で紹介したとおりである。加重の取り方には、等加重方式、価値加重方式、およびその他の方式がある。単純平均方式は、例えば、株価指数の日経 225 株価指数である。これは、東京証券取引所第一部上場 225 銘柄の株価を単純平均したものである。単純平均方式が代表銘柄の価格水準を表すのに対して、加重平均方式の指数は、時価総額を重みとした加重平均方式を採用している、その変化が指数に含まれる銘柄全体の時価総額のパーセンテージの変化を表す、という利点がある。

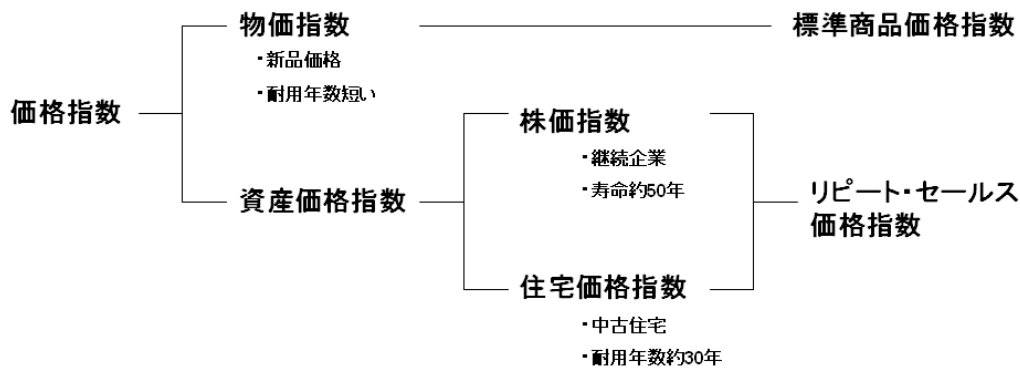
物価指数における加重平均のウェイトは商品の購入数量（消費支出のうちその品目の支出額が占める割合）を用いる。CPI では日経 225 のような単純平均方式は採用されない。CPI は「価格そのものの変化」を測定することを目的にしているからである。CPI に類似のものとして、「家計調査」における商品の平均購入価格がある。これは消費者が購入している商品の単純平均価格である。個々の商品の品質（機能や特性）を考慮せずに各品目の購入価格を平均したものである。これに対して、CPI は同じ品質の商品の価格変化を追跡する。単純平均方式では CPI の目的が達成されない。

同様に、住宅価格指数は個別物件の価格を重みとした加重平均方式を採っている。ただし、住宅価格指数の中にも単純平均方式を採用しているものもある。例えば、財団法人東日本不動産流通機構の中古住宅の「成約平均価格」の時系列データは単純平均方式の住宅価格指数と位置づけることができる。加重平均方式と単純平均方式の住宅価格指数の違いは上記の CPI と家計調査の平均購入価格との違いと同様である。単純平均方式の指数は住宅価格指数の、価格そのものの変化を測定する、という本来の目的を達成することは難しい。

一方、平均のタイプには算術平均と幾何平均という分類もある。これは上記(2.1.1.1)の「比」の取り方の違いである。算術平均方式は今期の時価総額を前期の時価総額で割って求める。幾何平均方式は、今期と前期の時価総額を乗じた後にその平方根をとるものである。

2.1.2 物価指数と資産価格指数の違い

物価指数と資産価格指数は、前節でみたように、価格指数としての共通点を有する。一方、前者は「標準商品価格指数」と後者は「リピート・セールス価格指数」といった違いがある（図表 2.1.2）。リピート・セールス価格指数は、同一の銘柄あるいは同一の物件の価格変化を追跡するものである。企業や住宅の寿命は約 30 年から 70 年と長期にわたる。そのため、資産価格の変化は同一商品の再販価格（リピート・セールス価格）を観測することによって把握できる。



※株価指数および住宅価格指数で「新規上場企業」および「新築」を扱うものもある。前者はIPO銘柄、後者は新築住宅価格指数である。ただし、これらは「資産の価格変動」という概念とは異なる「価格変動」を捉えている

図表 2.1.2 物価指数（標準商品価格指数）と資産価格指数（リピート・セールス価格指数）

住宅価格指数も、回帰模型を用いた方法が登場する以前の米国では、現在の株価指数と同様に単純な計算方法により指数を算出していた。そこでは、住宅価格の単純な連鎖指数(chain index)が用いられていた¹⁰。住宅価格の連鎖指数を算出するためには、住宅の「再販価格ペア」（リピート・セールスパア）が必要である。これは、二回以上取引されて現在の所有者の手に渡った住宅の価格データである¹¹。こうした物件は二つ以上の成約価格データの観測値をもっている。同一の物件について、第1回目と第2回目の二つの成約価格をリピート・セールス価格と呼ぶ。第1回目と第2回目の取引について、それぞれ年月日が分かれば、連鎖指数を計算することができる。住宅や不動産は人間と同様に個別性が強い。しかも、取引の頻度が少ない。そのため、住宅や不動産の価格指数を算出する際、リピート・セールスによる時間的な差異に着目することが意味を持つ。実際、1920年代から1960年代の米国の住宅価格や不動産価格の指数はリピート・セールス法による連鎖指数として算出された。

リピート・セールス法による住宅価格の連鎖指数の算出は簡単である。まず、基準時点（0時点）に売買された住宅の中で、次の時点（第1時点）にも売買された物件について二つの時点間の相対価格（＝第1時点の価格÷基準時点の価格）を求める。複数の相対価格を得るのでこれらの幾何平均を取る。これを第1時点の住宅価格指数とする。次に、第1時点を最初の取引とする物件の相対価格を計算し、これに前期（第1時点）の指数を掛け合わせる。この幾何平均が第2時点の指数となる。これを繰り返すことで連鎖方式の住宅価格指数を算出することができる。

しかし、この方法にはいくつかの欠点があった。従来の住宅価格リピート・セールス連鎖指数は住宅価格のもつ情報をうまく利用していないこと、および推定された指数の精度（標準誤差）を把握することが困難であるという欠点を持っていた。そこで、後述するような回帰模型を用いた住宅価格指数の推定方法が考案された。

一方、物価指数は「新品」の価格を対象としている。例えば、CPIを構成する自動車の価格は

¹⁰ わが国の現在のGDPデフレーターは連鎖方式である。

¹¹ 一般に、住宅価格指数と呼ぶとき中古住宅を対象としているので、本稿では、特に断らない限りこれに従う。

新車の価格であり中古車の価格ではない¹²。CPI の調査対象となる消費財やサービスの耐用年数は、比較的短い。冷蔵庫、洗濯機、テレビ、カメラ、パソコンなどの耐久消費財の耐用年数は約5年程度である¹³。消費者がこれらの財を購入する場合、新品購入が一般的である。CPI は生計費の変化をとらえることを目的としているため、この理由により、新品の価格変化を追随するように設計されている。

新品の中には新製品もありうる。工業製品や電機製品などは、むしろ、新製品のほうが多い。パソコン、自動車、および電化製品は技術革新が著しい。これらの製品の品質は大きく変化する。その価格変動をとらえるうえでの課題は、品質を一定に保ったとしたときの物価変動をとらえるには、具体的にどのような手段をとればよいのかという大きな問題である¹⁴。また、そこで「一定にすべき品質とは何か」という問題も提起される。

株式および住宅においても品質の問題は重要である。しかし、幸いなことに、株式は取引所において豊富な再販価格を観測することができる。また、住宅も流動性は低いものの住宅市場において中古住宅の再販価格を観測することができる。株価指数も住宅価格指数も再販価格データを用いて構築される。両者はこの点で共通するものの、住宅の流動性は株式のそれに比べれば非常に小さい。

住宅と株式の流動性の違いによる価格指数の構築方法の違いについて次の項で検討する。

2.1.3 住宅価格指数と株価指数の違い

物価指数とは異なり、住宅価格指数と株価指数は共にリポート・セールス法による価格指数であることをみてきた。しかし、住宅市場と株式市場には大きな違いがある（図表 2.1.3(1)）。

図表 2.1.3(1) 株式市場と住宅市場の違い

	株式市場	住宅市場
流動性	高い	低い
情報効率性	高い	低い
売買の仕組み	取引所	相対取引
市場のタイプ	完全市場	不完全市場
再販価格情報*	完全情報	不完全情報

*価格指数算出のための価格情報の完全性

特に、両者には流動性の格差が大きい。株式は営業日ごとに定期的に売買されるのが一般である。これに対して、住宅の取引は不定期であり、ある取引とその後の取引の期間は長期にわたるのが一般である。住宅はこのように非流動的である。そのため、住宅価格指数を算出する場合、

¹² 欧州では中古自動車の価格を CPI の対象としている。新車は高価なので購入者は一部の消費者に限られるからだと言われている。

¹³ タンスやシステムキッチンなどの住宅関連の財の耐用年数は8年から15年である。それでも住宅の耐用年数に比べれば短い。

¹⁴ 財・サービスの品質変化を補足する手段として「ヘドニック・アプローチ」が利用されている。このアプローチについては本章の2.6の補論(2)を参照のこと。

上記 (2.1.1(2)) のポートフォリオ・アプローチ ((2.1.1.1)式) を用いて、直接に、前期の指数対象銘柄の時価総額に対する今期のその総額の比、を求めることができない。前期に売買された住宅がすべて今期も売買されることはないからである。そのため、ポートフォリオ・アプローチ ((2.1.1.1)式) による価格指数を前提とする場合、住宅市場は指数算出に必要な価格データが不足する。つまり、不完全な情報のもとでの価格比の算出を余儀なくされる。

そこで、計算が簡単なポートフォリオ・アプローチ ((2.1.1.1)式) による指数算出を諦める。代わりに、上記 (2.1.1(2)) で述べた統計的アプローチ (指数を回帰モデルの係数の推定値として求める方法) を採用する (図表 2.1.3(2))。

	リピート・セールス法	
	住宅価格指数	株価指数
ポートフォリオ アプローチ	一部、推定値を用いて価格比を計算	全て観測値による計算
統計的 アプローチ	回帰モデルの係数の推定値として算出 (必須)	回帰モデルの係数の推定値として算出 (必須ではない)

図表 2.1.3(2) 住宅価格指数と株価指数のリピート・セールス法の違い

例えば、図表 2.1.3(3) (左図) に示すように、住宅のリピート・セールス価格データは、ポートフォリオ・アプローチにおける価格比を直接に計算できないという意味において、不完全である。例えば、各時点の不動産価格の総額を計算するために不足するデータは、時点 0 において物件 1、物件 2、および物件 6 の成約価格が図表 2.1.3(3) (左図) では「n.a.」(データ無し) という表示になっている。データがないのは、その時点で物件 1、物件 2、および物件 6 が売買されなかったからである。時点 1 においては、物件 4 の取引価格が観測されていない。また、時点 2 においては、物件 3、物件 4、および物件 6 の価格データがない。これに対して、株式市場では、図表 2.1.3(3) (右図) に示すように、ポートフォリオ・アプローチにおける価格比算出のためのリピート・セールスデータが完全に揃っている。そのため、単純な計算により価格指数を計算することができる。

**住宅の再販価格データ・ベース
(不完全なリピート・セールスデータ)**

成約価格 (百万円)	時点0 (基準時)	時点1	時点2
物件1	n.a.	20	22
物件2	n.a.	30	34
物件3	40	42	n.a.
物件4	50	n.a.	62
物件5	60	68	n.a.
物件6	n.a.	56	n.a.

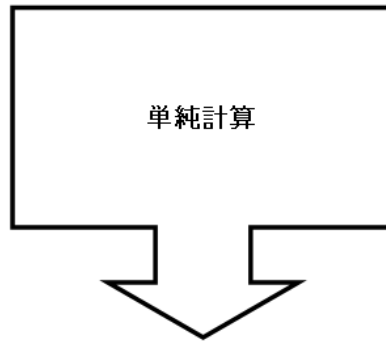
回帰模型

成約価格 (百万円)	時点0	時点1	時点2
物件1	18	20	22
物件2	27	30	34
物件3	40	42	49
物件4	50	55	62
物件5	60	68	74
物件6	51	56	63
合計	246	271	305

住宅価格指数	100	110	124
--------	-----	-----	-----

**株式の再販価格データ・ベース
(完全なリピート・セールスデータ)**

取引価格 (百万円)	時点0 (基準時)	時点1	時点2
企業A	18	20	22
企業B	27	30	34
企業C	40	42	49
企業D	50	55	62
企業E	60	68	74
企業F	51	56	63



株価指数	100	110	124
------	-----	-----	-----

(住宅価格指数は回帰模型の係数の推定値として求める：左側の図)

注) リピート・セールス指数は再販価格データ(上記物件1~物件5)を用いて推定する。1回のみの取引価格(上記物件6)は指数の推定には寄与しない。ただし、その物件(物件6)の未観測の価格は事後的に推定することができる。

図表 2.1.3(3) 住宅価格指数と株価指数の違い

住宅価格指数の算出においては、再び図表 2.1.3(3) (左図) に示すように、回帰模型を用いて売買が行われなかった物件の価値を推定し、それを用いて価格指数を算出する。なお、回帰模型の係数の推定値(あるいは、その逆数)がそのまま価格指数となる。

2.1.4 住宅価格指数の推定方法

住宅価格指数を推定するための回帰模型は単純である。具体的には、住宅の成約価格を従属変数・再販価格ペアのもう一つの成約価格を説明変数¹⁵として選択する。住宅価格指数はこの回帰係数(の逆数)として求められる。

図表 2.1.4(1)にこの方法の概要を、回帰模型を用いた住宅価格指数の推定の方法、として紹介する。これはシラー(1993)の算術平均住宅価格指数の算出方法の概要を示したものである。

¹⁵ 実際には、操作変数も利用する。詳細は本書の以下の部分、および第3章を参考のこと。

手順1 同一物件の価格変化を用いて住宅価格を推定する

表A 住宅の再販価格データベース

成約価格 (百万円)	時点0 (基準時)	時点1	時点2
物件1	n.a.	20	22
物件2	n.a.	30	34
物件3	40	42	n.a.
物件4	50	n.a.	62
物件5	60	68	n.a.
物件6	n.a.	56	n.a.
住宅市場 価格変動	100	β_1	β_2

表B 調査物件の価値総額の推定

成約価格 (百万円)	時点0	時点1	時点2
物件1	18	20	22
物件2	27	30	34
物件3	40	42	49
物件4	50	55	62
物件5	60	68	74
物件6	51	56	63
合計	246	271	305



手順2 各時点の調査物件の価値総額の変化を「算術平均」として計算する

$$\text{指数1}(\beta_1) = \frac{\text{価値総額}(t=1)}{\text{価値総額}(t=0)} = \frac{20+30+42+55+68+56}{18+27+40+50+60+51} = \frac{271}{246} = 1.10 \quad (1)$$

$$\text{指数2}(\beta_2) = \frac{\text{価値総額}(t=2)}{\text{価値総額}(t=0)} = \frac{22+34+49+62+74+63}{18+27+40+50+60+51} = \frac{305}{246} = 1.23 \quad (2)$$

(シラー(1993)の算術平均住宅価格指数の算出方法。回帰模型により統計的に推定される回帰係数の値 (の逆数) が上記(1)式、(2)式の算術平均指数値と等価になる)

図表 2.1.4(1) 回帰模型を用いた住宅価格指数の推定の方法

図表 2.1.4(1)においては、価格指数の手順が二段階に分かれているが、これは説明の便宜上のためである。実際には、リピート・セールス価格データ (住宅の再販価格データ) を準備すれば、図表 2.1.4(1)の「手順2」に示すように、価格指数は直接回帰係数の推定値として求められる。

上記 (2.1.1(2)) で述べたように、こうした統計的アプローチにより求めた価格指数はポートフォリオ・アプローチにより求められる価格指数と一致する。前出の図表 2.1.3(2)に示すように、統計的アプローチにより価格指数を求めることは、同時に、ポートフォリオ・アプローチにより価格指数を求めることとなる (そのように、住宅価格指数は設計される)。

ところで、図表 2.1.4(1)のように求める価格指数は、統計で言うところの、真の指数の「推定量」である。推定量の1つの実現値が「推定値」である。住宅市場で観測される成約価格データベース標本から真の指数を推定しよう、という方法が住宅価格指数の推定である。こうした統計的アプローチによる価格指数の推定の利点は、観測誤差を定量的に評価することが可能となることである。真の市場平均の推定精度は観測誤差によって把握される。

次の節では、住宅価格指数の精度について検討する。

2.2 住宅価格指数の精度

本節では、住宅価格指数の精度について検討する。住宅価格指数を作成する際の最大の課題はその誤差を的確に抑制することである。そこで本節ではまず、住宅価格指数の誤差の要因を明らかにする。また、その誤差を抑制するための方策について検討する。その結果、ケース・シラーの両氏によって提案された、算術平均型リピート・セールス住宅価格指数が、誤差の抑制の点においても望ましいことを示す。あわせて、アカデミズムにおける、このタイプの住宅価格指数の

精度に関する研究の現状について整理する。以上の議論を踏まえて、観測誤差という意味において、物価指数と同程度の精度を住宅価格指数でも確保できるものかどうかについても明らかにする。ただし、価格指数の精度の管理は、統計技術的な検討だけで十分ということではないし、本検討では有効な住宅価格指数の作成を目論んでいるので、その精度の向上策については、より総合的な観点からの検討が必要である。そうした総合的な検討は後述の 2.3 節および 2.4 節で行う。

本節の内容は次の通りである。

- (1) 住宅価格指数の誤差と課題—幾何平均型リピート・セールス回帰模型—
- (2) 住宅価格指数の誤差の要因
- (3) シラーによる解決策—算術平均型リピート・セールス回帰模型—
- (4) 算術平均型リピート・セールス回帰模型以降の研究開発の動向
- (5) 住宅価格指数の推定の精度

2.2.1 住宅価格指数の誤差と課題 - 幾何平均型リピート・セールス回帰模型 -

住宅価格指数の原型はベイリー・ムース・ノースの 3 氏¹⁶によって提案された「幾何平均型リピート・セールス回帰模型」(Geometric average Repeat Sales regression:略して"GRS")である。この住宅価格指数は次の特徴を持っている。

基準方式	・・・	連鎖型
平均方式	・・・	幾何平均
加重方式	・・・	等加重ポートフォリオ方式
回帰模型	・・・	価格の対数差 (被説明変数)、取引時点ダミー (説明変数)
回帰係数	・・・	二時点間の対数変化率
推定量	・・・	最良不偏推定量
推定方法	・・・	通常最小二乗法

GRS の特徴は平均方式として「幾何平均」を用いることにある。また、幾何平均方式に対応する回帰模型は、上記のように、二時点間の価格の対数差を被説明変数、および取引時点を表すダミー変数 (-1, 0, 1 の 3 つの値をとる) とする回帰モデルになる。GRS 指数はこの回帰模型の係数として求められ、上記で示したように、二時点間の対数変化率として求められる。これを指数関数変換することで、二時点間の価格変化率が求められる。

GRS 指数の上記の意味についてももう少し説明を加えておこう。GRS の回帰係数の推定値は、各物件の価格の対数変化率の単純平均 (各物件の価格の対数変化率を合計してそれを物件の数で割る) として、求められる¹⁷。そして、これを指数関数変換したものが GRS 指数になる。そのため、GRS 指数は幾何平均となる。もう少し説明すると、二時点間の価格変化を物件数だけ掛け合わせてそれを「(1/物件数) 乗」したものがここでの幾何平均である。この対数を取ると、二時点間の価格変化の対数値を物件数で割ったものに等しい。したがって、ジェンセンの不等式によ

¹⁶ Bailey, M.J., R.F.Muth and H.O.Nourse. 1963, A Regression Method for Real Estate Price Index Construction. *Journal of the American Statistical Association* 58:933-942.

¹⁷ 通常最小二乗法の正規方程式より得られる。

り、幾何平均は常に、算術平均の値以下になる。

一方、GRS の上記の回帰モデルでは、個々の住宅の価格変化が、GRS 指数の時間変化（市場全体の平均的な価格変化）に攪乱項¹⁸を加えたもの、と仮定される。この仮定のもとで、回帰係数（GRS 指数）は最小自乗法により最良不偏推定量として推定される。

前述のベイリー氏ら(1963)は、米国のセント・ルイス市のある地域における住宅価格の標本—1937 年から 1959 年の 22 年間、成約価格データの総数は 1,512、1 年間あたりの観測数は最小で 31、最大で 128 物件—を用いて GRS 指数を作成した。GRS 指数と従来の連鎖式リピート・セールス指数（2.1.2 項において前述）を比較し、回帰モデル無しの従来の方法が大きな上方バイアス¹⁹を持っていることを明らかにした。また、GRS 指数の観測誤差（回帰係数・対数のままの標準誤差）も報告されていて、最小 4.1%から最大 5.5%である。

ところで、ベイリー氏らの研究の特徴は小さな標本(上記のように 22 年間で 1,512 のリピート・セールスペア) に対して GRS モデルを適用して上記の結果を得たことである。これをきっかけにして、以後米国では、住宅価格指数の実証研究が幅広くかつ深く行われることとなった。ベイリー氏らを用いたデータは、米国の 1937 年から 1959 年という住宅開発が盛んであった時期であったといえども、それほど中古住宅市場の厚みがなかった時代である。そうした時代に GRS 指数の作成が試みられ、住宅価格指数の観測誤差が定量的に評価されていたことは、特筆してもよいであろう。

さて、前述したように、米国ではベイリー氏らの GRS 指数が考案される以前から、再販の成約価格データを用いて連鎖指数が作成され実用に供されていた。その実用化を通じて、同時に問題点も指摘されていた。せっかくの成約価格の情報を効率よく利用していないこと、および、住宅価格指数の精度を定量的に把握できないこと、などの問題である。

そうした従来の単純な連鎖指数がもつ問題点を改善するために、ベイリー氏らは上記で紹介したように、回帰モデルを用いた GRS 指数を考案した。そうした試みによって、住宅価格指数の研究は大きく前進した。ところが同時に、新しい別の問題をもたらした。ベイリー氏らの GRS 指数には次の問題がある。

平均方式：幾何平均・・・下方バイアス

回帰モデル：取引時点ダミー（説明変数）・・・精度以前の問題（多重共線性）

回帰係数：二時点間の対数変化率・・・対数変換によるバイアス

推定量：最良不偏推定量・・・（仮定が満たされない）

推定方法：通常最小二乗法・・・（不均一分散など）

また、上記以外にも、標本誤差および非標本誤差といった潜在的な問題もある。GRS 指数の具体的な課題について次の項において検討する。そこでは、住宅価格指数の誤差の要因を明らかにしながら、あわせて GRS の問題点について指摘することとする。

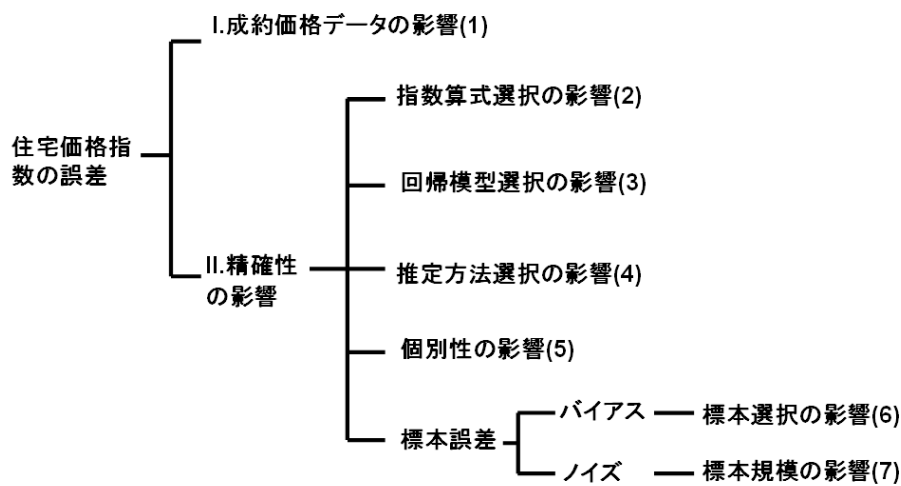
¹⁸ 独立、同一な正規分布に従う。

¹⁹ GRS は下方バイアスを持っている（この点は次の項で述べる）。

2.2.2 住宅価格指数の誤差の要因

住宅価格指数の誤差の要因として次の7つについて検討する²⁰。

- (1) 成約価格データの影響
- (2) 指数算式選択の影響
- (3) 回帰モデル選択の影響
- (4) 推定方法選択の影響
- (5) 個別性の影響
- (6) 標本選択の影響
- (7) 標本規模の影響



図表 2.2.2 住宅価格指数の誤差の要因

(1) 成約価格データの影響

住宅価格指数で最も大きな誤差の要因は、個々の成約価格データの中には不正確なものが混入することである。価格調査の精度が低下すると、それだけ価格指数の観測誤差が拡大する。その中には調査や申告ミスなどの非標本誤差もあり、標本を抽出する際の誤差（以下で後述）とは異なり、価格調査の正確性を期する以外に対応方法がない。次の場合、価格指数の精度は保証されない。

- ① 価格指数の算出に成約価格を用いない場合（取引価格の代理として不動産鑑定評価や募集価格を利用する場合、調査価格の精度が保証されない）
- ② 成約価格の報告が自己申告による場合（不動産売買における節税、あるいは住宅ローン融資における掛け目の抑制などにより、過少申告あるいは過大申告の誘引が存在する）
- ③ 不動産取引に歪みがある場合の成約価格（利害関係人取引、特に、家族や親戚など一族間の取引、あるいは転売業者による短期的な転売事例など）
- ④ その他

²⁰ 本節では、主に、統計技術的な観点からみた住宅価格指数の精度について検討する。包括的な精度に関する議論は、後述の2.4節にて行う。

上記のような理由で指数作成に用いる価格が不正確な場合、つまり価格調査の精度が低下すると、それだけ価格指数の観測誤差が拡大する。仮にこの観測誤差を標本の規模で補うことができるという楽観的な仮定のもとでも、非標本誤差に 10 倍の開きがある場合、この価格調査の精度の悪さを補うためには、標本の規模を 100 倍（観測数の平方根に反比例する）にしなければならない²¹。

観測誤差が十分に管理されない場合、住宅価格指数の時系列グラフは「ギザギザ」のパターンとなる。不動産市場および住宅市場は、株式市場に比べれば、非流動的であり、かつ情報に関して非効率的である。そのため、シラー氏(1993)が指摘するように、本来、住宅価格指数の時系列グラフは株価の時系列グラフに比べて滑らかになるという²²。

ここで注意すべきことは、観測誤差の大きさは標本数にだけ影響を受けるのではなく、指数の推定に用いる価格データのもともとの価格調査の正確さの影響も無視できないことである。したがって、標本数を大きくしても、指数の推定に用いる価格データが不正確であれば、精度を改善することは難しい。また、住宅価格指数の場合、成約価格データ以外の代理的なデータを用いた指数では定量的な分析そのものが意味を持たない危険性もあろう。

成約価格が利用できるかどうかということが住宅価格指数の精度を決定づけるし、成約価格が利用できる場合においても、まずその適切性の検討から着手しなければならない²³。

本検討では、住宅価格指数のための成約価格データの適切性については、後述の第 2.4 節、および第 3 章において詳しく検討しその対応方法を示す。

(2) 指数算式選択の影響

指数算式は平均方式と加重方式からなる。前記の GRS（幾何平均型リピート・セールス回帰模型）の場合、指数算式の選択は、幾何平均と等加重ポートフォリオ方式の組み合わせであった。GRS の指数算式の選択には幾何平均方式の下方バイアスの問題がある。

幾何平均方式は算術平均方式に比べて下方バイアスとなる (①)。その理由は次の通り。まず、ジェンセンの不等式により幾何平均の値は算術平均(Arithmetic average)の値以下であること。一方、住宅価格指数により表そうとしているものは、個別の住宅価格（あるいは価格変化）の平均、すなわち算術平均である²⁴。したがって、住宅価格指数の算出において、幾何平均指数は算術平均指数に対して下方バイアスを持つ。

以上から、ここでは算術平均が望ましいということになる。

²¹ この議論については、物価指数に関する議論であるが、白塚(1998)が参考になる。

²² ただし、不動産鑑定評価を用いた指数のグラフが滑らかなパターンとなる現象は逆に問題がある。これは不動産鑑定評価の「平滑化」というバイアスの影響である。

²³ 過去の学術研究においては、非標本誤差については「無い」という前提で、主に標本誤差に焦点を当てる傾向にあったが、近年では、非標本誤差にも着目した研究も出てきた。

²⁴ 幾何平均は価格の時系列変化の平均である。

(3) 回帰モデル選択の影響

住宅価格指数の推定が回帰モデルに依存するため、回帰モデルの選択は価格指数の精度に大きな影響を与える。回帰モデルの選択のポイントは次の点である。

- (a) 説明変数の選び方
- (b) 補助的な説明変数が必要になる場合
- (c) 攪乱項の選び方

(a) 説明変数の選び方

ベイリー氏ら GRS の回帰モデルの回帰係数は「二時点間の対数変化率」を表す。この回帰モデルは、上記で述べたように、被説明変数として「価格の対数差」、その説明変数として「取引時点ダミー」(-1, 0, 1 の 3 つの値をとる) を選択している。

特に、説明変数が 0 と 1 のダミー変数だけからなる場合²⁵、かつ 0 と 1 の数値がそれぞれ連続してクラスター状になる場合、「多重共線性」²⁶ (説明変数が互いに高い相関を示す) 問題を見逃すことができない。回帰係数の推定値 (つまり、価格指数) の分散が大きくなり価格指数は有意に推定されなくなる。価格指数の回帰モデルにおいて、変数間に完全な線形関係が存在するというタイプの共線性はまれである。実際には、共線性の有無を実証的に確認することになる。第 3 章で後述するように、本検討でベイリー氏ら GRS の回帰モデルの多重共線性の可能性を VIF(Variance-Inflation Factor) で確認したところ、日本のデータを用いた実証においては、その可能性は小さい。

多重共線性を回避するには二つの方法がある。一つは、説明変数が 0 と 1 の 2 値となるような回帰モデルを作らないことである。次節で後述するシラー氏 (91 年) の回帰モデルは説明変数に多重共線性が生じることがない。多重共線性の問題へのもう一つの対応は技術的な方法である。リッジ回帰および主成分回帰を用いる²⁷、あるいはベイズ・アプローチにより問題の改善を図る。本検討の付録では、後者の技術的な対応について検討している。

本検討では、前者の回帰モデルの説明変数の選択において多重共線性を回避する方法を採用。すなわち、シラー氏の方法を導入することでこの問題を回避している。

(b) 補助的な説明変数が必要になる場合

後述のケース・シラーの回帰モデルでは説明変数として価格データそのものを用いる。そのため、上記の多重共線性の問題を考慮する必要はない。ただし、住宅価格の特性から価格が大きいほど回帰モデルの攪乱項も大きくなるという傾向にある。この場合、攪乱項の分散が不均一となる、または、説明変数と攪乱項に相関が生じる可能性がある。これを無視して通常最小二乗法で推定を行えば、推定量が一致性や普遍性を持たないといった問題が生じる。

²⁵ ベイリー氏らの GRS は 3 値のダミー変数なので実際には多重共線性の可能性は小さい。ただし、後述の MIT 方式の GRS 模型は説明変数として 2 値であり、かつ 1 や 0 の数値が連続して並ぶので多重共線性の問題を見逃すことができない。

²⁶ 説明変数間に線形関係がある場合、多重共線性があるという。例えば、Maddala, G.S. 1992. "Introduction to Econometrics, 2nd Ed." Prentice Hall の第 7 章, Green, W.H.1997.

²⁷ Maddala のテキスト (second edition) の Chapter 7.

この問題に対応するためには、説明変数とは相関が高く、かつ、逆に攪乱項とは相関の低い新しい変数（操作変数と呼ぶ）を導入することになる。

(c) 攪乱項の選び方

ベイリー氏ら GRS の回帰モデルの誤差項が均一分散であることを仮定している。すなわち、住宅価格の変化のうち、物件ごとの個別要因に起因する部分はその変動の分散が一定として扱われている。しかし、住宅価格変化の個別性は不均一であり、その変動の分散も不均一である可能性が高い。この場合、推定される価格指数は「有効(efficient)」ではない。住宅価格指数の研究において、リピート・セールの間隔の長短によって誤差項の分散が異なることが知られている。

より有効な指数を推定するためには、攪乱項にランダム・ウォークの要素を組み入れる必要がある。ベイリー氏ら GRS の回帰モデルはそうした不均一分散に対応していないという課題がある。

(4) 推定方法選択の影響

ベイリー氏ら GRS は通常最小自乗法により指数を推定する。ガウス・マルコフの定理により、最小自乗推定量は母回帰係数に対する最良線形不偏推定量であることが保証される。

ところが、最小自乗推定量が上記のような望ましい性質をもつためには回帰モデルが次の条件を満たさなければならない。

- (仮定 1) 説明変数と攪乱項に相関がない・・・相関があると最小自乗推定量はバイアスをもつ（不偏推定量とはならない）
- (仮定 2) 攪乱項の期待値がゼロ・・・回帰モデルが成立するために満たさなければならない
- (仮定 3) すべての攪乱項が同じ分散をもつ・・・不均一分散の場合、最小自乗推定量は最良とはならない
- (仮定 4) すべての異なる攪乱項同士の共分散はゼロである・・・攪乱項の共分散がゼロでない場合、最小自乗推定量は最良とはならない

上記の条件のうち、ベイリー氏ら GRS の回帰モデルは仮定 3 を満たさない可能性があることは上記で既に指摘した。また、回帰モデルの説明変数の選択において、仮定 1 の条件が満たされない場合もありうることも上記で示したとおりである。

第 3 章で後述するように、住宅価格指数推定のための回帰モデルの推定方法には、通常最小自乗法以外にも、加重最小自乗法、一般化最小自乗法、最尤推定法、一般化モーメント法、およびベイズ法を選択することもできる。それぞれの推定方法にはそれぞれの前提条件がある。設定する回帰モデルと推定方法の組み合わせによって指数の推定精度が異なることに留意しなければならない。つまり、推定方法だけに着目しただけでは、どの推定方法が指数推定にとって最も望ましいかの判断はできない。相手方となる回帰モデルの選定—既に述べたように、被説明変数、説明変数、および攪乱項の選び方—に応じて、望ましい推定方法が決まるからである²⁸。

²⁸ 住宅価格指数の精度についてのこうした整理は本検討の成果の一つでもある。

(5) 個別性の影響

ベイリー氏ら GRS において、住宅の価格変化は次式、

$$\text{個別の物件の価格変化} = \text{市場全体の価格の平均的な変化(A)} \\ + \text{価格変化の個別性(B)}$$

ただし、

(2.2.2.5)

価格変化の個別性 (B) : ランダム誤差 (独立・同一な正規分布)

で与えられる。ベイリー氏ら GRS 指数とは、(2.2.2.5)式の右辺の(A)、すなわち「市場全体の住宅価格の平均的な変化」である。ここで注意すべきことは次の3点である。

- ① 個別性の意味
- ② 個別性の性質
- ③ 個別性の扱い

まず、個別性の「意味」(①)とは、住宅の価格変化の個別性であることに注意する。例えば、実務では、「住宅は個別性が大きい」と指摘されるが、この場合、同一の立地でも、道路を一本隔てると価格が異なる、また、住宅の方位によっても価格が異なる等を意味している。これらの個別性は「横断的」な意味での個別性である。つまり、ある時点で物件を「横に並べて」比較したときの個別性である。一方、住宅価格指数(つまり、住宅の価格変化を捉えるための指数)における個別性は「時間的」な意味での個別性である。言い換えれば、ここでは、各物件を「時間軸上に並べて」みたときの価格変動である。

言うまでもなく、時間軸上に物件の価格変化を並べてみてその個別性を把握するためには、さらにそれぞれを横並びに比較する必要がある。例えば、南向きの住戸の価格は南向きなりの変化をするし、北向きは北向きなりの価格変化をする。こうした価格変化を(2.2.2.5)式の右辺に示すように、住宅価格指数で表す部分(A)と指数から乖離する部分(B)の2つに分解したときの、(B)の部分を「個別性」と呼ぶ、ということである。ここでの例で言えば、例えば、住宅価格指数が「100」という値をとるとき、その南向きの住戸の価格はその指数に対して「+10」であり、その北向き住戸の価格はその指数に対して「-9」となったとしよう。このとき、指数からの乖離「+10」および「-9」がここでの個別性に対応する。

この理解は大変重要である。「同一物件の価格変化」のデータを用いて価格指数を推定する場合、原理的には、住宅が南向きかどうか、表通りに面しているかどうか、などの住宅の品質に関する情報を必要としないからである²⁹。ベイリー氏ら GRS のポイントは、同一物件の価格変化に着目し、この変化を(2.2.2.5)式の右辺のように分解することである。そうすることで、住宅の「価格変化の個別性」は、住宅の品質によらず、市場全体の住宅価格の平均的な変化からの「乖離」として把握することができる。

²⁹ リポート・セールス価格指数に例えば住宅の築年数の情報を加えることが望ましいという議論もある。ここではそうした議論の前提として原理的な説明に留めている。

次に、ベイリー氏ら GRS ではそうした個別性の「性質」(②)を「ランダムで互いに打ち消しあう」ものとして扱っている。また、そのランダムさは均一であることを仮定している。このことは前述の「攪乱項の選び方」で述べたことの繰り返しになるが、実際の住宅価格変化の個別性はそうした通常最小自乗法にとって理想的なものでない。したがって、指数の構築に際して、住宅価格変化の個別性の性質により現実のものを反映することが重要である。

最後に、そうした現実の個別性の性質を反映させるためには、個別性の扱い(③)によって対応しなければならない。後述するように、ケース・シラー指数では、価格変化の個別性の大きさがリピート・セールスの期間に比例するという性質を利用して、これを重みとした推定方法を採用することで、個別性の問題に対応している。

(6) 標本選択の影響

住宅価格指数は標本の平均³⁰として把握される。日本の住宅総数は約 22,343 万戸と報告されている(ここでの総数は「市場で流通しうる住宅ストック量」である)³¹。このうち実際に流通する住宅の数は、年々増加しているが、例えば 2006 年度で 52 万戸である³²。住宅価格指数は成約価格を用いて推定するため、その標本は年間最大で 50 万戸程度である。

統計学の教えによれば、指数を推定するための標本は「無作為抽出」でなければならない。住宅価格指数の標本は、総数約 2,000 万戸の住宅から無作為な仕方で抽出しなければならない。その場合、宝くじを抽選するように乱数表を用いて、2,000 万戸から一定の数の標本を切り出すことが理想であろう。しかし、我々が観測可能な年間約 50 万戸³³から成る住宅の成約価格の標本は、実際に売買されたものに限られる。無作為抽出とは、例えば、2,000 万戸の住宅すべてが等しい確率で抽出されることを意味する。売りに出されたものだけ、あるいは売買されたものだけの標本には、売りに出されない物件が選ばれることがない。

ということで、住宅価格指数のための標本選択には、なんらかのバイアスが存在すると言える。その主なものは次の二つである。

- ① 標本抽出が実際に売買されたものに限られること
- ② リピート・セールス法の場合、2 回目の取引が最近発生したものだけが標本に追加されること

まず、①の問題は上記で述べた通りであるが、これは住宅価格指数に限った問題ではない³⁴。物価指数も株価指数も成約価格を前提とするので、標本は実際に売買されたものに限られる。統

³⁰ 言うまでもなく、単純平均ではない。住宅価格指数は加重平均方式を採用している。

³¹ 社団法人不動産流通経営協会, 2008, FRK 既存住宅流通指標及び市場で流通しうる住宅ストック量の推計調査報告書, p64.

³² 同上の調査 p9 による。ここでの流通量は所有権移転個数によるものである。

³³ 仮に、すべての成約価格が報告されとした場合。

³⁴ 住宅価格指数をある価値関数を用いて推定する場合には、Heckman, James, 1976. The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475-92.によりこの種の標本選択のバイアスに対応する。

計学でいうような無作為抽出による標本を用いた価格指数はこの世には存在しないだろう。

住宅価格指数の推定において、着目すべき標本のバイアスは、上記②の問題である。特に、リピート・セールス法では、少なくとも 2 回以上の取引があった物件の成約価格を標本とする。そのため、1 回だけの取引の事例は標本から除外されることになる。これは問題でないという見方もある。その理由は、価格指数を「再販価格指数」として定義する限りにおいては、1 回だけしか取引されていない資産は価格変化を捉えるという対象から除外されるのは自然であるからである。

むしろ問題なのは、「転売」(Flips) 物件が標本に混入することである。転売物件はリピート・セールスの期間が 1 年前後と短期である。住宅価格指数の毎期の更新のための標本に追加される物件には転売物件が多くなる傾向にある。

指数更新のための標本に転売物件が増えるとその価格変化は他の物件の価格変化と大きく異なるため指数の誤差を大きくする。Clapp and Giaccotto(1999)は、米国における実証研究をふまえて、転売物件(2年以内の取引データ(「Flips」))を取り除くと指数の誤差が小さくなることを指摘している。

なお、標本選択のバイアスは住宅価格指数特有の問題ではない。例えば、株価指数の中にも標本バイアスは存在する。例えば、S&P500 株価指数には小型株が含まれていない。小型株と大型株の価格変化には違いがあることがわかっている。また、成長の大きさの違いによって採用銘柄が選別される傾向にある。これらはサンプル選択バイアスをもたらす。米国の住宅市場では、売買の頻度は大型の住宅よりも小規模な住宅のほうが多い。これもサンプル選択バイアスの例である。また、物価指数の場合、例えば、調査価格のサンプルが消費者の購入行動を適切に反映しているか、という問題がある。例えば、90年代に価格破壊といった動きが広範化した際に、CPIはこれとは逆に緩やかながら上昇を続けたことがあった。これはCPIのサンプリングの偏り(サンプル選択バイアス)に基づくものである³⁵。

標本選択の影響を最小限にとどめることがここでのポイントになる。住宅価格指数においては、この問題は「データ・フィルター」の設計によって対応する(本章の2.3節、2.4節にて詳しく検討する。)

(7) 標本規模の影響

住宅の成約価格の標本規模が、十分な大きさであるかどうかは、推定される回帰係数の標準誤差をどの程度小さくするか、によって決まる。次の3点を検討することでこのことを明らかにしよう。

- ① ベイリー氏ら(1963)が推定した GRS 指数の標準誤差と標本規模
- ② 標本規模決定における住宅価格の母集団の分散の重要性
- ③ リピート・セールスペアの標本規模の見積り

³⁵ 価格破壊と CPI をめぐる議論については(白塚 1998:155-)を参照。

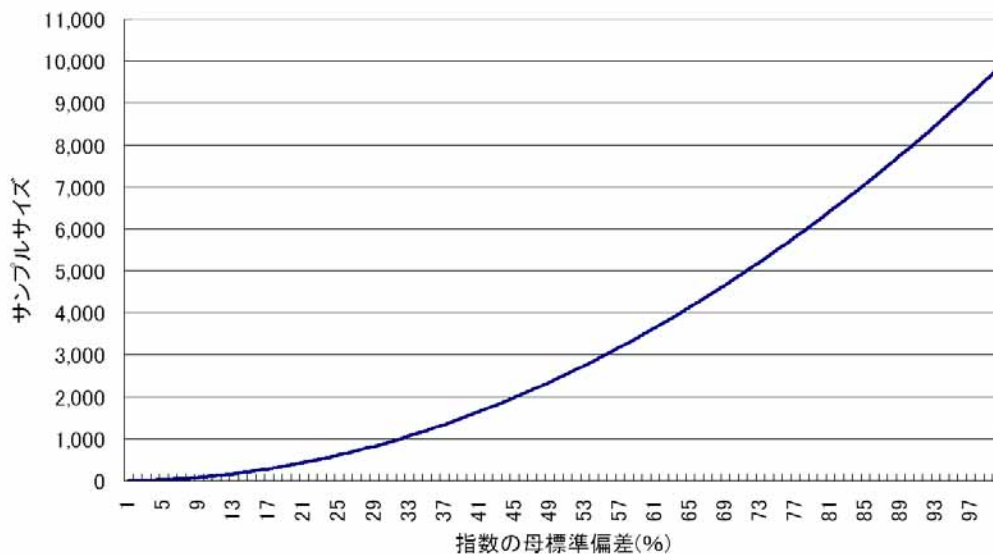
(A) ベイリー氏ら(1963)が推定した GRS 指数の標準誤差と標本規模

前述したように、ベイリー氏らが用いた成約価格データの総数は 1,512 戸であった。その標本を用いた GRS 指数の観測誤差は、回帰係数の対数のままの標準誤差でみて 4.1%~5.5%、住宅価格指数の真数に変換した後の標準偏差でみて約 2%である。ベイリー氏らが計測した 1946 年の指数は 2.10 (1937 年を 1.00 とした) であった。この価格指数 (回帰係数の真数値) の信頼区間は、信頼水準が 95% のとき、2.06~2.14 である³⁶。つまり、95% の確率で 2.06~2.14 の中に当時の「真の住宅価格指数」があったことになる³⁷。

(B) 標本規模決定における住宅価格の母集団の分散の重要性

ベイリー氏らの推定結果から、上記の信頼区間±2% (区間 4%)、信頼水準 95% から、この指数の母集団の標準偏差を逆算することができる³⁸。標本数が 1,512 戸の場合、その母標準偏差は約 40% となる。その母標準偏差は、住宅価格指数の母集団のバラツキ、つまり、住宅市場全体の成約価格のバラツキの程度をインプライしている。ここでのバラツキは時系列方向のボラティリティではなく、横断的方向、すなわち住宅価格の変化の個別性のバラツキ具合を示している。

以上のように、住宅価格指数の推定に必要な標本規模 (つまり、成約価格データの数) は、統計の区間推定に基づくサンプルサイズの設定方法によれば、信頼水準、信頼区間、および指数の母分散 (母標準偏差) の程度によって決まる (図表 2.2.2(1))。



図表 2.2.2(1)信頼水準 95% (t 分布)、信頼区間 4% のサンプルサイズと母標準偏差の関係

図表 2.2.2(1)は母標準偏差を 1% から 100% に変化させた場合の、信頼水準 95% (t 分布)、信頼

³⁶ $\beta - 1.98 \times SB < \beta_0 < \beta + 1.98 \times SB$ 、ここで、 β : 回帰係数の推定値、SB:標準誤差、 β_0 : 真の住宅価格指数。

³⁷ ベイリー氏らのこの推定には標本規模以外の問題があることは上記で述べた。ここではこうした問題がないものとして議論している。

³⁸ 必要な標本規模(n)は次式で計算した。 $n \geq 4 \times t^2_{\alpha/2} \times a_0^2 / b^2$ 、ただし、t: 信頼水準に対応した t 値、 a_0 : 母標準偏差、および b: 信頼区間。

区間 4%の場合に必要なサンプルサイズを示したものである。このグラフからは、上記の試算とは逆に、住宅価格の母集団の分散（標準偏差）の大きさに対応した、必要な標本の規模（サンプルサイズ）を読みとることができる。

ここで特に注意を喚起しておきたいことは次の点である。一般に、回帰係数の推定値（住宅価格指数）の標準誤差（観測誤差）の大きさが標本の規模の平方根に反比例することはよく知られている。一方、図表 2.2.2(1)の母集団の分散と標本の規模の関係については着目されないことがある。一般に、母集団の分散は所与のものとして議論されることが多いことがその一因であろう。

上記のベイリー氏らの推定結果からインプライされる当時の米国セント・ルイス市（人口は約 80 万人）の住宅価格の母集団の標準偏差は 40%程度であった。その値は信頼区間を 4%としたときのものであった。仮に、精度を上げて信頼区間を 2%としたい場合、住宅価格の母集団の標準偏差が 40%のままであれば、標本規模は約 4 倍の 6,273 戸が必要となる。逆に、住宅価格の母集団の標準偏差が 40%ではなく、例えば、その半分の 20%であれば、標本が 1,500 戸の規模であっても、信頼区間 2%と精度は向上する。従って、住宅価格指数の推定精度と標本規模については、その母集団の分散との関連において検討する必要がある。

なお、住宅価格指数において、成約価格そのものではなく、不動産鑑定評価および募集価格などのデータで代用する場合、調査価格の不正確さや曖昧さが上記の母集団の分散に加わり、さらなる精度の劣化をもたらす。以上の議論から、そうした状況では標本の規模だけに着目して検討しても意味がないことが理解できるだろう。こうした観点からも、成約価格のみを用いて住宅価格指数を作成することの重要性が再確認される。

最後に、住宅価格の母集団の分散の程度は、住宅市場のタイプなどによって異なる。それを定量化することは難しい。定性的、直感的には、米国のような広大な国土の中の戸建て住宅の価格の母集団と日本の東京圏のように比較的狭い地域に密集するマンションの価格の母集団を比べた場合、後者の分散のほうが小さいものと予想される。一つの興味深い事実は、本稿の第 3 章において、本検討で開発する住宅価格指数の精度が標準誤差などを用いて、米国のケース・シラー指数の精度と同程度であることが示される。日本の中古住宅市場は米国のその市場に比べて流動性が低いため、リピート・セールス法を適用するに十分な標本規模が確保できない、といった指摘がこれまでなされてきた。そうした議論に欠けていると思われるものは、東京のマンション価格の母集団の分散と米国の戸建て住宅価格の母集団の分散の相違である。前掲の図表 2.2.2(1)のグラフに示したように、繰返しになるが、住宅価格指数の精度の検討は、標本の規模とその母集団の分散との関連において行わなければならない。

(C) リピート・セールスペアの標本規模の見積り

中古住宅の売買から確保可能なリピート・セールスペアの標本数は、中古住宅が 2 回以上売買される確率を所与とした場合、データの観測期間を十分長くとることができるかどうかによって決まる³⁹。いま、中古住宅の成約事例が 10 万戸あるとする。また、中古住宅が 10 年に 1 度売却される、つまり、年間 5,000 戸が売却されるとする。この場合、再販売率に 2 項分布モデルを仮定すると、20 年間で 5 万 6,000 戸のリピート・セールスペアを観測することになる。

³⁹ ここでのリピート・セールスペアの標本数の見積りは Shiller(1993)を参考にした。

日本の中古住宅の流通はこれほど活発ではない。例えば、平成 16 年度の財団法人東日本不動産流通機構の調べによれば、東京都の場合、中古住宅として流通するものは全住宅ストックの約 0.6%にしかすぎない。米国では全住宅ストックの 3.6%程度が流通するといわれている。東京の中古住宅の流通性が仮に米国の 6 分の 1 ($= 0.6\% / 3.6\%$) として、中古住宅の再販倍率の 2 項モデルを用いて、上記と同様の試算をすると、東京では 10 万戸の売買事例の中に、約 1 万 4 千戸のリピート・セールスのペアを観測することになる (20 年間)。

上記の試算では、米国では 10 年に 1 度は住宅が売却されるのに対して、東京では 60 年に 1 度しか住宅が売却されないと仮定している⁴⁰。この仮定はそう無理がないように考えられる。この場合、リピート・セールスのペアの標本数は、日本は米国の 4 分の 1 程度という結果となっている⁴¹。今回、本検討で試作したリピート・セールスのペアの標本数は、東京都のみで約 1 万 6 千戸、1 都 3 県では約 6 万戸である (特に、これらの標本の中には、新築の価格の標本は含まれていない。新築住宅と中古住宅とでは価格形成の要因が大きく異なる。そのため、新築住宅は (中古) 住宅価格指数の標本から除外する⁴²)。この標本サイズが住宅価格指数の観測誤差を十分に低めるものかどうかは、前出の図表 2.2.2(1)のグラフに示す通り、これらの都県の中古マンション価格の母集団の分散の大きさと関連して決まる。これは第 3 章で示すように、実証によって評価されるものであり、米国のケース・シラー住宅価格指数の精度と遜色のないものとなっている。

⁴⁰ 社団法人不動産流通経営協会の調査 (前出) によれば、市場で流通可能な住宅は約 22,200 万戸、年間の流通量は約 50 万件であるので、平均して約 40 年に 1 度の売却率である。

⁴¹ 楽観的にみれば、東京の中古マンション価格と米国の戸建て住宅価格の母集団の分散の格差が、日米の再販売率の格差を補うほどあれば、両者の観測誤差には大差がないことになる。

⁴² 本研究での成約価格データの標本に新築データも加えると標本サイズはさらに大きくなる。ただし、その場合、「新築プレミアム」の扱いをどうするか?といった大きな問題への対応が必要となる。米国のケース・シラー指数も新築を除外している。

2.2.3 シラーによる解決策 - 算術平均型リピート・セールス回帰模型 -

シラー氏はケース氏とともに、ベイリー・ムース・ノースの3氏の幾何平均型リピート・セールス回帰模型（GRS）の問題点に対して、次の解決策を提案した⁴³。その最大のポイントは、幾何平均方式に代えて算術平均方式を採用することであった。これを「算術平均型リピート・セールス回帰模型」（Arithmetic average Repeat Sales regression:略して”ARS”）と呼ぶ。ARSの具体的な算出方法は、本節の補論で紹介している。ARSは従来のGRSに比べて、下方バイアスの解消、回帰模型推定における安定性の確保（多重共線性の回避）、および住宅価格変化の個別性（攪乱項の不均一分散への対応）、といった点において改善している（表2.2.3(1)参照）。

表 2.2.3(1) ARS による GRS の改善

住宅価格指数のタイプ	GRS	ARS
基準方式	連鎖型	連鎖型
平均方式	幾何平均	算術平均 (下方バイアスの解消)
加重方式	等加重のみ	価値加重 、および 等加重 (ポートフォリオ価値の複製を可能とする)
回帰模型	対数相対価格回帰模型 被説明変数：価格の対数差 説明変数：取引時点ダミー	絶対価格回帰模型 被説明変数：価格そのもの、 説明変数：価格そのもの (多重共線性の回避) 操作変数 を導入 (価格水準と誤差の相関への対応)
回帰係数	価格指数の対数	価格指数の逆数
推定量	最良不偏推定量	最良不偏推定量
推定方法	通常最小二乗法	加重最小二乗法 (価格変化の個別性に対応)

表 2.2.3(1)に示されるように、ケース・シラー氏によって提案されたARSは様々な点においてベイリー氏らのGRSを改善している。そのポイントは次の2点である。

- ① 算術平均方式と価値加重方式の採用
- ② 最良不偏推定量への接近


⁴³ Case and Shiller(1987)“Prices of Single Family Homes Since 1970,” New England Economic Review1、および Shiller, J.S.(1991)“Arithmetic Repeat Sales Price Estimators,” Journal of Housing Economics 1, 110-126.

2.2.3.1 算術平均方式と価値加重方式の採用

住宅価格指数における算術平均方式の最大の利点は、幾何平均方式がもつ下方バイアスを解消することにある。これに加えて、図表 2.2.3.1 を見れば分かるように、算術平均型リピート・セールス住宅価格指数は、二時点間で売買された住宅価値総額の価格変化として算出されるという特徴がある。

手順1 同一物件の価格変化を用いて住宅価格を推定する

成約価格 (百万円)	時点0 (基準時)	時点1	時点2
物件1	n.a.	20	22
物件2	n.a.	30	34
物件3	40	42	n.a.
物件4	50	n.a.	62
物件5	60	68	n.a.
物件6	n.a.	56	n.a.
住宅市場 価格変動	100	β_1	β_2



成約価格 (百万円)	時点0	時点1	時点2
物件1	18	20	22
物件2	27	30	34
物件3	40	42	49
物件4	50	55	62
物件5	60	68	74
物件6	51	56	63
合計	246	271	305

手順2 各時点の調査物件の価値総額の変化を「算術平均」として計算する

$$\text{指数1}(\beta_1) = \frac{\text{価値総額}(t=1)}{\text{価値総額}(t=0)} = \frac{20+30+42+55+68+56}{18+27+40+50+60+51} = \frac{271}{246} = 1.10 \quad (1)$$

$$\text{指数2}(\beta_2) = \frac{\text{価値総額}(t=2)}{\text{価値総額}(t=0)} = \frac{22+34+49+62+74+63}{18+27+40+50+60+51} = \frac{305}{246} = 1.23 \quad (2)$$

図表 2.2.3.1 算術平均型リピート・セールス住宅価格指数 (図表 2.1.4(1)を再掲)

世界の株式指数の多くは、ARS と同様、価値を加重とした算術平均型のリピート・セールス方式を採用している。その理由は、価格指数には 2 つの機能がある（本稿の第 2.1 節を参照）からである。市場全体の価値の平均的な変化を把握すること、および指数対象銘柄で構成されるポートフォリオの価値の複製という 2 つの機能である。算術平均方式と価値加重方式はそうした 2 つの価格指数の機能からみても望ましい。

シラー氏の ARS のアイデアの素晴らしさは、流動性の低い住宅を対象にした価格指数を流動性の高い株価指数と横並びで比較できるようにした点にあると言える。前者の価格指数の推定には回帰モデルを導入しなければならなかったが、その統計のモデルを工夫すると価値を加重とした算術平均型株価指数（あるいはラスパレイス型の物価指数）と同じ指数となることを「発見」した功績は大きい。言い換えれば、定期的に取り引されない住宅価格指数は、リピート・セールス回帰モデルと価値を加重とした算術平均方式の組み合わせによって作成すればよい、という普遍的な組み合わせを見出したのである。これにより、住宅価格指数の精度についても株価指数および物価指数の精度を横並びの議論ができることになった⁴⁴。

⁴⁴ 物価指数の研究者は、土地、不動産、および住宅の価格指数の精度は物価指数の精度とは 100 倍の開きがあると考えているようである（たとえば、白塚 1998 など）。

2.2.3.2 最良不偏推定量への接近

住宅価格指数の精度を最初に定量的に示したのは、ベイリー氏ら(1963)であったが、彼らの GRS における回帰模型とその推定方法には上述したようないくつかの問題があった。それを要約すると、ベイリー氏らは、住宅価格指数を統計の最良不偏推定量の実現値としてみなしたが、実際には彼らの GRS は最良不偏推定量ではなかった。

上記のように、GRS は幾何平均方式であるため、もともと下方バイアスがある。それを前提に不偏推定量を指向しても指数全体の精度という観点からは意味がない。

また、住宅の価格変化の個別性は不均一に分散する。売買価格を観測する二つの時点の期間の長さによって価格変化の個別性が異なる。ここでは個別変動はランダムではなくある歪みを持っている。回帰模型の攪乱項にそうした不均一分散があると最小自乗推定値は「最良」ではなくなる。

これに対して、ケース・シラー氏は、攪乱項の不均一分散の問題に対して、加重最小自乗法 (Weighted Least Square Method, 略して「WLS」) を導入することで対応できることを示した。その具体的な方法については、本節の補論(「ケース・シラー住宅価格指数の算出方法」- 再販の期間の長短による誤差の不均一性を調整する-) を参照のこと。ケース・シラー氏のそうした方式は、この方法が提案された以降、住宅価格指数の構築において一般的になっている⁴⁵。

以上のことから、本検討の調査で「発見」したことは次のことである。つまり、不定期の取引を前提とする住宅(あるいは不動産)の価格指数の構築は、

「最良不偏推定量」(WLS) + 「価値加重型算術平均方式」(ARS)

の組み合わせが望ましい。また、その精度は他の方式にくらべて望ましいことが期待される。ケース・シラー氏が提案した算術平均型リピート・セールス回帰模型の本質はこの点にあると言ってよいであろう。

ただし、彼らの ARS にはベイリー氏らの GRS には無かった「副作用」の問題がでてきた。ARS の回帰模型は説明変数に 0,1,-1 といったダミー変数を用いる代わりに、価格の水準そのものを用いる⁴⁶。説明変数に価格を用いることで、回帰模型推定上の多重共線性という問題を回避することができる、という大きな利点がある。しかし、一般には、価格の高い物件の攪乱項は大きくなるので、そこに説明変数と攪乱項の間の相関が高まる。そうした場合、推定される指数は不偏ではなくなる。そこで、ARS では「操作変数」という新たな変数を説明変数に加えることでその偏りを是正する。これにより副作用の問題は緩和される。

もちろん、上記のケース・シラー氏の方法によって ARS が GRS に比べて最良不偏推定量により接近したとはいえ、それは完全なものではない。さらなる改善の余地はある。そうした改善の試みには二つの方向がある。その一つは、ケース・シラー氏の ARS+WLS の方法を実用化する段階で彼らの模型と現実をすり合わせる(いわゆる「頑健な推定方法」を導入する)ことである。

⁴⁵ 例えば、Calhoun, Charles.1996, OFHEO House Price Indexes: HPI Technical Description, OFHEO(March 1996)

⁴⁶ 文献では ARS に用いる価格は「価格ダミー変数」と呼ばれているが、これは 0, 1 のダミーとは異なるので注意する。

これについては、第 2.3 節、第 2.4 節にて後述する。もう一つの改善策はケース・シラー氏の方法や成果を前提としつつも、それとは異なる新しいモデルを開発することである。算術平均型リピート・セールス回帰模型以降の研究開発の動向については、次の項で整理する。

2.2.4 算術平均型リピート・セールス回帰模型以降の研究開発の動向

算術平均型リピート・セールス回帰模型住宅価格指数（ARS）は 1993 年、シラー氏によって体系化された⁴⁷。それ以降、ARS は住宅価格指数研究におけるベンチマーク的な存在と位置づけられるようになった。ARS 以降の研究者は、その精度を凌駕する住宅価格指数の開発を試みている。そうした研究の特徴は、住宅価格指数推定のための推定量選択問題として整理することができる。住宅価格指数の作成は、住宅価格の母数の推定量として何を選ぶか？という統計的な推定問題に帰するからである。

2.2.4.1 統計的決定理論と住宅価格指数の設計問題

住宅価格の母数の推定の問題において、われわれはどのような推定量を採用すべきであろうか？その答えは、住宅価格の母数のすべての値に対して一様に平均自乗誤差が最小になる推定量を選べばよい、ということになる。しかし、ワルト氏によって明らかにされているようにそうした推定量は存在しない⁴⁸。そのため、いくつかの特性を備えた種々の推定量の中から望ましい推定量を選択することを余儀なくされる。

既に述べたように、ケース・シラー氏が提案した ARS はベイリー氏らの GRS に比べて、住宅価格の推定量としての望ましい性質を有している。

表 2.2.4.1 GRS と ARS の比較

	GRS	ARS
平均方式	幾何平均	算術平均
回帰模型の被説明変数	対数相対価格	絶対価格
変換	対数変換	なし
回帰模型の説明変数	-1,0,1 ダミー	絶対価格
推定量	最良不偏推定量	最良不偏推定量
保有期間による重み付け	なし	あり

GRS と ARS の推定方法の違いについて、再び表 2.2.4.1 に整理した。この表に示されるように、GRS の幾何平均方式と回帰模型の被説明変数に相対価格の対数値を用いることが連動している。上述したように、幾何平均方式は算術平均方式に対して下方バイアスを持つ。また、住宅の価格変動の個別性は保有期間に関して不均一分散であるのでそれを重みとして調整する必要がある。これらの点において、ARS は GRS を優越している。その要因は、要約すれば、相対価格の対数

⁴⁷ Shiller, Robert.,1993, “Macro Markets-Creating Institutions for Managing Society’s Largest Economic Risks,” Oxford University Press

⁴⁸ Wald, 1950, Statistical Decision Functions, Jhon Wiley & Sons.

変換がバイアスをもたらす、保有期間による誤差項がより大きなノイズをもたらすことである。

従って、新しい住宅価格指数を提案する場合、価格を対数変換することなく、かつ、保有期間による分散の不均一性を考慮することが必要である。また、この二つの条件を前提とすると、新しい住宅価格指数の候補として、(i)回帰模型の説明変数を絶対価格にするか相対価格にするか、(ii)推定量として最良不偏推定量以外の何を選択するか、といった組み合わせから選ぶことになる。

シラー氏がARSを体系化した以降、新しい住宅価格指数の開発⁴⁹はこれらの組み合わせの中から、ARS指数の精度を超えるものを探す試みとして理解することができる。次のように整理することができる。

- ① 対数相対価格と縮小推定量の組み合わせ
- ② 相対価格と最尤推定量あるいは一般化積率法推定量の組み合わせ
- ③ 絶対価格と一般化積率法推定量あるいはベイズ推定量 (MCMC) の組み合わせ

2.2.4.2 対数相対価格と縮小推定量の組み合わせ

ゲッツマン(1992)⁵⁰は、ベイリー氏らのGRS(幾何平均方式、つまり対数相対価格回帰模型)を前提にしているため、上記で述べた、望ましい指数の候補としてここであらためて取り上げるには違和感がある。しかし、この研究は住宅価格指数を設計するうえで貴重な情報を提供している。その研究の中で、ゲッツマン氏はGRSの問題点を次のように指摘している。

- (i)ARSに対してGRSには下方バイアスがある。
- (ii)GRSでは0と1(あるいは-1)のダミー変数を用いる。ほんの僅かな物件しか取引されない場合、ダミー変数の中には互いにほとんど同じパターンの0と1の並び方になるものが出てくる。これは深刻な多重共線性の問題を引き起こす。指数の推定精度が悪化する。

前者の問題に対しては、ゲッツマン氏は、住宅価格の収益率が対数正規分布に従う場合、GRS指数をARS指数に修正する方法を提案している。また、後者の問題に対して、実務的には説明変数の数を減らす(例えば、日次指数よりも月次指数、月次指数よりも四半期指数に変更する)といった方法を紹介している⁵¹。技術的な対応方法としては、「縮小推定量」(Shrinkage Estimator)を導入することを提案している。

縮小推定量は、実際の指数の推定問題では、住宅価格の未知母数について情報が全くないということはあまりない、という前提に立っている。通常は住宅価格の値の範囲についてたとえ漫然とはしていてもなんらかの情報があるものである。たとえその情報がまったく主観的な判断に基づくものであっても指数の推定の際に積極的にこれを利用しようとする⁵²。

⁴⁹ 本研究ではリピート・セールス住宅価格指数にヘドニック変数を加えるもの、およびヘドニック住宅価格指数に関する研究については対象としていない。ただし、ヘドニック住宅価格指数については本章の補論でその推定だけを行っている。

⁵⁰ Goetzmann, William. 1992, The Accuracy of Real Estate Indices; Repeat Sale Estimators, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5:5-53

⁵¹ ケース・シラーのARS指数では多重共線性の問題はほとんどない。

⁵² 当初、統計学では縮小推定量を人工的なものと見ていたが、近年では自然な推定量と位置づけ

縮小推定量には、ベイズ型とリッジ型がある（表 2.2.4.2）。前者は回帰モデルの推定において、住宅価格の収益率が独立かつ同一の対数正規分布に従うと仮定してその平均値と分散の初期値を事前情報として利用する。この仮定は、住宅市場は情報効率的であるという判断によるものである。後者のリッジ型は推定値をある先験的な方向へ意図的に引き寄せる方法である。縮小推定量の利点は、多重共線性に対して最小自乗推定量を改良する（精度を向上する）点である。

表 2.2.4.2 対数相対価格ベイズと対数相対価格リッジ

	対数相対価格ベイズ	対数相対価格リッジ
平均方式	幾何平均	幾何平均
回帰モデルの被説明変数	対数相対価格	対数相対価格*
変換	あり	あり
回帰モデルの説明変数	0,1 ダミー*	0,1 ダミー*
推定量	ベイズ型縮小推定量	リッジ型縮小推定量
保有期間による重み付け	あり	あり

* ダミー変数の値：保有期間はすべて 1、それ以外は 0 多重共線性が極めて高い

2.2.4.3 相対価格と最尤推定量あるいは一般化積率法推定量の組み合わせ

ゲッツマン・ポン氏(2002)⁵³は、住宅価格指数の回帰モデルの被説明変数を相対価格（リピート・セールスペアの価格比、ただし、対数変換しない）、および説明変数を 0、1 のダミー変数とする回帰モデルと最尤推定を組み合わせた住宅価格指数を提案している（「相対価格 MLE」と略す）。また、ポン氏(2002)⁵⁴は、相対価格と一般化積率法推定量を用いた住宅価格指数を提案している（表 2.2.4.3）。

表 2.2.4.3 相対価格 MLE と相対価格 GMM

	相対価格 MLE	相対価格 GMM
平均方式	算術平均	算術平均
回帰モデルの被説明変数	相対価格	相対価格*
変換	なし	なし
回帰モデルの説明変数	0,1 ダミー	0,1 ダミー**
推定量	MLE	GMM
保有期間による重み付け	あり	あり

* 非線形回帰モデル（ただし、価値加重型の場合、線形となる）

** 価値加重型の場合、価格水準の情報も説明変数に加える

られている（丸山 2005 参照）。

⁵³ Goetzmann, William. And Liang Peng, 2002. The Bias of the RSR Estimator and the Accuracy of Some Alternatives, Real Estate Economics V30-1:13-39.

⁵⁴ Peng, Liang.2002, GMM Repeat Sales Price Indices, Real Estate Economics V30-2:239-261.

2.2.4.4 絶対価格と一般化積率法推定量あるいはベイズ推定量の組み合わせ

渡部・川口(2009)⁵⁵は、ケース・シラー型 ARS の最良不偏推定量に代えて GMM 推定量を用いることで従来の ARS の精度（標準誤差）が改良されることを示した。また、住宅の成約価格の標本が小規模な場合、ベイズ型の縮小推定量を導入している。またそこでは、マルコフ連鎖モンテカルロ法（Markov Chain Monte Carlo method, MCMC）を用いた確率標本を用いて ARS 指数を推定する方法を提案している。

表 2.2.4.4 絶対価格 GMM と絶対価格ベイズ (MCMC)

	絶対価格 GMM	絶対価格ベイズ (MCMC*)
平均方式	算術平均	算術平均
回帰模型の被説明変数	絶対価格	絶対価格
変換	なし	なし
回帰模型の説明変数	絶対価格	絶対価格
推定量	GMM	ベイズ推定量
保有期間による重み付け	あり	あり

* Markov Chain Monte Carlo method

2.2.5 住宅価格指数の推定の精度

住宅価格指数の精度は、前述の第 2.2.2 項「住宅価格指数の誤差の要因」で示したように、各誤差要因に適切に対応することで一定水準以上の精度を確保することができる。本項では、住宅価格指数の「推定の精度」という点に焦点を当て、次の 3 点について明らかにする。

- ① 住宅価格指数の目標としてみた物価指数の推定の精度
- ② 既存研究における住宅価格指数の推定の精度
- ③ トラッキング・エラーによる住宅価格指数のバイアスの確認

2.2.5.1 住宅価格指数の目標としてみた物価指数の推定の精度

推定量はバイアス（真の値⁵⁶からの偏り）と分散（そのバラツキ）をもつ。従って、推定の精度は推定量のバイアスと分散（標準偏差）のそれぞれの大きさによって決まる。

例えば、日本の消費者物価指数（CPI）のバイアスは 0.35～2.35%程度、および標準偏差は 0.1～1.1%程度という報告例がある。ここでのバイアスは物価指数算式や価格調査標本などから生じる計測の誤差の大きさの下限值、上限値を見積もったものである（統計的な方法で計測した誤差ではない）⁵⁷。一方、後者の分散（標準偏差）は、「標準誤差」である。価格指数を回帰分析によって計測する場合、回帰係数の値がその価格指数となるため、その観測誤差は回帰係数の推計値の標準誤差となる。上記の標準偏差 0.1～1.1%程度というのは、日本の CPI（ラスパイレス指数）

⁵⁵ 渡部光章・川口有一郎(2009)ケース・シラー住宅価格指数の日本市場への適用、JAREFE ジャーナル (Forthcoming)

⁵⁶ 厳密には、未知の母数のこと。

⁵⁷ 白塚 1998 : pp.18

を回帰分析によって計測した例であり、その標準誤差が 0.1%（品目別価格指数）～1.1%（10 大費目指数⁵⁸）（年率平均、1991 年から 1995 年）と推定されている⁵⁹。

上記の物価指数のバイアス（0.35～2.35%程度）と観測誤差（0.1～1.1%程度）は、住宅価格指数の推定の精度を評価する際の目安となる。従来、例えば、住宅、不動産、および土地といった実物資産の価格指標の精度は物価指数にくらべれば 100 倍程度の開きがあるだろう、という見方が一般であった。そのため、物価指数の上記の推定精度は目標としては高すぎるという意見もある。

しかしながら、後述の第 3 章でみるように、日本の関東圏の中古住宅価格指数の推定の精度は、標準誤差でみて 1%～2%程度である。非流動的な住宅市場においても、10 大費目といった肌理の粗い消費者物価指数の推定の精度とは同等もしくはそれよりは若干精度が劣る程度、そうした精度をもつ住宅価格指数は実現可能である。

なお、上記の物価指数の標準誤差の例では、肌理の細かい品目別価格指数と肌理の粗い 10 大費目指数の標準誤差には約 10 倍の開きがある。これは品目別価格指数の価格調査が最も正確性が高く、10 大費目指数の価格調査の正確性が低い、というのがその理由である。住宅市場や不動産市場の非流動性による標本数の規模だけに目を奪われてはいけないうだろう。それ以上に、住宅、不動産、および土地の価格調査における正確性を確保することがその価格指数の推定精度により大きな影響を与えることに繰り返し留意する必要がある。

2.2.5.2 既存研究における住宅価格指数の推定の精度

住宅価格指数の推定の精度について、バイアスと標準誤差に分けて、既存研究の結果を整理する。なお、筆者らが行った実証の結果については、後述の第 3 章で紹介することとし、ここでは米国の実証研究の結果を示そう。

(1) 住宅価格指数のバイアスについて

まず、ベイリーらの GRS（幾何平均方式）の下方バイアスの程度についてみてみよう。この GRS はケース・シラーの ARS（算術平均方式）に比べて、66 四半期で理論的には約 3.7%の下方バイアスがある。1970 年 Q1～1986 年 Q2 について、米国のアトランタ、シカゴ、ダラス、およびサンフランシスコでの実証によれば、同期間の期末において、GRS はそれぞれ 4.6%、4.4%、7.3%、および 2.2%の下方バイアスを示した（詳しくは Shiller(1992)）。

また、住宅価格指数回帰模型の違いによって価格指数の値にどのような違いがでるかを見たものが表 2.2.5.2(1)である（詳しくは表下の文献を参照）。

⁵⁸ 10 大費目とは、食料、住居、光熱・水道、家具・家事用品、被服及び履物、保健・医療、交通・通信、教育、教養・娯楽、諸雑費のことである。CPI は品目別価格指数、中分類指数、10 大費目指数、総合指数の順に積み上げながら算出される。

⁵⁹ 前出の白川 1998 : pp.213-214

表 2.2.5.2(1) 住宅価格指数回帰模型の違いによる指数の比較

	住宅* (ダラス、1970年 Q1～1986年 Q2、四半期データ、再販価格ペア 6,669)	商業不動産** (フロリダ、1975年～1997年、年次データ、再販価格ペア 4,373)
住宅指数回帰模型	価格指数変化の平均値 (幾何平均、四半期)	価格指数変化の平均値 (幾何平均、年次)
GRS (ベイリー、ムース、ノース)	2.24%	4.12%
絶対価格-ARS-WLS (ケース・シラー)	2.33%	5.13%
相対価格-ARS-MLE (ゲッツマン・ポン)	2.42%	—
相対価格-ARS-GMM (ポン)	—	5.05%

* Goetzmann and Peng. 2002、** Peng. 2002 (上記はいずれも等加重方式である)

GRS が下方バイアスを持つことはこの表からも明らかである。

一方、表中の住宅価格指数について、ゲッツマン・ポンの相対価格-ARS-MLE の値 (2.42%) はケース・シラーの絶対価格-ARS-WLS の値 (2.33%) よりも大きい。Goetzmann and Peng(2002) は、前者の自分たちの推定値がより正確であり不偏的な指数であると主張している。彼らの模型を見る限り、この主張にはある一定の合理性があるようにも思える。しかし、商業不動産価格指数についてみると、ケース・シラーの絶対価格-ARS-WLS はポンの相対価格-ARS-GMM の値よりも大きい。ゲッツマンとポンの両モデルは密接に関連しており、後者が前者に比べてより一般化されたモデルである (Peng. 2002)。

GRS 以外の模型のうち、いずれが不偏的な推定値であるかを判断するには、今後の研究に待たなければならない。ただし、ケース・シラーの絶対価格-ARS-WLS は新しく提案されたものの中間的なものに位置づけられることは注目に値するだろう。

(2) 住宅価格指数の標準誤差について

住宅価格指数は回帰分析によって計測する。その回帰係数の推定値が価格指数となる。そのため、その推定値の標準誤差が住宅価格指数の観測誤差となる。

もともと、ベイリー氏らが住宅価格指数の算出に回帰模型を導入する動機はその精度を管理するために指数の標準誤差を推定することにあった。表 2.2.5.2(2)にその標準誤差を示す。

表 2.2.5.2(2) ベイリー、ムース、ノースの GRS の標準誤差

(サンプル数：1,514)

	指数の対数值	対数標準誤差	指数の真数值	真数標準誤差
1937	0.000		1.000	
1938	-0.005	0.055	0.989	0.007
1939	-0.019	0.049	0.958	0.005
1940	0.021	0.047	1.049	0.006
1941	0.031	0.046	1.074	0.006
1942	0.150	0.046	1.412	0.010
1943	0.180	0.047	1.515	0.012
1944	0.170	0.043	1.480	0.009
1945	0.242	0.042	1.747	0.013
1946	0.323	0.041	2.105	0.017
1947	0.369	0.043	2.337	0.024
1948	0.414	0.044	2.592	0.030
1949	0.344	0.047	2.207	0.025
1950	0.446	0.047	2.791	0.040
1951	0.462	0.046	2.900	0.042
1952	0.476	0.047	2.990	0.046
1953	0.472	0.051	2.963	0.052
1954	0.462	0.054	2.897	0.057
1955	0.490	0.050	3.091	0.055
1956	0.529	0.058	3.379	0.089
1957	0.486	0.053	3.064	0.061
1958	0.496	0.055	3.130	0.069
1959	0.418	0.052	2.621	0.044
平均値	0.316	0.048	2.241	0.033

対数指数値および対数標準誤差はBailey, Muth, Nourse 1963から引用
(ただし、BMN63 は常用対数を用いている)

表 2.2.5.2(2)に示すように、ベイリーらの GRS 指数の対数標準誤差は平均で 4.8%である (4.1～5.8%)。表中の対数標準誤差は原論文からの引用であるが、これを真数の標準誤差に変換⁶⁰したものを同表の右の列に示す。GRS 指数の真数の標準誤差は平均で 3.3%となる (0.7～8.9%)。

ケース・シラーは上記の GRS には誤差項の不均一分散があるので、これを考慮した加重最小自乗推定量を用いることで、その標準誤差をより小さくできると考えた (Case and Shiller 1987)。

図表 2.2.5.2(3) ケース・シラーの GRS の標準誤差

都市名	中古住宅 標本規模	四半期			
		指数の対数值	対数標準誤差	指数の真数值	真数標準誤差
アトランタ	8,945	0.550	0.023	1.733	0.016
シカゴ	15,530	0.637	0.014	1.890	0.009
ダラス	6,669	0.733	0.049	2.081	0.010
サンフランシスコ	8,066	0.923	0.021	2.516	0.003
平均	9,803	0.710	0.027	2.055	0.009

⁶⁰ 回帰係数の周辺分布は対数標準誤差を標準偏差とする正規分布に従う。従って、真数の標準誤差はこれを標準偏差とする対数正規分布に従う。これを利用して変換した。

表 2.2.5.2(3)にケース・シラー(1987)の GRS の標準誤差を示す(1970年 Q1~1986年 Q2)。前記の表と同様に、指数の対数値と対数標準誤差は原論文からの引用である。指数の真数の標準誤差は前頁の脚注と同じ方法によって対数値から変換した(ただし、ベイリーらは常用対数を用いているが、ケース・シラーは自然対数を用いている)。表 2.2.5.2(3)の標準誤差(真数)をみると4市の平均で1%程度である⁶¹。なお、ケース・シラー(1987)の GRS 指数は米国の FHFA 住宅価格指数(前 OFHEO: Office of Federal Housing Enterprise Oversight 住宅価格指数)の基本モデルとして利用されている。FHFA 住宅価格指数の公表資料には指数の標準誤差⁶²が開示されている(図表 2.2.5.2(4))。

FHFA House Price Indexes: 2009 Q1
Census Division and State Indexes (1991 Q1 =100)
(Estimates use Purchase-Only, Not Seasonally Adjusted HPI)

Year	Qtr	Alabama	Alaska	Arizona	Arkansas	California
2003	3	158.45 (0.83)	166.94 (2.74)	186.44 (1.03)	159.89 (1.35)	179.83 (0.32)
2003	4	158.00 (0.88)	170.12 (2.83)	192.12 (1.10)	160.90 (1.40)	187.63 (0.37)
2004	1	159.17 (0.89)	173.28 (3.05)	197.59 (1.14)	164.02 (1.44)	196.66 (0.41)
2004	2	162.65 (0.87)	178.00 (2.93)	206.01 (1.16)	166.97 (1.42)	209.98 (0.43)
2004	3	166.16 (0.89)	184.98 (3.01)	216.99 (1.24)	169.99 (1.45)	224.21 (0.48)
2004	4	166.97 (0.93)	187.52 (3.17)	226.88 (1.33)	172.31 (1.50)	232.27 (0.53)
2005	1	170.16 (0.94)	192.65 (3.26)	241.66 (1.43)	174.37 (1.53)	243.71 (0.61)
2005	2	173.89 (0.92)	197.98 (3.23)	266.48 (1.53)	177.56 (1.51)	257.93 (0.60)
2005	3	177.29 (0.94)	206.28 (3.36)	287.72 (1.66)	181.76 (1.54)	269.67 (0.65)
2005	4	181.05 (0.98)	207.02 (3.46)	297.43 (1.78)	184.52 (1.60)	273.74 (0.71)

図表 2.2.5.2(4) FHFA 住宅価格指数とその標準誤差(括弧内の数値)の例

一方、ケース・シラーの ARS の標準誤差についても同様に、その ARS の精度は標準誤差でみて1%以下である⁶³。日本の既存住宅価格指数についても同程度になることは後述の第3章で示される。

ところで、米国エール大学のゲッツマンとポンは、シミュレーションにより住宅価格指数の精度について議論している。この方法は、株価データおよび人工市場の価格データを用いて、「正解」を予め設定しておき、これと各種の住宅価格指数回帰モデルによる推定値とを比較することでその精度を検討しようとするものである。これらシミュレーションによる方法は一定の説明力を持っている。しかし、彼らの研究は指数の値ごとに標準誤差を求めてこれを比較するといったアプローチをとっていない。そのため、他の研究との比較が容易ではない。また、彼らが設定しているその正解が正解として適切であるとは言いがたい。その理由は、住宅や不動産の価格変動は株価の価格変動とは大きく異なる。流動性、情報の効率性、不完全競争のもとでの取引(相対取引)、

⁶¹ 四半期の数値である。ただし、住宅価格指数の標準誤差は、時系列データの標準偏差ではないので \sqrt{t} ルールにより年次換算といったことはしない。リピート・セールス法による回帰係数の標準誤差は四半期よりも年率のほうが小さい可能性がある。年率のほうが観測データに対して期間数が1/4に減少するからである。

⁶² 回帰係数の推定値の標準誤差に指数の値を掛け合わせたもの。詳しくは、OFHEO House Price Index: HPI Technical Discription, 1996 を参照。

⁶³ Shiller(1993)p84 の脚注 5。ケース・シラー住宅価格指数(米国 Los Angeles, monthly, 1984-1to 1993-3)に関する記述を参照のこと。

あるいは保有期間の違いによって価格変動の攪乱の程度が異なる等の特性を取り入れた、そうした正解を設定することに成功しているとは言い難い。実証という観点から、現段階ではそうした方法は、現実の住宅価格の再販価格データを用いて標準誤差による方法ほどの説得力はないものと考えられる。

上記で紹介したように、ゲッツマンとポンは、指数の観測誤差（標準誤差）ではなく指数の時系列方向の標準偏差⁶⁴の違いをいくつかの住宅価格指数のタイプについて比較している（図表 2.2.5.2(5)）。

図表 2.2.5.2(5) 住宅価格指数回帰模型の違いによる指数の標準偏差の比較

	住宅*（ダラス、1970年Q1～1986年Q2、四半期データ、再販価格ペア 6,669）	商業不動産**（フロリダ、1975年～1997年、年次データ、再販価格ペア 4,373）
住宅指数回帰模型	価格指数変化の標準偏差 （四半期）	価格指数変化の標準偏差 （年次）
GRS（ベイリー、ムース、ノース）	2.63%	7.01%
絶対価格-ARS-WLS（ケース・シラー）	3.48%	7.13%
相対価格-ARS-MLE（ゲッツマン・ポン）	3.00%	—
相対価格-ARS-GMM（ポン）	—	5.52%

* Goetzmann and Peng. 2002、** Peng. 2002（上記はいずれも等加重方式である）

この表で注意すべき点は、表中の値は指数の「時系列変動の標準偏差」であって指数を推定する際の「標準誤差ではない」ということである（図表 2.2.5.2(5)を引用した両参考文献には標準誤差は示されていない⁶⁵）。この表の「絶対価格-ARS-WLS（ケース・シラー）」の標準偏差がその他の模型の標準偏差よりも大きい。しかし、これは「絶対価格-ARS-WLS方式」の標準誤差が他の手法のものよりも大きいかどうか、ということとは別次元の比較にすぎない。時系列方向の指数の標準偏差（ボラティリティ）が同じ程度であっても、指数の値の各時点の横断方向の標準誤差は大きく異なることがありえるからである。

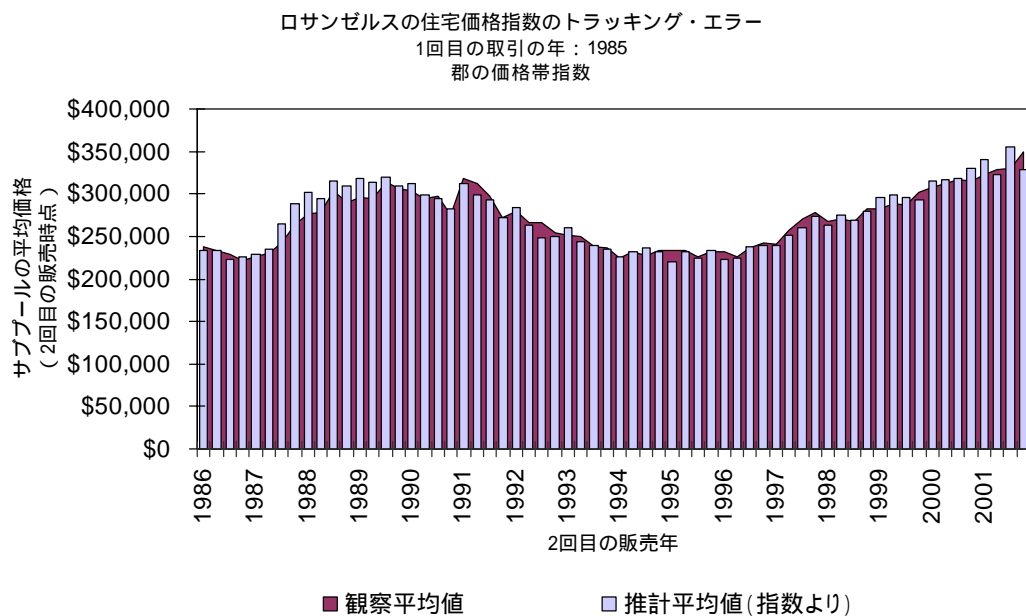
本検討では、米国ファイサーブ社の協力のもと、ケース・シラー住宅価格指数をそのまま日本の中古マンションの成約価格データに適用してみた。その結果、日本の中古マンションのケース・シラー住宅価格指数の標準誤差は1%～2%程度と推定されている。この結果と図表 2.2.5.2(5)のケース・シラー住宅価格指数の標準偏差を比べてみてもその差は大きい。指数の精度を比較する場合、リングとリングの比較になっているか、注意が必要であろう。

⁶⁴ 指数のリターンの時系列変動の標準偏差。「指数がどの程度変動するか」を示す指標であって観測誤差（標準誤差）とは異なるので注意する。

⁶⁵ 住宅価格指数の精度を比較するのであれば標準誤差を示す必要があろう。

2.2.5.3 トラッキング・エラーによる住宅価格指数のバイアスの確認

リピート・セールス法による住宅価格指数の一つの特徴は「トラッキング・エラー」を用いて、推定された指数が市場のトレンドをうまく追跡しているかどうかを確認できることにある。それは株価指数と同様に再販価格データを用いた指数であるからである。トラッキング・エラーにより、価格指数の市場トレンドの追跡パフォーマンスを知ることによって指数のバイアスについても情報を得ることができる。スタンダード・アンド・プアーズ社およびファイサーブ社はケース・シラー氏と共同で住宅価格指数を事業化している企業である。このチームでは、自らが開発した住宅価格指数が実際の市場を十分に追跡しているかどうかを確認するため、上記で検討した方法に加えて、「トラッキング・エラー」を用いている。



(資料提供：Fiserv 社)

図表 2.2.5.3 ロサンゼルスにおける住宅価格指数のトラッキングのパフォーマンス

図表 2.2.5.3 の棒グラフは住宅価格指数による推定である。また、背景の「山並みの塗りつぶしグラフ」は、1985年に第1回目の売買があった住宅のうち、1986年以降に第2回目の売却があった物件を抽出し、その平均価格を図示したものである。この二つのグラフを重ね合わせることで、1985年を基準時点とした実際の価格平均値（観察平均値）の変化と指数から推定した推定価格の平均値（推計平均値）の変化を把握することができる。住宅価格指数が各時点の平均価格を追跡する様子を確認することができる。

図表 2.2.5.4 も同様に、ケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラーを算出したものである。シカゴ、ロサンゼルス、ニューヨーク、ワシントン（1978～2003年）についてみたものである。

図表 2.2.5.4 ケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラー

都市圏	指数の種類	間隔(年)	物件数	誤差の中央値	絶対誤差の中央値
シカゴ	郡	3	3,785	-0.4%	7.4%
		5	3,692	1.8%	8.5%
		10	1,220	4.6%	10.8%
	大都市統計圏	3	4,964	-0.2%	7.6%
		5	4,843	1.7%	8.8%
		10	1,814	6.2%	12.6%
ロサンゼルス	郡	3	45,544	1.0%	14.3%
		5	41,137	1.2%	13.9%
		10	10,453	-0.7%	13.0%
	大都市統計圏	3	45,539	0.9%	14.4%
		5	41,135	1.0%	13.9%
		10	10,452	-1.0%	13.3%
ニューヨーク	郡	3	12,428	1.0%	10.7%
		5	10,674	3.0%	11.6%
		10	4,976	7.8%	14.6%
	大都市統計圏	3	12,485	1.0%	10.9%
		5	10,706	3.0%	11.7%
		10	4,949	8.6%	15.4%
ワシントンDC	郡	3	4,098	-1.4%	6.2%
		5	4,536	-0.9%	7.3%
		10	2,507	0.2%	8.8%
	大都市統計圏	3	5,158	-1.1%	6.9%
		5	5,752	-0.3%	7.8%
		10	2,940	3.2%	10.2%

Properties with Two or More Transactions, Sample Period for Second Sale: 1978 to 2003

Error = (Index Marked First Price - Second Price) / Second Price (出所: Fiserv)

図表 2.2.5.4 において、トラッキング・エラーは「誤差の中央値」および「絶対誤差の中央値」として示されている。前者の中央値はネットの誤差である。トラッキング誤差の正負によって打ち消された分を含んでいる。後者の誤差はトラッキング・エラーの絶対値である。

以上のトラッキング・エラーの状況から、ケース・シラー住宅価格指数が米国の上記 4 都市の住宅市場のトレンドをうまく捉えていることが分かる。

2.3 有効な住宅価格指数の基本的な考え方

前節では、ケース・シラー氏によって提案された算術平均型リピート・セールス住宅価格指数回帰模型（およびその代替的模型）が日本の消費者物価指数と比べても精度において遜色のないことをみてきた。本節ではこれらの住宅価格指数模型を実用化するという観点、すなわち前節の検討項目をさらに拡大し、より総合的な観点から住宅価格指数の実用化に関する検討を行う。ここでは、「有効な住宅価格指数」という基本的な考え方のもとに4つの評価軸を導入する。本節の内容は以下の通りである。

有効な住宅価格指数とは

- I. 標本の適切さ
- II. 指数の精確さ
- III. 指数の信頼性
- IV. 指数の有用性

2.3.1 有効な住宅価格指数とは

有効な住宅価格指数について、ケース・シラー氏によって提案された算術平均型リピート・セールス住宅価格指数回帰模型を例にとりて説明しよう。本稿の第2.2節でみたようにケース・シラーの住宅価格回帰模型はその精度という観点からみて本検討で開発の候補とすべきものであった。ところが、それがそのまま実用的な指数として期待される役割を果たせるか、というところではない。次の課題がある。

- ① 標本の品質管理の問題（成約価格とその個別性への対応）
- ② 指数の精度管理の問題（指数推定における仮定と実際の住宅市場の現実の乖離への対応）
- ③ 指数のマーケティング問題（開発された指数が利用されないことへの対応）

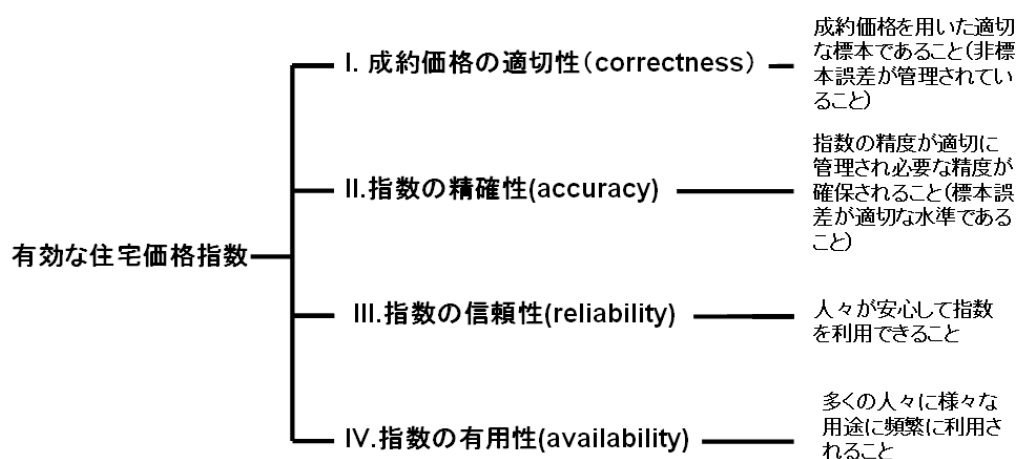
まず、第一に指数算出に用いる成約価格データ標本の品質管理の問題がある。住宅価格指数を定量的な分析に相応しいものとするためには住宅価格データの正確さを確保する必要がある。そのためには、住宅の取引価格データに基づく指数の推定が不可欠である。また、物価指数および株価指数と比較可能な、有効な住宅価格指数を推定するためには、住宅の取引価格を用いることが条件となる。また、入手できた成約価格の全てが利用できるわけではない。その中からどのようにして望ましい標本—住宅価格の平均的な変動を追跡しかつ経済統計としても意味のある標本—を切り出すか、といった課題がある。また、非標本誤差の影響も無視できない。住宅価格指数をGIGO(Garbage In Garbage Out)⁶⁶とすることを避けるためにはどのように標本を作成すればいいか、という問題である。これは統計的技術では対応することができない問題である。本検討では、この課題に対応するための評価軸として「標本の適切さ」(correctness)を設定する。

次に、第二は指数の精度管理の問題である。これは住宅価格指数の構築に関する技術水準を問

⁶⁶ 計算方法が正しいものであっても、入力されるデータが適切なものでなければ（成約価格かつ正しいものでなければ）出力は有効ではない（無効である）、という意味。

うものである。この課題とその対応については、既に 2.2 節において詳しく検討してきた。2.2 節では主に統計技術的な観点からこの問題にアプローチしてきた。そこでの検討に加えて、ここでは回帰模型の仮定と住宅市場における取引の現実を調整するという課題も加える。その代表的なものは、外れ値の問題である。外れ値の問題は上記の非標本誤差とも関連するため、上記の標本の設計方法とも関連して対応しなければならない。また、住宅価格指数の統計的な推論は観測値に基づいて行われるが、そのデータの発生についてはいくつかの暗黙の仮定をおいている。無作為性や独立性などの仮定である。これらの仮定が多少満たされなくても、住宅価格指数の推定が安定していることが望まれる。そうしたことから、前節 2.2 で検討した精度管理の項目に、頑健な推定という項目を追加する必要がある。ここではこうした観点を追加してさらに総合的な観点から指数の精度管理の問題へ接近する。本検討では、これを「指数の精確さ」(accuracy)という第二の評価軸として設定する。

最後に、指数のマーケティング問題がある。指数が開発されても利用されないことが少なくない。指数の実用化における最大の課題は、市場のニーズをいかに汲み取るかである。住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負う家計および企業のニーズを適確に把握し、そうした多くの人々が容易に利用できる仕組みや方法をどのように組み立てればよいか、といった課題である。まずは、住宅を実際に売買する消費者、それを仲介する流通業界の人々のニーズに応えることが第一義である。またこれに加えて、住宅の成約価格は一面において社会インフラ的な性質を有している。それを用いて作成された価格指数は、中古住宅市場のさらなる活性化、あるいは住宅価格や住宅ローンのリスクにさらされている家計や企業のニーズに応えることも重要である。そこで、本検討ではこの観点からの評価軸として、「指数の信頼性」(reliability)、および「有用性」(availability)の 2 つの軸を設定する。なお、ここで指数の信頼性を指数のマーケティングの検討項目に入れている理由は、指数に対して市場の信頼がなければ指数へのニーズも生まれにくいからである。



図表 2.3.1 有効な住宅価格指数の評価軸

上記で述べた、有効な住宅価格指数の評価軸を図表 2.3.1 に示す。簡単に以下のようにまとめられる。

まず、I.の標本の適切さ(correctness)とは、指数算出に用いる成約価格データ標本が市場のト

トレンドを追跡するうえで適切であることを要求するものである。まず、住宅価格指数を定量的な分析に相応しいものとするためには住宅価格データの正確さを確保する必要がある。また、これに加えて、指数推定のための成約価格データの標本は、住宅価格指数の住宅市場のトレンドを表象する、という目的に合致しなければならない。そうしたことが要請される。

次に、II.の指数の精確さ(accuracy)とは、指数の精度が適切に管理され、必要な精度が確保されること（標本誤差が適切な水準であること）である。

さらに、III.の指数の信頼性(reliability)とは、人々が安心して指数を利用できることである。

最後に、IV.の指数の有用性(availability)とは、住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負う多くの人々に頻繁に利用されることを要請するものである。

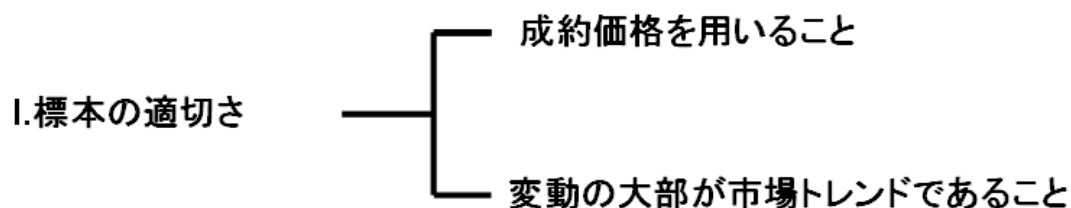
2.3.2 標本の適切さ

住宅価格指数を定量的な分析に相応しいものとするためには住宅価格データの正確さを確保する必要がある。そのためには、住宅の取引価格データに基づく指数の推定が不可欠である。また、物価指数および株価指数と比較可能な、有効な住宅価格指数を推定するためには、住宅の取引価格を用いることが条件となる。また、これに加えて、成約価格データベースから適切な標本を抽出しなければならない。次のデータを入力して計算しても住宅価格指数は有効なものとはならない。

- ① 価格指数の算出に成約価格を用いない場合（取引価格の代理として不動産鑑定評価や募集価格を利用する場合、調査価格の精度が保証されない）
- ② 成約価格の報告が自己申告による場合（不動産売買における節税、あるいは住宅ローン融資における掛け目の抑制などにより、過少申告あるいは過大申告の誘引が存在する）
- ③ 不動産取引に歪みがある場合の成約価格（利害関係人取引、特に、家族や親戚などの一族間の取引、あるいは転売業者による転売事例など）
- ④ その他

成約価格データの利用に際しては、以上のことに留意して指数推定のための標本を作成しなければならない。

標本の適切さは、図表 2.3.2 に示すように、成約価格を用いること、および各物件の価格変動の大部分を市場のトレンドが占めること、といった2つの条件からなる。



図表 2.3.2 I.標本の適切さ（有効な住宅価格指数）

まず、住宅価格指数を定量的な分析に相応しいものとするためには、その指数の推定には住宅の成約価格データを用いる必要がある。一物多価という言葉に象徴されるように地価データは価格データの信頼度に乏しい。住宅については成約価格データを用いることで物価や株価と同等の信頼を確保することが期待される。また、実際に成約価格データを利用する段階では、そのエラーへの対応も必要である。非標本誤差への対応といった観点から、成約価格の報告や転記など価格調査段階におけるミスなどへの対応も必要である。そこでは、実際の取引の現場、およびそうした取引からデータベースなどへ入力される過程に関する詳細な知識と経験的な判断が必要となる。

次に、住宅価格指数が市場の価格変動を追跡するためのものであるから、指数の推定に用いる標本データは、その価格変動が住宅市場の価格変化のトレンドが大部分を占める、そのような取引価格データでなければならない。例えば、取引が家族や親族あるいは利害関係人の間で行われる場合の価格は市場のトレンドから乖離する、あるいはリフォームや物理的に劣化した物件の価格も市場トレンドからは大きく乖離するのが一般である。こうした市場トレンドから一定以上乖離するデータはふるいにかけて標本に混入しないようにする。これを「フィルター」（選別）と呼んでいる。フィルターとは、市場のトレンドから乖離する不適切なデータを選別するためのルールである。所与の成約価格データのすべてを指数算出に用いるのではなく、標本の適切性を担保しうするためには選別のルールが適切かどうか問われる。

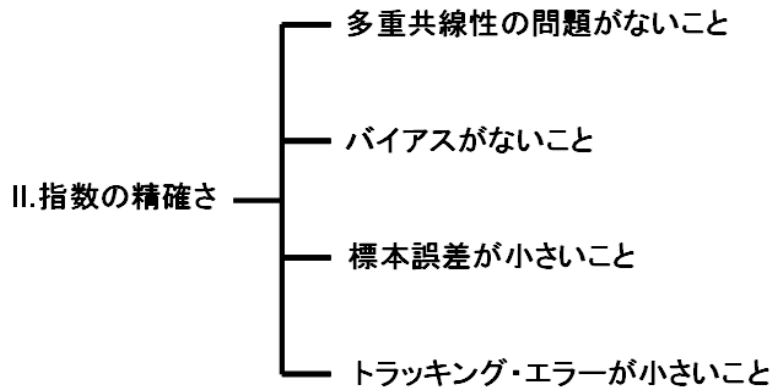
標本が異なれば推定される指数の値も異なる。そのため、こうしたデータ・フィルター・ルールの設計は、住宅価格指数算出の生命線とも言える。

ただし、フィルターを設けても、異常値（外れ値）が通過してしまう可能性もある。こうした外れ値は標本の作成段階には発見することができない。そのため、後述の「指数の精確さ」において対応を取ることになる。

2.3.3 指数の精確さ

住宅価格指数の精度については、本稿の第 2.2 節で詳しく検討した。そこで明らかになったことは、指数の精度が主に次の 6 つの要素によって決まることであった。その要素とは、指数算式の選択（算術平均とするか幾何平均とするか）、回帰模型の選択（説明変数および攪乱項などにどのようなものを採用するか）、推定方法の選択（推定量として何を選ぶか）、物件の価格変動の個別性への対応（保有期間の違いによる誤差項の不均一分散など）、標本選択によるバイアスへの対応、および標本規模によるノイズへの影響、であった。

これらを指数の「精確さ」を構成する要件として整理したものが図表 2.3.3 である。指数の精度を向上するために満たさなければならない要件は、多重共線性の問題を気にしなくてもよいこと、指数がバイアスをもっていないこと、標準誤差が十分に小さいこと、およびトラッキング・エラーも十分に小さいこと、である。



図表 2.3.3 II.指数の精確さ（有効な住宅価格指数）

まず、住宅価格指数の中には、0 と 1 の時点変数（「2 値の時点ダミー変数」）を用いて、価格変動を捉えるタイプのものである。その場合、変数は 0 と 1 とからなる組み合わせになるので、その組み合わせが似通ったパターンになると変数間の相関関係が高くなる。これを「多重共線性」の問題と言う。多重共線性がある場合、その住宅価格指数の利用は控えめにするのがよい。その理由は指数の値が大きく歪んでいる可能性があるからである。多重共線性があると、指数を推定する際の回帰分析において、各指数の値をそれぞれ独立の値として「もつれを解く」ことができない⁶⁷。特に、住宅価格指数の推定において、2 値の時点ダミー変数を用いる模型⁶⁸はこの問題を確認する必要がある。VIF(Variance-Inflation Factor)という統計量が 10 以上⁶⁹の場合、多重共線性の問題は無視できない。したがって、住宅価格指数を利用するにはその VIF 値を確認する必要がある。多重共線性を回避するもっとも懸命な方法は、回帰模型の変数に 2 値ダミー変数を採用しないこと、それに代えて多値変数（住宅価格の絶対水準）を用いて変数間の相関（重相関）が高くならないようにすることである。

一方、住宅価格指数のバイアス、標本誤差、およびトラッキング・エラーについては、指数算式、推定量、推定方法、および攪乱項の模型の組み合わせによって、コントロールすることになる。また、標本のバイアスについては、データ・フィルターにより対応する。なお、標本誤差は、標本規模に大きな影響を受ける。

最後に、指数の精確さについて第 2.2 節では触れなかったものに推定の「頑健性」がある。これは技術的なものである。住宅価格指数を統計的に推論する場合に成約価格データの発生について無作為性や独立性などを前提とすることが一般である。しかし、住宅の成約価格の標本が完全に無作為であることや成約価格やその変化の分布が完全に独立であることは稀であるというのが現実であろう。そうした仮定が僅かに違っていたとしても、推定される住宅価格指数がそうした

⁶⁷ Maddala, G.S.1992. “Introduction to Econometrics-2nd”, pp.269-303.Prentice-Hall

⁶⁸ 3 値ダミー変数(-1, 0, 1)を用いた模型ではこの問題は劇的に緩和される。また、住宅価格の水準値を変数として用いると多重共線性問題はまったく気にする必要がない。そのため本検討では、0 と 1 の 2 値ダミー変数の模型は利用しない。原則、3 値以上の変数とする。

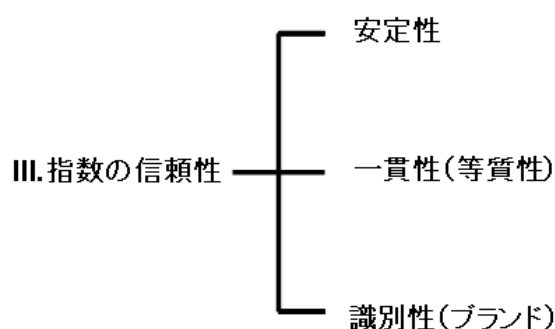
⁶⁹ Regression analysis by example (Wiley series in probability and mathematical statistics) Chatterjee, S. and Price, B. (1977) pp.228 John Wiley & Sons, N.Y

影響を受けないような性質を頑健性と呼ぶ。住宅価格指数は、既に第 2.2 節で述べたように、偏りがなくかつそのバラツキも小さいことが望まれるが、これに加えて頑健（ロバスト）な手法で推定されなければならない。

具体的には、外れ値の処理の問題はその一つである。外れ値はもともと次のような取引と関連していることが多い。取引価格に誤りがある、利害関係者の取引による歪みがある、あるいは、リフォームや物理的な劣化などによる影響により発生する。これらは標本作成段階のフィルターによってふるい落とされる。しかし、中にはそうしたふるいを通してしまうものもある。そうした外れ値についてはロバストな推計によって対応する必要がある。

2.3.4 指数の信頼性

指数の信頼性とは、人々が安心して指数を利用できることである。指数の信頼性は 3 つの条件（小項目）からなる。安定性、一貫性、および識別性の 3 つである。



図表 2.3.4 III.指数の信頼性（有効な住宅価格指数）

指数の信頼性と指数の精確さを区別することは重要である（しばしば、両者を混同した議論が見受けられる）。指数の精確さは、どちらかと言えば、技術的な側面が強い。これに対して指数の信頼性は、指数の権利、算出、および公表の仕組み、それぞれの主体の権利および義務の関係など、仕組みと組織に関する要件である。

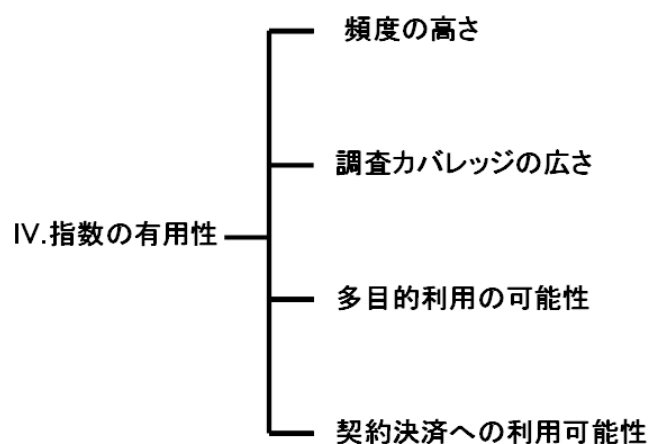
安定性は、指数を安定・継続的に算出・公表される組織となっているかどうか、といった要件である。また、関連する主体に倒産や M&A などのイベントが生じた場合にも指数が安定・継続的に算出・配信される仕組みが担保されているか、といったことも含まれる。

一貫性の要件は、株価指数では一般に指数の連続性として知られている。指数の提供者による指数構成銘柄の調整および採用指数算式の変更によって指数の連続性が維持できない場合、一貫性が劣る、ということになる。住宅価格指数の場合にも株価指数同様の一貫性の要件が課される。しかし、株価とは異なり、住宅の成約価格は非開示が原則である。住宅価格指数算出のための成約価格データベースは守秘義務などの条件から、ごく一部の関係者以外はアクセスできない。これは守秘義務の観点からは望ましいが、外部の第三者が、指数算出のプロセスを詳細に監視することができない。価格指数はどのような標本を用いるかによって指数値は変化する。仮に、指数算出の過程において、標本を自由に変更できるような、そういう組織や仕組みになっている場合、住宅価格指数の等質性、つまり一貫性（consistency）、連続性が担保されない。

最後に、識別性の要件は、いわゆる「ブランド力」である。ブランドはその指数を他の指数から区別する識別指標である。住宅価格指数は物価指数や株価指数に比べてその内容が分かりにくい。そのため、住宅価格指数の「ブランドの信頼性」(Brand Reliability)はより重要である。分かりにくい指数が国民や投資家の信頼を得るためには、指数のブランド（他との識別性）を確立することが必要であるからである。

2.3.5 指数の有用性

指数の有用性(availability)とは、住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負う多くの人々に頻繁に利用されることを要請するものである。



図表 2.3.5 IV.指数の有用性（有効な住宅価格指数）

指数の有用性は次の4つの要素からなる。

① 頻度の高さ

頻度は高いほど指数の有用性は高まる。住宅価格指数は月次単位が一つの標準となろう。月次単位を標準とする理由は次の通りである。

例えば、筆者らの研究、住宅の募集価格を用いた日次指数の試作に関する研究では、日次では住宅価格変化を識別することが難しい。また、米国のファイサーブ社の試作によれば、週次の住宅価格指数ではノイズが高すぎる。

頻度の問題は調査カバレッジとの関係も考慮しなければならない。都市別の指数であれば月次単位が精度の点から望ましい。

上記のことから住宅価格指数は月次単位が一つの標準となろう。第2.2節および第3章の「トラッキング・エラー」のグラフを見ると分かるように、住宅価格は1ヶ月単位では大きく変化することもある。そのため、四半期以上の価格指数ではそうした急変を追跡することができない。かといって、常に月次指数が望ましいというわけでもない。

指数の頻度については、指数が追跡すべき価格変化の特性、調査のカバレッジなどとの関連においてその適切さを検討することになる。

② 調査カバレッジの広さ

言うまでもなく、住宅価格指数は全地域を網羅するのが望ましい。しかし、そこには制約がある。まず、住宅の成約価格データを利用できる地域に限定されることである。一般に指数作成のために現行の成約価格の調査を大幅に変更することは不可能である。また、一部の地方都市のように、中古住宅の流通が極めて少ない地域では単独で指数を作成することができない。

調査カバレッジの広さを追求する一方で、上記の制約を考慮して、指数の組み立て方（例えば、コンポジット指数など）を工夫する必要がある。

③ 多目的利用の可能性

家計や企業の多くは住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負っている。そのため、住宅価格指数の潜在的な利用者は多いことが期待される。そうした潜在的な利用ニーズを顕在化することがここでのポイントである。実際にこれがうまくいっているかどうかは住宅価格指数を利用する人々の属性の多様性(例えば、住宅を売買する消費者、それに関わる不動産流通業者の人々、これに加えて、商業銀行、投資銀行、ミューチュアル・ファンド、不動産投信（REIT）、債券格付機関、住宅建設業者、および政府)をみることで評価できる。

家計や企業の多くは住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負っている。これら経済主体の指数利用のニーズとしては、①中古住宅流通支援、②住宅建設企画、③住宅ローン融資および関連業務支援、④住宅ローン関連金融商品の投資分析、⑤政策と規制の検討、および⑥指数取引がありうる。住宅価格指数を提供する際には、そうした多様な利用のメニューを同時に提供することが指数の普及にとって重要である。

④ 契約決済への利用可能性

物価指数が年金支給額の決定に利用され、株価指数そのものが先物市場で取引されるように、住宅価格指数が契約の決済へ利用されることは、住宅価格指数の社会的なインフラとしての役割を果たすという観点からも望ましい。特に、住宅や住宅ローンの価格変動のリスクは決して小さくない。住宅価格の下落のリスクを緩和する保険商品の設計において住宅価格指数が利用されるかどうかは指数の有用性の評価においても重要な視点である。

2.4 ケース・シラー住宅価格指数の評価

前項では、有効な住宅価格指数、という考え方を明らかにした。本節ではこの観点から、ケース・シラー住宅価格指数を評価する。そのことを通じて、本検討で開発すべき指数の要件を明らかにする。本節の内容は次の通りである。

- I. ケース・シラー住宅価格指数における標本の適切さ
- II. ケース・シラー住宅価格指数の精確さ
- III. ケース・シラー住宅価格指数の信頼性
- IV. ケース・シラー住宅価格指数の有用性

2.4.1 ケース・シラー住宅価格指数における標本の適切さ

ケース・シラー住宅価格指数の推定に用いられる成約価格データの適切さについて、次の観点から評価する。

- ① 成約価格データの収集
- ② 成約価格データ・エラーへの対応
- ③ 標本作成のためのフィルター
- ④ 外れ値への対応

(1) 成約価格データの収集

ケース・シラー住宅価格指数を算出する際の価格データの特徴は次の通りである。

- (i) 成約価格のみを用いること
- (ii) 成約価格のデータ源は地方政府の登記所⁷⁰およびその補完として不動産取引業者間で使用されている不動産仲介システム MLS(Multiple Listing Services)である。
- (iii) データの作成は民間の Fiserv 社。
- (iv) データ項目は、物件の住所、取引日と取引価格、物件の種類（戸建住宅、共同住宅、その他）、売主と買主の氏名、モーゲージ融資額等

ケース・シラー住宅価格指数を算出する際の価格データの最も重要な特徴は、そのデータ源である。登記情報といった法定調査の成約価格データであること、または、業者間の仲介システム (MLS) といった業界の自主ルールに基づいた半ば法定調査に似た収集システムによる成約価格データある。

また、ケース・シラー住宅価格指数を算出する際の価格データは、成約価格のみを用いており、鑑定評価額や課税査定官による見積額等は使用されていない。指数算出に必要な取引データは、

⁷⁰ すべての地方政府が成約価格を公開しているわけではなく、原則として、非公開の州においては、ケース・シラー住宅価格指数は算出されていない。ただし、非公開のエリアであっても、ダラス (The Dallas) のように、MLS により成約価格等のデータが得られる場合にはケース・シラー指数が公表されている。なお、MLS とは Multiple Listing Services の略で、不動産取引業者間で使用されている不動産仲介システムである。

ファイサーブ社により収集される。登記簿の情報のうち、指数算出に必要なデータは、①物件の住所、②取引日と取引価格、③物件の種類（戸建住宅、共同住宅、その他）、④売主と買主の氏名、⑤モーゲージ融資額等である。これらのうち、①物件の住所及び②取引日と取引価格のデータは、レポート・セールス法を適用する際に不可欠なデータである。物件の住所は、セールスペアを作成するために必要となり、また取引日と取引価格は、保有期間と価格の変化を算出するために必要となる。これに対し、③物件の種類、④売主と買主の氏名及び⑤モーゲージ融資額のデータについては、データを選別（フィルタリング）する際に使用される。

米国では、こうした取引データは、地方政府の譲渡証書の登録事務所というところから収集している。そして、実際に成立した売買価格のみを使用するようにしている。従って、査定値などは使用しない。また、市場価格についての税当局の査定推定値といったものも取り込まない。

なお、データ収集をファイサーブ社側ではできない州もある。利用できるのかどうかというのは、すべて自治体の判断による。つまり公表するのকাশないのかというのは自治体の判断である。旧 OFHEO（Office of Federal Housing Enterprise Oversight, 現 FHFA ,Federal Housing Finance Agency）が持っているデータに関しては公表されていないので、旧 OFHEO のみが使うことができるデータになっている。

(2) 成約価格データ・エラーへの対応

ケース・シラー住宅価格指数の推定に用いるデータにエラーとして、例えば、販売価格が不正確である場合がある。また、家族間で単に譲渡をした場合や、あるいは、改修工事などを行うことによって、物理的な価値、品質が変わる場合もある。ケース・シラー住宅価格指数チームは、91年以來、この指数を計算しているのので、これらの問題について、それを低減する経験を積んでいる。従って、そうした問題のあるデータをスクリーンアウトするフィルターを設けている。

(3) 標本作成のためのフィルター

フィルタリングの目的は、指数が市場のトレンドを表象するものとするために、市場のトレンドに關与しない要因による価格変化が生じている取引を排除することにある。

フィルタリングをする際の基準は、次の3つに大別される。即ち、①特殊事情がない取引であるか（例えば、利害關係人取引等でないか）、②物件の物理的特性の変化がないか、及び③誤記がないかである。①特殊事情がない取引の選別基準は、家族間取引が行われていないか及び差押えがされたものでないか等である。これら基準を満たすか否かは、収集した取引データを調査し、買い手と売り手の姓が同一になっていないか、買い手がモーゲージの貸し手となっていないかを調べること等により判明する。②物件の物理的特性の変化の選別基準は、物件の種類（戸建住宅、マンション、オフィス等）に変化がないか及び開発後売却されたものでないか等である。これらについては、セールスペアの証書間の物件の種類を比較すること及び売り手が不動産開發業者でないかを調べること等により判明する。例えば、戸建住宅指数を作成する際には、共同住宅についての取引データは排除される。また③データに誤記があるか否かについては、モーゲージ融資額と取引価格を比較すること等により判明する。

<p>(1)利害関係人取引以外の正常な取引の選別のルール</p> <ul style="list-style-type: none"> ・ 家族間の不動産譲渡でない 登録簿に表示されている買い手と売り手が同一姓でない ・ 差押えでない 登録簿に表示されている買い手がモーゲージの貸し手でない <p>(2)物件の物理的特性の変化による選別のルール</p> <ul style="list-style-type: none"> ・ 証書間の物件の種類に変化がない ・ 売り手が不動産開発業者でない ・ 構造物の改善を伴う譲渡でない <p>(3)記入ミスへの対応</p> <ul style="list-style-type: none"> ・ 販売価格とモーゲージ融資額の比較
--

図表 2.4.1(1) ケース・シラー住宅価格指数における成約価格データのフィルター

フィルタリングをかけた後に、セールスペアを作成する。セールスペアは、譲渡証書の記録にある住所を標準化することにより行われる。ここで、重複している記録については排除され、また、6 ヶ月以内に 2 回販売が行われた物件については、その取引ペアは除外される。このように短期間で売買があったセールスペアが排除される理由は、その価格変化が、市場の価格変化を反映していない可能性が高いからである。

リピート・セールス指数を作成する上で必要となる情報は、物件の住所、成約年月日及び成約価格である。この他、物件タイプ、取引当事者の姓名、及び住宅ローンの金額等は上記フィルタリングを行うために使用される。

<p>(1)登録簿の住所の標準化</p> <ul style="list-style-type: none"> ・ 米国郵政公社指針に準じた住所の標準化 <p>(2)重複記録の削除</p> <p>(3)前回の取引から 6 ヶ月以内の取引を除外</p> <ul style="list-style-type: none"> ・ こうした取引は下記の可能性が高い： 再開発物件の販売 家族間の不動産譲渡 不正モーゲージ融資との関連性 <p>(4)新築住宅が集計対象となるのは最低 2 回の取引を経てから</p>

図表 2.4.1(2) ケース・シラー住宅価格指数における取引のペアリング

(4) 外れ値への対応

データ・フィルタリングは完全ではない。フィルタを通過したデータの中に問題のあるものが滑り込んできたりすることがある。そうしたデータは「外れ値」(outlier)として対応する。まず、指数の推定段階において、セールスペアに異常値が含まれていないかを統計的手法によりチェックする。異常値とみなされたセールスペアについては、排除しない代わりに、その重み付けを調節する。

以上の4点から、ケース・シラー住宅価格指数の推定に用いられる成約価格データは適切であると判断できる。

2.4.2 ケース・シラー住宅価格指数の精確さ

ケース・シラー住宅価格指数の特徴の一つはその精度管理にある。その一つは、標準誤差による管理である。各指数の値についてその標準誤差が目標水準におさまるように推定される。もう一つは、トラッキング・エラーによる精度管理である。推定された指数が現実の市場の価格変化をどのように追跡するかをモニタリングする（なお、ケース・シラー住宅価格指数の誤差と推定精度およびトラッキング・エラーについては、前述の第2.2節において詳しく検討しているのでそちらもあわせて参照してもらいたい）。

- ① 指数算式選択の適切性
- ② 推定量選択の適切さ
- ③ 推定の頑健性
- ④ 標本誤差
- ⑤ 個別性への対応
- ⑥ サンプル選択の適切さ
- ⑦ サンプル規模の十分性

(1) 指数算式選択の適切さ

ケース・シラー住宅価格指数は算術平均方式を採用している。これに対して、幾何平均方式は下方バイアスを持つことが知られている。仮に、指数算式に幾何平均方式を採用する場合には、その下方バイアスを修正する何らかの方策が必要である。ケース・シラー住宅価格指数は算術平均方式であるのでこのバイアスは当初から排除されている（第2.2節を参照のこと）。

なお、いずれの経済指数においても速報値と確定値とで違いがあるように、ケース・シラー住宅価格指数にも指数改定の影響の問題がある。特に、レポート・セールス法における住宅価格指数の推定は同時指数推計である。つまり、各指数水準の推計値はその他すべての指数水準の推計値を前提としている。従って、新しい月に新しい成約価格データのペアが到着し、それを用いて指数を推定する場合、該当する月の指数だけではなく過去の指数の値にもその影響が及ぶ。例えば、指数を取引する場合、改訂によってケース・シラー指数に基づいた金融デリバティブの決済がより困難になる可能性がある。そこで、指数の更新において、直近2年間を除いて、過去のすべての指数水準は固定される。2年間の改訂可能期間の指数水準は連鎖加重式で計算される。指

数の推計値は過去の指数水準の推計値だけを前提とする。一定期間後に報告される取引データを指数推計値に取り込むことが可能になる。なお、同時指数推計は指数の最初の時系列推計値を計算する（あるいは新しいデータが全面的な再推計を必要とする）場合にのみ用いられる。

こうして、指数の改訂の影響は、改訂期間の制限（直近 2 年間）することで抑制される。これに加えて、指数基準点以後の指数を連鎖加重とする方式によりさらにこの影響は抑制される（詳しくは本章の補論—ケース・シラー住宅価格指数の算出方法—を参照）。

(2) 推定量選択の適切さ

リポート・セールス回帰モデルとしては、被説明変数および説明変数には住宅価格の絶対水準を用いる。また、説明変数と攪乱項の相関の可能性に対しては、操作変数を用いてこれを是正する手立てを講じている。重みつき最小自乗法（重みについては後述の「個別性への対応」において説明する）による最良不偏推定量をこの住宅価格指数の推定量として採用している。

(3) 推定の頑健性

興味深い事実は、上記のリポート・セールス回帰モデルを現実の成約価格データに単純に適用しても、推定値の標準誤差は目標とする範囲にはおさまらない場合がある。ところが、本検討において、ファーサーブ社で蓄積された頑健な手法（ロバスト推計）を導入することで標準誤差を抑制することが可能である。

そこでのロバスト推計は、回帰係数の推定において成約価格に「ロバスト加重」を適用する。このロバスト推計手続きにより、成約価格の外れ値を調整する。ロバスト加重のルールとしては、外れ値とされない場合には通常の重みを適用し、外れ値とされた場合には重みを調整する。そうしたロバスト推計では、成約価格のペアのうちどのデータを外れ値とするか、および外れ値の場合、その重みをどのように調整するか、この 2 点が指数推定における技術の蓄積（ノウハウ）となっている。

(4) 個別性への対応

取引があった時間がかかなり空いてしまった場合、やはり誤差の余地が大きくなる。より直近で取引があったものの方が誤差は少なくなる。従って、間隔が長く空いてしまったものについては重み付けを少なくして、より短期での取引があった、間隔が短いものは重くする。つまり、回帰モデルの攪乱項に不均一分散誤差モデルも導入する（上記の重みつき最小自乗法）。

取引間隔加重を考慮した方法のポイントを下記に列挙する（詳しくは、本章の補論—ケース・シラー住宅価格指数の算出方法—を参照）。

- ・成約価格には誤認の可能性がある
- ・そこで、販売時点の確率的な誤差を（N）とする
- ・物件の価格決定に際しての買い手と売り手の誤認がある
- ・また、成約価格は時間とともに緩やかに変動する
- ・そうした成約時点間の確率誤差を（H）とする
- ・物件と周辺環境が価格に固有の（非市場的な）影響を及ぼすことがある

- ・こうした影響は取引間隔が長いほど大きくなる
- ・そこで、不均一分散誤差モデルを用いる
- ・リピート・セールス回帰分析の誤差モデルは次のようになる

$$e = N + H$$

以上のような特性を加味して、指数は、次の手順により、一般化最小二乗法により求める。

- ・無加重のリピート・セールス回帰モデルを推計する
- ・無加重回帰モデルから残差を計算する
- ・残差を使って誤差モデルを推計する
- ・予想される誤差からリピート・セールスのペアの加重を計算する
- ・加重リピート・セールス回帰モデルを推計する

このように取引間隔加重を考慮した推定を行うことにより、不均一分散性が調整され指数推計値の精度が高まる。

(5) サンプル選択の適切さ

ケース・シラー住宅価格指数の推定に用いる標本の適切性は、「成約価格データの適切性」を確保するプロセスによって担保される。推定する指数のノイズ要因となる、取引における誤認ないし利害関係人取引については、取引記録の選別によって取り除かれる。また、推定の系統（偏り）誤差をもたらす、リフォームや物理的な劣化も取引記録の選別によってふるい落とされる。

リピート・セールス法特有の標本選択のバイアスとして、転売および短期売買の取引による成約価格の影響がある。ケース・シラー住宅価格指数の標本の作成では6ヵ月以内の取引はフィルターによりふるい落とされる。

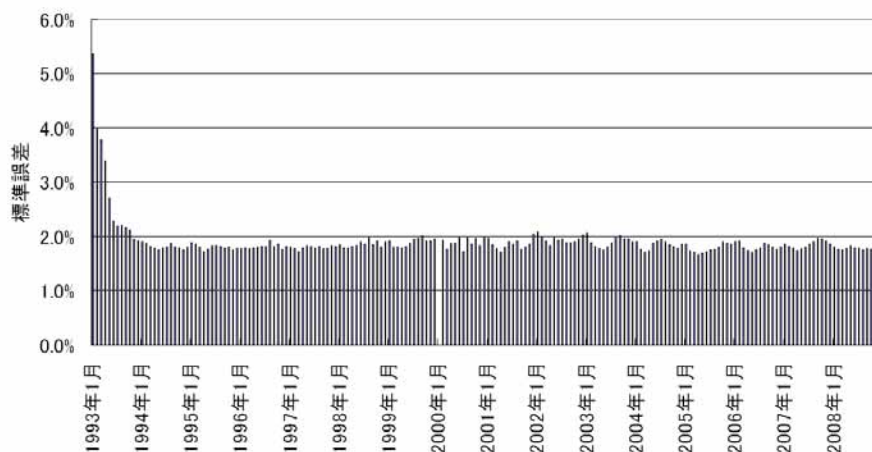
本検討では、住宅価格指数の推定における標本バイアスを抑制するために、以上で示したようなデータ・フィルタリングを用いる。そのため、住宅価格指数の作成におけるデータ・フィルタリングの重要性はいくら強調しても強調しすぎることはない。どのようなデータ・フィルタを用いているか、そうしたことが明示されていないような住宅価格指数は不適切である。

(6) サンプル規模の十分性

米国の中古住宅流通市場の規模は大きい。そのため、ケース・シラー住宅価格指数の推定に用いる標本の規模は十分なものが確保できる。例えば、戸建て住宅の成約価格のサンプルは、毎月1,000～9,000戸の規模である。戸建てに比べれば中古マンションの標本の規模は小さく月次600～2,000戸程度である。なお、中古マンション価格指数については、推定期間の初期の頃のサンプル数は、月次100ないし200戸である。

ケース・シラー住宅価格指数では推定するための標本の規模を各時点間で大きなブレを抑制するために3ヵ月の移動標本を取り入れている。例えば、6月の標本はそれに2ヵ月先行する4月および5月のデータを含めた3ヵ月の標本を「6月分」として利用する。

さて、ケース・シラー住宅価格指数の精度管理がよく行われている一例として日本の中古マンションの成約価格データを用いて作成したケース・シラー住宅価格指数の標準誤差を図表 2.4.2 に示す。



首都圏中古マンションのケース・シラー住宅価格指数の標準誤差（推定は米国 Fiserv 社との共同による）

1993年1月～2008年12月（月次、リピート・サンプル数約16,000、データ・フィルターをかける前のデータ）

図表 2.4.2 ケース・シラー住宅価格指数における標準誤差

図表 2.4.2 に示されるように、日本の首都圏中古マンションの成約価格の一部のサンプルデータを用いた、ケース・シラー住宅価格指数を推定した結果（ファイサーブ社との共同）によれば、各指数値の標準誤差は2%を下回る水準に抑制されている。これは上記のロバスト推計の手法を取り入れた効果を含んでいる。

また、ケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラーが小さいことはすでに本稿の第 2.2 節で紹介したとおりである。第 2.2 節に示した図表 2.2.5.3 および図表 2.2.5.4 をみると、当指数が平均的な市場価格を非常に巧みにトラッキングしていることが分かる。

以上のことから、ケース・シラー住宅価格指数はその精確さの要件を満たしていると言える。

2.4.3 ケース・シラー住宅価格指数の信頼性

ケース・シラー住宅価格指数は、1980年代に二人の大学教授によって開発された。カール・ケース（Karl Case）およびロバート・シラー（Robert Shiller）教授である。そして91年に、両教授および彼らの学生であったイアン・ワイス（Ian Weiss）氏が共同でケース・シラー・ワイス・インク社を設立し、ケース・シラー・ワイスという指数を公表したのがその始まりである。そして2002年にファイサーブ社がケース・シラー・ワイス・インク社を買収。フューチャーズやオプションズといった先物取引等の目的に活用する目的で、2006年には、スタンダード・アンド・プアーズ/ケース・シラー住宅価格指数が開発された。同じ年に、当指数はシカゴ商品取引所（Chicago Mercantile Exchange）に上場された。

現時点におけるケース・シラー住宅価格指数に関連する主体は、次の通りである。

- (1) 指数の権利者・・・ケース氏とシラー氏（大学教授）
- (2) 指数の算出主体・・・ファイサーブ社（Fiserv 社）
- (3) 指数の公表主体・・・スタンダード・アンド・プアーズ社（格付け機関）
- (4) 指数の取引所・・・シカゴ商品取引所

現在、ケース・シラー住宅価格指数は、ファイサーブ社が算出しスタンダード・アンド・プアーズ社が公表している。

さて、以下にケース・シラー住宅価格指数の信頼性について評価する。結論から先に述べれば、この指数の信頼性は高いと評価できる。その理由は次の通りである。

(1) ケース・シラー住宅価格指数の安定性

ケース・シラー住宅価格指数は 1991 年に事業化されて以来 19 年の実績がある。

ケース・シラーの両教授、そして彼らの学生であったワイス氏が共同でケース・シラー・ワイスという指数を基に住宅価格指数を公表したのが事業化のスタートであった。そして 2002 年にファイサーブ社がケース・シラー・ワイス社を買収した。そして、2006 年に住宅価格の先物やオプションズといった先物取引等の目的に活用する目的で、ケース・シラー住宅価格指数が提供されるようになった。このように指数の事業主体に買収や公表主体の変更などのイベントが生じても「ケース・シラー住宅価格指数」は安定・継続して算出・公表が行われてきた。

(2) ケース・シラー住宅価格指数の一貫性

指数の一貫性は、指数の権利主体（ケース・シラーの両教授）、その算出主体（ファイサーブ社）、およびその公表主体（スタンダード・アンド・プアーズ社）の三者による委員会方式により、担保されている。定期的に委員会を開催することで、指数の等質性および連続性に関する監視（モニタリング）がなされる。また、特筆すべき点は、ケース・シラー型の住宅価格指数算式が上記の約 20 年間にわたって陳腐化しなかったことである。このことは指数の一貫性を確保するための前提である。学会では毎年のように新しい住宅価格指数が提案される。そうした激しい研究開発競争の中で、指数を算出するための推定モデルが陳腐化するようでは、指数の一貫性を確保することはできないからである。なお、近年の価格指数のための推定モデルの陳腐化に関する議論⁷¹には本検討では立ち入らない。

(3) ケース・シラー住宅価格指数の識別性

ケース・シラー住宅価格指数は、以前から、研究者の間ではよく知られた指数であった。しかし、ケース・シラー・ワイス社およびファイサーブ社を知る者はごく一部の専門家に限られる。また、現在では経済新聞を読む者であれば、ケース・シラー住宅価格指数の名称とグラフくらいは知っているであろう。しかし、ケース・シラー住宅価格指数を実際に算出しているのがファイサーブ社であることを知る人はほとんどいない。

これはケース・シラー・ワイス社およびファイサーブ社とスタンダード・アンド・プアーズ社のブランド（識別性）の差によるものである。言うまでもなく、スタンダード・アンド・プアーズ社は信頼を商品とする格付け機関であり、かつ米国を代表する株価指数（S&P500 株価指数）を配信している企業である。今回の調査におけるファイサーブ社の主任研究員へのインタビューによれば、「スタンダード・アンド・プアーズ社が公表することになって以降、われわれの住宅価格指数の信頼性は一挙に高まった感がある」ということであった。

なお、米国では政府機関一連邦住宅金融局（Federal Housing Finance Agency, FHFA、旧

⁷¹ 例えば、平形尚久(2005)「ヘドニック関数の時系列変化と価格指数への影響について」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、05-J-1.

OFHEO) がケース・シラー住宅価格指数と同様の住宅価格指数を提供している。FHFA 住宅価格指数は米国のプライムの住宅ローンの裏づけとなっている住宅価格を用いた指数であり、「優良物件のみの」住宅価格指数ということもあって、新聞やテレビ等では、ケース・シラー住宅価格指数ほどにはポピュラーではない。また、FHFA の住宅価格指数にはブランド力はないように思われる。国の機関による指数の公表と投資家のコミュニティにおいてブランド力を有する格付け機関による指数の公表の間には、指数の識別性において、似て非なるものがある。

以上、安定性、一貫性、および識別性の 3 点において、ケース・シラー住宅価格指数の信頼性は高いと評価してもよいであろう。

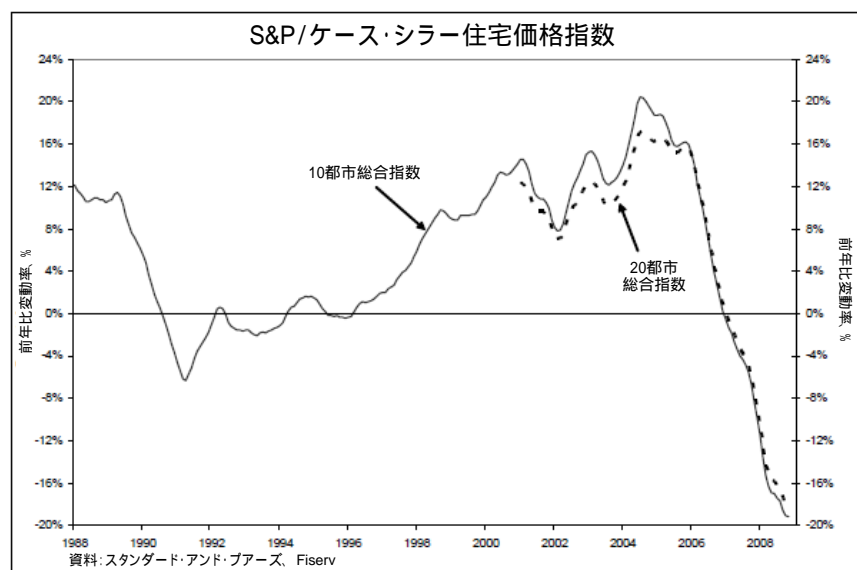
2.4.4 ケース・シラー住宅価格指数の有用性

2007 年に始まった欧米の金融危機以降、ケース・シラー住宅価格指数は米国の経済や景気を判断するための一つのマクロ経済指標になった感がある。経済紙に目を通す者であれば、この指数を知らない者はいないほどポピュラーになった。ケース・シラー住宅価格指数は世界的にその名が売れているというばかりではなく、以下で詳しく述べるように、住宅価格指数のマーケティングに成功している。つまり住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負う家計や企業といった潜在的な指数の利用者のニーズをうまく汲み取っていると評価してもよいであろう。

ケース・シラー住宅価格指標の有用性について評価する前に、まず、この住宅価格指数の種類について整理しておこう。

ケース・シラー住宅価格指数の種類

まず、図表 2.4.4(1)はスタンダード・アンド・プアーズ社が公表しているケース・シラー住宅価格指数（前年同月比）である。毎月、最後の火曜日に指数が公表される。図表 2.4.4(1)は戸建て住宅の時系列的な価格の変化を示している（これを見ると、米国の市場で住宅価格のバブルが発生して、それが大きく暴落したということが分かる）。



<http://www.homeprice.standardandpoors.com>

図表 2.4.4(1) ケース・シラー住宅価格指数の前年同月比（出典：S&P 社）

スタンダード・アンド・プアーズ/ケース・シラー住宅価格指数は単に「ケース・シラー住宅価格指数」と呼ばれることもある。住宅関連の研究者の中には、ケース・シラー住宅価格指数といえば、ケース・シラー氏が提案した 1987⁷²年の論文（1970 年以降の戸建住宅価格を推定した論文）の方法と誤解する者もあるので、ここで少々整理しておこう。本稿第 2.2 節でも詳しく述べたように、ケース・シラー住宅価格指数の 87 年版は幾何平均方式（GRS）であった。91 年にはシラー氏の単著において価値加重算術平均型住宅価格指数（ARS）が提案された。さらに、シラー氏は 1993 年の著書⁷³においてケース・シラー住宅価格指数を体系化した。スタンダード・アンド・プアーズ社（S&P 社）のケース・シラー住宅価格指数が実際に参照しているのは 93 年の文献である。したがって、本検討では、単に「ケース・シラー住宅価格指数」と呼ぶ場合、93 年のモデルを指すこととする。

ケース・シラー住宅価格指数には二つの商用版指数がある。一つは、「S&P 社のケース・シラー住宅価格指数」である。もう一つは、「ファイサーブ社のケース・シラー住宅価格指数」である。前者は、取引所における取引指数であり、後者は情報提供のための住宅価格指数である。注意すべきことは両者とも同じケース・シラー住宅価格指数である、ということである⁷⁴。

S&P 社のケース・シラー住宅価格指数とファイサーブ社のケース・シラー住宅価格指数は、同じ方法で計算されているし、また、同じデータを使って計算されている。ただし、細かいところで少し違いがある（図表 2.4.4(2)）。

	Fiserv ケース・シラー指数	S&P/ケース・シラー指数
発表日程	四半期毎 3ヵ月遅れ	毎月 2ヵ月遅れ
発表頻度	四半期毎	毎月
季節調整	調整済指数と調整前指数	調整済指数と調整前指数
調査対象地域	全米、国勢調査地域、 州、都市圏、 郡、郵便番号	全米、20都市圏、 2種類の都市圏総合指数
価格帯指数	あり(3段階)	あり(3段階)
集合住宅指数	あり	あり
予想	あり	なし

図表 2.4.4(2) Fiserv と S&P のケース・シラー住宅価格指数の比較（出典：Fiserv）

⁷² なお、Case and Shiller 両氏は GRS タイプの彼らの住宅指数を用いて、87 年（AREUEA）、および 89 年（American Economic Review）の 2 つの論文を発表している。両論文で用いられている住宅価格指数は同じものである。89 年論文は、87 年の指数を用いて住宅市場の効率性を検証したものである。Shiller 氏はその後 91 年に ARS（算術平均方式）のリピート・セールス指数を発表している。S&P ケース・シラー指数は、91 年の ARS 型の指数であるので誤解しないように注意されたい。

⁷³ Shiller, Robert.,1993, “Macro Markets-Creating Institutions for Managing Society’s Largest Economic Risks,” Oxford University Press

⁷⁴ 不動産価格指数は取引用の指数（ベンチマークインデックス）と調査用の指数（リサーチインデックス）の 2 種類に分類されることもあるが、両者には指数としての違いがあるわけではない。

ファイサーブ社のケース・シラー住宅価格指数は、調査対象地域ごとに作成されており、全米を網羅する指数もあれば、一番小さな区分けのものでは、郵便番号ごとの指数もある。対象となっている物件の種類に応じて分類すると米国で最も一般的な戸建て住宅用のものとしては、戸建て住宅指数があり、この他マンションを対象としたマンション指数がある。また、価格帯ごとの指数があり、住宅の価格帯によって市場を三つに分けて、それぞれについて指数が作成される。

- | |
|---|
| (1)戸建住宅、集合住宅、価格帯別指数 <ul style="list-style-type: none"> ・価格帯、形態毎の市場動向を追跡 ・相場の転換点では価格帯、形態毎の価格動向の連動性が低下 |
| (2)州、大都市圏、郡、郵便番号別の指数 <ul style="list-style-type: none"> ・最も地域的な市場動向を追跡 |
| (3)ノンコンフォーミング・モーゲージ取引およびモーゲージ・ローンをとまなわない取引が含まれる <ul style="list-style-type: none"> ・新型モーゲージとサブプライム・モーゲージの急増が住宅価格に及ぼした影響を追跡 |

図表 2.4.4(3) Fiserv のケース・シラー住宅価格指数の種類 (出典：Fiserv)

米国の対象範囲	戸建住宅		集合住宅指数
	総合指数	価格帯指数	
国勢調査地域	7	7	0
州	27	16	5
大都市圏/地区	121	47	38
郡	280	50	50
郵便番号	3,109	650	0

図表 2.4.4(4) 現在のケース・シラー住宅価格指数の対象範囲 (出典：Fiserv)

図表 2.4.4(4)は、ファイサーブ社が算出しているケース・シラー住宅価格指数の種類を表にしたものである。まず、戸建住宅に関しては、最も大きな区分けとして、国勢調査区分別の指数がある。米国には人口統計によって分類された 9 つの区分があるが、ケース・シラー住宅価格指数では、そのうち 7 つの地区をカバーしている。最も小さな区分けでは、ジップコード (郵便番号) ごとの指数があり、約 3,000 の郵便番号がカバーされている。マンションについても指数は作成されているが、米国では、物件全体の中に占めるマンション割合は戸建住宅に比して小さいことから、数が少ないというのが現状である。

さて、ケース・シラー住宅価格指数の種類について整理したので、次に当指数を有用性の観点—頻度の高さ、調査カバレッジの広さ、潜在的な利用者の多さ、用途の多様性、契約決済への利用可能性—から評価する。

(1) 頻度の高さ

ケース・シラー住宅価格指数の公表頻度は月次、そのタイムラグは2ヵ月である。これは住宅価格指数としては標準的な頻度である。指数の算出者であるファイサーブ社へのインタビューでは「ケース・シラー住宅価格指数というのは金融機関でも使われているので、公表される頻度がかなり高いものになっている。月に1回公表されている。また、S&P社のものはタイムラグも短くなっており、2ヵ月である。」とのことであった。

もちろん、ケース・シラー住宅価格指数の頻度をもっと高くするという要請はある。しかし、ファイサーブ社の研究によれば、頻度を高くすること、それからデータの精度を高めるということは、トレードオフになる、との結論が得られている。より小さな都市のデータセットに関しては、月次の指数が最も精度が高いのではないかという結論になっている。週次の指数についても一度検討はなされたが、ノイズが高く、あまり意味を持たないだろうということで、採用しなかった経緯がある。

また、更新頻度を高くする場合にはもう一つ問題がある。成約価格のデータは、主として、登記所から収集する場合には、株式情報のように流れるようになってくるものではなく、固まりで出てくるということである。

以上の点から、ケース・シラー住宅価格指数の公表が月次というのは適切な頻度であろう。

(2) 調査カバレッジの広さ

ケース・シラー住宅価格指数の調査カバレッジは、全米及び20都市圏である。また、そのうち17の都市圏に関して、S&P社ではプライス・ティア（価格帯）指数も設けている（図表2.4.4(2)）。

ケース・シラー住宅価格指数が全州を対象にしていない理由は、現在5つの州は成約価格データを開示していないことによる。指数は州政府から提供される成約価格データを用いて指数を算出することになっている。例外は、ダラス市の成約価格データである。ダラスの場合、日本のレインズに相当する不動産仲介システムのデータベースから成約価格データを得ている。

以上から、ケース・シラー住宅価格指数の調査カバレッジは全州を網羅していないが、充分性の要件は満たしていると考えてよいだろう。

(3) 潜在的な利用者の多さ

家計や企業の多くは住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負っている。そのため、住宅価格指数の潜在的な利用者は多い。そうした潜在的な利用ニーズを顕在化することがここでのポイントである。

ケース・シラー住宅価格指数の実際のユーザーは、住宅を売買する消費者、それに関わる不動産流通業者、これに加えて、商業銀行、投資銀行、ミューチュアル・ファンド、不動産投信（REIT）、債券格付機関、住宅建設業者、および政府といった人々である。

ケース・シラー住宅価格指数は潜在的な利用者を実際の利用者として顕在化していると評価し

てもよいであろう。

(4) 用途の多様性

ケース・シラー住宅価格指数を活用している例を整理すると、大きく次の6つの用途に分類できる。

- ① 中古住宅流通活性化のための情報提供
- ② 住宅建設企画のための情報提供
- ③ 住宅ローン融資および関連業務の支援
- ④ 住宅ローン関連金融商品の投資分析
- ⑤ 政策と規制の検討のための情報提供
- ⑥ 指数取引

① 中古住宅流通活性化のための情報提供

ケース・シラー指数の用途は、図表 2.4.4(1)に示すように、住宅の価格変化を追跡するばかりではなく、中古住宅流通に資する情報提供を行っている。

その代表的なものとして価格帯ごとの指数（プライス・ティア・インデックス）がある。これは、パーセンタイル（百分位）に基づいて販売価格を3分の1ずつに分類し、それぞれの価格帯ごとにケース・シラー住宅価格指数を算出するものである。例えば、物件が100ある場合、そのうちの33番目と67番目、つまり、百分位ごとに3分の1に分けられ指数が作成される。

なぜ、この価格帯指数が重要かという点、市場の変動期には、価格帯別の指数のパフォーマンスに違いが現れるからである。価格が下落し始めると、高価格帯の住宅、低価格帯の住宅のセグメントごとに価格が大きく分かれていく。価格帯別の指数があることにより、こうした市場の変動を把握することができる。

また、次のような統計情報も提供している。

- ・標準誤差
- ・指数水準毎の推計精度
- ・インプライド・ボラティリティ
- ・ケース・シラー指数に対する個別住宅の価格変動
- ・推計分散度
- ・指数全体について単一の全体統計指標
- ・円滑化した第33百分位と第67百分位
- ・価格帯指数が計算されている市場
- ・リピート・セールスペア件数
- ・指数水準毎の標本件数

（以上、ケース・シラー指数とともに入手可能）

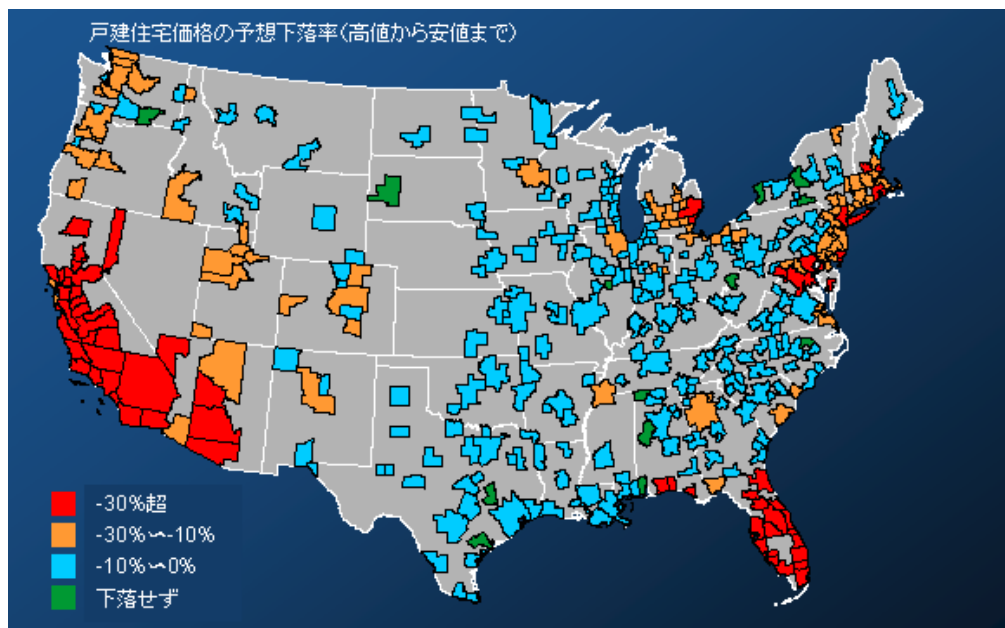
上記の標準誤差は、指数の精度を確認するための各推定期の標準誤差である。それによって、指数ポイントについて、いかに精度が高いかということを見ることができる。またインプライド・

ボラティリティというものを算出している。これは指数の変化に対して、それぞれの住宅の変化がいかに分散しているかをあらわす指標である。この指標をみることで住宅の変化が非常に多岐にわたっているということを確認することができる。さらに、価格帯別指数については、33番目、67番目の価格帯が幾らなのか、どの値になるのかということも公表している。これにより、ある住宅の価格の変化を知りたいと思った場合に、どの価格帯の指数を参考にすればよいかわかるようになる。

このように住宅価格指数の過去の履歴についての価値を公表するだけでなく、ファイサーブ社は、ケース・シラー住宅価格指数の予測についても算出している。このモデルは2部構成となっており、まず人口や所得の増減といった長期的な価値に基づいた基本的な価格を計算し、次いでこうした基本的な価格レベルと実勢価格を比較する。そうすることで、住宅価格が実際よりも高く評価されているか、もしくは過小評価されているかということが分かる。このように、その時々でどのくらい過大評価されているか、過小評価されているかということ进行分析することによって、住宅価格の予測をすることができる。

「住宅価格予想」

- すべての Fiserv・ケース・シラー指数について予想を行なうことができる
- 均衡/不均衡モデルを用いている
- 均衡住宅価格は経済ファンダメンタルズと人口要因によって決定付けられる
- 実際の住宅価格が均衡状態であることは稀である
- 実際の住宅価格の変動は不均衡度が原動力となっている
- 住宅価格の不均衡度の調整は米国の地域毎に異なる



図表 2.4.4(5) 米国の都市圏における現在の住宅価格の予測値 (出典：Fiserv)

図表 2.4.4(5)は、米国の都市圏における住宅価格の予測値である。日本の 90 年代と同様に、今、

米国では住宅価格が大幅に暴落しており、図表上に赤で記したところでは、ピーク時に比して30%を超える下落が予測されている。さらにひどい市場もあり、中には60~70%下落すると予測されているところもある。

② 住宅建設企画のための情報提供

住宅建設を行っているハウスメーカーも、ケース・シラー住宅価格指数を活用して、価格上昇がありそうなエリアを見極めようとしている。つまり、収益性がより高い市場を見つけようとしている。また、一部の債券の格付けを行うような機関も、MBS プールの担保リスク評価を行うに当たり、ケース・シラー住宅価格指数を購入している。不動産の価値に合わせて税収を計算しているような公共機関もやはり指数を活用している。

住宅建設の機会とリスクの識別については以下の通りである。

- ・新規住宅建設プロジェクトに関して収益性のある（あるいはリスクの大きい）市場の識別
- ・土地ポートフォリオ価値の更新
- ・債券格付分析
- ・モーゲージ証券プールの担保リスクの評価
- ・地方債格付けのための地域経済の実体と税収動向の分析
- ・政府政策と規制
- ・税収の見積りと計画
- ・住宅価格リスクに対するエクスポージャーのある銀行の識別

③ 住宅ローン融資および関連業務の支援

住宅価格が直接的にハウスホールドの純収支に関わっているということから、住宅ローンや、何らかの信用を扱っているような機関においても、ケース・シラー住宅価格指数が利用されている。また、貸出に適した市場や住宅を見極めたい企業や住宅ローンの支払いが滞りそうなリスクを見極めたい企業の活用もある。指数を使って住宅ローンの上限を決めるといったようなことがなされている。

住宅ローンの支払いを収集するサービス者によってもこの指数が活用されている。住宅価格が上昇すると、借り換えがよく行われることになることから、サービス者は価格が上昇するエリアを早い段階で見つけて、他の機関が行く前に、住宅ローンの借り換えの紹介等を行っている。また、借り入れをしている側が支払いができなくなってしまうと、住宅ローンのサービス者にとってかなりのコストがかかることになる。このようなコストを回避するために、指数を活用することにより、問題のありそうなローンを見極め、例えば支払い条件等を変えて、負担を軽減するといったことがなされている。

④ 住宅ローン関連金融商品の投資分析

ケース・シラー住宅価格指数は、住宅ローン証券の投資家によっても活用されている。多くの場合、住宅ローン証券会社の中でも、リスクマネジメントグループが、繰上償還の有無、債務不履行の有無等を見極めるために、指数を活用している。また、モーゲージ・プール等を購入した

場合に、個別の住宅ローンの中で、問題があるものはないかを見極める際にも指数が活用されている。

⑤ 政策と規制の検討のための情報提供

ケース・シラー住宅価格指数は米国の経済や景気を判断するための一つのマクロ経済指標になっている。このほかにも上記で述べた情報は各種の政策や規制の検討のために活用されている。

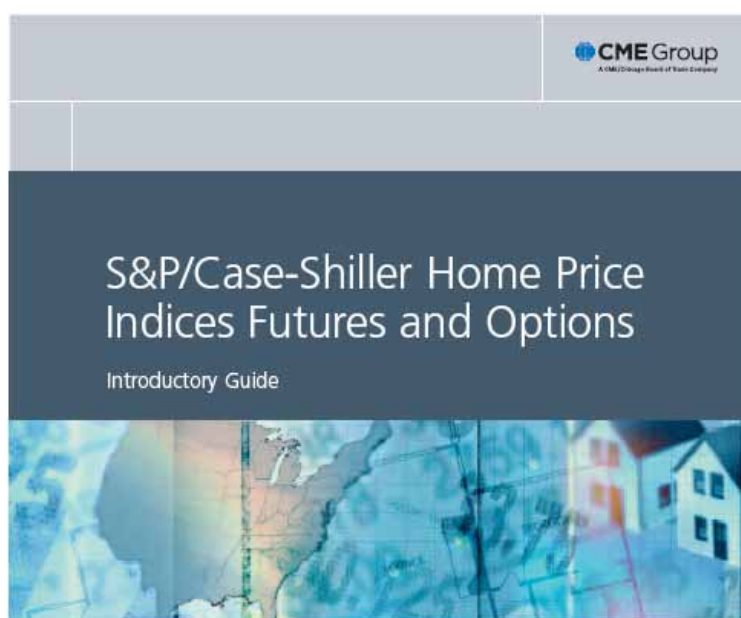
⑥ 指数取引

ケース・シラー住宅価格指数（S&P/ケース・シラー住宅価格指数）は住宅（居住用不動産）の価格リスクのヘッジに利用されており、主に次のようなものがある。

- ・収益性のある先物・オプション取引の識別
- ・S&P/ケース・シラー都市圏指数のベース・リスクの識別/軽減（Fiserv の郡、郵便番号、価格帯指数を利用して、個別物件、住宅開発、モーゲージ・プールを上場 S&P/ケース・シラー指数に対応させる）
- ・ホーム・エクイティ保険（市場毎の住宅価格上昇率を推計）

(5) 契約決済への利用可能性

S&P/ケース・シラー住宅価格指数が公表されるのに併せて、シカゴ商品取引所では、関連の先物オプションの取引を開始した。ケース・シラー住宅価格指数は、S&P 社のトレードのインデックスとして利用されている。



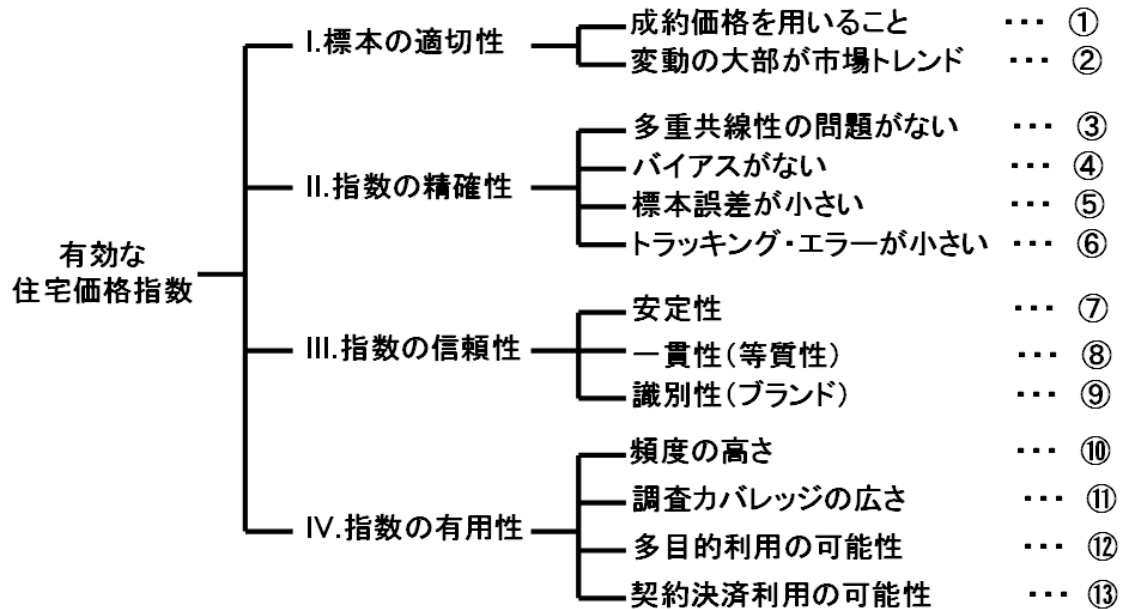
「S&P/ケース・シラー住宅価格指数先物・オプションの手引き」

詳しい情報は右記で入手可能：<http://www.cme.com/trading/prd/re/housing.html>

図表 2.4.4(6) S&P/ケース・シラー指数、シカゴ商品取引所（Chicago Mercantile Exchange）
上場

2.5 まとめ - 有効な住宅価格指数が具備すべき要件 -

最後に、本章のこれまでの検討結果をまとめ、それを通じて有効な住宅価格指数が具備すべき要件を整理する。第 2.3 節、第 2.4 節で検討した、有効な住宅価格指数を構成する具体的な内容は、次の 13 項目にまとめられる（図表 2.5.1）。



図表 2.5.1 有効な住宅価格指数が具備すべき 13 の要件（小項目）

図表 2.5.1 の 13 個の要件は、有効な住宅価格指数が具備すべき要件である。前述の第 2.4 節ではこれら 13 項目の評価項目について、ケース・シラー住宅価格指数の評価を行った。その結果を整理したものを図表 2.5.2 に示す。

評価軸	住宅価格指数の要件	ケース・シラー住宅価格指数
I. 標本の適切性	成約価格データを用いること	法定もしくはそれに準ずる成約価格の利用
	価格変動の大部分が市場トレンドであること	市場のトレンドに關与しないデータの排除
II. 指数の精確性	多重共線性の問題がない	絶対価格および多値ダミー変数
	バイアスがない	算術平均方式および最良不偏推定量
	トラッキング・エラーが小さい	算術平均方式および最良不偏推定量
	標準誤差が小さい	最小自乗法、誤差不均一性、およびロバスト推計
III. 指数の信頼性	安定性	算出、公表の仕組みの柔軟性
	一貫性(等質性)	陳腐化しにくい指数推定モデルの選択
	識別性(ブランド)	指数公表への大手格付け機関の参加
IV. 指数の有用性	頻度の高さ	月次指数、ラグは2ヶ月、
	調査カバレッジの広さ	全米および20都市圏
	多目的利用の可能性	住宅建設、住宅ローン、住宅価格保険など
	契約決済利用の可能性	商品先物市場への上場

図表 2.5.2 住宅価格指数の要件とケース・シラー住宅価格指数

図表 2.5.2 に示す、「住宅価格指数の要件」13 項目とそれぞれに対応するケース・シラー住宅価格指数の内容は、わが国で住宅価格指数を検討する上での良いベンチマークとなる。その理由は、本章においてこれまで示したとおりである。それは次のようにまとめられる。

(1) 標本の適切さ (correctness)

① 成約価格データを用いること

住宅価格指数を定量的な分析に相応しいものとするためには住宅価格データの正確さを確保する必要がある。そのためには、住宅の取引価格データに基づく指数の推定が不可欠である。また、物価指数および株価指数と比較可能な、有効な住宅価格指数を推定するためには、住宅の取引価格を用いることが条件となる。さらに、価格調査の正確性を担保するためには、法定もしくはそれに準ずるような、例えば、業界団体が保有する成約価格データを有効に活用することが望ましい。

② 価格変動の大部分が市場トレンドであること

住宅価格指数が市場の価格変動を追跡するためのものであるから、指数の推定に用いる標本データは、その価格変動が住宅市場の価格変化のトレンドが大部分を占める、そのような取引価格データでなければならない。市場のトレンドに関与しないデータはデータ・フィルターによって排除されなければならない。なお、標本作成において、取り除けなかった外れ値は指数の推定段階においてロバスト推計により対応する。

(2) 指数の精確さ (accuracy)

指数の精度は、指数算式の選択（算術平均とするか幾何平均とするか）、回帰模型の選択（説明変数および攪乱項などにどのようなものを採用するか）、推定方法の選択（推定量として何を選ぶか）、物件の価格変動の個別性への対応（保有期間の違いによる誤差項の不均一分散など）、標本選択によるバイアスへの対応、および標本規模によるノイズへの影響、といった 6 つの要因により影響を受ける。

まず、**多重共線性という問題 (③)** を回避する一つの方法は、回帰模型に 0 と 1 の 2 値ダミー変数を用いないことである。そのためには、3 値あるは多値の変数を採用することである。そうした変数の選択で最も望ましいものは住宅価格そのもの、つまり、回帰分析の変数を絶対価格とすることである。

次に、**指数のバイアスへの対応 (④)** については、一つは指数算式選択の適切性により対応する。具体的には、指数は算術平均方式とし、また指数改定の影響を抑制する方策を工夫する。もう一つは、最良不偏推定量を採用することである。さらに、その推定量の前提となる条件を、可能な限り満たすように住宅価格指数回帰模型を工夫する（上記の標本作成段階におけるデータ・フィルタリングとも関連）。ここでは、**トラッキング・エラーを十分小さなものに抑制 (⑤)** する際にも、同様のことを行う。

最後に、**標準誤差を十分小さなものとする (⑥)** には、まずは最良不偏推定量を採用することでその目的は達成される。ただし、その推定量の前提と現実の住宅価格の変動とがすべて一致するようなことは稀であるため、頑健な推定手法を導入する必要がある（例えば、回帰推定におけるデータの重みづけによる対応など）。また、住宅の価格変動の個別性への対応も必要であり、ここでは保有期間の違いを考慮する。最後に、言うまでも無く、標本誤差を小さくするためには標本数が十分でなければならない。また、各期間のサンプル数を平準化することも重要であり、例

えば3ヵ月移動平均プールを活用することも検討する。

(3) 指数の信頼性(reliability)

指数の精度が高くても、人々が安心して指数を利用できる環境を整えなければ、指数の信頼性は確保されないであろう。指数の信頼性は、安定性、一貫性、および識別性の3つの要件からなる。

⑦ 安定性

住宅価格指数を継続・安定的に算出、公表するためには、その仕組みの柔軟性が重要である。特に、住宅価格指数が民間主体で提供される場合にはこの点が重要である。民間企業の経営環境は長期的には大きく変化する可能性がある。住宅価格指数の算出、公表について長期的な継続・安定を図るためには、その組織や仕組みが経済環境などの変動に対しても柔軟に対応できるものでなければならない。

⑧ 一貫性(等質性)

住宅価格指数の一貫性あるいは等質性も指数の信頼性に大きな影響を与える。住宅価格指数の研究は毎年新しい論文が出るほど盛んである。住宅価格指数が十分に実用的であるためには、陳腐化しにくい指数推定モデルを選択する必要がある。その意味でも、本章で詳しく検討したように、ケース・シラー住宅価格指数は安定的なモデルを選択していると言えよう。

⑨ 識別性(ブランド)

住宅価格指数は物価指数や株価指数に比べてその内容が分かりにくい。そのため、住宅価格指数の「ブランドの信頼性」(Brand Reliability)はより重要である。ケース・シラー住宅価格指数において指数公表に大手格付け機関が参加したことにより指数の信頼性が向上したことには着目してよいであろう。

(4) 指数の有用性(availability)

⑩ 頻度の高さ

頻度は高いほど指数の有用性は高まる。住宅価格指数は月次単位が一つの標準となる。ケース・シラー住宅価格指数の月次、ラグは2ヵ月を標準としてもよいであろう。

⑪ 調査カバレッジの広さ

これも全国を網羅することが望ましい。しかし、「無いものねだり」をしても仕方がない。まずは、住宅の成約価格データが長期で利用できる地域から指数を整備して、後に順次拡大するといった考え方も重要である。なお、ケース・シラー住宅価格指数が月次でカバーしているエリアは米国の20都市圏であり、すべての都市圏を対象としているわけではない。

⑫ 多目的利用の可能性

住宅価格指数が整備されてもそれが利用されなければ社会インフラとしてはもったいない。指数の有用性を高めるには指数の多目的利用も考慮する。住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負っている家計や企業といった指数の潜在的な利用者を顕在化させる工夫が必要であろう。ここでは、住宅建設、住宅ローン、住宅価格保険などへの指数の積極的な利用事例をつくっていく努力が必要である。特に、既存住宅流通市場を活性化するための指数の活用は重要な視点である。

⑬ 契約決済への利用可能性

物価指数が年金支給額の決定に利用され、株価指数そのものが先物市場で取引されるように、住宅価格指数が契約の決済へ利用されることは、住宅価格指数の社会的なインフラとしての役割を果たすという観点からも望ましい。ケース・シラー住宅価格指数先物は米国シカゴの商品先物市場で上場されている。日本でもそうした可能性を追求することは、単に住宅金融商品を開発するという観点からばかりではなく、既存住宅流通市場の活性化にも寄与する点も考慮すべきである。

2.6 第2章 補論(1) ケース・シラー住宅価格指数の算出方法⁷⁵

簡単な計算例を用いて、価値加重算術平均リピート・セールス指数の計算方法を説明する。今、表 2.6.1 のような、住宅の成約価格データベースがあるとす。この表における、成約価格の表記法は次の通りとする。

P_{nt} : 物件 n の時点 t における成約価格

表 2.6.1 のデータベースには、5 物件の再販価格データ（つまり、同一物件が異なる時点で 2 回取引されたときの各物件ごとに 2 つの成約価格のペアデータ）がある。また、時点は 3 時点で時点 0 を基準時点とする。

表 2. 6. 1 物件の再販価格データ

再販価格データ	時点 0	時点 1	時点 2
物件 1	P_{10}	P_{11}	0
物件 2	P_{20}	P_{21}	0
物件 3	P_{30}	0	P_{32}
物件 4	P_{40}	0	P_{42}
物件 5	0	P_{51}	P_{52}

再販価格データベースを用いて、市場全体の価格変化を表す指数（価値に重みづけられた算術平均リピートセール指数）を計算する。指数の計算には、次の回帰モデルを用いる。

$$Y = X\beta + U \quad (2. 6. 1)$$

ここで、

Y : 基準時点で取引された物件の成約価格

X : 基準時点以降に取引された物件の成約価格

β : リピートセール係数（逆数が求めるリピート・セールス指数となる）

U : 誤差項

まず、基準時点（ここでは時点 0 とする）において売買された物件の価格を並べたもの（ベクトル）を Y とする。 Y を次のように作成する。

$$\begin{bmatrix} P_{10} \\ P_{20} \\ P_{30} \\ P_{40} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2. 6. 2)$$

ベクトル Y の要素は、基準時点で売買があった物件はその価格を、そうでなければ 0 を設定する。なお、価格 P の添字 (n,t) は物件の識別番号 (n) と時点 (t) を示す。

次に、行列 X （説明変数）を次のように作成（定義）する。

⁷⁵ 本補論は S&P/Case-Shiller Home Price Indices, Index Methodology, March 2008 を参考にしている。

$$X = \begin{bmatrix} P_{11} & 0 \\ P_{21} & 0 \\ 0 & P_{32} \\ 0 & P_{42} \\ -P_{51} & P_{52} \end{bmatrix} \quad (2. 6. 3)$$

行列 X は $T-1$ 行 N 列からなる。

N : 物件の数

T : 期間の数

行列 X の要素は価格もしくは 0 である。資産 n が時点 t において、再販されればその成約価格が $P_{n,t}$ として表示される。そうでなければ行列 X の要素 (n,t) はゼロである。また、基準時点に売買がなかった物件（上記の例では物件 5）の再販価格ペアのうち、最初の価格は「マイナス」とする（上記の例では、 $-P_{51}$ ）。

基準時点の売買価格ベクトル Y と基準点以降の売買価格行列 X が準備できたので、回帰係数 β を求める。(1)式における変数 U は誤差項のベクトルである。価値に重みづけられた算術平均指数の水準は推定された回帰係数 β の逆数(reciprocal)として求められる。

ところで、住宅の成約価格には観測誤差が含まれているので、説明変数となる行列 X は確率変数である。また、説明変数 X は誤差項 U と相関すると考えられるので、一貫性 (consistent) をもつ指数を得るために、操作変数推定量を用いる。

$$\beta = (Z'X)^{-1} Z'Y \quad (2. 6. 4)$$

ここで、 Z は操作変数である。操作変数 Z はこの例では次式で与えられる。

$$Z = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \\ -1 & 1 \end{bmatrix}, \quad (2. 6. 5)$$

行列 Z は、説明変数の行列 X の価格を「1」に置き換えたただけのものである（行列 X において負の価格は、行列 Z では「-1」と表記される）。行列 Z は、一般には N 行 $T-1$ 列である。

操作変数推定量を用いて、この計算例の通常最小二乗の正規方程式は次式で与えられる。

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1^{-1} = index_1 &= \frac{P_{11} + P_{21} + P_{51}}{P_{10} + P_{20} + \hat{\beta}_2 P_{52}} \\ \hat{\beta}_2^{-1} = index_2 &= \frac{P_{32} + P_{42} + P_{52}}{P_{30} + P_{40} + \hat{\beta}_1 P_{51}} \end{aligned} \quad (2. 6. 6)$$

最初の期間における指数の値は、時点 1 で売買されたすべての物件の価値を集計した変化に等しい（ $\hat{\beta}_2 P_{52}$ は、物件 5 の時点 2 における価格を基準時点に割り引いた価格である）。ここで注意すべきことは、(2. 6. 6)式に示すように、各時点の指数の値は他の時点の指数の値に依存してい

ることである。(2. 6. 6)式のモデルでは、指数は全時点同時に推定する。言い換えれば、各時点の指数の値は、他のすべての時点の指数の値に依存している⁷⁶。

また、この計算例で求める価格指数が価値加重指数であることも示している。各時点の指数の値は、取引された物件の価値を集計した変化から求められる。また、各再販ペアはその最初の取引価格の値によって重みづけられる。価値の重みによって、ケース・シラー住宅価格指数が住宅市場の全般的な価値の変化を追従することを保証している。このように、価値加重のリピート・セールス住宅価格指数は、時価総額を加重とする株価指数と同様の指数である。両指数において、住宅や株式の市場を代表するポートフォリオを保有するなら、両指数はそのポートフォリオの集計された価値に追従する。

指数の推定精度を高める—再販の期間の長短による誤差の不均一性を調整する—

実は、前節で述べた価値加重算術平均リピート・セールスモデルは次のことを仮定したまま説明をしてきた。それは、各再販価格ペアの誤差は同一分布である、という仮定である。しかし、実際には、こうしたケースはありそうにない。各再販ペアの期間がまちまち（不均一）であるからだ。再販の間隔が長期になればなるほど、価格の変化は市場の要因よりも他のファクターの影響をより強く受けると考えるのが自然である。例えば、増築や改築がされるだろうし、場合によっては建て替えられる。また、老朽化が激しい物件もあるだろう。極端なケースでは廃墟となる。こうした状況では、価格変化は、市場価値の変化というよりも、主に住宅の物理的な属性の改変によるものであろう。

ということで、再販の期間が長いペアはその期間が短いペアに比べて、より大きな価格評価誤差をもつだろう。この期間の長短による指数への影響を技術的に表現すると次のようになる。つまり、価値加重算術平均リピート・セールス回帰モデルは不均一誤差を持つが、この誤差は抑制することができる。指数の値を推定する前に、各取引価格に重みを加えることで、指数の推定精度を高めることができる。

再び、前節の例に戻ろう。今度は再販ペア n に対して重み w_n を適用する。

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_1^{-1} &= Index_1 = \frac{w_1 P_{11} + w_2 P_{21} + w_5 P_{51}}{w_1 P_{10} + w_2 P_{20} + w_5 \hat{\beta}_2 P_{52}}, \\ \hat{\beta}_2^{-1} &= Index_2 = \frac{w_3 P_{32} + w_4 P_{42} + w_5 P_{52}}{w_3 P_{30} + w_4 P_{40} + w_5 \hat{\beta}_1 P_{51}}\end{aligned}\quad (2.6.7)$$

(2.5.1)式に示すように、再販ペアに適用する重みは、それぞれの物件ごとに、そのペアをなす二つの価格に対して同じ重みを用いる。

再販の期間の違いによる誤差の不均一性を明示的に考慮するために、誤差ベクトルは次の構造を持っていると仮定する。

⁷⁶ これは、実用化する段階で指数の「更新誤差」(revision error)の原因となる。

$$U_n = e_{m(2)} - e_{m(1)} \quad (2.6.8)$$

ここで、 $e_{m(1)}$ ：再販ペア n の第 1 回目の成約価格における誤差

$e_{m(2)}$ ：再販ペア n の第 2 回目の成約価格における誤差

さらに、どの売買価格における誤差もその原因は次の 2 つであると仮定する。1) ミスプライシングの誤差 (売買時点におけるミスプライシング)、および 2) インターバルの誤差 (市場トレンドから乖離した、それぞれの物件の価格の通時的なドリフト)。ミスプライシングの誤差は売買の当事者が不動産の価値に関して完全な情報を持っていないことが原因である。そうであれば、成約価格は売買時点における不動産価値の正確な推定値ではなくなる。また、インターバルの誤差はすでに上記で概観した理由によるものである。再販ペアの期間が長くなればなるほど、個別の住宅の価格変化は時間以外の要因 (例えば、物件の物理的な変化など) によって引き起こされる可能性が高まる。以上のことから、個々の成約価格の誤差を次のように定義する。

$$e_{mt} = h_{nt} + m_n$$

ここで、 h_{nt} ：再販ペア n のインターバルの誤差

m_n ：ミスプライシングの誤差

ミスプライシングの誤差は独立と考えられる。物件の間でも時間的にも、独立で同一の白色雑音の分布として表現することが可能である。

$$m \sim N(0, \sigma_m^2)$$

ここで、 σ_m^2 ：ミスプライシング誤差の分散

インターバルの誤差はガウシアン・ランダム・ウォークに従う。つまり、

$$\Delta h \sim N(0, \sigma_h^2)$$

インターバル誤差の分散は再販の間隔の長さに対して線形的に増加する。この結果、再販ペアのミスプライシングとインターバルの誤差の組み合わせの分散は次式で与えられる。

$$2\sigma_m^2 + I_n \sigma_h^2$$

ここで、 I_n ：ペア n の期間

価値加重の算術平均リピート・セールスモデルの誤差がこうした不均一分散構造を持つ場合、より精度の高い指数の推定値は加重回帰モデル、

$$\beta = (Z' \Omega^{-1} X)^{-1} Z' \Omega^{-1} Y$$

ここで、 Ω ：対角行列 (ペアごとのミスプライシングとインターバルの誤差分散)

Ω は未知であるので、インターバルと価値加重算術平均リピート・セールスモデルは三段階推定

法を用いて推定する。第一段階は、価値加重算術平均リピート・セールスモデルの係数を推定する。第二段階は、このモデルの残差を用いて Ω を推定する。最後に、加重回帰モデルに先に推定した $\hat{\Omega}$ を組み込んで、インターバルと価値加重算術平均リピート・セールスモデルを推定する。

再び、計算例に戻ろう。誤差分散行列の項は、ミスプライシングと不均一なインターバルの誤差の存在を制御するように、重みとして機能する。

$$\omega_n^{-1} = w_n$$

ここで、 ω_n^{-1} : 誤差分散行列 Ω の n 番目の対角要素の逆数⁷⁷

基準時点以前と基準時点以後の指数の推定方法

S&P のケース・シラー住宅価格指数の基準時は2000年1月である。基準時点の指数の値を100.0としている。基準時点前のすべての指数の値は上記で紹介した方法（重みつき回帰モデル）によって同時に推定している。上記でも述べたように、推定は同時に行われる。その理由は、推定される指数の値(あるいは $\hat{\beta}_i^{-1}$)は他のすべての指数の値を所与とするからである。

基準時点の後は、指数の値は連鎖型加重方式(chain-weighting procedure)により推定する。ここでは指数の値は既存のすべての指数の値を用いて求め、その後のすべての指数の値とは独立に求める。基準時点以降の推定目的は、市場のトレンドについては推定の精度を保ちつつも、連鎖型加重方式によって直近に推定された指数の値に影響を受けることを抑制することにある。

再び計算例に戻ろう。基準点以降の連鎖型加重方式は独立変数と従属変数の行列を修正することで例示できる。最初の時点の指数の値を「 $\hat{\beta}_1^{-1}$ 」とし、これは既に推定されているものとする。

ロバスト期間価値加重算術平均リピート・セールス指数モデルを推定するために用いた行列を次のように書き換えることが可能である。

$$X = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ P_{32} \\ P_{42} \\ P_{52} \end{bmatrix}, \quad Y = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 P_{10} \\ \hat{\beta}_0 P_{20} \\ \hat{\beta}_0 P_{30} \\ \hat{\beta}_0 P_{40} \\ \hat{\beta}_1 P_{51} \end{bmatrix}, \quad Z = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

⁷⁷ ファイサーブ社（ケース・シラー住宅価格指数の算出を担当する企業）は、インターバルと価値加重をロバスト重みづけ法により補強している。この方法は異常な価格変化に対して再販ペアの影響を緩和する（価格変化の異常値は、市場の要因によるものではなく、物件の物理的な変化やデータの誤差によるものと考えられる）。価格変化が異常に大きい再販ペア（市場のトレンドに対して正負の値を取りうる）は重みを減じることで指数値に追加される誤差を抑制することができる。

最初の指数の値はすでに推定されているので、ベクトル \mathbf{X} とベクトル \mathbf{Z} の最初の指数の値に対応する列は省略することができる。加重回帰モデルを用いた、第二時点の指数の値「 $\hat{\beta}_2^{-1}$ 」に関する正規方程式は次式で与えられる。

$$\hat{\beta}_2^{-1} = Index_2 = \frac{w_3 P_{32} + w_4 P_{42} + w_5 P_{52}}{w_3 \hat{\beta}_0 P_{30} + w_4 \hat{\beta}_0 P_{40} + w_5 \hat{\beta}_1 P_{51}}$$

さらに、同時指数推定法に関しては、第二時点に関する指数の水準は、第二時点で取引されたすべての物件の価値の（基準時点からの）変化を集計したものに等しい（ $\hat{\beta}_1 P_{51}$ は、基準時点に割り引かれた、物件 5 の第 1 番目の価格である。また、定義により $\hat{\beta}_0 = 1.0$ ）。ただし、ロバストな期間加重が各価格ペアに付加される。ということで、基準点以降の指数推定の例は次のように一般化される。

$$Index_t = \frac{\sum_{n \in t} w_n P_{n\tau(2,n)}}{\sum_{n \in t} w_n P_{n\tau(1,n)} / Index_{\tau(1,n)}}$$

ここで、 $\tau(2,n)$: 二番目の取引の時点

$\tau(1,n)$: 一番目の取引の時点

$n \in t$: 時点 t における第二番目の取引をもつ再販価格ペアの集合

最後に、3 ヶ月移動平均指数を計算するために、第 n 番目の再販価格ペアが上記の公式に用いられる。それはあたかも、同じ重み w_n をもつ 3 つの再販価格ペア（ $\tau(1,n)$ 時点と $\tau(2,n)$ 時点に n_1 、 $\tau(1,n)+1$ 時点と $\tau(2,n)+1$ 時点に n_2 、および $\tau(1,n)+2$ 時点と $\tau(2,n)+2$ 時点に n_3 があるようなものとして考えることになる。

2.7 第2章 補論(2) - リポート・セールス指数とヘドニック指数 -

本検討では、住宅価格指数のうちリポート・セールス指数に焦点を当てている。そのため、本稿ではヘドニック指数については検討していない。リポート・セールス指数とヘドニック指数の比較検討はアカデミックには大変興味深い問題であるが、本稿ではあえてこの点には触れないことにした。その理由は、繰り返しになるが、本検討はわが国においてリポート・セールス指数を作成しそれを実用化することを目的としているからである。その意味では、本補論は本検討の目的を少々逸脱することになる。しかし、「リポート・セールス指数とヘドニック指数はどう違うのか？」という疑問をもつ人が多いのも事実である⁷⁸。本検討を進める際にも、この質問を繰り返し受けた。本検討で開発するリポート・セールス指数（特に、日本版ケース・シラー住宅価格指数）の理解を深める、という意味において、本補論でリポート・セールス指数とヘドニック指数の違いについて、簡単に触れておくことは意味のあることだと考える。なお、住宅の成約価格を用いた両指数の比較について、米国のケースでは Case, Pollakowski, and Watchter(1991)⁷⁹がある。また、日本のケースでは渡部・堤・川口(2009)⁸⁰がある。リポート・セールス指数とヘドニック指数の違いについてのアカデミックな議論とその比較検証はそうした文献を参考のこと。

2.7.1 リポート・セールス指数とヘドニック指数の違い - 直感的な説明 -

まず、リポート・セールス指数とヘドニック指数の違いについて、直感的に説明しよう。誤解を恐れずに書くと、リポート・セールス指数とヘドニック指数の違いは、

リポート・セールス指数・・・「同一物件の価格変化の平均値」を表す。

ヘドニック指数・・・「同一品質の物件の平均価格の変化」を表す。

ということである。両指数とも住宅市場の価格変化を表象するが、上記のように、価格変化の意味が異なる。リポート・セールス指数における価格変化は、売買されたすべての住宅を価格比率に応じて所有した場合の市場全体の価格変化を意味する（ケース・シラー住宅価格指数の場合）。一方、ヘドニック指数は、「標準的な住宅」の価格変化を意味する。ここでの標準的な住宅は実在するものではなく統計的、概念的なものである⁸¹。

また、各指数が「できないこと」を比較することも、両者の違いを理解するうえで助けとなるう。

リポート・セールス指数ができないこと・・・新築住宅の毎月の販売価格の変化を捉えること。

⁷⁸ 例えば、Diewert, Erwin, 2007. "The Paris OECD-IMF Workshop on Real Estate Price Indexes: Conclusions and Future Directions," Discussion Paper 07-01, University of British Columbia. など。

⁷⁹ Case, Bradford., Henry Pollakowski, and Susan Watchter(1991) "On choosing Among House Price Index Methodologies," AREUEA Journal, Vlo.19, No.3:pp.286-307. なお、この Case 氏は「ケース・シラー住宅価格指数」の Case 氏とは別の研究者である。

⁸⁰ 渡部光章・堤盛人・川口有一郎(2009) "住宅価格指数の設計に関する研究", JAREFE ジャーナル、日本不動産金融工学学会(Forthcoming)

⁸¹ 他にコンポジット方式、特性価格指数もある（白塚 1998:p151）。

これはヘドニック指数にしかできない。リピート・セールス指数は、株価指数と同様に再販価格指数であるから、異なる住宅の価格変化を捉えることができない。

ヘドニック指数ができないこと・・・同一物件の価格変化を捉えること。

これはリピート・セールス指数にしかできない。ヘドニック指数は「質」の価値変化を通して物件の価値変化を間接的に捉える指数であるから、同じ物件の価格変化を直接に測定することはできない。

最後に、両指数とも住宅価格指数であるのでその算出に際しては、回帰模型を用いる。両者の回帰模型の利用法は次のように異なる。

リピート・セールス指数・・・回帰模型は、個別物件の価格変化の平均値を求めるために利用する。したがって、価格変化は直接計測される。

ヘドニック指数・・・回帰模型は、物件の質の平均価値⁸²を求めるために利用する。したがって、価格変化は間接的に計測される。

2.7.2 リピート・セールス指数とヘドニック指数はどちらが正しいか - 直感的な説明 -

次に、リピート・セールス指数とヘドニック指数ではどちらが正しい指数か？という問題について解説しておこう。それぞれ長所と短所がある。だから、これは難しい問題である（技術的な議論は、上記で紹介したアカデミックなペーパーを参考にしてもらいたい）。

重要なことは、この問いそのものが愚問であろう、ということである。その理由は次の通りである。

①上記の「リピート・セールス指数とヘドニック指数の違い」で述べたように、両指数は、同じ住宅市場の価格変化を表象するものであるが、その内容は異なる。異質なものを比較してもその違いを知るだけで正否および良否の判断をつけることはできない。

②リピート・セールス指数のうち本検討で焦点を当てている算術平均方式の指数は、価値加重方式でもある。ヘドニック指数は、後述するように例えばラスパイレス型の指数として算出できるが、その場合の加重（重み）は「質」である。言い換えれば、ヘドニック指数は「質加重」方式である。価値加重方式と質加重方式を比べてみてもその違いを知るだけである。住宅価格指数を利用する目的に応じて、いずれの方式がその目的に合致しているか、そうした選択の問題として捉えるべきである。

③アカデミズムにおいても、近年では、いずれが良い指数であるか、といった議論は過去のものとなっている。現状では、リピート・セールス指数にいくつかの質の変数（ヘドニック変数）を組み合わせる、ハイブリッド方式の研究が進んでいる。もちろん、ハイブリッド方式も良い特性ばかりということではないので引き続き研究が継続されている。

⁸² 市場全体における物件の品質のシャドー価格

本検討では、以上のことを踏まえて、リピート・セールス指数の開発とその実用化という、言うならば狭いテーマに絞っている。

2.7.3 ヘドニック指数の基礎

ヘドニック指数の基礎⁸³についてここで簡単に触れておく（ここでは、シラー氏の”Macro Markets”(1993)の説明を借りることとする。）。

上記2でも触れたように、ヘドニック指数の特徴は、「質」加重平均指数であることにある。一般に、例えば、消費者物価指数は消費者の買い物籠に入っている商品の数量にその単価を乗じることで物価指数を算出する。そこでは、数量を同じとして2時点間の当該商品の価格変化によってその買い物籠全体の価値変動を把握する。ヘドニック指数の場合、その買い物籠に入っているものは商品ではなく「住宅の質」である。ここでの質とは駅までの「近さ」、部屋の「広さ」、および眺望の「良さ」などである。ただし、このままでは定量的な分析はできないから、近さ・広さ・良さなどの形容詞を数値に置き換える。例えば、下記の東京マンションのヘドニック価格指数の例では、近さは駅徒歩時間（分）、広さは床面積などのように数値に変換する。また、それぞれの質は価値を持っている。そうした質の価値は回帰模型を通して把握される。

上記のことを頭に置きながら、ある基準時点の質を表す変数を用いて、ラスパイレス型のヘドニック指数は次式で与えられる。

$$I_{Laspeyres} = \begin{bmatrix} \bar{Z}_0 & 0 & 0 \\ 0 & \bar{Z}_0 & 0 \\ 0 & 0 & \bar{Z}_0 \end{bmatrix} \hat{\gamma} \quad (2.7.3.1)$$

ここで、 \bar{Z}_0 : 基準0時点の質を表す変数

$\hat{\gamma}$: 質の価値を表すパラメータ

質の価値を表すパラメータ ($\hat{\gamma}$) の具体的な内容は、例えば、下記の東京マンションのヘドニック価格指数の例では、駅徒歩時間（分）のパラメータ=0.0012、床面積=1.3200といったものである。これらの数値は、マンションから駅までの近さという質の価値が1分あたり0.0012（十万円）、マンションの広さという質の価値が1m²あたり1.3200（十万円）といったことを意味している。また、これらの数値は、回帰模型を用いて推定することによって得ることができる。

上記の(3.1)式で与えられるラスパイレス型のヘドニック指数は3種類の質を重みとしてこれに上記の価値を表すパラメータの数値を乗じることで指数の値を求めることを示している。

ヘドニック価格指数の基礎を理解するために、連鎖型のヘドニック価格指数も紹介しておこう。計算を簡単にするために、住宅価格をその対数値で示される場合、連鎖型のヘドニック価格指数は次式で与えられる。

⁸³ 日本の論文としては、太田誠（1978）「ヘドニック・アプローチの理論的基礎、方法、及び日本の乗用車価格への応用」（『季刊理論経済学』Vol.29, No.1:pp.31-55.）が優れている。また、白塚重典(1998)『物価の経済分析』東京大学出版会は物価指数へのヘドニック法への適用を論じている。ヘドニック指数について両文献を要約したものに、川口有一郎(2001)「不動産金融工学」清文社.などがある。

$$I_{\log\text{-chains},t} = I_{\log\text{-chains},t-1} + \bar{Z}_{t-1}(\gamma_t - \gamma_{t-1}) \quad (2.7.3.2)$$

(3.2)式は、質の価値を表すパラメータ（ γ ）の2時点間（t-1時点とt時点）の変化がヘドニック指数の変化であることを示している。

以上のように、ヘドニック価格指数を算出するためには、質の価値を表すパラメータ（ γ ）の値が必要となる。これは回帰模型を用いて推定する。その例を以下に示す。

2.7.4 時間ダミー変数を用いた東京マンションのヘドニック価格指数の試作

ヘドニック価格指数を推定するための回帰模型には次の二つがある。

- ①回帰模型に時点ダミー変数を付け加える方法
- ②回帰模型に時点ダミー変数を用いない方法

前者は、回帰式の説明変数に時点ダミー変数、0と1の値を含む模型である。例えば、120ヵ月の期間の住宅価格指数を推定するためには、119の時点ダミー変数を付け加えることになる。このダミー変数は、基準時点ではすべて0の値をとり、比較時点では1あるいは0の値をとる。この回帰模型の推定は全期間同時推定となる。

後者は、時点ダミー変数を利用しない。その代わりに、各月ごとのデータを用いて回帰式を推定する。そのため、パラメータの推定値が各月ごとに異なるモデルが推定される。また、サンプルが大幅に減り、各月による偏り等も出てくる可能性がある。よって、推定精度が月によって異なること、結果として指数のグラフに「ギザギザ」が現れる可能性もある（数か月分をプール化して時点ごとの標本数の変動を抑えるなどの対応をとることが必要となろう）。

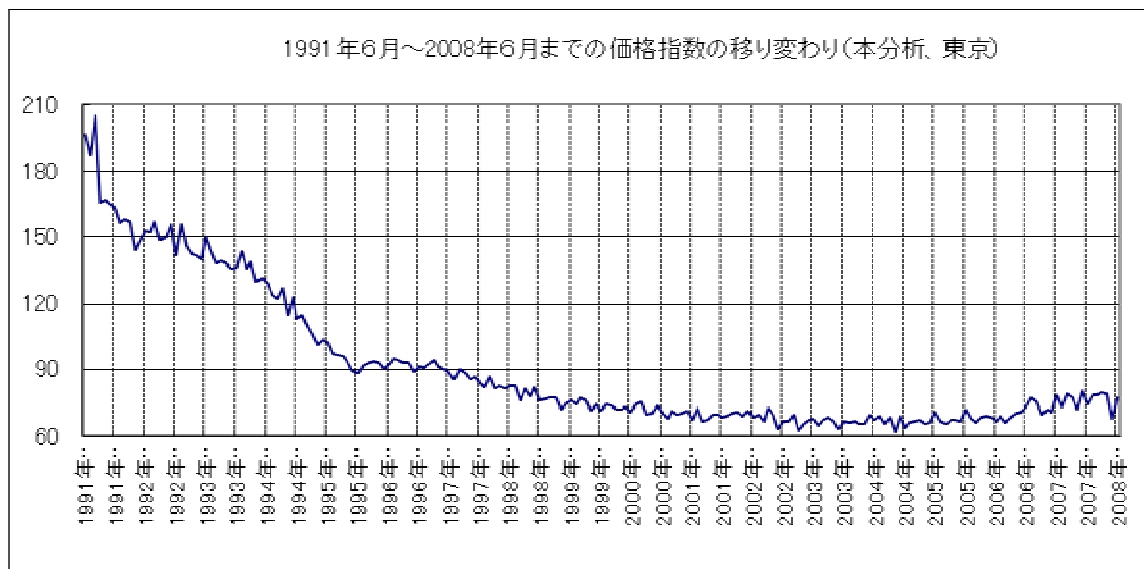
ここでは、リピート・セールス指数の回帰模型の推定方法に類似した、前者の回帰模型に時点ダミー変数を付け加える方法により、東京マンション・ヘドニック住宅価格指数を推定してみた。推定に用いるデータは、本論のリピート・セールス指数の推定に用いたデータである。また、ヘドニックの回帰模型は脚注のものを用いる⁸⁴。

以下に推定結果を示す。ここで一つ注意すべきことがある。下記に推定した回帰分析には、変数間に多重共線性の問題がある。多重共線性を判定する一つの指標としてVIF指標がある。一つの目安として、この値が10以上であればこの問題へのなんらかの対応が必要となる。下記の回帰模型のVIFの値は平均で約30である。この原因は2つある。その一つは、ここで用いた標本がリピート・セールス指数の推定に用いたデータであること。いまひとつは、月次ダミー変数が0と1の二値ダミー変数であることである。

本稿の第3章でも検討しているように、リピート・セールス指数の推定において、0と1の二値ダミー変数を用いる方法には、変数間に多重共線性が強く生じる可能性が高い。従って、ヘド

⁸⁴ ベンチマークとなった推定モデルは、財団法人日本総合研究所による「東京マンション流通価格指数」であり、2002年4月より公表されている。詳細については<http://www.jri.or.jp/>及び<http://www.reins.or.jp/trend/sisu/sisu-f.html>を参照のこと。

ニック指数に用いる回帰模型でも 0 と 1 の二値ダミー変数を避ける、つまり、各月ごとのデータを用いて回帰式を推定する方式のほうが、多重共線性を回避する観点からは望ましいと言えるだろう。



図表補論 2(2)-1 リポート・セールス指数の推定に用いたデータを標本として推定した東京マンション・ヘッドニック価格指数（月次ダミー方式）

データの対象地 東京都全域

推計期間 1991年5月～2008年6月

データ数 15,610件

関数形 $\ln(P)=a +b\ln(N) +cQ +dR +eS +fT +gU +hV +i_1W_1 +i_2W_2 +i_3W_3 +j_1X_1 +j_2X_2 +j_3X_3 \dots +j_9X_9 +k_1Y_1 +k_2Y_2 \dots +k_{30}Y_{30} +l_1Z_1 +l_2Z_2 \dots +l_{205}Z_{205}$

決定係数 0.7639

変数一覧表及び推計結果

変数記号	変数名	係数記号	係数の推計値	標準偏差	有意水準
【被説明変数】					
P	成約価格				
【説明変数】					
a	切片	A	3.3040	0.2765	***
N	床面積	B	1.3200	0.0092	***
Q	築月数（ヵ月）	C	0.0000	0.0000	***
R	起点駅時間距離（分）	D	-0.0045	0.0002	***
S	駅徒歩時間（分）	E	0.0012	0.0006	*
T	坪管理費（円）	F	0.0001	0.0000	***
U	所在階（階）	G	0.0078	0.0008	***

V	バルコニー面積 (㎡)	H	0.0000	0.0000	
〈ダミー変数〉					
W ₁	構造ダミー	i ₁	0.1923	0.0215	***
W ₂	長距離ダミー	i ₂	-0.0721	0.0091	***
W ₃	1ルームダミー	i ₃	0.2819	0.0150	***
〈地域ダミー変数 (沿線別)〉					
(基準)	(JR 山手線内)				
X ₁	JR 山手線外	j ₁	0.0342	0.0107	**
X ₂	地下鉄 (営団)	j ₂	0.0712	0.0109	***
X ₃	地下鉄 (都営)	j ₃	0.0061	0.0125	
X ₄	東急線	j ₄	0.1467	0.0138	***
X ₅	小田急・京王線	j ₅	0.0676	0.0111	***
X ₆	西武・東武線・その他 (埼玉)	j ₆	-0.0858	0.0113	***
X ₇	その他 (東京)	j ₇	-0.2324	0.0320	***
X ₈	私鉄 (千葉)	j ₈			
X ₉	私鉄・地下鉄 (横浜)	j ₉			
X ₁₀	その他 (TX)	j ₁₀	0.1987	0.0779	*
〈地域ダミー変数 (地域別)〉					
(基準)	(東京都心 3 区)				
Y ₁	東京都城東地区	K ₁	-0.4786	0.0141	***
Y ₂	東京都城北地区	K ₂	-0.2827	0.0148	***
Y ₃	東京都城西地区	K ₃	-0.1146	0.0170	***
Y ₄	東京都城南地区	K ₄	-0.1543	0.0159	***
Y ₅	東京都八王子市	K ₅	-0.6829	0.0185	***
Y ₆	東京都町田市	K ₆	-0.7890	0.0190	***
Y ₇	東京都その他の市	K ₇	-0.5355	0.0156	***
Y ₈	東京都郡部	K ₈			
Y ₉	埼玉県浦和市	K ₉			
Y ₁₀	埼玉県大宮市	K ₁₀			
変数記号	変数名	係数記号	係数の推計値	標準偏差	有意水準
Y ₁₁	埼玉県川越市	K ₁₁			
Y ₁₂	埼玉県川口市	K ₁₂			
Y ₁₃	埼玉県所沢市	K ₁₃			
Y ₁₄	埼玉県腰谷市	K ₁₄			
Y ₁₅	埼玉県その他の市	K ₁₅			
Y ₁₆	埼玉県郡部	K ₁₆			
Y ₁₇	千葉県千葉市	K ₁₇			

Y ₁₈	千葉県市川市	K ₁₈			
Y ₁₉	千葉県船橋市	K ₁₉			
Y ₂₀	千葉県松戸市	K ₂₀			
Y ₂₁	千葉県柏市	K ₂₁			
Y ₂₂	千葉県その他市	K ₂₂			
Y ₂₃	千葉県郡部	K ₂₃			
Y ₂₄	神奈川県横浜市	K ₂₄			
Y ₂₅	神奈川県川崎市	K ₂₅			
Y ₂₆	神奈川県横須賀市	K ₂₆			
Y ₂₇	神奈川県藤沢市	K ₂₇			
Y ₂₈	神奈川県相模原市	K ₂₈			
Y ₂₉	神奈川県その他の市	K ₂₉			
Y ₃₀	神奈川県郡部	K ₃₀			
年月ダミー変数					
(基準)	(平成3年5月)				
Z ₁	3年6月	l ₁	0.2272	0.3333	
Z ₂	3年7月	l ₂	0.1798	0.2833	
Z ₃	3年8月	l ₃	0.2681	0.2801	
Z ₄	3年9月	l ₄	0.0548	0.2796	
Z ₅	3年10月	l ₅	0.0630	0.2789	
Z ₆	3年11月	l ₆	0.0506	0.2776	
Z ₇	3年12月	l ₇	0.0410	0.2770	
Z ₈	4年1月	l ₈	-0.0016	0.2767	
Z ₉	4年2月	l ₉	0.0096	0.2747	
Z ₁₀	4年3月	l ₁₀	0.0021	0.2753	
Z ₁₁	4年4月	l ₁₁	-0.0829	0.2751	
Z ₁₂	4年5月	l ₁₂	-0.0527	0.2763	
Z ₁₃	4年6月	l ₁₃	-0.0263	0.2780	
Z ₁₄	4年7月	l ₁₄	-0.0301	0.2758	
Z ₁₅	4年8月	l ₁₅	0.0026	0.2801	
Z ₁₆	4年9月	l ₁₆	-0.0536	0.2757	
Z ₁₇	4年10月	l ₁₇	-0.0432	0.2776	
Z ₁₈	4年11月	l ₁₈	-0.0079	0.2762	
Z ₁₉	4年12月	l ₁₉	-0.1008	0.2760	
Z ₂₀	5年1月	l ₂₀	-0.0059	0.2767	
Z ₂₁	5年2月	l ₂₁	-0.0728	0.2749	
Z ₂₂	5年3月	l ₂₂	-0.0971	0.2747	

(中略)

Z ₂₀₃	20年4月	l ₂₀₃	-0.6815	0.274	*
Z ₂₀₄	20年5月	l ₂₀₄	-0.8392	0.2741	**
Z ₂₀₅	20年6月	l ₂₀₅	-0.7056	0.2737	**

注)

- 1.構造ダミー：建物構造がSRCかRCの物件を1とする。
- 2.長距離ダミー：徒歩15分以上の物件を1とする。
- 3.1 ルームダミー：徒歩15分以上の物件を1とする。
- 4.起点駅時間距離：最寄の駅から新宿までの時間。
- 5.有意水準：有意水準0.1を‘.’, 0.05を‘*’, 0.01を‘**’, 0.001を‘***’で示している。
- 6.今回のデータでは東京都郡部のデータは存在しない。
- 7.今回のデータは期間が1991年5月からとしているが、全体では1990年11月から存在している。しかし、1990年12月, 1991年1月は存在せず、1990年11月は1物件のみ存在するため、この1物件は除外した。

第3章 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその精度

3.1 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその意義

第3章では、委託者より提供されるデータを活用して、実際に住宅価格指数を試作・検討する。本章で作成する住宅価格指数は合計10種類のインデックスである。その中心となるものは日本版のケース・シラー住宅価格指数である。本節では、まず、日本版ケース・シラー住宅価格指数とこの指数を作成する意義について明らかにする。特に、日本ではリピート・セールス法に基づく住宅価格指数が難しいとされてきた経緯もあるので、リピート・セールス指数の作成に必要な住宅価格の標本数について検討し、現状の日本の既存住宅流通市場においてケース・シラー住宅価格指数の作成が可能であることを示す。本節の内容は次の通りである。

- I. 日本版ケース・シラー住宅価格指数とは
- II. 日本版ケース・シラー住宅価格指数の意義
- III. 日本の住宅の成約価格データサンプル規模は十分か？

3.1.1 日本版ケース・シラー住宅価格指数とは

日本版ケース・シラー住宅価格指数は本稿第2章で検討した「有効な住宅価格指数」としての要件を満たすものであり、7つのタイプの指数を総称した住宅価格指数である。本項では次の2点について紹介する。

- ① 有効な住宅価格指数の要件を満たす指数である。
- ② 日本版ケース・シラー住宅価格指数は7種類ある。

3.1.1.1 有効な住宅価格指数の要件を満たす指数である

本章で開発する日本版ケース・シラー住宅価格指数は本稿第2章で検討した有効な住宅価格指数—標本の適切さ、指数の精確さ、指数の信頼性、および指数の有用性の条件を満足する住宅価格指数—としての13の要件を満たすものである（図表3.1.1.1）。

図表 3.1.1.1 有効な住宅価格指数の要件と日本版ケース・シラー住宅価格指数

評価軸	住宅価格指数の要件	日本版ケース・シラー住宅価格指数
I. 標本の適切性	成約価格データを用いること	レインズの成約価格の利用
	価格変動の大部分が市場トレンドであること	市場のトレンドに關与しないデータの排除
II. 指数の精確性	多重共線性の問題がない	絶対価格および多値タミー変数
	バイアスがない	算術平均方式および最良不偏推定量
	トラッキング・エラーが小さい	算術平均方式および最良不偏推定量
III. 指数の信頼性	標準誤差が小さい	最小自乗法、誤差不均一性、およびロバスト推計
	安定性	算出、公表の仕組みの柔軟性
	一貫性(等質性)	陳腐化しにくい指数推定模型の選択
	識別性(ブランド)	指数公表への工夫
IV. 指数の有用性	頻度の高さ	月次指数、ラグは2ヶ月。
	調査カバレッジの広さ	日本全国が対象。本研究は東日本で実証
	多目的利用の可能性	住宅建設、住宅ローン、住宅価格保険など
	契約決済利用の可能性	証券市場への上場を検討

まず、日本版ケース・シラー住宅価格指数は、委託者より提供されるデータを活用して作成し

た標本を用いて推定される。本検討で作成する住宅の成約価格データの標本は有効な住宅価格指数の第 1 の条件—標本の適切さ—を満たすように作成する。詳細は、後述の第 3.5 節にて詳しく述べる。

次に、指数の精確さを確保するために、つまり、多重共線性の問題を気にしなくても良くて、バイアスがなく、トラッキング・エラーと標準誤差が十分に小さくなるように、米国のケース・シラー住宅価格指数と同様の方法を採用する。あわせて、筆者らが独自に試みている方法も一部取り入れることとする（後述の日本版ケース・シラー住宅価格指数の種類を参照）。

第 3 章での日本版ケース・シラー住宅価格指数の試作についての実証は、以上のように、標本の適切性および指数の精確さといった 2 点について行う。有効な住宅価格指数の第 3 の条件（指数の信頼性）、第 4 の条件（指数の有用性）については、本項の第 4 章と第 5 章にて詳しく検討する。

3.1.1.2 日本版ケース・シラー住宅価格指数は 7 種類ある

本章で作成する日本版ケース・シラー住宅価格指数は合計 7 種類ある。図表 3.1.1.2 にリストアップした住宅価格指数のうち上から 7 つの指数である（略称で、J-CS-I~J-CS-VI、および J-CS-87 がその指数である）。図表 3.1.1.2 に示すように、最初の 6 つの指数は算術平均方式（ARS）であり、最後の 1 つだけが幾何平均方式（GRS）である。

図表 3.1.1.2 本検討において作成する住宅価格指数

指数の呼称	指数の略称	方式
日本版ケース・シラー住宅価格指数 I	J-CS-I	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 II	J-CS-II	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 III	J-CS-III	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV	J-CS-IV	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (早稲田大学住宅価格指数 GMM 版)	J-CS-V	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版)	J-CS-VI	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 87	J-CS-87	GRS
日本版 FHFA 住宅価格指数	J-FHFA	GRS
日本版香港大学型住宅価格指数	J-HKU	GRS
日本版 MIT 型住宅価格指数	J-MIT	GRS

ただし、方式の略称は次の通りである。ARS(Arithmetic Repeat Sales method : 算術平均方式)、GRS (Geometric Repeat Sales method : 幾何平均方式)

本検討では、日本版ケース・シラー住宅価格指数 7 種に加えて 3 種類の異なる指数も作成する。その一つは、米国 FHFA（前 OFHEO）住宅価格指数と同じ方式のものである。二つ目は、中国の香港大学が実用化している住宅価格指数と同じ方式の指数である。最後は、米国の MIT が、商

業用不動産用に開発したリピート・セールス指数と同じ方式である。MIT 指数は、標本数が少ない商業用不動産のために考案されたものであり、日本の住宅市場でも狭いエリアでリピート・セールス指数を適用する際に参考になる手法である。これらの 3 つの指数模型についても日本の住宅価格データを用いて、日本版の指数を作成する。

3.1.2 日本版ケース・シラー住宅価格指数の意義

日本版ケース・シラー住宅価格指数を作成・提供する意義として次の 4 点にまとめられる。

- ① 日本の消費者物価指数と同等の精度を有する住宅価格指数が提供される。
- ② 住宅の成約価格を用いた住宅価格指数が提供される。
- ③ 中古住宅流通市場が活性化される。
- ④ 日米において住宅の価格変動に関する情報を共有することができる。

3.1.2.1 日本の消費者物価指数と同等の精度を有する住宅価格指数が提供される

ケース・シラー住宅価格指数の観測誤差は月次で 1%程度である。年率では、データに対して期間数が少なくなるので、その観測誤差はより小さくなる⁸⁵。日本の消費者物価指数（10 大費目）の観測誤差は年率で 1%程度である。

本稿でこれまでも再三指摘してきたように、ケース・シラー住宅価格指数は標準誤差が小さいばかりではなく、バイアスや多重共線性の問題がないといった技術的な要件も満たしている。

日本でもそうした住宅価格指数が提供されることで、家計の消費行動においても企業のビジネスにおいてもあるいは政策立案においても、日本の住宅価格が一般の商品や株式の価格と同列に位置づけられることが期待される。しかも、この指数は月次ベースで提供することを想定している。高精度かつ高頻度の住宅価格指数がわが国で提供されることになれば家計、企業および政府にとっても、その影響は決して小さくないと考えられる。

3.1.2.2 住宅の成約価格を用いた住宅価格指数が提供される

従来から日本の住宅市場や不動産市場は周辺のアジア諸国に比べても価格データの信頼度が低いという指摘がされてきた。実際には、日本の不動産市場や住宅市場は J-REIT の情報開示をその代表例として、かなり開示が進んでいる。それにもかかわらず、情報開示について国際的には不当に低い地位しか得られない。その一つの理由は成約価格データを用いた指数が普及していないからである。商業用のビルなどについてはその取引数が住宅に比べて大変少ないので困難であるとしても、住宅価格については、例えば、香港のように米国 FHFA 類似の住宅価格指数があれば、その透明性が高いと評価される。

成約価格データを用いた住宅価格指数の意義はそうした国際的な観点からばかりではなく、消費者が既存住宅を安心して、また、これまで以上に高い頻度で売買する可能性が高まることが期待される。取引価格のバロメータが月次で示されることになれば、既存住宅の換金性が高まることが期待されるからである。実際、米国も香港も、持家住宅が賃貸住宅並みに高頻度で住み替えられるのは住宅の価格情報の提供のあり方とも関連しているとも考えられる。

⁸⁵ 時系列のボラティリティとは異なるので注意する。

以上のように、日本版ケース・シラー住宅価格指数の提供により、わが国の不動産価格データの信頼度への不信感の払拭にも寄与するであろう。

3.1.2.3 既存住宅流通市場が活性化される

日本版ケース・シラー住宅価格指数は多目的な利用も視野に入れている。そのため、住宅の価格変動や住宅ローンの価格変動についてリスクを負う家計と企業に対して第 2.4 節で紹介した多様な情報提供サービスおよび住宅や住宅ローンに関連した契約の決済への利用を通じて、わが国の既存住宅流通市場が活性化されることが期待できる。

3.1.2.4 日米において住宅の価格変動に関する情報を共有することができる

同じ住宅の価格変動であっても、異なる指数は異なる推定量を与える。そのため、米国のケース・シラー住宅価格指数と比較しうる、同じ方法で算出された住宅価格指数が日本には存在しないことを考えると、レポート・セールス住宅価格指数の実用化を検討する意義は大きい。既存の住宅価格指数の役割を補うばかりではなく、日米の住宅価格の動向をより正確に比較しうること、さらには世界の株価指数などの他の資産との比較も容易にするなど、その効果が期待されるところである。

3.1.3 日本の住宅の成約価格データサンプル規模は十分か？

わが国におけるケース・シラー住宅価格指数の導入の意義は、前項で整理したように、確かにあるとしても、そもそもそうした指数を作成するための十分なデータが、日本の既存住宅流通市場には存在しないのではないかと指摘がされてきた。わが国の既存住宅流通市場の現状では、日本版ケース・シラー住宅価格指数の開発は不可能なのだろうか？その答えは「ノー」である。次の 3 点について検討することにより、現状でも日本版ケース・シラー住宅価格指数の開発が意義あるプロジェクトであることを示す。

- ① 日米の既存住宅流通市場の格差がそのままデータ制約となる
- ② 住宅価格指数の推定にはどの程度の標本規模が必要か
- ③ 本検討で試作する標本の規模

3.1.3.1 既存住宅流通市場の日米の格差

既存住宅流通市場の日米の格差は大きい。例えば、日本の既存住宅流通量は年間約 18 万戸程度、これに対して米国のその流通量は約 680 万戸と報告されている⁸⁶。日米の人口比を 1:2 とした場合、米国のその流通量は日本の約 18 倍である。別の報告によれば、日本の既存住宅流通量はさきの数値よりももっと大きく年間 52 万件ほどあるという調査結果もある⁸⁷。この場合、日米の既存住宅流通量の格差は約 7 倍である。日米の人口格差を考慮しなければその流通量のグロスの格差

⁸⁶ 例えば、社会資本整備審議会不動産部会第 21 回配布資料「中間とりまとめ参考資料」（2009 年 3 月 5 日 国土交通省総合政策局不動産課）

⁸⁷ 社団法人不動産流通経営協会, 2008, FRK 既存住宅流通指標及び市場で流通しうる住宅ストック量の推計調査報告書, p9 による。ここでの流通量は所有権移転数によるものである。

は約 14 倍である。この流通量の格差がそのまま住宅の成約価格データ量の格差となる。

一方、リピート・セールス方式の住宅価格指数を推定する場合には、上記の流通量に対して再販される住宅戸数の割合が、指数推定に利用できる標本データの規模を決定する。仮に、アメリカでは 10 年に 1 度は住宅が売却され、日本では 60 年に 1 度しか住宅が売却されないと仮定した場合⁸⁸、この仮定はそう無理がないように考えられるのだが、リピート・セールスのペアの標本数について、日本は米国の 4 分の 1 程度と試算される（本稿の第 2.2.2 項で同様の議論をしている）。

以上のように、日米の既存住宅流通市場の規模には大きな格差がある。そのため、リピート・セールス方式による住宅価格指数は、米国では作成が可能であっても、日本では推定精度をある一定以上に確保するための住宅の成約価格データの数が不足している。そう感じて不思議ではないであろう。また、住宅価格指数は統計的な推定値であり、推定に用いる標本の規模がその推定値の精度に大きな影響を与えることも事実である。しかし、どの程度の標本数が必要かという問題と日米の既存住宅流通量の格差とは直接の関係はない。むしろ重要なことは、住宅価格指数の精度を日本の消費者物価指数の観測誤差程度に抑えるために必要標本数を把握することである。

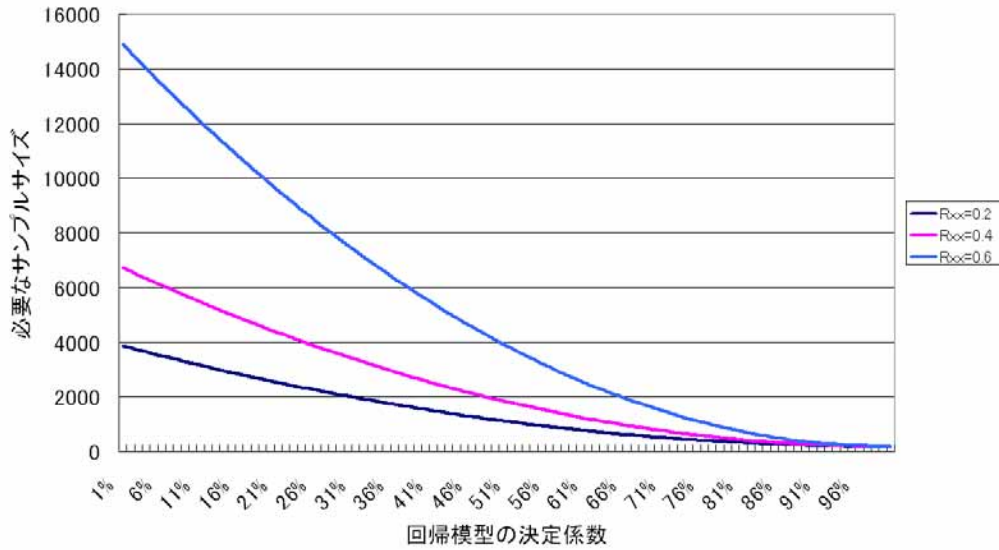
リピート・セールス方式による住宅価格指数に必要な標本の規模はどの程度か？以下に、これを明らかにしよう。

3.1.3.2 住宅価格指数の推定に必要な標本の規模

住宅価格指数の精度をある一定値以上にしたい。そうした標本規模（サンプルサイズ）を決める問題は、次の問題を解くことに帰着する。住宅価格指数は回帰係数の推定値（あるいはその逆数）として算出されるので、ここでの問題は、住宅価格回帰モデルの回帰係数の推定値についての信頼区間の区間幅が一定値以下になるようにサンプリングサイズを設計する問題となる。

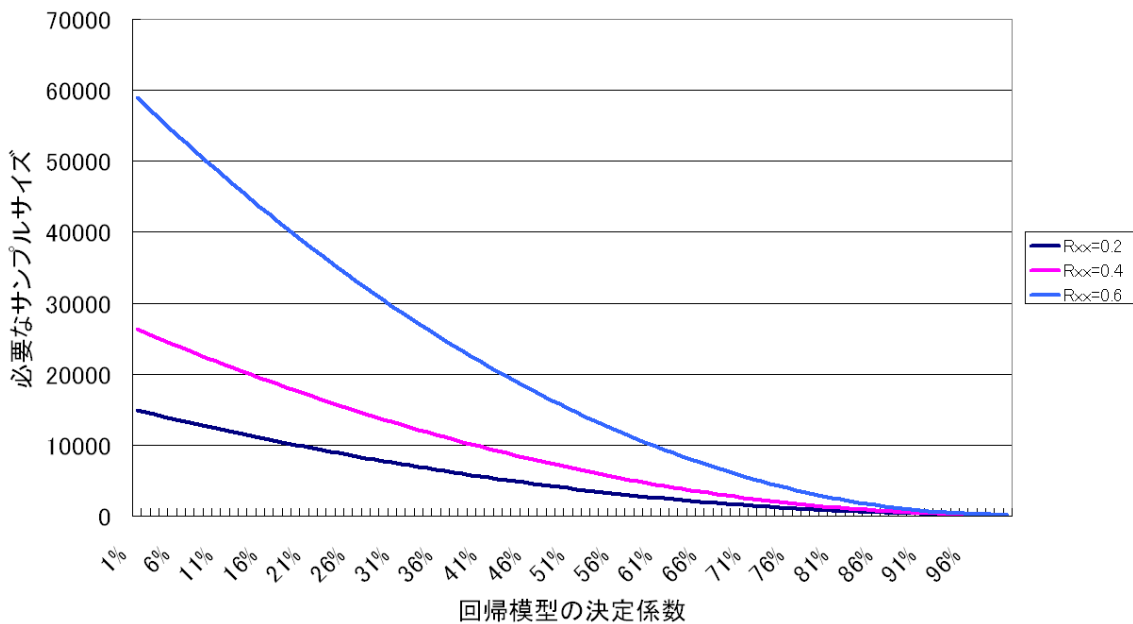
そのサンプルサイズは回帰係数の区間推定の不等式から与えられる。必要なサンプルサイズは信頼区間、回帰モデルの決定係数、当該説明変数とその他の説明変数の重相関係数、説明変数の数の関数として与えられる（図表 3.1.3.2(a),(b)）。

⁸⁸ 社団法人不動産流通経営協会の調査（前出）によれば、市場で流通可能な住宅は約 22,200 万戸、年間の流通量は約 50 万件であるので、平均して約 40 年に 1 度の売却率である。



(上記の3本のグラフは、当該説明変数と他の説明変数の重相関係数を20%、40%、60%としたときに、各決定係数の値に応じた必要なサンプルサイズを示している。)

図表 3.1.3.2(a) 住宅価格指数の推定値の精度 (信頼水準 95%、信頼区間 4%) を確保するために必要なサンプルサイズ



(上記の3本のグラフは、当該説明変数と他の説明変数の重相関係数を20%、40%、60%としたときに、各決定係数の値に応じた必要なサンプルサイズを示している。)

図表 3.1.3.2(b) 住宅価格指数の推定値の精度 (信頼水準 95%、信頼区間 2%) を確保するために必要なサンプルサイズ

図表 3.1.3.2(a)と(b)は、信頼水準 95%として、信頼区間をそれぞれ 4%と 2%とした場合に必要なサンプルサイズを示す。信頼区間 4%と 2%は標準誤差 2%と 1%とほぼ等しい。そのため、そこでの指数の精度は、前者については、例えば、指数の真の値が 1.96~2.04 に入る確率が 95%であ

り、後者の精度については、真の値が 1.98~2.02 に入る確率が 95%であることを意味する。これらの精度を確保するために必要なサンプル数は、図表 3.1.3.2(a)と(b)に示されるように、回帰モデルの決定係数、および当該説明変数と他の説明変数の重相関係数の 2 つの値によって決まる。

住宅価格指数の回帰モデルの決定係数は 60%以上が一般的であるので、標準誤差 2%の精度をもつ住宅価格指数を作成するためには、図表 3.1.3.2(a)から、1,000 から 3,000 が必要なサンプル数となる。また、標準誤差 1%の精度の場合、図表 3.1.3.2(b)から、2,500~10,000 程度が必要なサンプル数である。

3.1.3.3 本検討で試作する標本の規模

本検討で作成する住宅価格指数のサンプル数は、東京都のサンプル（データ・フィルターによって成約価格データの適切性を確保した後の最小サンプル規模）で約 16,000 程度である。上記の回帰係数の値を一定精度以上にするために必要なサンプルサイズの議論に限定すれば、例えば、東京都だけにケース・シラー住宅価格指数の手法を適用しても、標準誤差で 2%程度以内の精度を確保できると考えられる。

もちろん、リピート・セールス指数は、その期間数とサンプル数との相対関係によってその精度のパフォーマンスが決まる(第 2.2.2 項参照のこと)。そのことは下記の実証分析で明らかになっていく。

3.2 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその推定

本節では、委託者から提供を受けた既存住宅の成約価格データを用いて、日本版ケース・シラー住宅価格指数を実際に作成する。住宅価格指数の作成はその回帰モデルを作成してその回帰係数を推定することによって得られる。なお、その推定に際しては、住宅の再販価格ペアの標本が必要である。指数推定のための標本が正しくなければ推定される指数の精度は劣化する。日本版ケース・シラー住宅価格指数推定のための標本については後述の第3.4節で詳しく紹介する。

さて、ここで対象とする住宅価格指数は第3.1節で紹介した10種類の指数である(図表3.2.1.1に再掲)。

図表 3.2.1.1 本節において推定する住宅価格指数

指数の呼称	指数の略称	方式
日本版ケース・シラー住宅価格指数 I	J-CS-I	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 II	J-CS-II	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 III	J-CS-III	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV	J-CS-IV	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (早稲田大学住宅価格指数 GMM 版)	J-CS-V	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版)	J-CS-VI	ARS
日本版ケース・シラー住宅価格指数 87	J-CS-87	GRS
日本版 FHFA 住宅価格指数	J-FHFA	GRS
日本版香港大学型住宅価格指数	J-HKU	GRS
日本版 MIT 型住宅価格指数	J-MIT	GRS

ただし、方式の略称は次の通りである。ARS(Arithmetic Repeat Sales method : 算術平均方式)、GRS (Geometric Repeat Sales method : 幾何平均方式)

これらの住宅価格指数のタイプは、既に本稿の第2章で詳しく述べたように、ARSおよびGRSのそれぞれに対応する「回帰モデル」×「推定手法」の組み合わせによって設計される。図表3.2.1.1の10種の指数は、有効な住宅価格指数の候補として考えうるすべての組み合わせである。本節では、これらの住宅価格指数の特徴と推定した指数がどのようなものであるかを示す。本節の構成は次の通りである。なお、本検討で作成される住宅価格指数はすべて既存マンション(中古マンション)の価格指数である。

- ① 住宅価格指数のための回帰モデルの選択
- ② 住宅価格指数の推定手法の選択
- ③ 住宅価格指数の推定結果
- ④ エリア別日本版ケース・シラー住宅価格指数
- ⑤ コンポジット方式による首都圏中古マンション価格指数

3.2.1 住宅価格指数のための回帰モデルの選択

住宅価格指数の推定が回帰モデルに依存するため、回帰モデルの選択は価格指数の精度に大きな影響を与える。回帰モデルの選択のポイントは、第 2.2.2 項で明らかにしたように、次の 2 点であった。

- ① 説明変数の選び方
- ② 攪乱項の不均一分散への対応

図表 3.2.1.1 の 10 種の住宅価格指数では、説明変数の選択および攪乱項の不均一分散への対応について、有効な住宅価格指数の要件を満たしうる候補として、図表 3.2.1.2 に示す組み合わせを選択した。

図表 3.2.1.2 本検討において作成する住宅価格指数回帰モデル

指数	被説明変数		説明変数		攪乱項
		バイアス		多重共線性	不均一分散
J-CS-I	絶対価格	—	絶対価格 操作変数	無視しうる	線形
J-CS-II	絶対価格	—	絶対価格 操作変数	無視しうる	線形
J-CS-III	絶対価格	—	絶対価格 操作変数	無視しうる	非線形
J-CS-IV	絶対価格	—	絶対価格 操作変数	無視しうる	線形
J-CS-V	絶対価格	—	絶対価格 操作変数	無視しうる	線形
J-CS-VI	絶対価格	—	絶対価格 操作変数	無視しうる	線形
J-CS-87	対数相対価格	下方	−1,0,1 ダ ミー	小さい	線形
J-FHFA	対数相対価格	下方	−1,0,1 ダ ミー	小さい	非線形
J-HKU	対数相対価格	下方	−1,0,1 ダ ミー	小さい	考慮しない
J-MIT	対数相対価格	下方	0,1 ダミ ー ⁸⁹	大きい	線形

日本版ケース・シラー住宅価格指数 I (J-CS-I)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 II (J-CS-II)、日本版ケース・シラー住宅

⁸⁹ 時間ダミーは通常の 0,1 だけでなく、「時間加重ダミー」として、第一取引及び第二取引に対応する推定期については、0.2 や 0.7 等のダミー変数を使っている。例えば、第一取引日が 9 月 10 日である場合、そのタイムダミーは 0.66 (20 日/30 日)。

価格指数 III (J-CS-III)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV (J-CS-IV)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (J-CS-V、別名「早稲田大学住宅価格指数 GMM 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (J-CS-VI、別名「早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 87 (J-CS-87)、日本版 FHFA 住宅価格指数 (J-FHFA)、日本版香港大学型住宅価格指数 (J-HKU)、日本版 MIT 型住宅価格指数 (J-MIT)

(1) 説明変数の選択と多重共線性 (本稿第 2.2 節も参照のこと)

被説明変数は 2 種類を選択した。一つは住宅価格の水準値である (絶対価格)。もう一つは、対数相対価格、つまり、二時点間の対数価格の差である。第 2.2.4.3 項で検討したように、第三の選択として相対価格 (対数をとらない) も候補となりうるが、これは絶対価格に後述の一般化積率法を組み合わせたもの⁹⁰で代替されるのでここでは採用しなかった。

被説明変数として絶対価格を選択すると指数算式は算術平均方式なる。一方、対数相対価格とする指数算式は幾何平均方式となる。被説明変数に価格水準を用いる場合には多重共線性は問題とはならない。しかし、後者の場合には、回帰模型の多重共線性の程度が高くなることがある。理由は、被説明変数が対数相対価格の場合、説明変数は -1,0,1 のダミー変数となるからである。

多重共線性はすべての回帰模型に共通の問題である。しかし、結論から先に述べれば、住宅価格指数の回帰模型における多重共線性については、特段取り上げる問題ではない。実際、本調査における米国の研究者および住宅価格指数の実務家へのヒアリングにおいて、住宅価格指数の回帰模型に関わる多重共線性が問題視されることはなかった。ただし、例外は「日本版 MIT 型住宅価格指数」(J-MIT) である。このモデルは多重共線性が極めて大きい。その理由は説明変数に連続型の 0,1 ダミー変数を用いるからである。連続型の 0,1 ダミー変数とは、例えば、(・・・0000111111111111000000・・・)といった説明変数である。

多重共線性がある場合、データ行列のランク (階数) は説明変数より少なくなり、分散共分散行列の逆行列の計算ができない。この場合、回帰分析は計算不能となる。言い換えれば、ある説明変数と他の変数の重相関係数が 1 になると回帰係数の分散は無限大になる。逆に、その重相関係数が 0 の場合、多重共線性の問題は全くない、理想状態である。しかし、実際に観測されるデータを説明変数に用いる場合、説明変数間の重相関係数は 0 と 1 の間にあるから、すべての回帰模型には多重共線性が存在する。多重共線性の問題は有るか無いかという判断によるものではなく、その程度がどの程度かという診断に依存する。多重共線性を「気にすべきか」どうかを判断する指標としてはいくつかのものが提案されている。

本検討では、多重共線性の診断として、分散拡大要因 (Variance Inflation Factor, VIF) 統計量を調べた。その結果は後述の第 3.3 節にて紹介する。

また、多重共線性の問題への対応策の一つに「リッジ回帰」を導入することが考えられる。本章の補論 3(2)にリッジ回帰を用いた多重共線性問題の適切化の方法を示す。また、ベイズ統計によるアプローチもありうる。ベイズ・アプローチは「ノイズ・フィルター」(指数の平滑化法)としても利用価値が高い。これについては、本章の補論 3(1)で解説した。

⁹⁰ 日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (早稲田大学住宅価格指数 GMM 版)

(2) 攪乱項の不均一分散への対応

リピート・セールス住宅価格指数の回帰模型の攪乱項では不均一分散を仮定するのが一般である（第 2.2 節参照）。住宅価格の変動の部分に期間に帰属する残差的変動が含まれることによる。

攪乱項の不均一分散への対応には 3 つの選択肢がある。一つは保有期間の長さを重みとする方法である。図表 3.2.1.2 の J-CS-III を除く日本版ケース・シラー住宅価格指数 6 種ではこの方法を採用している。その方法は保有期間については 1 次の項のみであるが、二つ目の方法は、その 2 次の項（つまり、保有期間の非線形効果）も取り入れる方法である。この方法は米国の旧 OFHEO 指数（現 FHFA 指数）で採用されたものであり、本検討では J-CS-III および J-FHFA がこの方式である。

三つ目の方法は、攪乱項の不均一分散を考慮しないものである。図表 3.2.1.2 の J-HKU はこのタイプである。中国の香港大学が開発した住宅価格指数は保有期間の長さによる誤差項の不均一性を考慮しない。これは米国と香港の住宅市場（住宅価値）の違いを反映したものである。まず、香港のリピート・セールスパアはサンプル数が多いので長期保有のものは、ウェイトを弱めるといった手段をとるまでもなく単純に排除するだけで良い（10 年以上保有のものは除外）。また、長期保有のものはほとんど価値がない、と考えられる。

3.2.2 住宅価格指数の推定手法の選択

本項では、上記で設定した 10 種の回帰模型に対して、それぞれの推定手法を組み合わせる。ここで推定手法とは、①推定量（最良不偏推定量、一般化積率法、およびベイズ法）、②ロバスト推定（外れ値への対応方法）、および③標本作成においてデータ・フィルターを適用するかどうか、といった 3 カテゴリーの組み合わせを言う。本検討では、住宅価格指数の精度に対する、(a)推定量の選択の影響、(b)データ・フィルターの効果、および(c)ロバスト推計の効果、を実証することを一つの目標としている。そうした精度検証を行うために、図表 3.2.1.2 の 10 種の回帰模型に対して、図表 3.2.2.1 に示すような推定方法の組み合わせを割り当てた。これにより、推定量の選択、データ・フィルター、およびロバスト推計が、住宅価格指数の精度に及ぼす影響を定量的に把握することができる。

図表 3.2.2.1 住宅価格指数回帰模型ごとの推定手法

指数	標本作成 フィルター	ロバスト推定 外れ値	推定量の選択
J-CS-I	無し	無し	GLS
J-CS-II	適用	無し	GLS
J-CS-III	適用	無し	GLS
J-CS-IV	適用	適用	GLS
J-CS-V	適用	無し	GMM
J-CS-VI	適用	無し	ベイズ(MCMC)
J-CS-87	適用	無し	GLS
J-FHFA	適用	無し	GLS

J-HKU	適用	無し	OLS
J-MIT	適用	無し	ベイズ(フィルタ)

日本版ケース・シラー住宅価格指数 I (J-CS-I)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 II (J-CS-II)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 III (J-CS-III)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV (J-CS-IV)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (J-CS-V、別名「早稲田大学住宅価格指数 GMM 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (J-CS-VI、別名「早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 87 (J-CS-87)、日本版 FHFA 住宅価格指数 (J-FHFA)、日本版香港大学型住宅価格指数 (J-HKU)、日本版 MIT 型住宅価格指数 (J-MIT)

(1) 標本作成におけるデータ・フィルターの適用

本検討では、有効な住宅価格指数という概念に基づいて、標本の作成にあたってはデータ・フィルター等を用いて指数推定のための成約価格データの品質管理を行っている（第 3.4 節参照）。図表 3.2.2.1 に示すように、一つの例外を除いて、データ・フィルターを適用した標本を用いて指数を推定する。そこでの例外とは J-CS-I を推定するための標本である。この標本はほとんどデータ・フィルターを適用せずに作成されたものである。データ・フィルターを適用した標本とそうではない標本を用いて推定した指数の精度を比較することでデータ・フィルターの指数の精度に対する影響を把握する。

(2) 外れ値とロバスト推定

住宅価格指数における精度管理のもう一つの重要な技術は頑健な推定（ロバスト推計）であった（第 2.4 節参照）。標本作成段階のデータ・フィルタリングによっても排除できない外れ値が存在する。ここでのロバスト推定の効果を定量的に把握するため、図表 3.2.2.1 に示すように、J-CS-IV にロバスト加重を用いた推定を行う。

(3) 推定量の選択

推定量は最良不偏推定量(OLS/GLS)、一般化積率法推定量（GMM）、およびベイズ推定量（Bayes）を、図表 3.2.2.1 に示すように、それぞれの指数に割り当てた。まず、ケース・シラー型の住宅価格指数のうち、J-CS-I、J-CS-II、J-CS-III、J-CS-IV、J-CS-87、および J-FHFA については、オリジナルがそうであることから自動的に GLS 推定量が選択される。

一方、オリジナルのケース・シラー住宅価格指数の推定量を GLS から GMM、およびベイズ MCMC 推定量に変更したものが、それぞれ J-CS-V および J-CS-VI である。前者は ARS に GMM を組み合わせることで従来のケース・シラー指数の精度向上を期待したものである。また、後者はより狭い地域—サンプル・サイズが小さな住宅市場—においてその住宅価格指数を適用するための一つの試みである。ベイズ推定量 (MCMC⁹¹) は極論すればサンプル数は 1 戸だけでもよい。ベイズ推定量はある初期値からスタートした指数の事後分布である。そのため、最小自乗法や一般化積率法のように指数の真の値（母数）を推定しようという手法とは大きく異なる。MCMC 推定量の精度はシミュレーションの誤差によって特徴づけられる（最小二乗法などの観測誤差とは異なる）。

⁹¹ Markov Chain Monte Carlo Method

J-MIT 指数もタイプとしてはベイズという分類に入る。ただし、上記の MCMC とは異なり、ベイズ的なアプローチという意味であり、その実質はリッジ回帰的である。リッジ推定量導入の動機は、上記で指摘したように J-MIT 指数の回帰モデルには多重共線性に対して何らかの対応が必要である。リッジ回帰はその一つの対応策である。また、ベイズ的なアプローチにより、ランダムノイズを抑える、つまり指数を平滑化することも導入の動機である。そうした平滑化手法を「ベイズ・ノイズ・フィルター」と呼ぶ（本章の補論参照）。ベイズ・ノイズ・フィルターは、多重共線性の適切化に用いるというのが本来の目的ではない。ノイズ（「誤り」ではないもの）を除去すること、そこでは、指数値の水準を変えることなく、ノイズだけを取り除く。指数の平滑化は指数の水準にラグを生じさせるのが一般である。しかし、ベイズ・ノイズ・フィルターはラグを導入することなくノイズを緩和するという特徴がある。日本版ケース・シラー住宅価格指数にもその部分だけを利用することも考えられる。以下、本検討で実施した推定の概要を示す。

(i) GLS によるケース・シラー 住宅価格指数の推定

GLS による推定は、次の通り行う。

- ① 無加重のリピート・セールス回帰モデルを推計する。
- ② 無加重回帰モデルから残差を計算する。
- ③ 残差を使って誤差モデルを推計する。
- ④ 予想される誤差からリピート・セールスペアの加重を計算する。
- ⑤ 重み付きリピート・セールス回帰モデルを推計する⁹²。

(ii) GMM によるケース・シラー 住宅価格指数の推定

住宅価格指数回帰モデルのうち J-CS-V に GMM を適用する。その推定は、次のように行う。

- ① 推定する期間数以上となるモーメント条件を特定する。
(操作変数については-1,0,1 を用いる。)
- ② リピート・セールス回帰モデルを推計する⁹³。

(iii) ベイズ・MCMC によるケース・シラー 住宅価格指数の推定

住宅価格指数回帰モデルのうち J-CS-VI にベイズ・MCMC を適用する。その推定は「ギブズ・サンプラー」というアルゴリズムを用いて行う。ギブズ・サンプラーは適当な初期値からはじめて指数の確率標本を求める。ここでは、そのシミュレーションは、次のように行う。

- ① GLS により回帰係数の推定値とその分散を推定する。その結果を初期値設定に用いる。
- ② 回帰係数の推定値は正規分布（初期値：平均：0.83 分散：0.001）、その分散は逆ガンマ分布（初期値：平均：0.001 分散：0.001）として設定する。
- ③ 回帰係数の平均値の事後分布に従う乱数を新しい推定値とし追加する。
- ④ 同様に、回帰係数の分散の事後分布に従う乱数を新しい推定値とし追加する。
- ⑤ 以下、確率標本の分布が収束するまで、十分な回数を繰り返す。

⁹² 統計のパッケージソフト Stata にて推定する。

⁹³ 統計のパッケージソフト EViews にて推定する。(Eviews ユーザーズガイド II P54,3.26)

なお、本検討では、このシミュレーションの回数は各期間ごとに 51,000 回行う。また、バーンインは 1,000 とした。(51,000 回のうち初めの 1,000 は初期値に依存するとしてサンプルとして使わない。) ⁹⁴。

(iv) ベイジアン・リッジ回帰による J-MIT の推定

住宅価格指数回帰模型のうち J-MIT にベイジアン・リッジ回帰を適用する。その推定は、次のように行う。

- ① GLS により回帰係数の推定値を推定する。
- ② 推定した指数を次の推定における外生的な制約とする。また、ここでは、市場の情報効率性を仮定し、指数の変化率に関する一次自己相関がゼロであると仮定する。
- ③ ベイズ・ノイズ・フィルターを用いたリポート・セールス回帰模型を推計する⁹⁵。

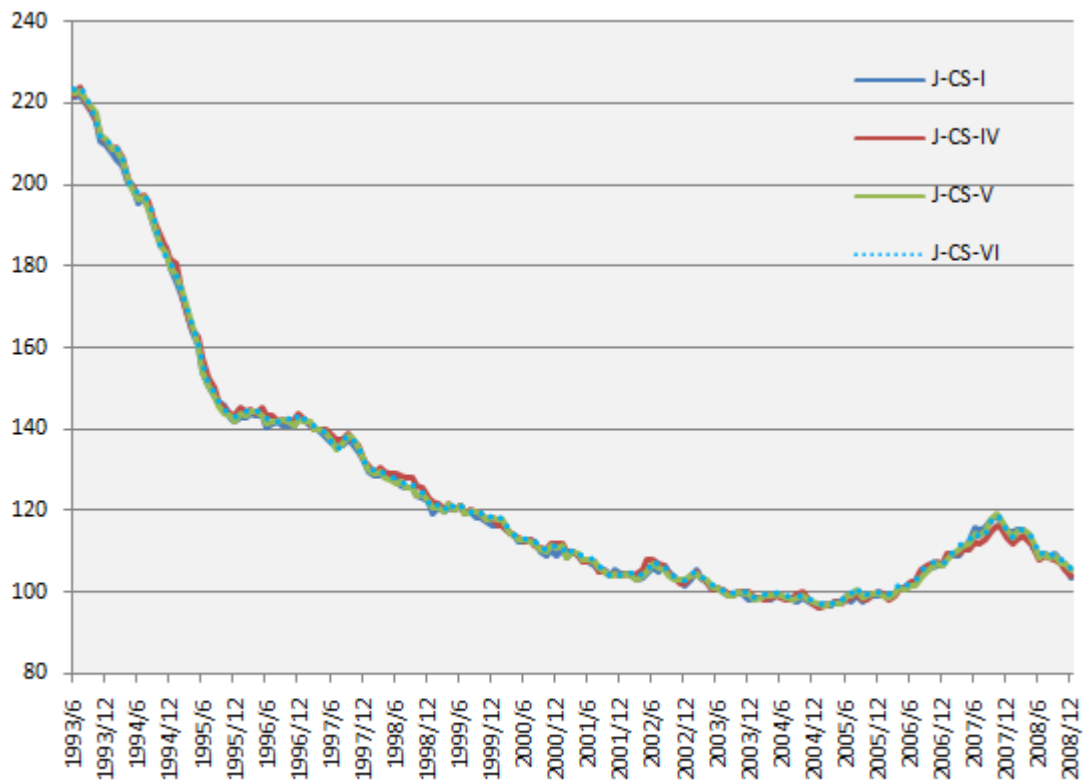
上記でも指摘した通り、ベイズ・ノイズ・フィルターについては本章の補論参照のこと。繰り返しになるが、ここでのベイズ・ノイズ・フィルターは、多重共線性の適切化に用いるというのが本来の目的ではない。ノイズを除去すること、そこでは、指数値の水準を変えることなく、ノイズだけを取り除く。指数の平滑化は指数の水準にラグを生じさせるのが一般である。しかし、ベイズ・ノイズ・フィルターはラグを導入することなくノイズを緩和するという特徴がある。

⁹⁴ シミュレーションの実行は R 言語の MCMC ライブラリを用いて行う。

⁹⁵ R 言語のベイジアン・リッジ回帰プログラム (独自開発)。

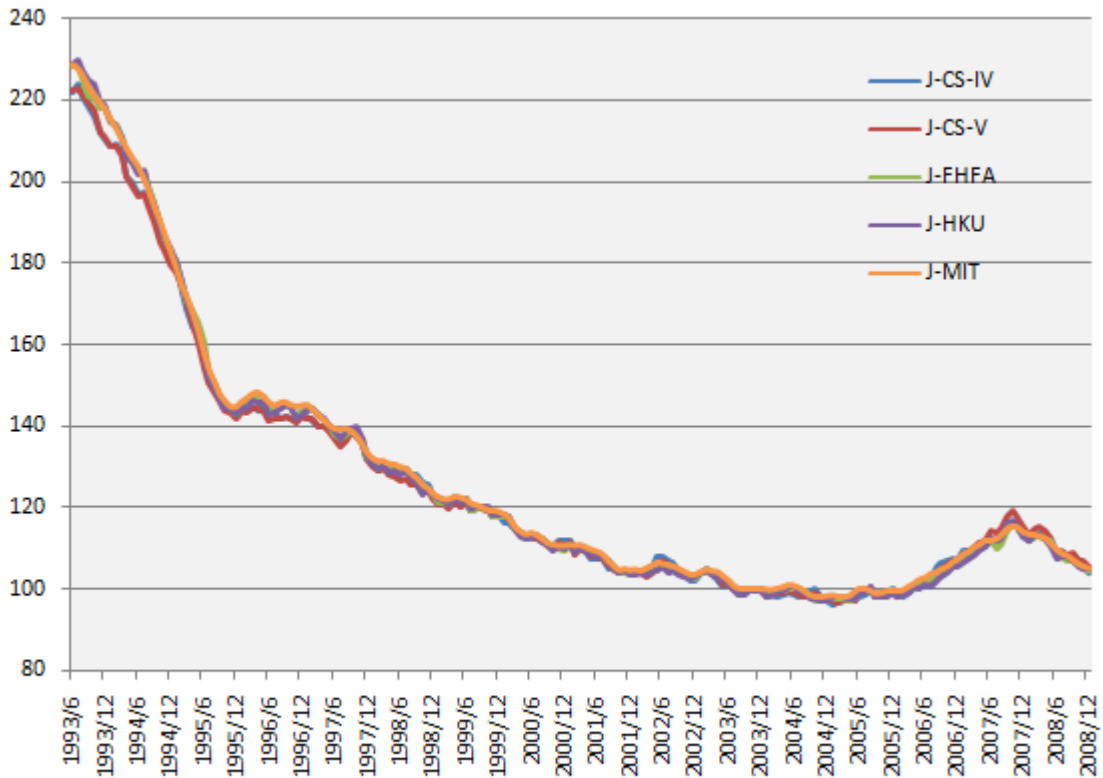
3.2.3 住宅価格指数の推定結果

上記で述べた回帰模型と推定手法を用いて、日本版ケース・シラー住宅価格指数 I (J-CS-I)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 II (J-CS-II)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 III (J-CS-III)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV (J-CS-IV)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (J-CS-V、別名「早稲田大学住宅価格指数 GMM 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (J-CS-VI、別名「早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 87 (J-CS-87)、日本版 FHFA 住宅価格指数 (J-FHFA)、日本版香港大学型住宅価格指数 (J-HKU)、日本版 MIT 型住宅価格指数 (J-MIT) を推定した。その結果を次の 2 つのグラフに示す。



基準時点 2003 年 10 月とした、日本版ケース・シラー住宅価格指数 I (J-CS-I)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV (J-CS-IV)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (J-CS-V、別名「早稲田大学住宅価格指数 GMM 版」)、および日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (J-CS-VI、別名「早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版」) の推移

図表 3.2.3(1) 日本版ケース・シラー住宅価格指数 (4 タイプ) の推定結果

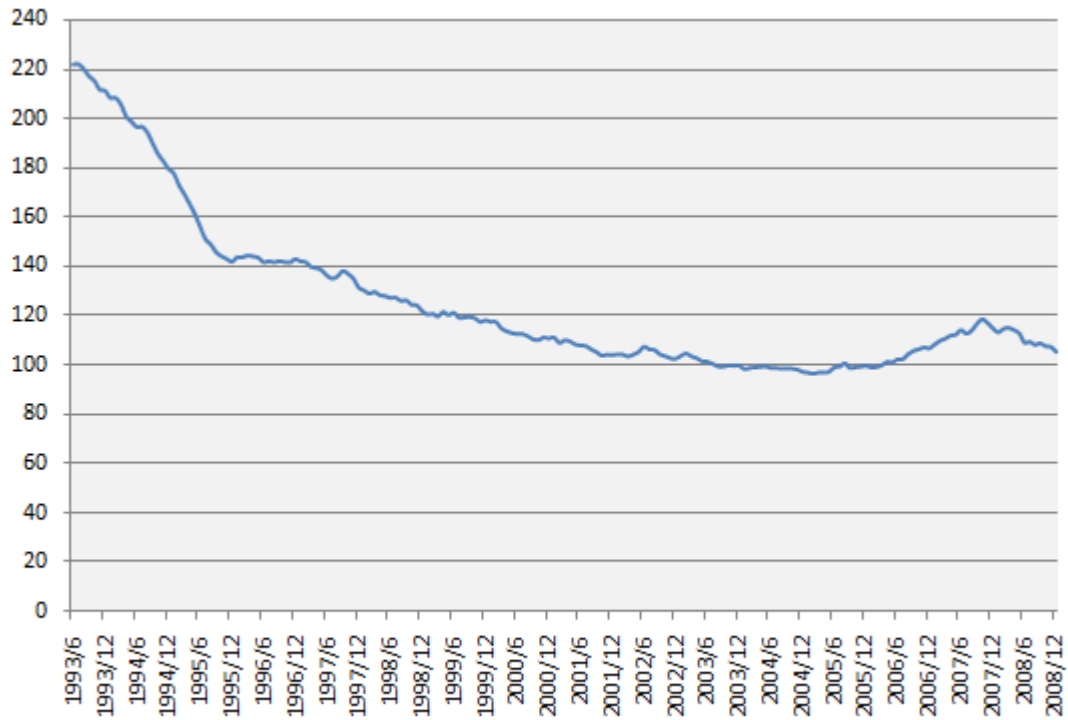


基準時点 2003 年 10 月とした、日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV (J-CS-IV)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (J-CS-V、別名「早稲田大学住宅価格指数 GMM 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (J-CS-VI、別名「早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版」)、日本版 FHFA 住宅価格指数 (J-FHFA)、日本版香港大学型住宅価格指数 (J-HKU)、日本版 MIT 型住宅価格指数 (J-MIT) の推移

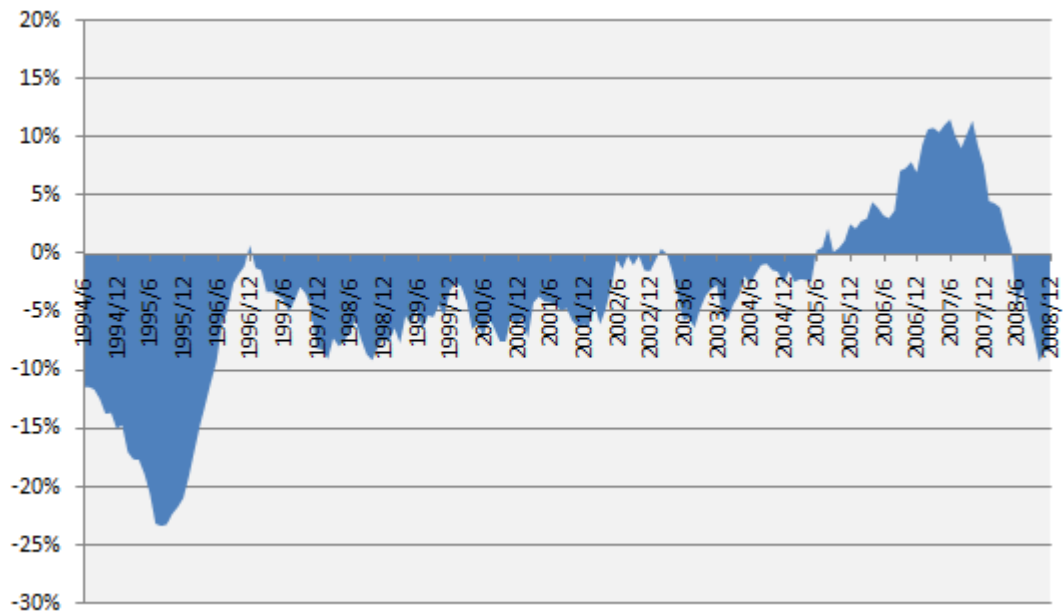
図表 3.2.3(2) 日本版ケース・シラー住宅価格指数 (ARS-2 タイプ) と GRS-3 タイプの住宅価格指数の推定結果

3.2.4 エリア別日本版ケース・シラー住宅価格指数

上記で推定した住宅価格指数の中で最も精度が良い「日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV (J-CS-IV)」について、後述の第 3.4 節で作成するエリア別の標本を用いて、エリア別日本版ケース・シラー住宅価格指数 (中古マンション価格指数) を推定した。その結果を次の 2 つのグラフに示す。そこでは、基準時点を 2003 年 10 月に設定し、その基準値を 100 とした。

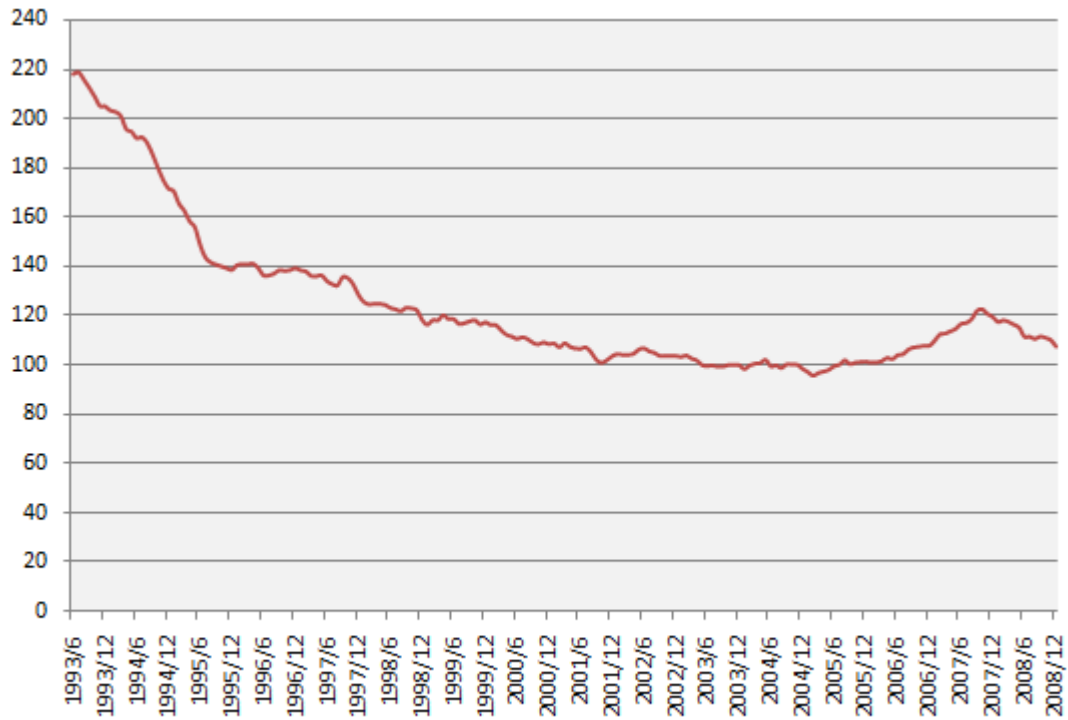


(a) 東京都・日本版ケース・シラー住宅価格指数（水準：1993年6月～2008年12月）

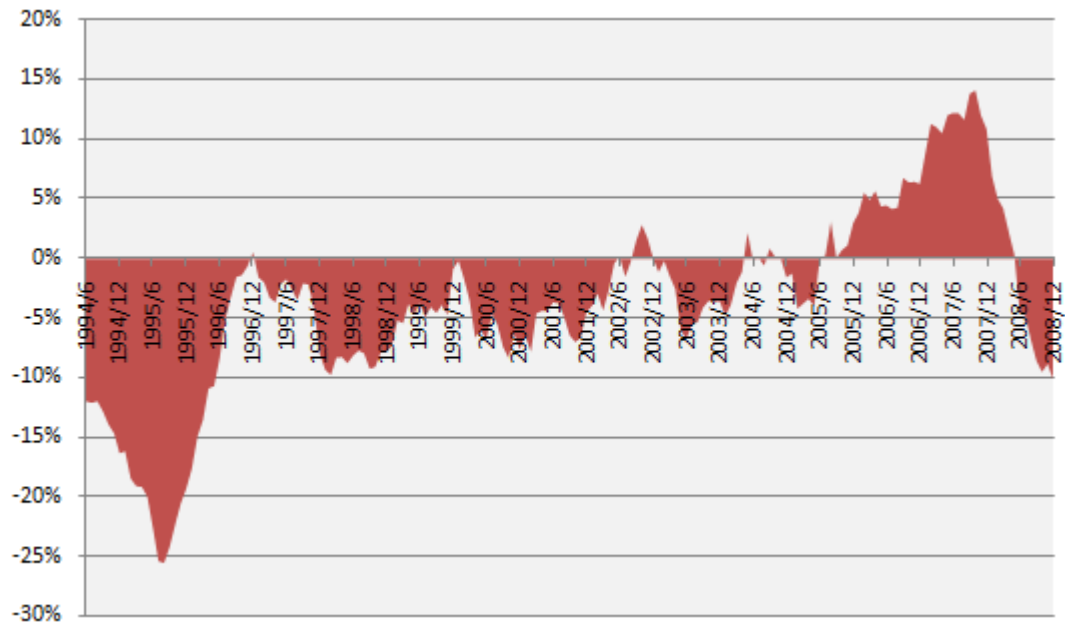


(b) 東京都・日本版ケース・シラー住宅価格指数（同上、前年同月比）

図表 3.2.4(1) 東京都・日本版ケース・シラー住宅価格指数

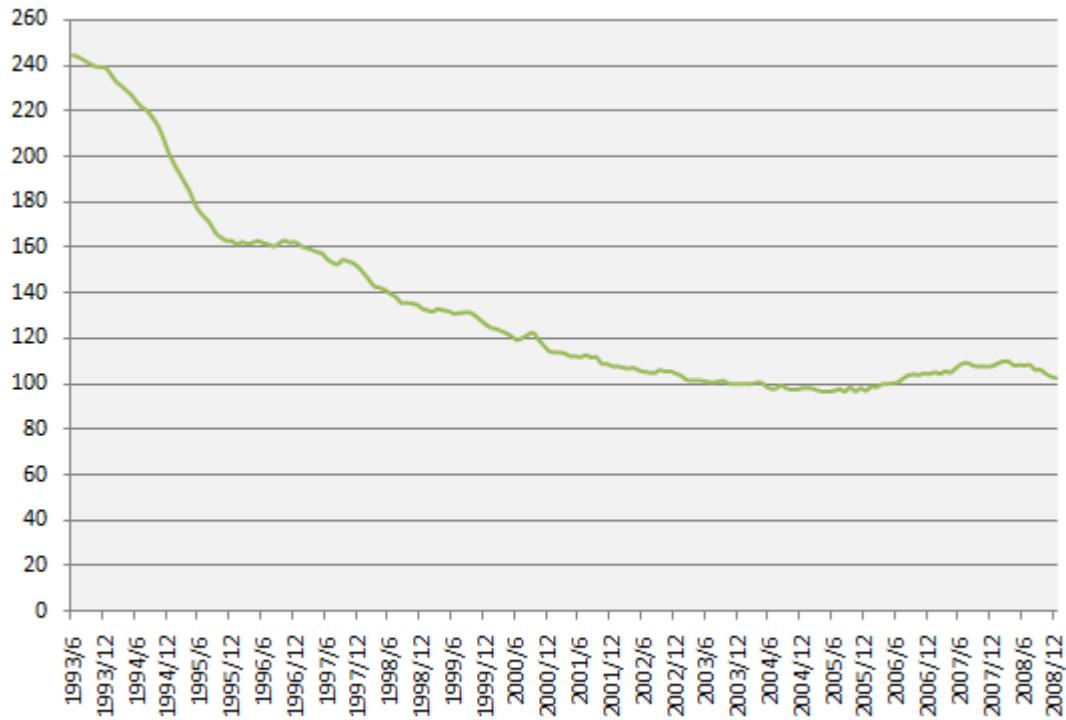


(a) 東京都 23 区・日本版ケース・シラー住宅価格指数（水準 1993 年 6 月～2008 年 12 月）

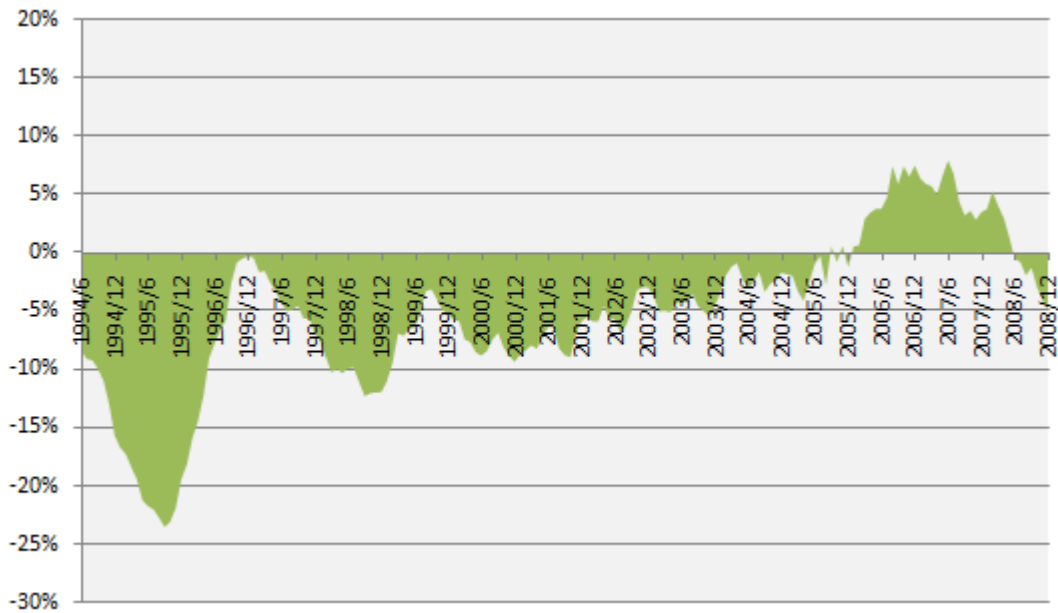


(b) 東京都 23 区・日本版ケース・シラー住宅価格指数（同上、前年同月比）

図表 3.2.4(2) 東京都 23 区・日本版ケース・シラー住宅価格指数

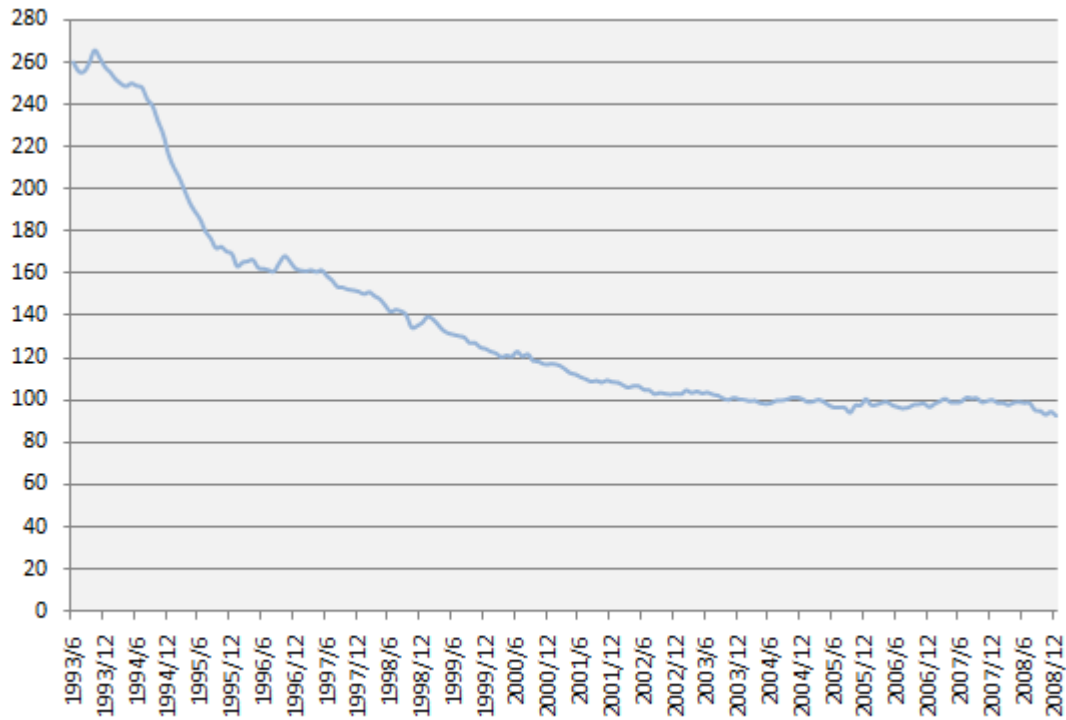


(a) 神奈川県・日本版ケース・シラー住宅価格指数（水準 1993 年 6 月～2008 年 12 月）

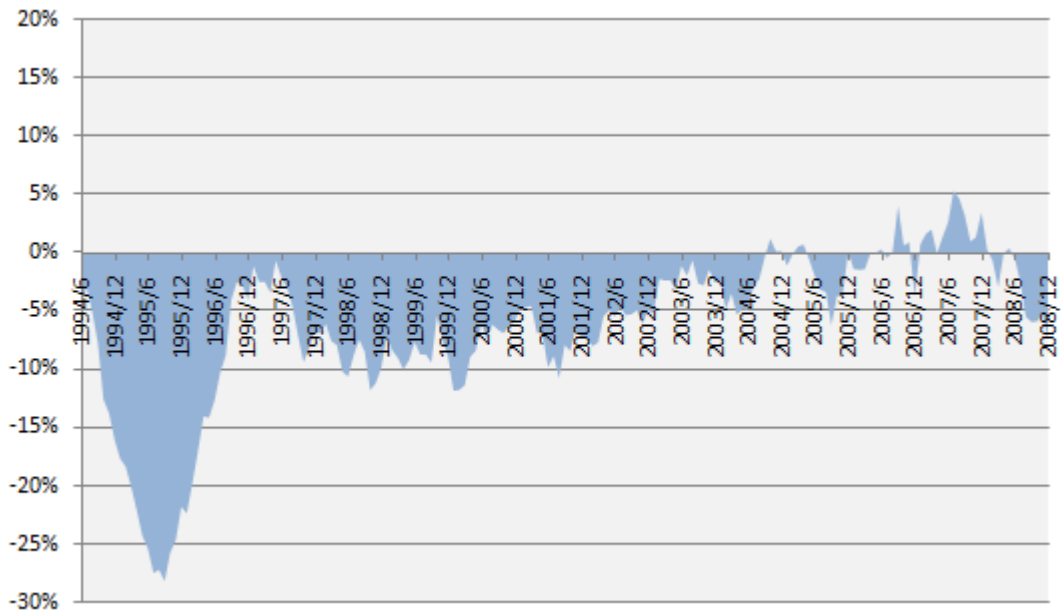


(b) 神奈川県・日本版ケース・シラー住宅価格指数（同上、前年同月比）

図表 3.2.4(3) 神奈川県・日本版ケース・シラー住宅価格指数

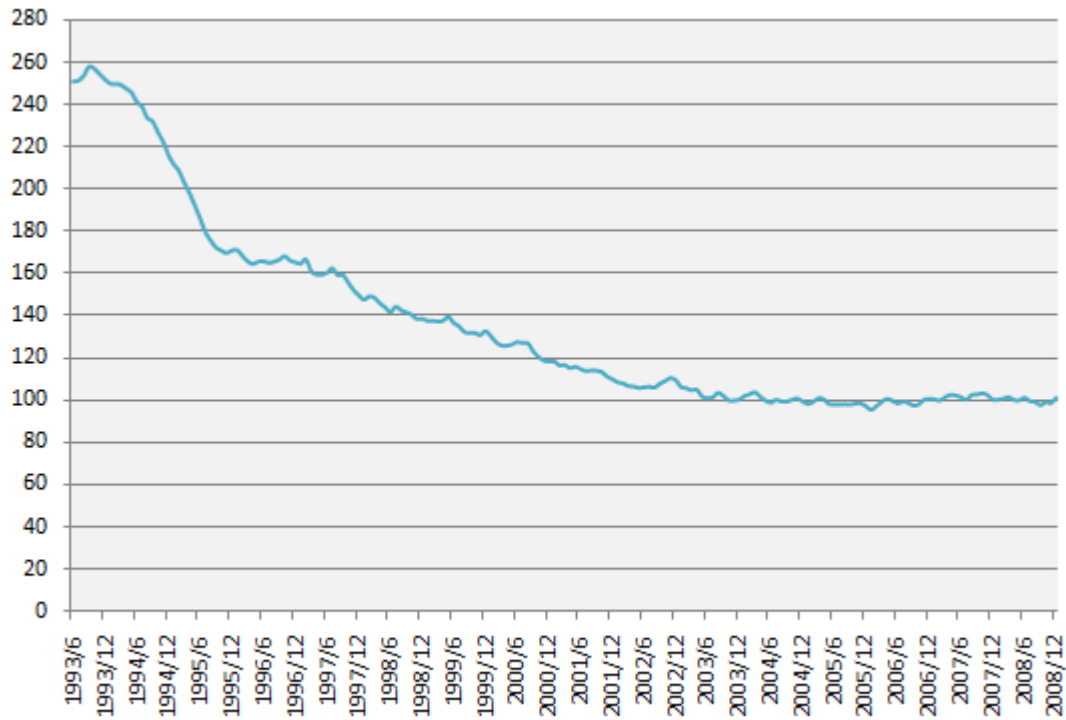


(a) 千葉県・日本版ケース・シラー住宅価格指数（水準 1993 年 6 月～2008 年 12 月）

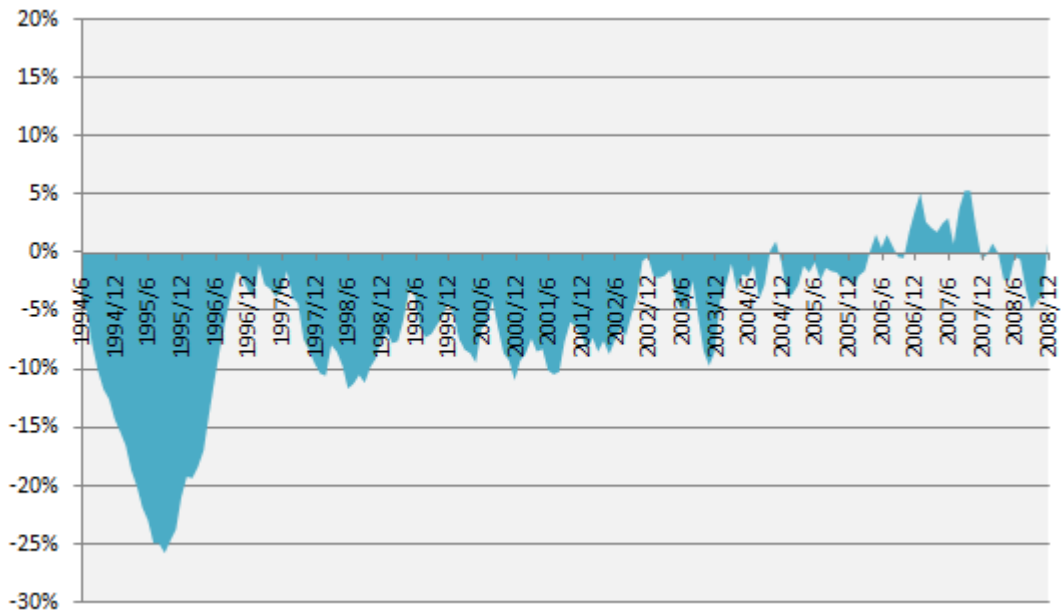


(b) 千葉県・日本版ケース・シラー住宅価格指数（同上、前年同月比）

図表 3.2.4(4) 千葉県・日本版ケース・シラー住宅価格指数



(a) 埼玉県・日本版ケース・シラー住宅価格指数（水準 1993 年 6 月～2008 年 12 月）

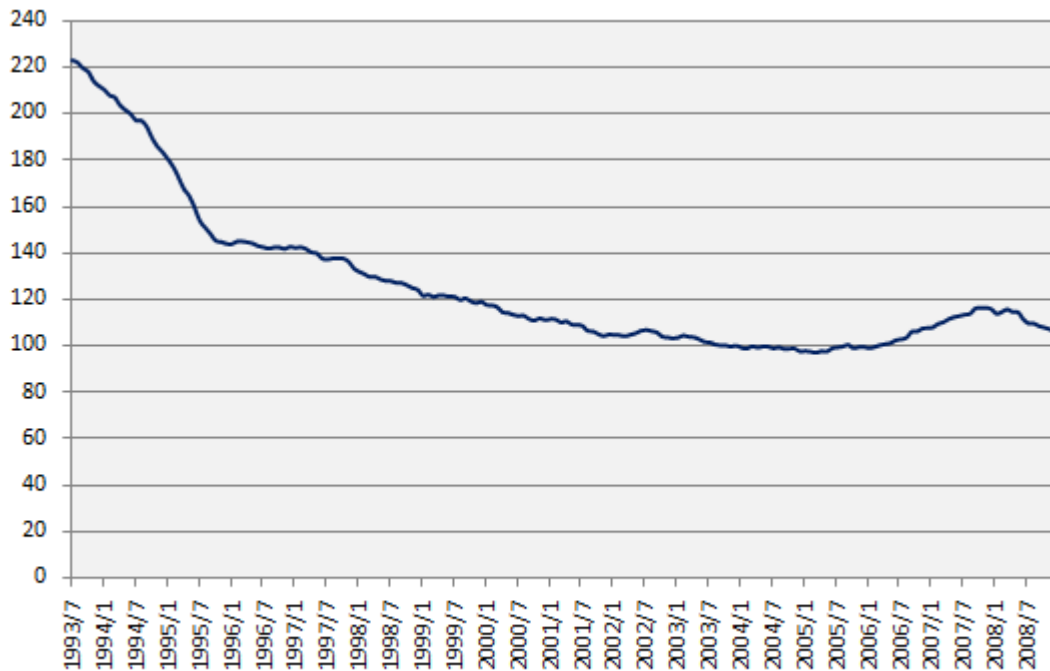


(b) 埼玉県・日本版ケース・シラー住宅価格指数（同上、前年同月比）

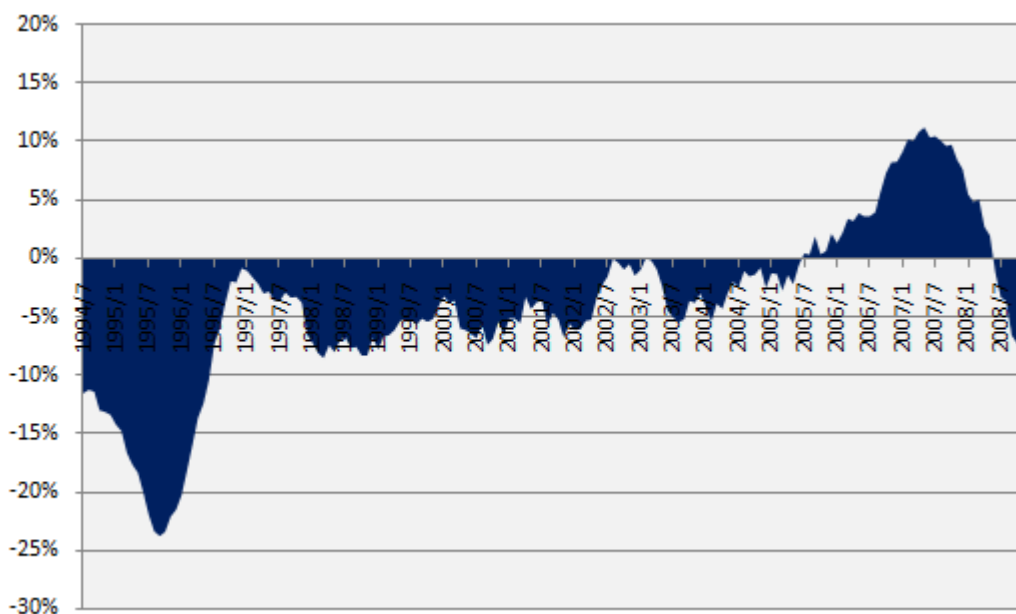
図表 3.2.4(5) 埼玉県・日本版ケース・シラー住宅価格指数

ところで、米国のケース・シラー住宅価格指数においては、①成約価格のデータが収集されるまでのタイムラグの問題を解消すること及び②各期のサンプルサイズを一定に保持することを目的として、3 ヶ月移動平均アルゴリズムが用いられている。

日本版ケース・シラー住宅価格指数についても同様に 3 ヶ月移動平均アルゴリズムを用いているが、ここでは、サンプルサイズの影響を確認するために、4 ヶ月移動平均アルゴリズムを用いて東京都マンション価格指数を試作した結果を以下に紹介する。



(a) 水準値



(b) (前年同月比)

図表 3.2.4(6) 東京都・日本版ケース・シラー住宅価格指数 (4 ヶ月プールを用いた)

3.2.5 コンポジット方式による首都圏中古マンション価格指数

コンポジット住宅価格指数は各住宅市場の価格指数を総合したものである。本項では、米国ケース・シラー住宅価格指数と同様の方法により、コンポジット方式による首都圏中古マンション価格指数を算出する。そのコンポジット住宅価格指数は、東京都、神奈川県、千葉県、及び埼玉県をそのストック価値総額で加重平均したものである。次式を用いて算出する。

$$Index_{Ct} = \left(\sum_i (Index_{it} / Index_{i0}) \times V_{i0} \right) / Divisor \quad (3.2.5.1)$$

ここで、 $Index_{Ct}$: 時点 t におけるコンポジット指数の水準

$Index_{it}$: エリア i の時点 t における住宅価格指数の水準

V_{i0} : エリア i の基準時点における住宅ストックの価値総額

(3.2.5.1)式の右辺の分子は、コンポジット指数を構成する地域（ここでは、関東の1都3県）の時点 t における共同住宅の価値総額を示している。分母の Divisor（除数）は、各基準点における共同住宅の価値総額である。ここで、分母を基準時点の価値総額と呼ばずに、わざわざ除数と呼ぶのは、分子（時点 t における共同住宅の価値総額）をエリア別指数の基準時点⁹⁶と同じようにするために調整しているからである。つまり、エリア別指数の基準時点における除数（Divisor）はその時点の共同住宅の価値総額に等しいが、エリア別指数の基準点と異なる、価値総額を計算するための基準点は、除数とその時点の価値総額は等しくはならない。

さて、コンポジット住宅価格指数は、基準時点において、エリア別指数を加重平均することにより算出される。ここでの加重割合の基となる共同住宅のストックの総額は、本検討では、共同住宅のストック戸数に都道府県別の共同住宅の平均価格を乗じることにより算出する（図表 3.2.5(3)）。共同住宅のストック戸数は総務省の住宅・土地統計調査（図表 3.2.5(1)）、また、その平均価格は委託者から提供を受けた共同住宅の成約価格データの平均価格（図表 3.2.5(2)）を用いる。また、住宅・統計調査は 5 年ごとに実施されるのでその年を(3.2.5.1)の算出式における基準時点とする。つまり、過去には、1993 年、1998 年及び 2003 年に調査が行われたので、これらをそれぞれ、基準時点とする。

図表 3.2.5(1) : 共同住宅の戸数（千戸）

	<u>1993</u>	<u>1998</u>	<u>2003</u>
東京都	3,044	3,289	3,698
神奈川県	1,428	1,617	1,825
千葉県	707	820	925
埼玉県	774	922	1,055

出所：総務省

⁹⁶ コンポジット指数を計算するための基準点とエリア別指数の基準点は異なることに注意する。

図表 3.2.5(2) : 共同住宅の平均価格 (百万円)

	<u>1993</u>	<u>1998</u>	<u>2003</u>
東京都	39	23	25
神奈川県	37	22	19
千葉県	30	17	15
埼玉県	29	18	15

出所：委託者提供データに基づき早稲田大学国際不動産研究所作成

図表 3.2.5(3) : 共同住宅のストック価値 (百万円)

	<u>1993</u>	<u>1998</u>	<u>2003</u>
東京都	118,716,000	75,651,600	92,440,000
神奈川県	52,821,200	35,582,800	34,669,300
千葉県	21,222,000	13,934,900	13,867,500
埼玉県	22,443,100	16,601,400	15,820,500
Divisor	93,835,526	109,191,628	156,797,300

出所：早稲田大学国際不動産研究所

コンポジット指数の算出においては、1993年6月から1998年9月までについては、1993年を基準時点としたストック価値を用いる。また、1998年10月から2003年9月までのコンポジット指数算出には、1998年を基準時点としたストック価値を、同様に、2003年10月以降の指数算出には2003年を基準時点としたストック価値を用いる。なお、それぞれの基準時点の除数 (Divisor : 3.2.5.1 式の分母) は、2003年10月のコンポジット指数が100.0になるように設定されている。

以上のことは、基準点以降のコンポジット指数の算出、指数算出時に基準とするストック価値が、(現在) 設定されている基準時点のストック価値と同一である場合には、「標準加重割合」を用いて簡略化できることを示している。それぞれのエリアの標準加重割合は、コンポジット指数でカバーされているエリアのストック価値総計に対する、それぞれのエリアのストック価値の割合によって算出される。

$$w_{i(2003)} = V_{i(2003)} / \sum_i V_{i(2003)} \quad (3.2.5.2)$$

本検討の日本版ケース・シラーコンポジット住宅価格指数については、標準加重割合を適用することができるのは、2003年10月以降である。この場合、除数 (Divisor) は1に設定され、コンポジット住宅価格指数は、現在のエリア別の指数水準にエリアの標準加重割合を乗じて得た数値の総和によって求められる。

$$V_{Ct} = \sum_i w_{i(2003)} \times Index_{it}$$

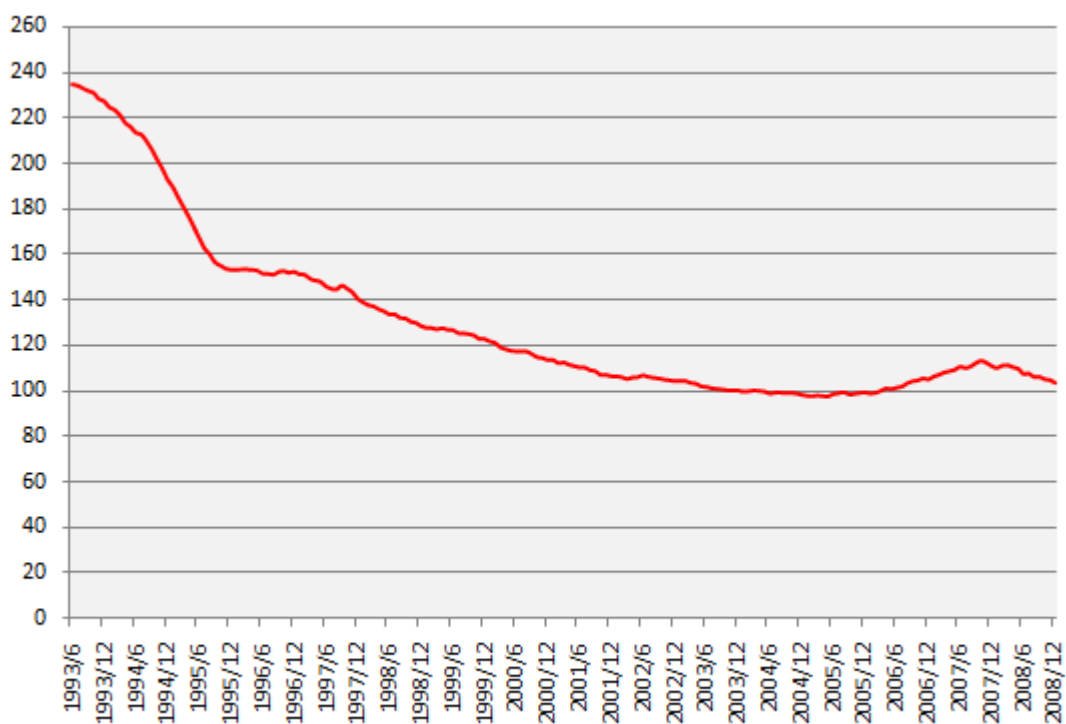
2003年10月以降のコンポジット指数の算出に使用する標準加重割合は、次のとおりである。

図表 3.2.5(4) : 標準加重割合 (コンポジット 4)

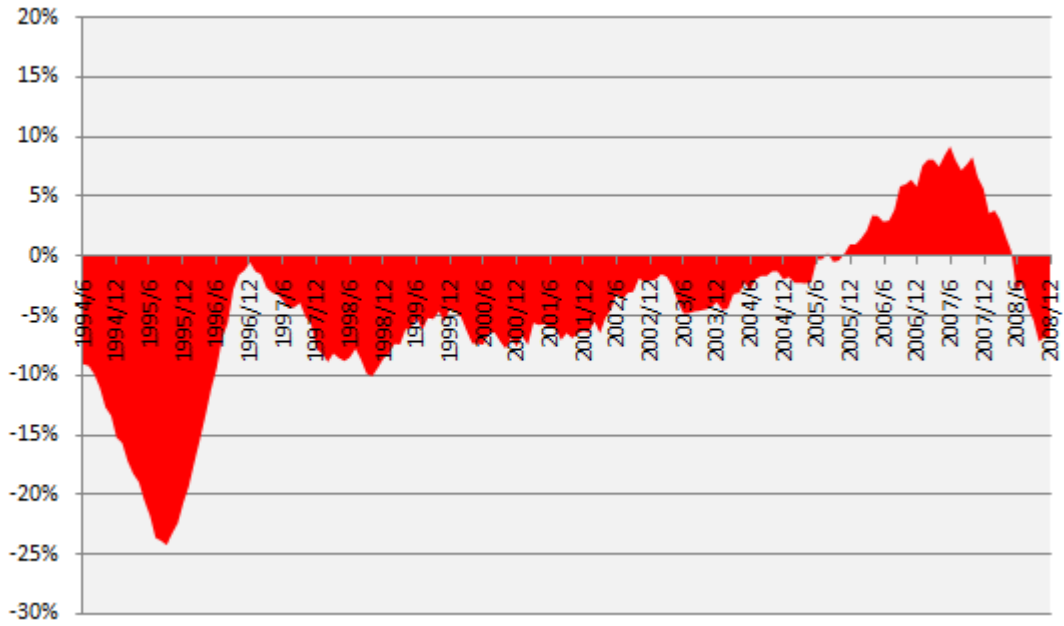
	<u>2003</u>
東京都	0.590
神奈川県	0.221
千葉県	0.088
埼玉県	0.101

出所：早稲田大学国際不動産研究所

上記で述べたコンポジット住宅価格指数の作成方法によって算出した「1都3県・日本版ケース・シラーマンション価格指数」を図表 3.2.5(5)に示す。



(a) 1都3県・日本版ケース・シラー住宅価格指数 (水準1993年6月～2008年12月)



(b) 1都3県・日本版ケース・シラー住宅価格指数 (同上、前年同月比)

図表 3.2.5(5) : 首都圏・日本版ケース・シラーマンション価格指数 (コンポジット 4)

3.3 日本版ケース・シラー住宅価格指数の精度

住宅価格指数の精度は、いずれの方式においても、次の3点について確認する必要がある。気にしなくてはならないほど多重共線性が高いか、指数にバイアスがないか、および観測誤差（標準誤差）は十分に小さいか、といった3点である。前述の第3.4節において推定した日本版ケース・シラー住宅価格指数の精度について次の3点を確認した。

- ① 多重共線性は問題とはならない。
- ② バイアスも問題はない。
- ③ 標準誤差も十分小さい。

以下では、これらの3つの結果について紹介する。

3.3.1 多重共線性は問題とはならない

多重共線性を「気にすべきか」どうかを判断する指標としてはいくつかのものが提案されている。本検討では、分散拡大要因(Variance Inflation Factor, VIF)統計量を調べた。VIFが大きいとき、多重共線性の影響を気にしなければならない。つまり、VIFが大きいとき、何らかの対応を取らなければならない。

東京都サンプルについて上記の3手法およびヘドニック指数により住宅価格指数を月次で推定した(1993年6月から2008年12月)。それぞれのVIFの平均値、中央値、最大・最小の値を図表3.3.1に示す。

	平均値	中央値	最大値	最小値
J-CS-IV	1.40	1.39	1.76	1.10
J-FHFA	4.14	4.12	5.46	2.38
J-MIT	70.76	77.56	122.50	2.20
ヘドニック指数*	32.97	33.73	52.82	1.66

(東京都サンプルについて上記の3手法により住宅価格指数を月次で推定。1993年6月から2008年12月。それぞれのVIFの平均値、中央値、最大・最小の値をここに示す。また、参考として、同一の標本を用いてヘドニック指数を推定し、そのVIFも示す。ここでのヘドニック指数の詳細は本稿の第2章補論(2)を参照のこと。)

図表 3.3.1 住宅価格指数回帰モデルのタイプによる VIF の違い

VIFが10以上を多重共線性の閾値とすると、J-MITとヘドニック指数以外の回帰模型については多重共線性を気にする必要はない。特に、日本版ケース・シラー住宅価格指数(ここではJ-CS-IVで代表しているが他のJ-CSシリーズにおいても同様である)についてはその影響はまったく気にする必要はない。J-FHFAについても気にする必要はない。なお、図表3.3.1のヘドニック指数では多重共線性の影響を気にしなければならない。これは、住宅価格の標本がリピート・セールス法のためのデータであること、および、ここでのヘドニック指数には時間ダミーとして

2 値ダミー(0 と 1 の組み合わせ)を用いていることがその原因である⁹⁷。

3.3.2 バイアスも問題はない

住宅価格指数のバイアスについては、①下方バイアス、および②トラッキング・エラーの 2 点について確認する必要がある。なお、本検討では標本バイアスはデータ・フィルタリングにより対応している⁹⁸。

(1) 下方バイアスの確認

住宅価格指数の算出方式のうち算術平均 (ARS) を採用している指数、つまり、日本版ケース・シラー住宅価格指数には下方バイアスは存在しない。下方バイアスが存在するのは幾何平均方式を採用する指数である (図表 3.3.2(1))。

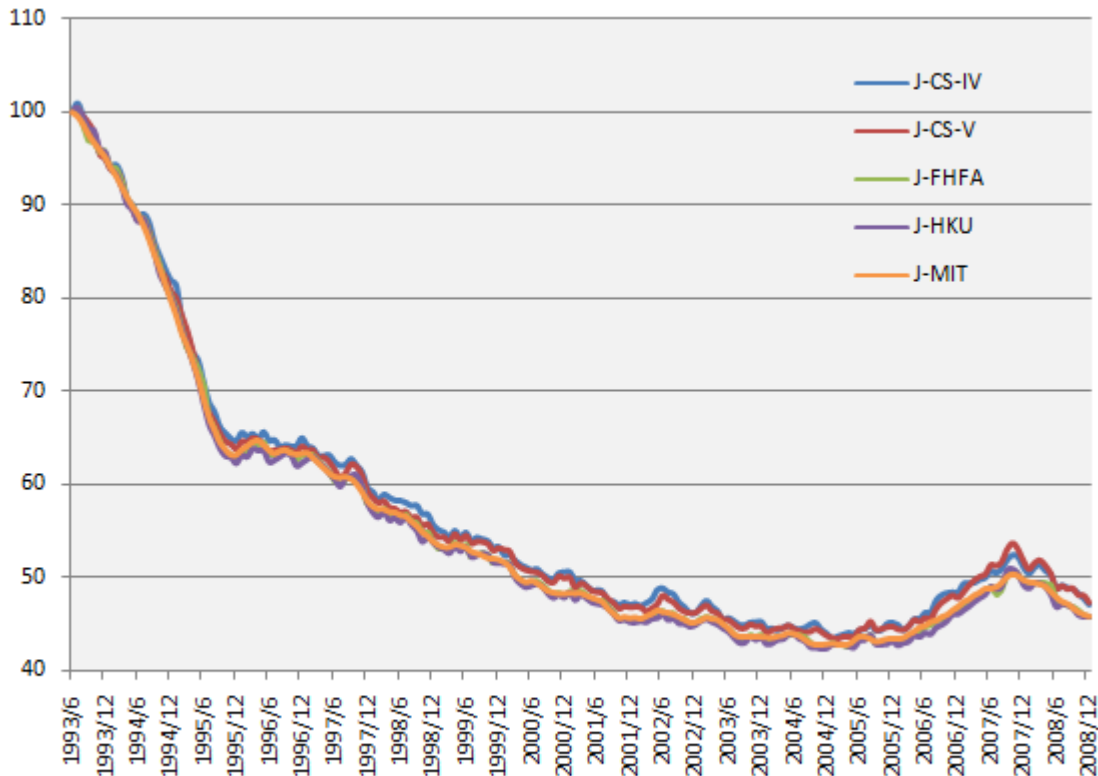
図表 3.3.2(1) 住宅価格指数とその下方バイアス

指数	方式	バイアス
J-CS-I	ARS	—
J-CS-II	ARS	—
J-CS-III	ARS	—
J-CS-IV	ARS	—
J-CS-V	ARS	—
J-CS-VI	ARS	—
J-CS-87	GRS	下方
J-FHFA	GRS	下方
J-HKU	GRS	下方
J-MIT	GRS	下方

日本版ケース・シラー住宅価格指数 I (J-CS-I)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 II (J-CS-II)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 III (J-CS-III)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV (J-CS-IV)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (J-CS-V、別名「早稲田大学住宅価格指数 GMM 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (J-CS-VI、別名「早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 87 (J-CS-87)、日本版 FHFA 住宅価格指数 (J-FHFA)、日本版香港大学型住宅価格指数 (J-HKU)、日本版 MIT 型住宅価格指数 (J-MIT)

⁹⁷ このヘドニック指数については第 2 章補論(2)に紹介している。

⁹⁸ P.26 「2.2.2(6)標本選択の影響」も参照のこと



(基準点を1993年6月とした場合の5つの住宅価格指数の比較。J-FHFA, J-HKU, および J-MIT の3種の指数はGRS方式である。その下方バイアスを確認することができる。)

図表 3.3.2(2) 住宅価格指数とその下方バイアス

図表 3.3.2(2)は、基準点を1993年6月とした場合の5つの住宅価格指数の比較。J-FHFA, J-HKU, および J-MIT の3種の指数はGRS方式である。図表 3.3.2(1)で予想した通り、その下方バイアスを確認することができる。

(2) トラッキング・エラーの確認

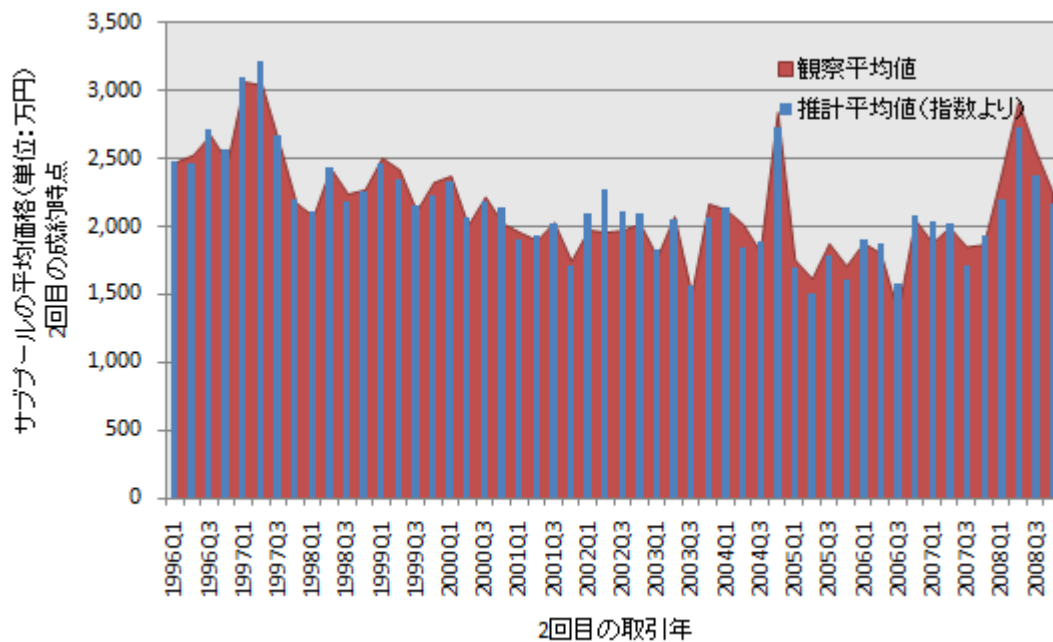
本章で作成した日本版ケース・シラー住宅価格指数（第 3.2 節の各グラフ参照）のトラッキング・エラーを求めたのが図表 3.3.2(3)～(7)である。

第 2 章で紹介した、米国のケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラー（アトランタ、シカゴ、ニューヨーク、サンフランシスコ）と日本版ケース・シラー住宅価格指数のそれを比較してみると、両者はほぼ同程度である。

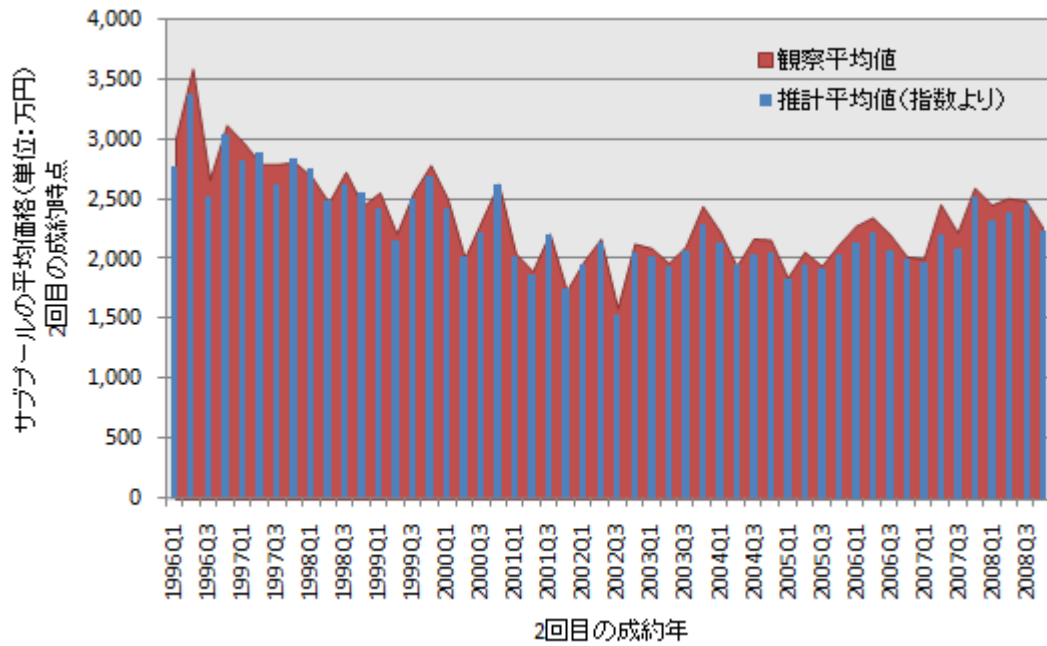
トラッキング・エラーは推定した住宅価格指数が実際の住宅市場の価格トレンドを適確に追跡しているかどうかを確認するための指標である。以上のことから（第 2 章の米国との比較を含む）から、日本版ケース・シラー住宅価格指数は各エリアの住宅市場のトレンドをうまく追跡しているものと言える。

図表 3.3.2(3) 日本版ケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラー

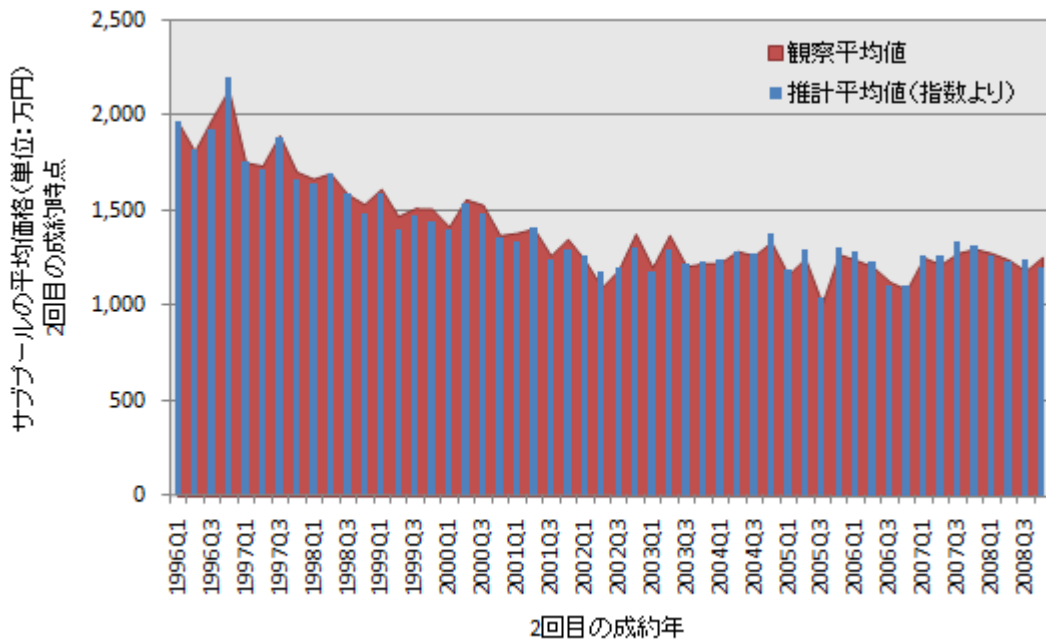
エリア	間隔	物件数	誤差（中央値）	絶対誤差（中央値）
東京都	3年	6,264	0.4%	7.6%
	5年	3,612	0.9%	8.5%
	10年	5,293	1.2%	10.6%
神奈川県	3年	8,031	0.4%	7.3%
	5年	4,239	0.5%	9.1%
	10年	5,535	2.3%	11.8%
千葉県	3年	5,903	0.2%	8.1%
	5年	2,847	1.1%	9.6%
	10年	3,346	1.3%	12.0%
埼玉県	3年	3,915	1.2%	10.4%
	5年	1,917	1.1%	10.2%
	10年	2,719	0.7%	8.9%



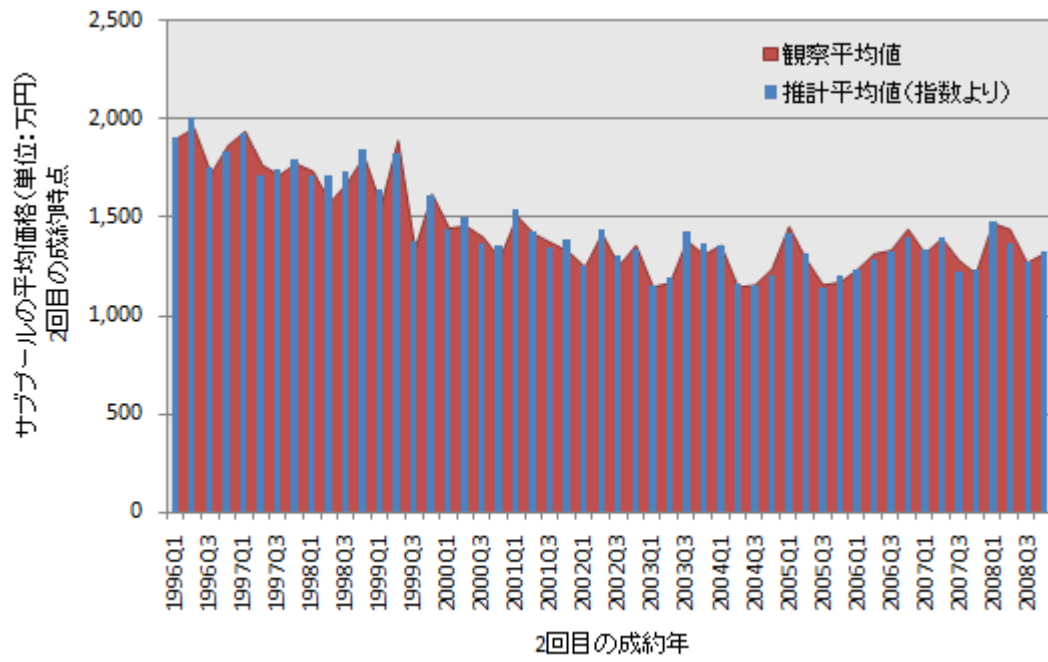
図表 3.3.2(4) 東京都・日本版ケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラー
(1回目の取引年 1995年)



図表 3.3.2(5) 神奈川県・日本版ケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラー
(1 回目の取引年 1995 年)



図表 3.3.2(6) 千葉県・日本版ケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラー
(1 回目の取引年 1995 年)



図表 3.3.2(7) 埼玉県・日本版ケース・シラー住宅価格指数のトラッキング・エラー
(1回目の取引年 1995年)

3.3.3 標準誤差も十分小さい

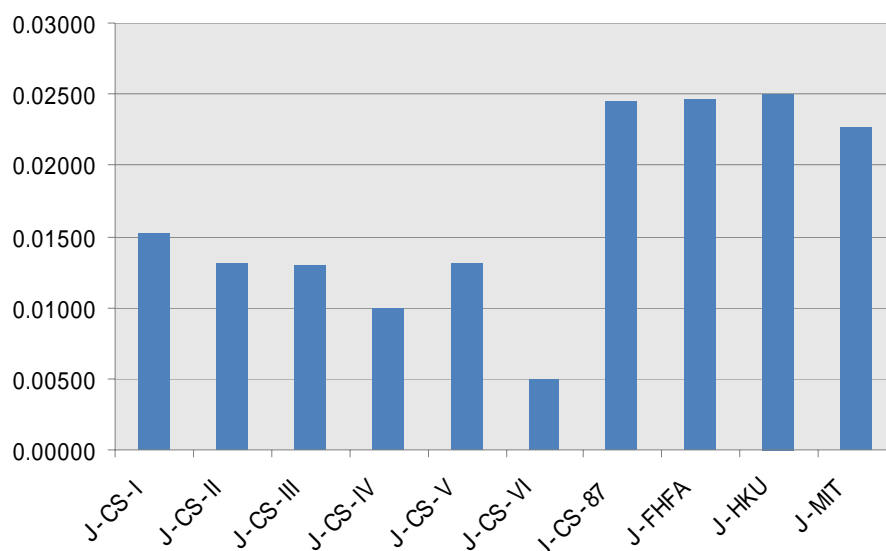
本検討の最大の成果は、日本版ケース・シラー住宅価格指数の観測誤差（標準誤差）が 1%～2%の範囲におさまることを実証したことであろう。図表 3.3.3(1)に本検討で推定した住宅価格指数の標準誤差を示す。

図表 3.3.3(1) 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその精度(標準誤差は平均値である)

指数	方式	バイアス	標準誤差	推定量	フィルター	ロバスト加重	期間の重み
J-CS-I	ARS	—	0.015	GLS	×	—	○
J-CS-II	ARS	—	0.013	GLS	○	—	○
J-CS-III	ARS	—	0.013	GLS	○	—	○2次
J-CS-IV	ARS	—	0.010	GLS	○	○	○
J-CS-V	ARS	—	0.013	GMM	○	—	—
J-CS-VI	ARS	—	0.005*	MCMC	○	—	—
J-CS-87	GRS	下方	0.025	GLS	○	—	○
J-FHFA	GRS	下方	0.025	GLS	○	—	○2次
J-HKU	GRS	下方	0.025	OLS	○	—	—
J-MIT	GRS	下方	0.023	Ridge	○	—	○

*MCMC の標準誤差はシミュレーション誤差である：日本版ケース・シラー住宅価格指数 I (J-CS-I)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 II (J-CS-II)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 III (J-CS-III)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 IV (J-CS-IV)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 V (J-CS-V、別名「早稲田大学住宅価格指数 GMM 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 VI (J-CS-VI、別名「早稲田大学住宅価格指数 MCMC 版」)、日本版ケース・シラー住宅価格指数 87 (J-CS-87)、日本版 FHFA 住宅価格指数 (J-FHFA)、日本版香港大学型住宅価格指数 (J-HKU)、日本版 MIT 型住宅価格指数 (J-MIT)

また、各指数の標準誤差をグラフで表示したものを図表 3.3.3(2)に示す。



図表 3.3.3(2) 日本版ケース・シラー住宅価格指数とその精度(標準誤差は平均値である)

図表 3.3.3(1)および図表 3.3.3(2)に示されるように、GRS（幾何平均）型を除いて、日本版ケース・シラー住宅価格指数（J-CS）は、その標準誤差が 0.5%から 1.5%の間に入っている。標準誤差が最も小さい指数はベイズ・アプローチの MCMC 型（マルコフ連鎖モンテカルロ・シミュレーション）指数である。ただし、この標準誤差はシミュレーション誤差である。

これらの標準誤差の比較を通して次のことが確認できる。

① 標本作成におけるデータ・フィルターの影響・・・標本作成におけるデータ・フィルターの指数の標準誤差への影響をみるために、J-CS-I と J-CS-II は全く同じモデルであるが標本だけが異なるように推定した。前者の標本にはデータ・フィルターをかけていない。後者の標本は第 3.4 節で述べる方法で作成したものである。両者の標準誤差の違いは、データ・フィルターの有無だけである。狙い通り、データ・フィルターをかけた標本を用いたほうが 10bps だけ標準誤差が小さい。両標本の数は同数にしてある。ただし、総数 1 万 9 千戸からフィルターで 1 万 6 千戸を選別した標本である。そのため、データ・フィルターが 10bps だけしか検出できなかった。利用できる観測データがより大規模かつフィルターで選別された標本との規模の格差がより大きければ、標本作成におけるデータ・フィルターの影響はここで確認できた程度より大きいものと考えられる。

② 頑健な手法の影響・・・MCMC 型（J-CS-VI 指数）はベイズ統計によるものであるので、これを除いてみれば、伝統的な統計アプローチの中では、J-CS-IV 指数の標準誤差が最も小さい。J-CS-IV 指数の回帰モデルと推定方法は J-CS-III と同じものである。両者の違いは、データに対してロバスト加重をかけたもの（J-CS-IV 指数）とその加重をかけないもの（J-CS-III 指数）、だけである。両者の標準誤差を比較することでロバスト推計の効果を確認することができる。両者には約 30bps の差がある。すなわち、その他の手法が全く同じでもロバスト加重を採用することで指数の標準誤差を約 30bps 改善することが可能である。

③ 推定量の違いによる影響・・・今回の推定では、MCMC 型（J-CS-VI 指数）とロバスト推計（J-CS-IV 指数）を除いて、伝統的な統計アプローチの 3 手法、すなわち、一般化最小二乗法と回帰モデルの攪乱項に 1 次の保有期間調整を考慮するもの（J-CS-II 指数）、その 2 次の項を考慮するもの（J-CS-III 指数）、および一般化積率法を用いるもの（J-CS-V 指数）、については 3 つとも標準誤差は同程度になった。この点についてはさらなる調査が必要だと考えられる。

いずれにしても、これまで本稿で述べてきたように、標本の適切さ、回帰モデルの選択、および推定手法の選択などによって、住宅価格指数の精度をある程度はコントロールできることが実証されたと言える。

3.4 標本の作成とデータ・フィルターによるその品質管理

本節では、委託者から提供を受けた既存住宅の成約価格データを用いて、上記で推定した日本版ケース・シラー住宅価格指数のための標本の作成方法について述べる。特に、次の4点について紹介する。

- ① 本検討で利用する成約価格データの規模とその概要
- ② 成約価格データ・エラーへの対応
- ③ データ・フィルターと指数推定のための標本の作成
- ④ 外れ値への対応

3.4.1 本検討で利用する成約価格データとその規模

本検討で利用する成約価格データはレインズ⁹⁹により収集される、東日本レインズのデータベースである。そのデータの概要は以下のとおりである。

- 価格のタイプ：成約価格のみ
- データ数：約 540,000 件
- 期間：1990年5月～2008年12月
- データ項目：取引日、取引価格、所在地、物件の種類（戸建住宅、共同住宅等）、竣工年月、階層、構造等
- 対象となる住宅市場：東日本レインズの管轄区域（北海道、青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県、茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、新潟県、山梨県、長野県）

本検討では、ケース・シラー住宅価格指数と同様、成約価格のみを使用する（成約価格データを利用した住宅価格指数の作成およびその精度の検証は本検討が日本初¹⁰⁰の試みである。）。住宅の募集価格、鑑定評価額、および固定資産税評価額等は使用しない。

日本のレインズの成約価格データは米国のMLSと類似のものである。登記所に申告された成

⁹⁹ レインズ (REINS) とは Real Estate Information Network System の略で、国土交通大臣から指定を受けた不動産流通機構が運営しているコンピューターネットワークシステムの名称である。指定流通機構の会員不動産会社が、機構内に設置してあるホストコンピューターから不動産情報を受け取ったり、情報提供を行うシステムで、会員間での情報交換がリアルタイムで行われている。国土交通大臣指定不動産流通機構は全国を1.財団法人東日本不動産流通機構（東日本レインズ）2.社団法人中部圏不動産流通機構（中部レインズ）3.社団法人近畿圏不動産流通機構（近畿レインズ）4.社団法人西日本不動産流通機構（西日本レインズ）の4つに分け運営されている。なお、指定流通機構とは、宅地建物取引業者間で不動産情報を交換するために、宅地建物取引業法第50条の2の4第1項の規定により、国土交通大臣が指定した公益法人。

¹⁰⁰ ただし、ヘドニック法によるものは太田誠先生（現早稲田大学大学院ファイナンス研究科教授）監修により開発・実用化されたものが成約価格データを用いた日本初の試みである。この指数は東日本レインズおよび財団法人日本総合研究所から公表されている。そのため、本研究ではヘドニック法による指数は検討の対象としない。参考のために、第2章補論(2)に我々のヘドニック法により推定した東京マンション価格指数を掲載している。

約価格を転記してデータベースを作成する方法に比べ、転記などのミスがないなどの利点を有する。しかし、成約価格データの適切性を担保するには、以下に述べる 3 つの方法によって、ふりかけられる。

3.4.2 成約価格データ・エラーへの対応

住宅価格指数の推定に用いるデータにエラーとして、成約価格等が不正確である場合がある。例えば、成約価格の金額に明らかに桁数の間違いがあるもの、あるいは、成約年月日が正確でない場合（例えば、取引月が 11 月である場合にその取引日に 31 日と記載されている等）がある。本検討では、これらの申告ミス、記入ミスなどの問題について、それを低減する経験についてレイズに詳しい実務家および米国ファイサーブ社の経験を利用して、そうした問題のあるデータをスクリーンアウトするフィルターを設けた。

3.4.3 データ・フィルターと指数推定のための標本の作成

データ・フィルタリングの目的は、指数が市場のトレンドを表象するものとするために、市場のトレンドに関与しない要因による価格変化が生じている取引を排除することにある。

例えば、売り急ぎ、買い進み等の特殊事情が存する取引については、市場価格より割安又は割高で取引されることが多く、このような取引当事者による取引価格は適正な価格で取引されているとはいえない。また、実物不動産の取引価格は、取引時点における不動産の属性を反映したものであり、同一物件（同一戸）であっても、増改築や用途地域の変更等により、取引された不動産や地域の特性に変化がある場合等においては、第一取引と第二取引の不動産の属性が異なると考えられる。指数が、同質性を有する住宅について、市場価格の平均的な変化率を表象するものとするためには、このような取引については、サンプルから排除する必要がある。従って、本検討における住宅価格指数の作成においては、取引された物件（不動産）や地域の特性に変化がある場合、取引当事者に特殊な事情が存在する場合等、（市場の動向とは関与しない）地域的、個別的事情による価格変化があった場合には、取引サンプルから排除する。

適切な成約価格データの標本を抽出するためにデータ・フィルターを本検討では次のように設定した。

1) 保有期間に関するフィルタ（転売取引の排除）：セールスペアのうち、第二取引日が第一取引日から起算して 6 ヶ月以内のセールスペアは指数算出に当たって、データから排除する。このフィルタは、特殊な事情等がある取引データを指数の算出に当たり排除するために必要なフィルタである。二時点の期間（保有期間）が短いセールスペアについては、市場の動向とは関与せず取引価格が決定されていることが多く、短期売買による取引データを指数に含めると、市場価格よりも過剰に評価してしまうという結果が得られている。従って、このような取引については、指数算出時のサンプルから排除する¹⁰¹。不動産市場に関与しない地域的、個別的要因により価格が

¹⁰¹ 一方、取引の二時点間（保有期間）が長い取引ペアについては、不動産や地域の特性の変化が起こる可能性が高く、このような場合には、市場の動向に関与しない取引価格の変化が生じてしまう。従って、このようなセールスペアが、フィルタリングのプロセスの際に排除されなかった場合には、重み付けに当たって、ウェイトを弱める。なお、香港大学の指数では、保有期間が 10

変化したペアや、取得に当たって、特殊な事情があり、適正とはいえない価格で取引されたペアは、データ・フィルタリングにより排除される。

2) 過度に古い取引：1993年以前の期間については、取引データが乏しく、このような少ないデータ量で作成されたインデックスは適切な推定とはいえない。従って、第一取引の時期が1993年以前である取引については、これを排除する。

3) データが不完全である取引：物件タイプの情報や位置特定に必要な場所に関する情報等が欠如している場合には、これを排除する。

4) 用途転換されている取引：第一取引と第二取引の両時点において、不動産の用途が同質であり、比較可能でなければならない。例えば、オフィスからマンションへ用途転換された場合等には同質性を有する不動産についての取引とはいえず、比較可能性あるとはいえない。従って、用途転換等がある取引については、これを排除する。

5) 建物が第一取引以後に建てられている取引：第一取引後に建物が竣工されている場合には、第一取引にあたり既存建物の価値を考慮せず、土地の価値に相当する価格として取引されている可能性がある。従って、第二取引における建物の竣工年が第一取引時点よりも後である取引については、これを排除する。

6) 建物面積が同一でない取引：第一取引と第二取引で建物面積が異なる場合には、増改築が行われた可能性があり、このような場合には同質の不動産の取引といえない。従って、このような取引については、これを排除する。

7) 第一取引以後に交通施設が整備されている取引：第一取引後に駅（沿線）が新設されている場合には、不動産の利便性等に変化があり、同質性を有する不動産の取引とはいえない。従って、第二取引における最寄駅等が第一取引時点の最寄駅等と異なる取引については、これを排除する。

8) ポートフォリオ取引：ポートフォリオ（複数の不動産）の一部として取引された不動産については、第一取引と第二取引ともに適切な取引と認められない限りこれを排除する。このフィルタにより、ポートフォリオで取引された不動産は、ポートフォリオの総額のうち個別の不動産の取引価格の内訳が明確であり、かつ適切でない限り、指数の算出に当たってのサンプルから排除する。

9) 異常リターンに関するフィルタ：年換算リターンが絶対値でみて50%を超えるものを排除する。このフィルタは、報告された価格にミスがある場合や開発、再開発された不動産等、市場の変化に基づかない理由で価格変化を示した取引のうち、前期フィルタリングで排除できなかった

年以上の取引については、サンプルから排除している。

ものについて、再度フィルタリングを行うことにより、精度を高めるものである。

10) 新築価格データの排除：本指数は中古住宅価格指数である。そのため、当然のことながら、本指数を推定するための標本から新築価格データを排除する。本検討で用いた成約価格データにはその属性として「新築」と「中古」に分類されているので、上記のデータ・フィルタリングの実行は容易である。日本では、新築価格データの混入した中古住宅価格指数はナンセンスである可能性が高い。ただし、米国の住宅指数についてはこの限りではない。次のことは、リピート・セールス指数に限らず、全てのタイプの住宅価格指数に関わるポイントであるので、留意する必要がある。

- ① 日本の住宅市場では新築市場と中古市場が分断されている可能性が高い。
- ② 市場の分断とは、価格形成のメカニズムが、両市場で異なることである。
- ③ 住宅価格指数は、一般には、住宅「ストックの流通価格」のトレンドを表象する（株価指数と同じ）。住宅価格指数は、新しくストックに追加される新築住宅の価格変動を追随しようというものではない（つまり、株式市場に喩えれば、株価指数は新規上場される IPO 銘柄の価格変動を表象するものではない。IPO 市場はストックの流通市場とは別物である。）。
- ④ 日本の住宅流通市場における中古流通のシェアは 13%程度である。87%は新築が占める。そのためもあって、中古住宅の価格付けと新築住宅の価格付けは異なる。
- ⑤ つまり、他の条件がすべて同じ 2 つの住宅がある場合、新築であるか中古であるかの違いだけで、これらの住宅価格に格差が生じる。
- ⑥ 上記の 2 つの住宅は経済条件が全く同じであっても、新旧というカテゴリーの違いによる、消費者の「心理的なバイアス」によって、価格差が生じてしまう。住宅流通市場では、この格差は「新築プレミアム」と呼ばれている。日本では、新築プレミアムは無視できないほど大きいと考えられる。
- ⑦ また、新築プレミアムは明らかに時間変化による価格変動分ではない。そのため、上記で述べたように、新築と中古の住宅価格をチャンポンにした住宅価格指数は意味をなさないと考えるのが一般である。もし、そうする場合には、その住宅価格指数に含まれる新築プレミアムを何らかの方法で除去する必要がある。本指数は、データ・フィルタリングの段階で、新築価格データをふるい落とすことでこのバイアスを回避している。
- ⑧ 米国の住宅市場では状況が異なる。中古住宅流通のシェアは 75%程度と新築を圧倒している。そのため、日本とは逆に、米国では中古住宅の価格を無視して新築住宅の価格付けをすることは難しく、米国の住宅市場における新築と中古の市場分断は日本に比べればその程度は小さいと言える。従って、米国の住宅価格指数（リピート・セールス指数）において、新築の価格データを用いても、日本ほど大きなバイアスにはならないであろう。それでもバイアスは存在するわけで、スタンダード・アンド・プアーズのケース・シラー住宅価格指数のデータ・フィルターでは「新築は除外する」ように設計されている。
- ⑨ なお、新築プレミアムの定量分析は本検討では行わない。その計測は難しい。例えば、新築の定義をどうするか？例えば、住宅の「誕生日」をその竣工日とした場合、「生後何ヵ月まで」の住宅を「新築」とするのか？例えば、1年を境に新築と中古に分類するとしよう。また、1年を 365 日とすると、生後 364 日の住宅は新築、生後 366 日の住宅は中古ということになる。

築 364 日の住宅と築 366 日の住宅では、その新しさという質においては同じであっても、新旧の Kategorii の違いによる、心理的バイアスに基づく価格差が生じる可能性がある。こうした新旧という人工的な Kategorii だけが異なる、他の質を同一視できるような住宅価格データを集めてきて、回帰分析を実施すれば、新築プレミアムを定量化することができるだろう。しかし、新旧の区分の方法はさまざまである。また、嗜好の異なる多様な消費者の心理的バイアスの程度もさまざまである。幸い、本指数は中古住宅価格指数であるので、こうした問題については検討しないこととし、上記のように、データ・フィルタリングで新築を排除することで対応する。

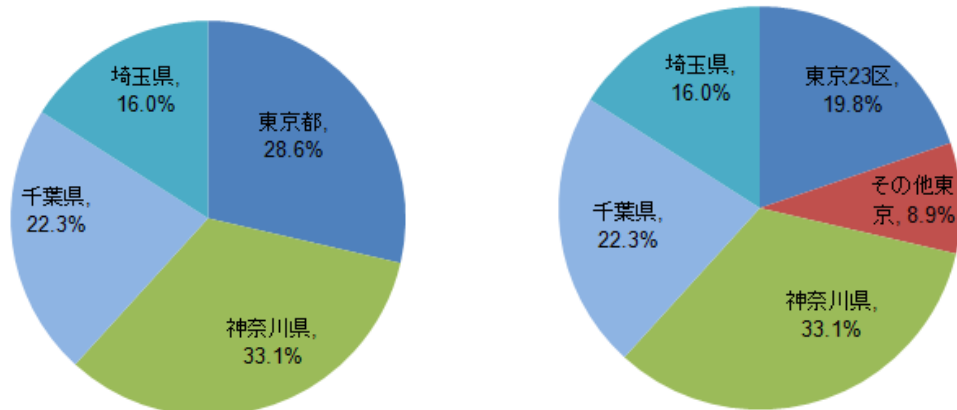
フィルタリングは次の手順で行う。まず物件の種類等に関するデータフィルタをかけた後に、セールスペアを作成し、そのセールスペアについて保有期間等により再度フィルタリングを行う。取引データのペアリング（マッチング）に当たっては、収集された個別の住宅売買の取引について、以前における同一住宅の取引の有無を調査する。当調査により、同一住宅の取引の存在が確認された場合には、それぞれの取引をペアにし、これをセールスペアとみなす。このセールスペアにより、質や規模について同じ属性を有する（同質性を有する）住宅の価格変化率を計算することができる。また、リピート・セールス指数を作成する上で必要な情報としては、所在地、竣工年月、階層、建物構造、所在階、専有面積、部屋タイプ、部屋数、バルコニー方向、バルコニー面積などである¹⁰²。これらもフィルター用に使っている。

以上の方法でデータ選別とペアリングを行い、ふるいに残ったセールスペアを指数回帰模型推定のためのデータサンプルとする。リピート・セールスペアをエリア別にみると、東京都及び神奈川県が相対的に多く、両エリアで約 6 割を占めている。またセールスペアをタイプ別にみると、ファミリータイプが約 9 割超を占めており、ワンルームのシェアは約 5%程度である。

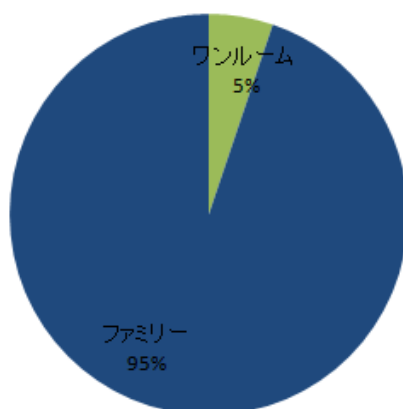
図表 3.4.3(1) リピート・セールスペアのエリア割合

エリア	セールスペア数 (件)	首都圏におけるエリアの割合 (%)
東京都	16,598	28.6%
(うち区部)	(11,452)	(19.8%)
神奈川県	19,196	33.1%
千葉県	12,925	22.3%
埼玉県	9,247	16.0%
首都圏	57,966	100.0%

¹⁰² 同一マンションであっても、各戸について、階層、位置等が異なり、個別性があることから、(同一戸でない限り)、厳密には異なる属性の不動産であると考えられる。従って、同一マンションの成約価格そのものの変化率を用いた指数には属性の違いによるバイアスが含まれてしまう。日本版ケース・シラー住宅価格指数では、戸を特定することにより、階層、専有面積、部屋タイプ等の属性について同質性を有する不動産価格を抽出している。



図表 3.4.3(2) リピート・セールスペアの特徴



3.4.4 外れ値への対応

上記のフィルタリング機能は完全ではないので、中には問題のあるデータが滑り込んできたりすることもある。そのため、指数の推定段階における統計モデルを使って、セールスペアについて異常値の有無を特定する。異常値とみなされたセールスペアについては、排除することはないが、重み付けをする際、そのウェイトを少し低めにする。

本検討では、以上に述べたように、住宅価格指数の推定に用いる成約価格データの標本の品質を管理する。

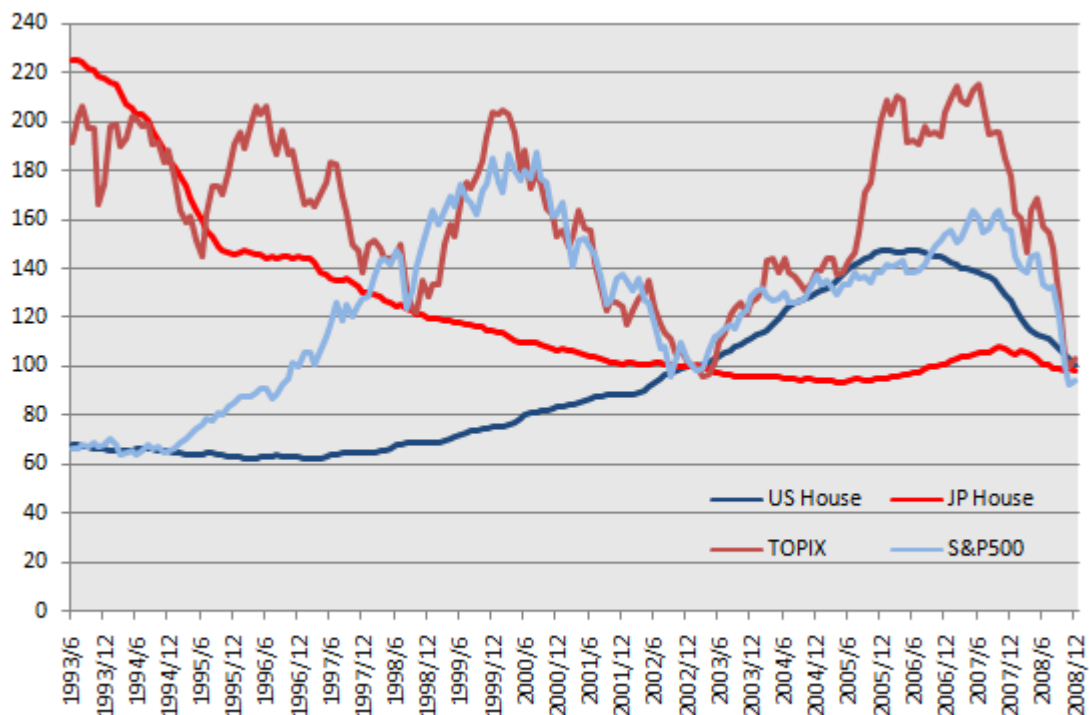
3.5 まとめ - ケース・シラー住宅価格指数の日米比較 -

最後に、上記で作成した日本版ケース・シラー住宅価格指数の時系列特性について簡単に紹介して、本章のまとめとしたい。次の2点について整理する。

- ① 日米で共通の住宅価格指数をもつことの意義
- ② 日米の住宅価格と株価の時系列特性

3.5.1 日米で共通の住宅価格指数をもつことの意義

日米で共通の住宅価格指数を持つことは、大げさに言えば、両国民の悲願であった。例えば、図表 3.5.1(1)は、本章で作成した日本版ケース・シラー住宅価格指数、米国の S&P/CS 住宅価格指数、日本の株価指数 TOPIX、および米国の株価指数 S&P500 の推移を比較したグラフである（自国の CPI<生鮮食料品除く>で実質化し、2003年1月を100とした。期間は1993年6月～2008年12月。）。



日米の住宅価格と株価（自国の CPI で実質化、2003年1月 = 100）

日本（J-CS（コンポジット）、TOPIX）：米国（SP/CS、S&P500）

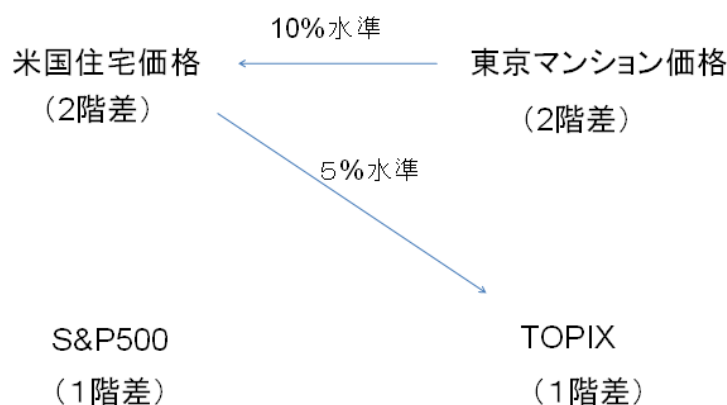
図表 3.5.1(1) 日米の住宅価格と株価の推移（1993/6－2008/12）

図表 3.5.1(1)をどう解釈するか？この問いに答えるのは本検討の目的ではないのでその答えは読者に委ねるが、例えば、こうした比較をするのが本検討の一つの狙いである。そこでは、日米の住宅価格指数が消費者物価指数と同程度の観測精度を有しかつ株価指数とも整合的であることは、国民が両国の経済を理解するうえでも、企業がビジネスを行ううえでも、あるいは政府が経済政策を立てるうえでも、中央銀行が金融政策を検討するうえでも、大きな安心感と信頼感を与

えることになるだろう。

図表 3.5.1(1)のグラフ作成において、2003年1月を基準とした一つの理由は、米国の住宅価格バブルがこの時点から成長をはじめたからである。ここを基準にしてみた場合、両国の住宅価格および株価は2008年12月には米国住宅価格バブルの発生時点の水準に戻った。また、興味深いことに、2003年以降、米国の株価のピークは米国の住宅価格のピークよりも遅れている。米国の住宅価格に対するこの遅れは、日本の住宅価格（ここでは首都圏のマンション価格）のラグと同様である。また、消費者物価指数で実質化した2003年以降の株価は、米国に比べて日本の株価の上昇はるかに大きい。

さらに、興味深いことは、アジア金融危機（1997年）以降の日米の株価は、同様のパターンで動いているが、両国の株価の水準は日本の住宅価格を「フロア」（底）にしているように見えることである。つまり、株価のサイクルの「底」の転換点は住宅価格により与えられる。

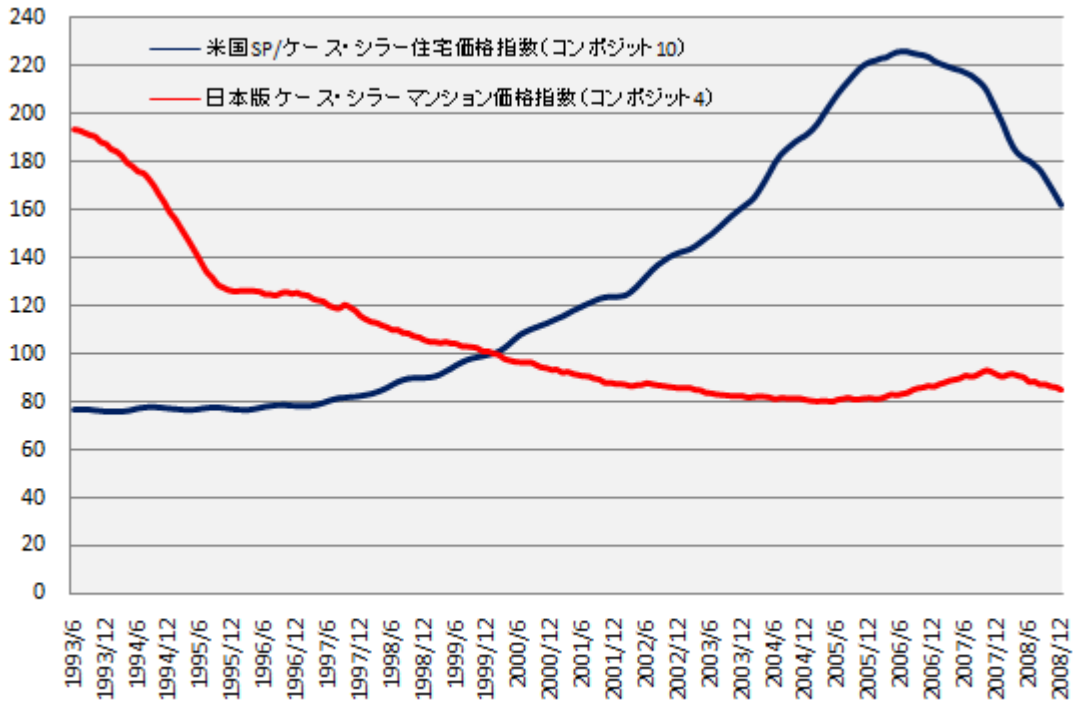


図表 3.5.1(2) 日米の住宅価格と株価の関係：グレンジャーの意味での因果関係（月次指数、1993年8月から2008年12月）

図表 3.5.1(2)は、1993年8月から2008年12月の期間に、両国の住宅価格と株価の間にどのような関係があったかをみたものである。そこでの関係は、相関係数ということではなく、グレンジャーの意味での因果関係を示している。株価指数にとってはそれぞれの対数価格差、住宅価格指数についてはそれぞれの対数価格差のさらに格差をとったものである。この図に示されるように、日本版ケース・シラー住宅価格指数（東京マンション価格）は米国の住宅価格に有意水準10%で因果関係をもち、米国の住宅価格（SP/CS住宅価格指数）は5%の有意水準で日本の株価TOPIXに影響を及ぼしている可能性がある。繰り返しになるが、ここで経済学的な解釈を与えることが本検討の目的ではなく、それぞれが同じ方式で算出された価格指数を相互に比較できることの安心感と信頼感の一旦が伝われば本項の目的は達成される。

3.5.2 日米の住宅価格と株価の時系列特性

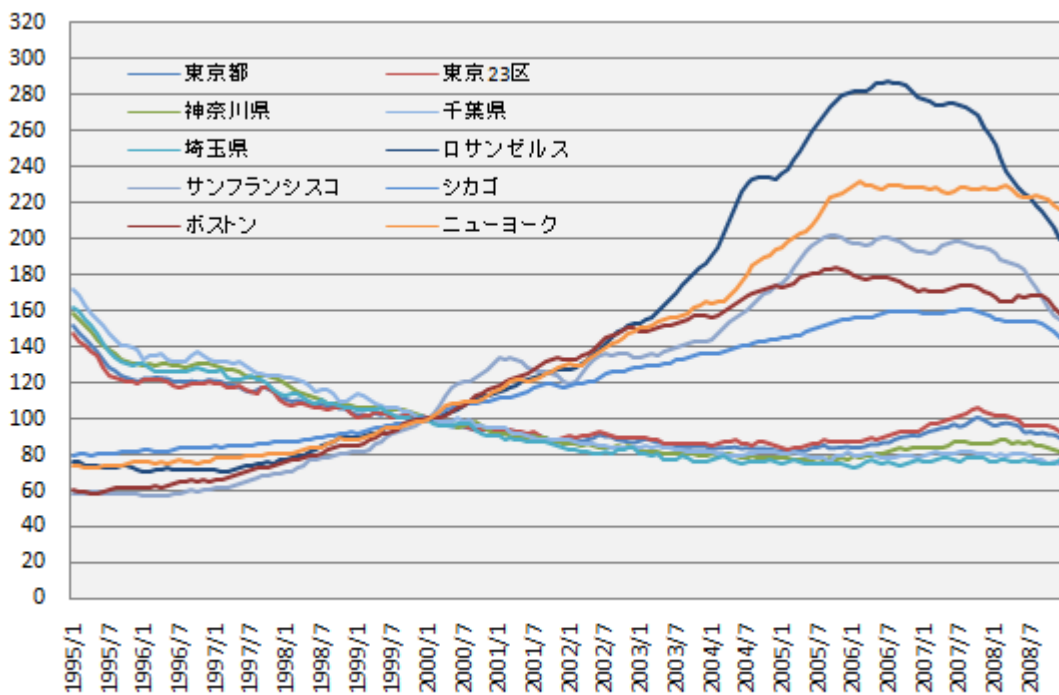
本項では、日米の住宅価格の時系列特性をみる（参考として日米の株価の特性についても触れる）。まず、図表 3.5.2(1)は米国の戸建コンポジット10指数と日本の首都圏マンション・コンポジット4指数を比較したものである（2000年1月を100として比較）。



図表 3.5.2(1) 日米の住宅価格の推移 (1993/6-2008/12)

米国の S&P/CS 住宅価格指数にはマンションのコンポジット指数はないので、上記の図では、米国の戸建住宅のコンポジットと日本の首都圏マンションのコンポジットの指数を比較している。

エリア別には米国 S&P/CS 住宅価格指数にもマンション価格指数がある。図表 3.5.2(2)は両国 10 都市のマンション価格の推移を比較したものである (1995/1-2008/12)。



図表 3.5.2(2) 日米のマンション価格の推移 (1995/1-2008/12)

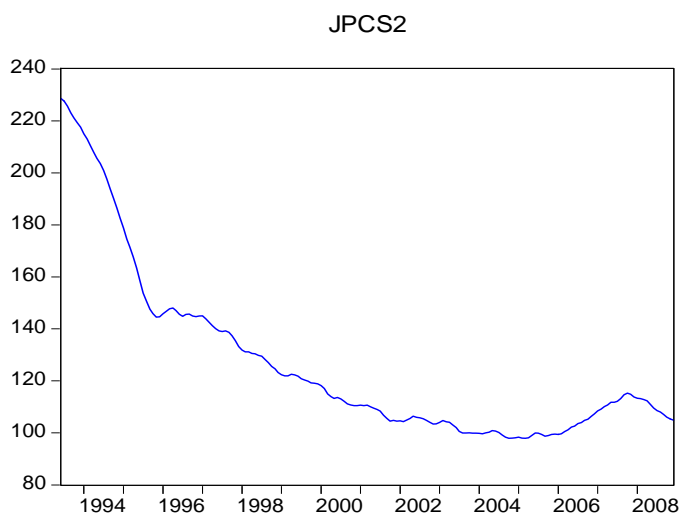
また、図表 3.5.2(3)は、同一期間における、これら 10 都市のマンション価格の相関関係をみたものである。

図表 3.5.2(3) 日米のマンション価格の相関 (1995/1-2008/12)

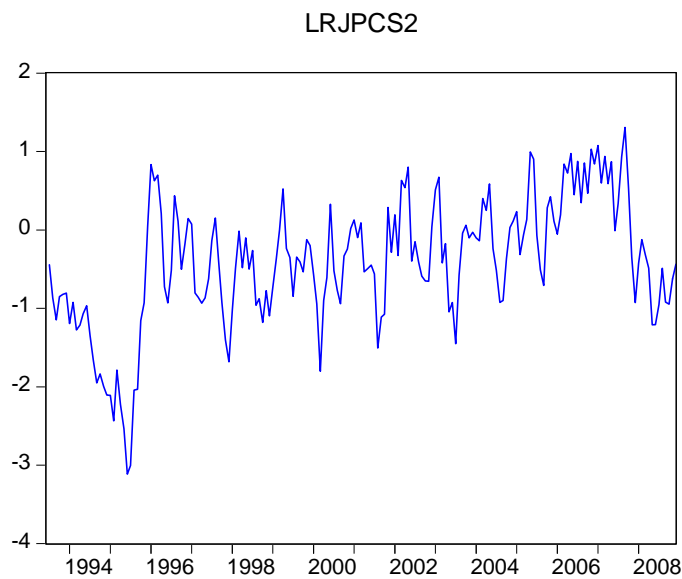
	ロサンゼルス	サンフランシスコ	シカゴ	ボストン	ニューヨーク	東京都	東京23区	神奈川県	千葉県	埼玉県
ロサンゼルス	1.00									
サンフランシスコ	0.97	1.00								
シカゴ	0.97	0.99	1.00							
ボストン	0.94	0.98	0.98	1.00						
ニューヨーク	0.98	0.97	0.99	0.95	1.00					
東京都	-0.69	-0.79	-0.78	-0.86	-0.70	1.00				
東京23区	-0.63	-0.74	-0.73	-0.82	-0.64	0.99	1.00			
神奈川県	-0.78	-0.87	-0.87	-0.93	-0.80	0.98	0.96	1.00		
千葉県	-0.80	-0.89	-0.89	-0.93	-0.83	0.96	0.93	0.99	1.00	
埼玉県	-0.81	-0.90	-0.90	-0.94	-0.84	0.96	0.93	0.99	1.00	1.00

次に、両国の住宅価格と株価の時系列特性について整理しておこう。まず、日本版ケース・シラー住宅価格指数（東京都マンション価格指数）の基本的な特性からみていこう。

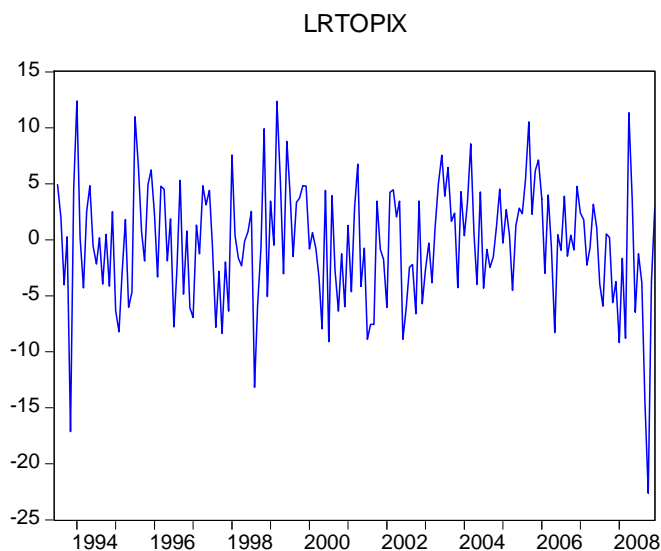
図表 3.5.2(4)は東京都のマンション価格指数（1993/6-2008/12）を示す。また、図表 3.5.2(5)は、その月次変化率を示す。



図表 3.5.2(4) 東京都のマンション価格指数 (1993/6-2008/12)



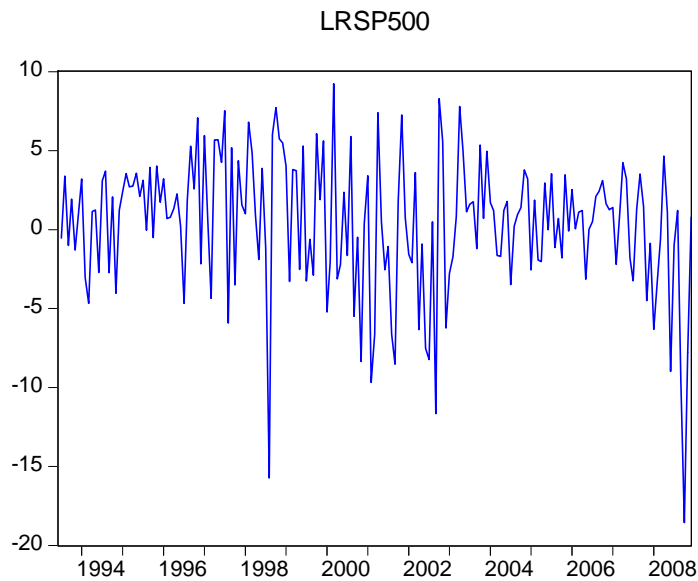
図表 3.5.2(5) 東京都のマンション価格指数の月次変化率（1993/6－2008/12）



図表 3.5.2(6) TOPIX の月次変化率（1993/6－2008/12）

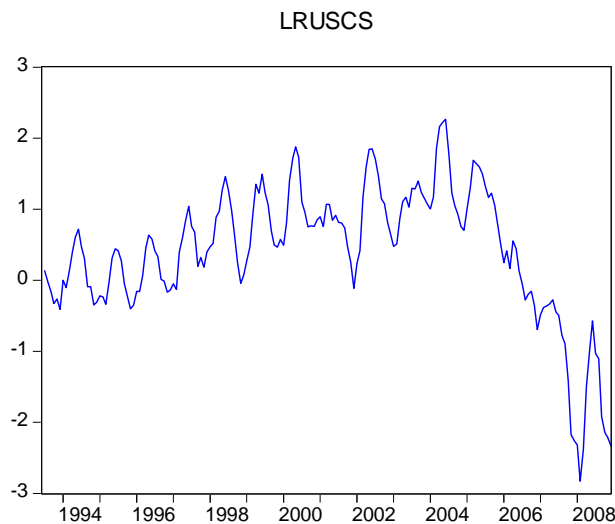
図表 3.5.2(6)は日本の株価指数 TPOIX の月次変化率をみたものである。図表 3.5.2(5)の東京マンション価格指数の月次変化率のパターンとは異なることが分かる。この違いは、両市場の流動性と情報効率性の違いに起因していると考えられる。米国のケースをみるともっと明確になる。

図表 3.5.2(7)は米国の株価指数 S&P500 の月次変化率を示したグラフである。図表 3.5.2(6)の TOPIX の月次変化率のパターンと同様であるが、S&P500 のほうがこの期間の変動は多少規則性があるように見える。



図表 3.5.2(7) S&P500 の月次変化率 (1993/6-2008/12)

図表 3.5.2(8)は米国ケース・シラー住宅価格指数(戸建て)の月次変化率 (1993/6-2008/12) を示す。米国の戸建て住宅の市場には明確な季節性がみてとれる。日本の東京マンション価格指数に比べても、かなり明瞭な変動パターンをみてとれる。



図表 3.5.2(8) 米国ケース・シラー住宅価格指数(戸建て)の月次変化率 (1993/6-2008/12)

さて、図表 3.5.2(9)に、以上の日米の住宅価格と株価の指数の月次変化率の基本統計量を示す。東京マンション価格指数の月次変化率は他の 3 つの価格指数の変化率に比べると相対的にやや正規分布に近い分布である。しかし、米国の戸建て価格指数はより株価指数の分布に近い。

図表 3.5.2(9) 日米の住宅価格と株価の指数の月次変化率の基本統計量

標本期間：1993/6－2008/12

指数	東京マンション価格		米国戸建て価格		TOPIX		S&P500	
	1993M06	2008M12	1993M06	2008M12	1993M06	2008M12	1993M06	2008M12
サンプル	186	186	186	186	186	186	186	186
観測数	186	186	186	186	186	186	186	186
平均値	-0.419	0.404	0.404	0.404	-0.328	-0.328	0.374	0.374
中央値	-0.409	0.484	0.484	0.484	0.015	0.015	1.036	1.036
最大値	1.308	2.266	2.266	2.266	12.394	12.394	9.232	9.232
最小値	-3.114	-2.829	-2.829	-2.829	-22.638	-22.638	-18.564	-18.564
標準偏差	0.818	0.938	0.938	0.938	5.299	5.299	4.330	4.330
歪度	-0.499	-0.972	-0.972	-0.972	-0.500	-0.500	-1.008	-1.008
尖度	3.465	4.473	4.473	4.473	4.381	4.381	5.150	5.150
Jarque-Bera	9.399	46.089	46.089	46.089	22.529	22.529	67.339	67.339
確率	0.009	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

この期間の両国の住宅価格の月次変化率は対照的であり、その平均値は正負に分かれる。その絶対値が同程度であることが興味深い。そうした日米の資産価格の逆相関の関係は株価指数の月次変化率でも同様である。また、ボラティリティ（標準偏差）は、東京マンション価格が最も小さいが、株価指数では TOPIX のボラティリティが S&P500 のそれよりも大きい。

次に、上記で示した 4 つの価格指数のプロット図（月次変化率のグラフ）を定量的に解釈してみよう。まず、株価は様々なニュースによって絶えず変動しているため、株価指数の月次変化率（株価収益率）はその過去の値だけで完全に決まるといったことはない（市場の情報効率性が高い）。これに対して、住宅価格は過去の値に依存する部分が多い。住宅価格も様々なニュースに反応するのだが、その程度は株価に比べるとかなり小さい（市場の情報効率性が低い）。

今、現在の価格変化率が、 p 期前までの価格変化率に依存するものとする、その関係は次の自己回帰(Autoregressive)モデル(AR 模型)を用いて表すことができる。

$$r_t = a + b_1 r_{t-1} + b_2 r_{t-2} + \dots + b_p r_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.5.2)$$

ここで、

r_t : 時点 t の価格変化率（収益率：対数価格差）

a, b_1, \dots, b_p : パラメータ

ε_t : 誤差項 iid $N(0, \sigma^2)$

AR モデルを用いた時系列分析では、①モデルの次数 p を特定化し、②次に、パラメータを推定する。上記の 4 つの価格指数の月次変化率(対数価格差)に対して AR モデルを推定した結果を図表 3.5.2(10)に示す。

図表 3.5.2(10) AR モデルの次数の決定とそのパラメータの推定

※下記の 4 つの価格指数の月次収益率（対数価格差）に対する AR モデルの推定結果

AIC(Akaike Information Criterion),

SBIC(Schwarz's Bayesian Information Criterion)

パラメータ	米国住宅価格指数		東京住宅価格指数		SP500		TOPIX	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
a	0.00	0.02	-0.07	0.04	0.27	0.34	-0.28	0.39
b1	0.98	0.02	0.85	0.07	0.12	0.08	0.18	0.08
b2	-	-	-0.02	0.07	-0.02	0.08	0.04	0.08
b3	-	-	-	-	0.09	0.08	0.04	0.08
b4	-	-	-	-	0.00	0.08	0.07	0.08
R2	0.91		0.68		0.00		0.02	
AIC	0.23		1.31		5.82		6.19	
SBIC	0.26		1.37		5.91		6.28	

図表 3.5.2(10)は、各指数について「情報量基準」（ここでは AIC と SBIC の 2 つの指標）を用いて決定した次数により AR モデルを特定し、そのパラメータを推定したものである。米国の S&P ケース・シラー住宅価格指数の変化率の AR モデルの次数は 1 次、日本版ケース・シラー住宅価格指数のそれは 2 次である。これに対して、日米の株価指数変化率の AR モデルの次数はともに 4 次である。また、それぞれの自由調整済決定係数(R2)から、日米の株価指数の月次収益率は過去の値で決定される部分はほとんどない。ところが、米国の住宅価格指数の月次変化率の 91%は直前の月の変化率で説明される。また、日本版ケース・シラー住宅価格指数の月次変化率もその約 70%弱は 2 ヶ月前までの過去の値に依存している。さらに、米国の住宅価格の変化は日本のそれよりも大きな「慣性力」を持っていると言える。

最後に、以上の 4 つの価格指数の定常性および非定常性についても確認してみた。その詳細な結果はここでは割愛する。結果だけ紹介しておこう。日米のケース・シラー住宅価格指数（月次）は非定常過程であり、2 階の階差定常 I(2)過程である。なお、周知のように日米の株価指数（月次）は階差定常 I(1)である。

3.6 第3章 補論(1) ベイズ・ノイズ・フィルター

ベイズ・ノイズ・フィルターは、多重共線性の適切化に用いることもできるが、むしろその活用はノイズを除去すること、ここでは、指数値の水準を変えることなく、ノイズだけを取り除く。平滑化は指数の水準にラグを生じさせるのが一般である。しかし、ベイズ・ノイズ・フィルターはラグを導入することなくノイズを緩和するという特徴がある。

ベイズ・ノイズ・フィルターをリポート・セールス指数の作成に導入したのは、Goetzmann(1992)および Geltner and Pollakowski(2006)である。リッジ回帰と同様、通常の最小二乗推定による不偏推定量を捨てて、インデックスにおける全体的な誤差を最小にすることを目的としている。ゲッツマン (Goetzmann)のアイデアは、Hoerl and Kennard(1969)のリッジ回帰の考えとは異なる。ゲッツマンはこの方法を「モーメント法による推定量」として捉えた。ここでは、回帰模型に対して外から与えられた制約に対して、その誤差を最小化させるというものであった。これはベイズ的なアプローチである（ベイズ推定における事前分布のパラメータにある特定の値を仮定すると、パラメータの推定量を求めるものはリッジ回帰のそれと同じものとなる）。したがって、この方法も、インデックス・リターンの推定値にわずかなゼロに向かったバイアスを与えることから、縮小推定量ということが出来る¹⁰³。

OLS(あるいはWLS)が個々の歴史的なデータポイントにおける誤差を最小にするのと異なり、ベイズ・ノイズ・フィルターはパラメータ値、すなわち指数自体の誤差を最小にすることを目的としている。したがって、個々の歴史的なデータポイントの誤差を最小化することによって生じる、時点ごとに激しく乱高下する時系列ではなく、指数の時系列全体を考慮した比較的スムーズな時系列を得ることができる。

これが意味することは、指数の統計的な特性に関して外生的に制約を与えるということである。これはベイズ推定における事前分布の設定にかかわることとして知られているものであり、分析される現象に関する先験的な知識を利用することによって、その現象に関する統計的推測の有効性が改良される。

指数のベイズ推定に用いられる事前分布の条件は、推定パラメータについて一次の自己相関係数がゼロであるという仮定である。自己相関係数は指数の質に関する強力な指標であり、経済学的解釈において効率的な資産市場ではリターンの一次自己相関がゼロに近いものとされる。もちろん、不動産市場は完全には効率的でないだろう。それにもかかわらず、ゼロの一次自己相関評価基準を使用すると、非常に好都合となる。

例えば、継続的な強い負もしくは正の自己相関を示している不動産価格指数は疑わしいはずである。不動産指数が強い負の自己相関を示しているなら、それは過大のランダムな推定誤差を含んでいるために、ほぼ確実に指数がノイジーであるという示唆と考えられる。また、指数が強い正の自己相関を示しているならば、鑑定ベースの指数に関するケースのように、それは過度のスムージングが行われていると考えられ、おそらくラグのバイアスの存在が示唆される。

したがって、一次の自己相関係数がゼロという仮定は、不動産市場が効率的かどうかという意味よりもむしろランダムな推定誤差の緩衝材の役割やラグ・バイアスを含んだ過度のスムージングを防ぐといった技術的役割といった意味の方が大きい。また、今回作成する住宅用不動産価格

¹⁰³ リッジ回帰とベイズ推定の関連については、Goetzmann(1992)を参照のこと。

指数ではなく商業用不動産価格指数を構築する場合、取引データが住宅産業よりかなり少ないため、ベイズ推定の考え方をを用いることはかなり重要である。もちろん、住宅用不動産価格指数であっても、わが国の場合一般に、マンションの取引事例は比較的多く収集できるが、戸建の取引事例は少ないと思われるため、そのような場合に適用の可能性があると考えられる。

Goetzmann(1992)による具体的なパラメータの求め方は次の通りである。グロスの変化率の対数値が推定パラメータであり、これらの平均 $\bar{\beta}$ を中心に β が正規分布をしているものと仮定する。したがって、このパラメータ β に関する事前分布を考慮すればベイズ推定のシステムは、

$$p(y|\bar{\beta}) = \int p(y|\beta_t)p(\beta_t|\bar{\beta})$$

となる。ここで、

$$\beta_t \sim N(\bar{\beta}, \sigma_\beta^2) \quad i.i.d$$

とする。WLSによる加重を行った上での、パラメータのベイズ推定量は以下の式で求められる¹⁰⁴。

$$\hat{\beta}_{Bayse} = \left\{ (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X}) + \kappa \left(\mathbf{I} - \frac{1}{T}\mathbf{J} \right) \right\}^{-1} \mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{y}$$

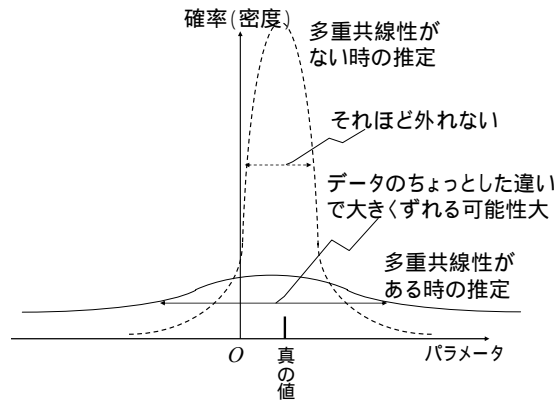
ここで、

$$\kappa = \frac{\sigma^2}{\sigma_\beta^2}, \quad \mathbf{J} = \mathbf{1}_T \mathbf{1}_T'$$

である。

¹⁰⁴ この式に導出方法は、Lindley and Smith(1973)に基づく。

= 推定が不安定になる（下図参照）



パラメータの推定イメージ

その理由は、回帰係数の算出において、

$$\beta = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y}$$

割り算に相当
多重共線性
「0（ゼロ）（に近い値）で割り算」

となり、ゼロに近い値で割り算することになるからである。

3.7.2 リッジ回帰とは何か？

上記から、多重共線性を回避するには、0（に近い値）で割り算することを避ければよい。そのためには次のように定数を加える。

$$\beta = (\mathbf{X}'\mathbf{X} + c\mathbf{I})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y}$$

0（に近い値）で割り算するのを避けるために定数を加える

絶対値は真の値よりも小さく推定されやすくなる（＝バイアス）

真の値から大きくはずれた推定をする可能性は小さくなる

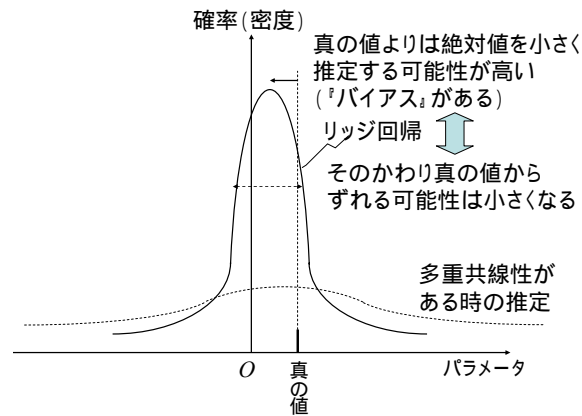
上記をリッジ回帰と呼ぶ。割り算の分母に相当する、上記の逆行列に、定数を加えるので推定される回帰係数の分散は必ず小さくなる。

その分散は OLS の場合に比べ必ず小さくなる。

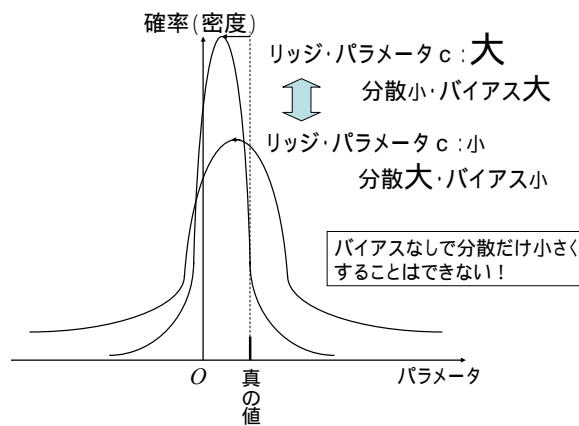
$$\text{Var}(\beta_R) = \sigma^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X} + c\mathbf{I})^{-1} (\mathbf{X}'\mathbf{X}) (\mathbf{X}'\mathbf{X} + c\mathbf{I})^{-1}$$

その定数をリッジ・パラメータと呼ぶ。リッジ回帰 *Ridge Regression* は、Hoerl and Kennard(1969)によって提唱された方法であり、リッジ・パラメータと呼ばれる適当なスカラー c と単位行列 \mathbf{I} を用いる。この下記では、OLS の回帰係数のパラメータ値を求める際に $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ を \mathbf{X}'

$X + cI$ に置き換えて計算を行う。リッジ回帰とリッジ・パラメータについてその機能を以下に図解した。



リッジ回帰の概要



リッジ・パラメータ c の働

しかし、リッジ回帰においては回帰係数の分散は小さくなる一方でそのバイアスは増加する。リッジ推定量は不偏推定量ではなくバイアス推定量である。

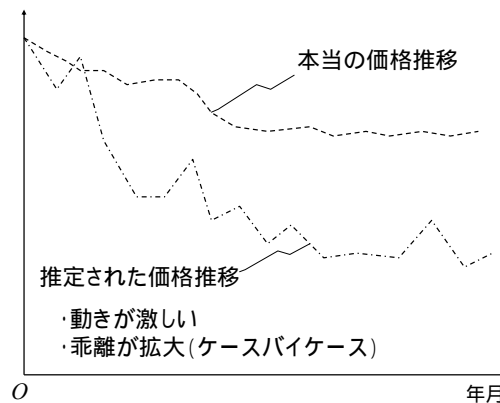
3.7.3 リッジ回帰を価格指数（時系列データ）に適用したときの特徴

リッジ回帰によるバイアスがほんの僅かであってもリッジ回帰指数は真の値から時間の経過とともに大きく乖離する可能性がある。

各 $R_{M,Y}$ が少しだけ実際より大きな（小さな）値が推定されても

$$100 \times (1 + R_{Mar,93}) \times (1 + R_{Apr,93}) \times \dots \times (1 + R_{Jun,08})$$

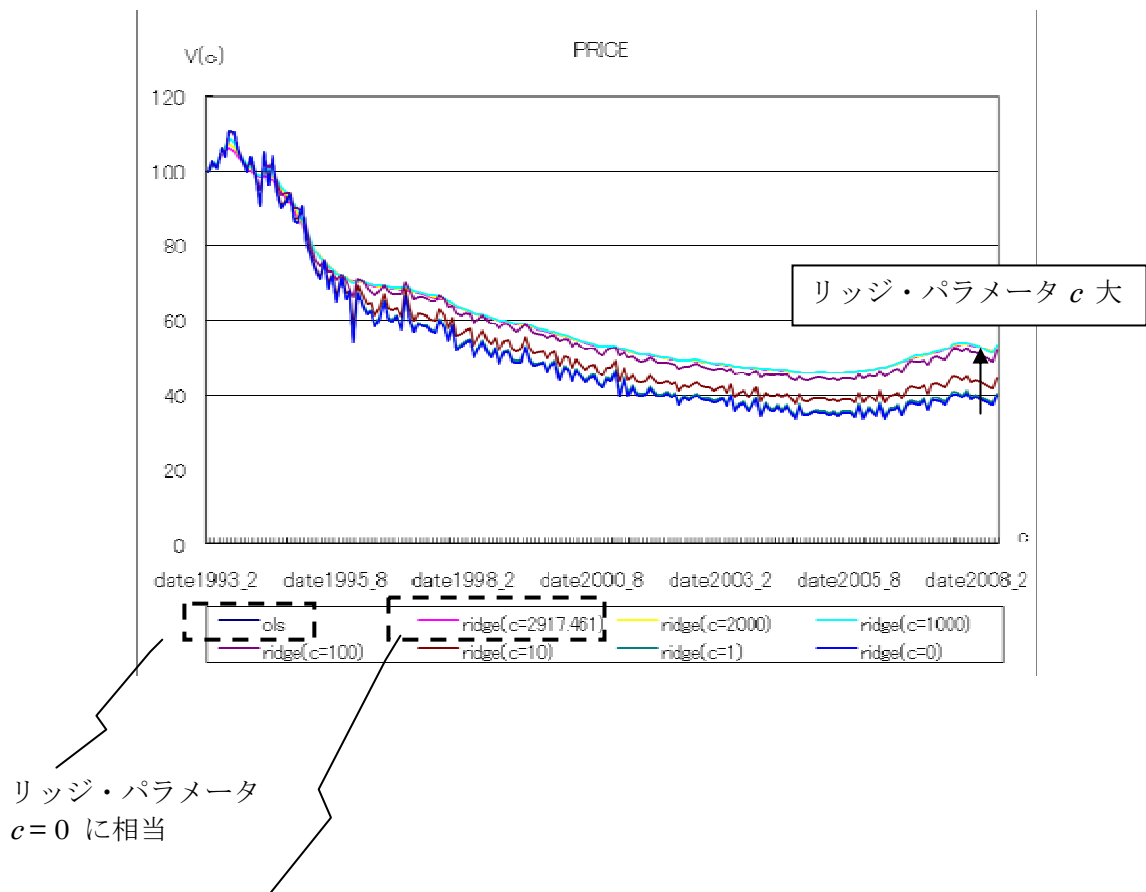
と掛け算を繰り返すことで、本当の推移からどんどん離れていく可能性がある



多重共線性下で価格（指数）が大きく変動・乖離していく様子

3.7.4 リッジ回帰による住宅価格指数の作成

第3章の本論で作成した住宅価格データの標本を用いてリッジ回帰により推定した住宅価格指数を図表 3.7.4 に示す。この図には推定した4本の住宅価格指数が示されている。その一つはOLS(通常最小自乗法)により推定したものである。これはリッジ回帰からみればリッジ・パラメータ=0に相当する。他の3本はリッジ・パラメータを段階的に大きくしながら推定した住宅価格指数である。



下記で説明する、Wahba, Golub and Heath による GCV (*Generalized Cross-Validation*) を用い「折衷」を行ったリッジ・パラメータの値

図表 3.7.4 リッジ回帰により推定した住宅価格指数と OLS 指数の比較

折衷が必要な訳

リッジ・パラメータは大きくすればいいというものではない

何故なら、

リッジ・パラメータをものすごく大きくする

→ 分散は小さくなるがパラメータの値は 0 になる

(実際のデータを無視して「価格変化はない」と結論づけること)

このリッジ・パラメータの値が最適である保証はないが、既存の研究を踏まえた上で、現時点では最も合理的な方法と思われるもの(GCVによる方法)を採用した。

3.7.5 リッジ・パラメータについて

この適切化手法は、観測データに関する条件からなる問題に対し他の条件を加える等の変更を行い、元の条件と追加された条件とのバランスを取って解を見つけるという意味で「折衷」と呼ばれる。リッジ回帰では、リッジ・パラメータがこの折衷の中心的役割を担う。

リッジ・パラメータの同定に際して新たに別の基準を導入する必要となることがある。分散を小さくするだけが目的であれば、リッジ・パラメータをいくらかでも大きくすることにより達成す

ることが可能である。しかし、同時にバイアスも大きくなってしまう。

このような場合にしばしば導入される基準の一つに、次式に示す平均二乗誤差 *mean square error* がある。

$$\begin{aligned} \text{MSE}(\boldsymbol{\beta}) &\equiv E\left[(\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\beta}^*)'(\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\beta}^*)\right] \\ &= \text{tr}[\text{Var}(\boldsymbol{\beta})] + E[\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\beta}^*]' E[\boldsymbol{\beta}-\boldsymbol{\beta}^*] \\ &= \text{Variance} + (\text{Bias})^2 \end{aligned}$$

この式における分散はリッジ・パラメータの減少関数であり、偏りはその増加関数であるため、MSE を最小にするようなリッジ・パラメータが必ず存在する（モデルが線形であるので、このことは、説明変数の予測値 y に関する平均二乗誤差を考えても同じである）。しかしながら、式の定義から明らかなように、パラメータの真の値 β^* を知らない限り MSE を最小にする意味で最適なリッジ・パラメータを選択することはやはり不可能である。そこで、次に示すように、MSE の最小化を別の方法で間接的に達成しようとする同定方法がいろいろと提案されてきた。

3.7.6 リッジ・パラメータのいろいろ

① リッジ・トレース

Hoerl and Kennard は、リッジ・トレースというリッジ・パラメータ c とパラメータの値 β_i をプロットした図を用い、パラメータ β_i の値が安定するような c を採用することを提唱した(図 2)。しかし、この基準は極めて曖昧で分析者の恣意性が介入する余地が大きく、しかも、選んだリッジ・パラメータが、パラメータあるいは予測値の平均二乗誤差を OLS の場合に比べて小さくしているかどうか不明である。

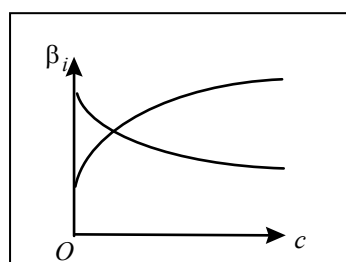


図 リッジ・トレース

Allen's PRESS

Allen は、最も単純な交差確認法 *Cross Validation* を利用した方法を用いたモデル選択法を提唱した。 n 個のデータのうち、 i 番目のデータを除いた $n-1$ 個のデータに OLS を用いたパラメータの推定値を $\beta^{(i)}$ とする。次に、このパラメータと i 番目のデータの説明変数を用いて、 i 番目のデータの予測値を求め、実測値 y_i との差を誤差とみなす。 n 個のデータ一つ一つがちょうど一度ずつ除かれるように n 回この手順を繰り返す。

Allen によるリッジ・パラメータの選択方法は、このような手順によって求められた予測値の誤差の期待値 PRESS (*Prediction Sum of Squares*) を最小にする c を求めるものである。

$$PRESS(c) \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ([X\beta^{(i)}(c)]_i - y_i)^2$$

ただし、 $[\cdot]_i$ はベクトルの i 番目の要素を表す演算子とする。

紙面の都合で詳細は省くが、Allen の PRESS は説明変数の単位系（座標系）に依存し、次式により定義される行列 $A(c)$ が対角行列に近づくとき解が不安定になるという問題が生じる。

$$A(c) \equiv X(X^t X + cI)^{-1} X^t$$

Mallows' C_p

PRESS を誤差分散で基準化したものを J_p とおく。

$$J_p(c) \equiv \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n ([X\beta(c)]_i - y_i)^2$$

Mallows は、 J_p の期待値として定義される C_p を最小にするリッジ・パラメータを採用することを提唱した。

$$C_p(c) \equiv E[J_p(c)]$$

$$\approx \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n ([X\beta(c)]_i - y_i)^2 + tr\{A(c)\}^2 - tr\{I - A(c)\}^2$$

GCV

Cross Validation GCV は適切化パラメータの推定法として最も一般的な方法の一つであり、Wahba・Golub et al. は Allen の PRESS を拡張し、座標依存性の問題点を解消し、次式に示す $V(c)$ を最小化する方法を提唱し、GCV (*Generalized Cross-Validation*) と名づけた。

$$V(c) \equiv \frac{1}{n} \|(I - A(c))y\|^2 \left/ \left[\frac{1}{n} tr(I - A(c)) \right]^2 \right.$$

GCV では、Mallows による C_p で必要な誤差分散の推定が不要であるという利点もある。

GCV は、広く一般に、適切化パラメータの推定法として有名なものの一つである。

このように、適切化パラメータの選択方法について様々な方法が提案されている。どれを採用するのが一番良いのかということについては、合意が得られるまでには至っていない。主成分回帰を用いた代替的な方法においても状況は同様である。どの値より小さい固有値を 0 にするのかを決める明確な基準は存在しない。

リッジ・パラメータ c の同定については、①は前述のような恣意性の問題が存在すること、また、②～④については④が包括的にこれらを包含すること、さらに、③④は現実問題としてほぼ同じくらいの c を与えることから、実際の解析においては、④の Wahba・Golub らによる GCV 基準を用いる¹⁰⁸。

¹⁰⁸ ③、④については蓑谷 (1992) を参照のこと。

第4章 住宅価格指数の整備のあり方

4.1 住宅価格指数のタイプ

4.1.1 住宅価格指数の要件とは

住宅価格指数の要件については、本稿第2章において詳しく検討した。また、その結果に基づいて本稿の第3章で実証研究を行った。そこでは、有効な住宅価格指数という基本的な考え方に基づいて、住宅価格指数が具備すべき要件として4つの大項目とそれを構成する13の評価項目が明らかにされた。その概要は、次の通りである。

(1) 標本の適切さ (correctness)

① 成約価格データを用いること

住宅価格指数を定量的な分析に相応しいものとするためには住宅価格データの正確さを確保する必要がある。そのためには、住宅の取引価格データに基づく指数の推定が不可欠である。また、物価指数および株価指数と比較可能な、有効な住宅価格指数を推定するためには、住宅の取引価格を用いることが条件となる。さらに、価格調査の正確性を担保するためには、法定もしくはそれに準ずるような、例えば、業界団体が保有する成約価格データを有効に活用することが望ましい。

② 価格変動の大部分が市場トレンドであること

住宅価格指数が市場の価格変動を追跡するためのものであるから、指数の推定に用いる標本データは、その価格変動が住宅市場の価格変化のトレンドが大部分を占める、そのような取引価格データでなければならない。市場のトレンドに関与しないデータはデータ・フィルターによって排除されなければならない。なお、標本作成において、取り除けなかった外れ値は指数の推定段階においてロバスト推計により対応する。

(2) 指数の精確さ (accuracy)

指数の精度は、指数算式の選択（算術平均とするか幾何平均とするか）、回帰模型の選択（説明変数および攪乱項などにどのようなものを採用するか）、推定方法の選択（推定量として何を選ぶか）、物件の価格変動の個別性への対応（保有期間の違いによる誤差項の不均一分散など）、標本選択によるバイアスへの対応、および標本規模によるノイズへの影響、といった6つの要因により影響を受ける。

まず、**多重共線性という問題 (③)** を回避する一つの方法は、回帰模型に0と1の2値ダミー変数を用いないことである。そのためには、3値あるは多値の変数を採用することである。そうした変数の選択で最も望ましいものは住宅価格そのもの、つまり、回帰分析の変数を絶対価格とすることである。

次に、**指数のバイアスへの対応 (④)** については、一つは指数算式選択の適切性により対応する。具体的には、指数は算術平均方式とし、また指数改定影響の抑制する方策を工夫する。もう一つは、最良不偏推定量を採用することである。さらに、その推定量の前提となる条件を、可能な限り満たすように住宅価格指数回帰模型を工夫する（上記の標本作成段階におけるデータ・フ

ィルタリングとも関連)。そこでは、トラッキング・エラーを十分小さなものに抑制(⑤)する際にも、同様のことを行う。

最後に、標準誤差を十分小さなものとする(⑥)には、まずは最良不偏推定量を採用することでその目的は達成される。ただし、その推定量の前提と現実の住宅価格の変動とがすべて一致するようなことは稀であるため、頑健な推定手法を導入する必要がある(例えば、回帰推定におけるデータの重みづけによる対応など)。また、住宅の価格変動の個別性への対応も必要であり、ここでは保有期間の違いを考慮する。最後に、言うまでも無く、標準誤差を小さくするためには標本数が十分でなければならない。また、各期間のサンプル数を平準化することも重要であり、例えば3ヵ月移動平均プールを活用することも検討する。

(3) 指数の信頼性(reliability)

指数の精度が高くても、人々が安心して指数を利用できる環境を整えなければ、指数の信頼性は確保されないであろう。指数の信頼性は、安定性、一貫性、および識別性の3つの要件からなる。

⑦ 安定性

住宅価格指数を継続・安定的に算出、公表するためには、その仕組みの柔軟性が重要である。特に、住宅価格指数が民間主体で提供される場合にはこの点が重要である。民間企業の経営環境は長期的には大きく変化する可能性がある。住宅価格指数の算出、公表について長期的な継続・安定を図るためには、その組織や仕組みが経済環境などの変動に対しても柔軟に対応できるものでなければならない。

⑧ 一貫性(等質性)

住宅価格指数の一貫性あるいは等質性も指数の信頼性に大きな影響を与える。住宅価格指数の研究は毎年新しい論文がでるほど盛んである。住宅価格指数が十分に実用的であるためには、陳腐化しにくい指数推定モデルを選択する必要がある。その意味でも、本章で詳しく検討したように、ケース・シラー住宅価格指数は安定的なモデルを選択していると言えよう。

⑨ 識別性(ブランド)

住宅価格指数は物価指数や株価指数に比べてその内容が分かりにくい。そのため、住宅価格指数の「ブランドの信頼性」(Brand Reliability)はより重要である。ケース・シラー住宅価格指数において指数公表に大手格付け機関が参加したことにより指数の信頼性が向上したことには着目してよいであろう。

(4) 指数の有用性(availability)

⑩ 頻度の高さ

頻度は高いほど指数の有用性は高まる。住宅価格指数は月次単位が一つの標準となる。ケース・シラー住宅価格指数の月次、ラグは2ヵ月を標準としてもよいであろう。

⑪ 調査カバレッジの広さ

これも全国を網羅することが望ましい。しかし、「無いものねだり」をしても仕方がない。まずは、住宅の成約価格データが長期で利用できる地域から指数を整備して、後に順次拡大するといった考え方も重要である。なお、ケース・シラー住宅価格指数が月次でカバーしているエリアは米国の 20 都市圏であり、すべての都市圏を対象としているわけではない。

⑫ 多目的利用の可能性

住宅価格指数が整備されてもそれが利用されなければ社会インフラとしてはもったいない。指数の有用性を高めるには指数の多目的利用も考慮する。住宅や住宅ローンの価格変動のリスクを負っている家計や企業といった指数の潜在的な利用者を顕在化させる工夫が必要であろう。ここでは、住宅建設、住宅ローン、住宅価格保険などへの指数の積極的な利用事例をつくっていく努力が必要である。特に、既存住宅流通市場を活性化するための指数の活用は重要な視点である。

⑬ 契約決済への利用可能性

物価指数が年金支給額の決定に利用され、株価指数そのものが先物市場で取引されるように、住宅価格指数が契約の決済へ利用されることは、住宅価格指数の社会的なインフラとしての役割を果たすという観点からも望ましい。ケース・シラー住宅価格指数先物は米国シカゴの商品先物市場で上場されている。日本でもそうした可能性を追求することは、単に住宅金融商品を開発するという観点からばかりではなく、既存住宅流通市場の活性化にも寄与する点も考慮すべきである。

4.1.2 価格情報の種類

個別物件が取引される場合の価格情報は、広告期間中の募集価格と、取引が約定した結果の成約価格に大別される。募集価格の優位性としては、情報量の豊富さや情報更新サイクルが短いといった点があげられる。一方、成約価格の優位性としては、実際に取引された価格情報であるという点があげられる。

住宅価格指数の原データとして、募集価格と成約価格とのどちらを用いるかは、各々が有する優位性を考慮して決めていくべきであるが、欧米等と比較し、わが国においても、広く収集された成約価格に基づく住宅価格指数の整備が必要であると考えられる。

この場合、宅地建物取引業法に基づき全国 4 つの指定流通機構に登録されている成約価格を原データとして利用することが最適であると考えられる。ただし、指定流通機構が有する成約価格データは宅建業法によって登録が義務付けられているうえに、重要な個人情報にも該当すると考えられるため、原データの取扱いは慎重に行われることが必要であると考えられる。

4.1.3 住宅のタイプ及び地域区分

今回の検討では、以下のタイプ及び地域区分で住宅価格指数を算出した。

- 首都圏マンション価格指数（東京・神奈川・千葉・埼玉 1 都 3 県）
別途 関西・九州・全国等を検討

- 首都圏戸建価格指数（首都圏一括若しくは東日本全体を検討）
別途 全国を検討
- 賃料指数（首都圏マンション価格指数と同様を予定）

ケース・シラー住宅価格指数には、米国では中心的な住宅取引である戸建てを対象とした指数のみならず、マンション（コンドミニアム）を対象とした指数がある。また、リピート・セールス法を採用しているため、2 回以上の売買取引記録があるものに限られ、結果として、新築住宅は除外されている。

日本は米国と比較し、戸建て住宅の反復継続的な売買は事例が少なく、それに比してマンションの反復継続的な売買記録は多々存在するため、指数を作成するにあたってはマンションの売買記録について作成するものとした。また、居住用住宅賃料指数についても作成することとした。

4.1.4 頻度

月次で住宅価格指数の公表を行うこととした（タイムラグは2 ヶ月）。理由としては、住宅価格指数の公開の頻度は、原データの更新頻度及び指数化する統計的手法に大きく依拠すると考えられるところ、住宅情報専門事業者が保有する募集価格については、多くの物件情報が毎日更新されているものの、指定流通機構に登録される成約価格については、成約後に購入者のローン審査がとおり、実際に資金決済が完了してから登録されることが多いことから、日次サイクルでのデータ更新は、速報性という観点から意味をなさないと考えられたためである。

また個別物件単位では、短いサイクルで売買が繰り返されることが一般的ではないため、リピート・セールス法にて指数を算出する場合には、日次で住宅価格指数を算出することに意味はなさないと考えられる。

なお、ケース・シラー住宅価格指数についても2 ヶ月のタイムラグで月次で公表している。ケース・シラー住宅価格指数は、リピート・セールス手法を適用させるために、当月及びその前2 ヶ月の間で確認のとれた反復売買（セールスペア）記録に基づいて作成される。原データの収集を行っているファイサーブ社が、ファミリー世帯向け不動産取引価格を、州の登記データ（取得可能な州のみ）等から取得、全てのデータの厳重な確認を独自の手法で行っているところである。

4.2 住宅価格指数の継続的な提供のための検討事項

4.2.1 原データの取扱手法全般

成約価格に基づく住宅価格指数を作成する場合の原データとしては、前述したように、全国4 つの指定流通機構が有するデータ規模が最大であり、このデータを原データとして利用することが適当であると考えられる。ただし、これらの原データは、宅建業法の規定に基づき指定流通機構に登録されたものであるため、このデータを加工した情報の公開に関して、宅建業法の規定や指定流通機構の寄付行為等に照らして慎重に検討する必要があると考えられる。

4.2.2 指数算出方法の開発主体

ケース・シラー住宅価格指数は、S&P 社が米エール大学のロバート・シラー教授、ウェズレー大学のカール・ケース教授らと共同で開発しており、また、昨今では、香港大学や精華大学が住

宅価格指数の開発を開始している。このように、諸外国においては、指数開発の専門家・専門組織による開発が進められている。わが国においてもその指数の客観性・汎用性を高める観点からも、そのような専門家・専門組織による開発が望ましいと考えられる。

4.2.3 指数の算出主体

指数の算出主体としては、

- ① 指数算出方法の開発主体が自ら原データを収集して指数を算出する方法
- ② 指数算出方法の開発主体が、その算出方法の使用を第三者に許諾して、当該第三者が原データを収集して指数を算出する方法
- ③ 指数算出方法の開発主体が、その算出方法の使用を原データ所有者に許諾して、当該原データ所有者が指数を算出する方法

等が考えられる。ちなみに、ケース・シラー住宅価格指数は、民間会社ファイサーブ社が、S&P社のパートナー（事業提携）となって算出を行う③のスタイルをとっている。わが国の事情を考えると、まず指定流通機構が有する成約価格データは、宅建業法の規定に基づき収集された重要な個人情報に該当すると考えられ、その外部提供については、提供先に厳重な守秘義務を課す必要があると考えられる。このため、指定流通機構が有する原データを外部提供することとなる①、②のケースに比べ、③のケースが最もなじむのではないかと考えられる。

4.2.4 算出された指数の公表主体

指数の算出主体が自ら公表することも考えられるが、より広く一般に信頼されるものになるためには、格付機関や証券取引所、シンクタンクなど中立性・公平性があり、また、多様なチャネルを通じて幅広い地域に配信でき、それなりの信用・実績のある組織が、算出された指数を公表することが有効であると考えられる。例えば、ケース・シラー住宅価格指数の公表主体はS&P社、日経225の場合は日本経済新聞社、東証株価指数（TOPIX）は東京証券取引所、ヘラクレス指数や大証300種株価指数の場合は大阪証券取引所が公表主体となっている。

4.3 想定される住宅価格指数の利用主体と利用例

4.3.1 指数の利用主体

指数の利用者としては以下のような主体が考えられる。

- 建設業者、不動産業者（デベロッパー等）、住宅市場関係者
- 金融機関、投資家
- 学識経験者、アナリスト
- 調査機関
- 行政（政策立案者等）
- 一般消費者、不動産保有者

4.3.2 利用例

① 住宅投資市場の活性化

当該指数の公表により、マンションや戸建住宅の価格・賃料動向に関する投資判断が精緻化し、わが国の住宅投資市場に投資するリスクが軽減されるため、国内外の機関投資家、金融機関、アナリスト、調査機関等幅広い関係者においてその利用が見込まれるものと考えられる。

② 住宅保険等新商品の開発・利用

当該指数に連動した先物商品やETFが開発されれば、例えば不動産を所有する者がその先物商品をあらかじめ売っておくことにより、不動産価値下落リスクをヘッジできるなど、新たな金融商品の開発・利用につながるものと考えられる。

米国では、2006年5月22日、シカゴ・マーカンタイル取引所（CME）において、住宅価格指数（S&P/Case Shiller Home Price Index）を対象とする先物取引及び先物オプション取引が開始された。当該先物取引は、指数値の250米ドル倍が1取引契約単位となる。取引期間は最長5年であり、5年先までの住宅市場の動向を予想した取引が可能である。利用者としては、不動産デベロッパー、住宅建設業者、機関投資家、金融機関等が存在し実際の取引状況を見ると、2006年5月の取引開始から2008年12月末までの当該先物取引の月平均取引高は244単位になっている。

また、欧米では、2009年2月9日、Eurex（ドイツ取引所グループとスイス取引所により所有・運営されるデリバティブ取引所）において、不動産指数（IPD UK Annual Property Index）を対象とする先物取引が開始された。当該先物取引は、指数値の50,000英ポンド倍が1取引契約単位になっており、取引期間は同じく最長5年である。

③ 住宅流通の活性化

当該指数を活用することにより、中古住宅流通やファミリー向け賃貸住宅の価格や賃料の市場動向の評価・分析が可能となり、住宅流通の活性化に資するものと考えられる。例えば、住宅の購入希望者においては、購入時期、購入価格等を検討する際の基礎資料となったり、自己が保有する資産（不動産、金融資産等）の有効活用の際の基礎資料となる。また、不動産デベロッパーや流通事業者においても、事業計画策定・マーケティング活動、顧客（売り主・買い主）に対する不動産価格情報の提供の際の参考情報となることが考えられる。

4.4 国の関与

一般的に不動産価格指数は、民間事業者が自ら取引価格等を調査して算出するものであるから、このような場合は、行政の関与は限定的なものとなると考えられる。しかしながら、住宅価格指数を作成するに当たり、仮にその原データを指定流通機構に求める場合には、前述のようにこれらの原データについては宅建業法上の位置付けに加えて個人情報保護の観点からも特段の配慮が求められることから、これらの取扱について行政が一定の関与を行う必要があると考えられる。それ以外の部分は基本的に民間事業者任せられるべきであると考えられる。

4.5 4 章のまとめ

今回の調査は、住宅価格指数に関する原データ、指数算出方法開発、指数算出、公表等の各段階における主体の基本的属性を検討したものであり、具体的に誰が主体になるか、住宅価格指数の種類（マンション、戸建等）、カバーする地域の範囲、更新頻度等をどうするかなどについては、利用者の利便性等を踏まえた今後の実務的な課題となると考えられる。このため、この報告書などを参考に、意欲のある民間事業者や専門組織等が、例えば自主的に協議組織を設け、国や指定流通機構等の協力も得つつ、住宅価格指数の試験的配信など早期の住宅価格指数の開発・公表に向けた具体的取り組みを行うことが期待されるところである。

第5章 おわりに - 住宅価格指数の実用化に向けての課題 -

最後の章として、本検討で残された課題を示す。

指数の作成方法については、わが国の不動産情報の整備と実情に応じた、適切なモデルや推定方法の選択の余地がある。その検討については、引き続きの課題である。

特に大きな問題としては、作成した指数が単なる統計指標ではなく、市場流通が可能な指数となるためにはどのような要件が必要なのかを十分考察しなければならないということである。したがって、第4章で挙げた、想定される住宅価格指数の利用例について再度考察し、その実現に向けての課題を示す。

5.1 中古住宅流通支援

住宅価格指数が定期的に公表されるようになると、中古住宅の流通市場に、誰にでも入手可能な新たな有益な市場情報が加わることになる。こうした市場情報は、当該市場における一種のベンチマークとして機能することが期待される。信頼性の高いベンチマークの存在は、一般的に、当該市場における価格形成の透明性向上に寄与するものと考えられ、さらにそうした市場の透明性の向上は、当該市場自体の信頼性向上へとつながることが期待される。そうして信頼性の高い市場には、長期の安定した投資資金が集まりやすくなり、それによる市場流動性の高まりが、中古住宅の流通を促進するという好循環を生むことが期待されている。

ただし、こうしたことが実現される為には、以下のような論点に留意する必要があると考える。

- 取引件数の少なさによるバイアスはないか？そのことがボラティリティの小さいことの理由となっていないか？実際、米国や英国などのケースに比較して、取引の回転率はどのくらい違うのか？
- 中古住宅流通業において、この住宅価格指数を実際にどのように活用するのか？彼らの現状業務の機能をこの住宅価格指数でどのように向上させることができるのか？
- 住宅不動産投資のベンチマーク指標として活用可能であるが、現状では、ベンチマークを必要とする機関投資家などは住宅不動産への投資はオフィスに比較して限定的である。この取引価格ベースの指数によって、金融市場参加者の興味を引くことができるのか？金融市場参加者に対するセールス・ポイントは何か？
- 中古住宅の流動性が高まると、金融商品と同じように Bid-Ask が縮まり、取引量増加につながるか？
- 米国でもケース・シラー住宅価格指数のデリバティブは、流動性が低い状況にあるが、これはなぜなのか？ 指数の公表で実業にどういった影響があったか？ など、米国のケーススタディーが必要ではないか？

また、そうした住宅価格指数を原資産とするデリバティブ市場が確立されれば、実物の中古住宅流通市場とそのデリバティブ市場との連関から、価格形成の透明性がよりいっそう向上することも期待される。さらにデリバティブ市場の存在は、市場参加者に対する自由度の高いリスク管理手段の提供や、効率的なリスク配分機能の提供をもたらす。こうしたデリバティブ市場による

効果が、市場流動性の高まりを通じて、中古住宅の流通をより促進させることが期待される。

以上のことは理想的にはそうであるが、現実には以下のような論点に留意する必要があると考える。

- 何らかの不動産デリバティブ市場が存在する欧米で、なぜ不動産投資にかかるリスクマネジメントが金融ビジネスほどには進んでいないのか？
- デリバティブがその現物市場を活性化するようなことは、現実的に少ないのではないか？ 逆に、過去においてはデリバティブ市場が現物市場の価格形成を歪めることにつき、その悪玉説が出るが多かったのではないか？
- 住宅のエクスポージャーを必然的に持つことになる、デベロッパー、ハウスメーカー、個人などにとって、リスク・コントロールをする上で有効に働くかどうか重要な論点。それぞれに、潜在的なヘッジ・ニーズがあることは確かであるが、その実現のためには、その指数によるヘッジ・パフォーマンスが高いことが必要条件となる。その際、個別性が高い不動産物件についてのヘッジ・パフォーマンスは、低いことが想定されることから、個人によるヘッジは機能しないと考えられる。そこで、個人の保有不動産のリスクを集約して、ポートフォリオによるヘッジ・ソリューションを提供できるかが、ポイントになろう。しかし、その場合には、不動産ポートフォリオ・レベルでのリスク・エクスポージャーについての把握が前もって必要であるが、その方法論が確立されていないのではないか？

最後に、流動性のあるデリバティブ市場の存在は、市場参加者のコンセンサスによる中古住宅流通市場の先行き見通しについての、有益な知見をももたらす。こうした情報は市場参加者のみならず、政策担当者にとっても、将来を見据えた適切な判断をする上で有用なものとなる。政府による適切な判断が期待される市場は信頼性も高くなり、市場流動性の高まりから、中古住宅の流通を促進することが期待される。

以上のことは理想的にはそうであるが、現実には以下のような論点に留意する必要があると考える。

- 米国において、デリバティブ価格にインプライされるフォワード推定により、どのような適切な政策判断がされたのか？
- 米国よりも不動産デリバティブ市場としては流動性が高い英国において、そのフォワード価格は、実際の実物不動産市場における予見情報として活用できる状況にあるのか？
- そもそも取引量の少ない状況においては、理論的な将来の予見はできても、実務的な活用は相当に限定されるのではないか？

5.2 住宅開発事業支援

国際会計基準への収斂、所謂コンバージェンスに伴って、販売用不動産（棚卸資産）の評価方法は、平成 20 年 4 月から開始する事業年度より、低価法に一本化されている。従来は、原価法（た

だし強制評価減あり)と低価法の選択適用が認められていた。販売用不動産には、住宅開発業者などの住宅完成在庫や土地なども該当する。住宅開発事業は、土地の仕入から売却に至るまで、少なくとも2年はかかる為、事業者はこの間の市場変動リスクを被ることになる。そしてこうしたリスクは、上記の会計制度の厳格化に伴い、より表面化するようになった。

住宅価格指数を原資産とするデリバティブ市場が確立されれば、こうした住宅開発事業に関わる竣工・売却時の市場変動リスクを、ヘッジする手段が提供されることになる。より具体的には、住宅開発業者が先物／先渡取引の売り手、プット・オプションの買い手、スワップ取引のインデックス・リターンを支払い側などとなることで、竣工・売却時の市場変動リスクをヘッジすることができる。

以上のことは理想的にはそうであるが、現実には以下のような論点に留意する必要があると考える。

- 以上のコンバージェンスの動きは2000年頃から話題となり、住宅開発業者においても、その対応のため不動産デリバティブの活用について興味もたれたが、現状まで実現していない。その原因は何なのかを確認すべきではないか？ 仮説として、①デリバティブがわからない、②リスクマネジメントの方法論やその必要性が理解できない、③開発リスクをとるのが開発事業であり、それをヘッジしてしまっただけでは、事業体としての存在意義を否定することになると思える、④ヘッジ・パフォーマンスが良好でないことがわかっている、⑤カウンターを見つけることが容易でない、などの理由がある。何れにしろ、事前にリスクマネジメントにかかる教育が必要なのではないか？
- 住宅開発業者は原則リスク・ヘッジャーとなるが、そのカウンター・パーティー(リスク・テイカー)は存在するか？
- 不動産業者が実際に使う例を提示することが必要ではないか？ 自発的に不動産業者が公に向けて挙げている事例があると良いが、それが無い場合は、そうした想定事例を描いた上で、それについての興味のあるなしを調査するとよいのではないか？

こうした新たなリスクヘッジ・ツールの登場は、これまで、市況を見ながら開発事業に投入する資金を増減するしかなかったリスクマネジメントの手法を、格段に高度化させることが期待されている。またそのことによって、住宅市場への持続的で安定的な資金流入が維持されることも期待されている。

この点においても、現実には以下のような論点に留意する必要があると考える。

- 実現性が現状ではかなり低いとみられるので、先行する事例、ベストプラクティスを使って、長い時間をかけて潜在的なプレーヤーを教育していく必要がある。そもそもこの問題は、インデックスやデリバティブというよりも、不動産市場のリスク管理手法および将来予測方法の問題である。

5.3 住宅保険商品

経済主体としての家計において、その多くでは、資産のうちのかなりの部分を住宅エクスポージャーが占めているはずである。それにも関わらず、これまでは、個人に対する保有住宅エクスポージャーのリスクヘッジ手段は、ほとんど提供されてこなかった。しかし、住宅価格指数を原資産とするデリバティブ市場が確立されれば、こうした個人のニーズにも対応する様々な商品が提供されることが期待されている。

例えば Shiller & Weiss (1999) においては、保険会社が提供する住宅保険商品として、「パス・スルー型先物・オプション」と「ライフ・イベント・トリガー型保険」が紹介されている。「パス・スルー型先物・オプション」は、単に保険会社が住宅所有者に対して、不動産インデックスの先物ショートやプット・オプションの提供者となるものである。一方、「ライフ・イベント・トリガー型保険」は、住宅保有者が保険料を支払うことによって、不動産インデックスの大きな下落と引越しなどの特定のライフ・イベントが両方起こった場合に、請求権を行使できるような商品となっている。

また、住宅価格の下落リスクのヘッジとモーゲージを結びつけた、広い意味で住宅保険商品としては、Syz et al. (2007) が、「インデックス・リンク・モーゲージ」というものを紹介している。この商品には、支払い金利は固定で、元本償還額が指数にリンクするタイプのものと、元本償還額は固定で、支払い金利が指数にリンクするタイプのものがある。

この点においても、現実には以下のような論点に留意する必要があると考える。

- 個人の持ち家について、価格下落をヘッジしたいというニーズはどれほどあるか？住宅ローンに加えて、ヘッジコストの負担が生じるが、ワークするか？
- そのカウンター・パーティーである保険会社は、そのエクスポージャーをどのようにコントロールするだろうか？その再保険会社が存在するのか？保険の証券化をしているのか？
- こうした商品例の実現については、不動産リスクの評価モデルなどの確立が必要
- プロの投資家の参入を呼び込むためにも、東京 23 区にエリアを絞ることなど、取引回転率が高く、かつボラタイルな指数となるよう工夫が必要ではないか？

最後に、以上を総括した留意事項等について

- 金融市場の参加者の視点では、住宅市場の投資評価のベンチマークになるかどうかは現状では不明。また、中古住宅流通業および住宅開発事業において、取引価格ベースの住宅価格指数を以下にその業務効率化・先進化のために使えるかどうか重要であるが、現状においてはそれが具体的にどうなされるのかが不明である。
- この指数を原資産とするデリバティブの上場については、指数の特性の理解が進むことと同時に、リスク管理の必要性について高い問題意識が醸成されることが条件になる。なお、デリバティブの前に、不動産価格、その指数にかかるリスク特性の把握と、それに応じたリスク管理の方法論の確立が必要である。
- 指数算出に関連する取引件数の少なさへの懸念があり、指数の計算対象を、取引

件数の多いエリアだけに絞るというアイデアもありうるなど、想定される指数の活用方法に照らして、計算仕様などを修正改良する余地があるのではないか？

以上、指数実用化に向けて検討事項は多く残っている。しかし、わが国の不動産市場に関する情報の不透明性は、不動産市場の供給者や需要者、内外投資家、政策立案者等にとって解決しなければならない問題であり、価格動向を表象する指数の存在は必要不可欠なものである。より利用価値のある指数の作成を目指すうえでも、上記の検討事項を踏まえ、引き続きの検討課題としたい。

巻末付録 住宅価格指数検討委員会 議事録要約

第1回住宅価格指数検討委員会 議事録要約

日時 平成21年1月30日(金) 16:00~18:00

場所 パレスホテル(東京都千代田区)

- 日本で具体的に住宅価格指数を誰がどのような形で作るのが望ましいのか、それをどのような形で、日本あるいは海外に提供して行くのが望ましいのか、どういう利用者に利用していただくかを明らかにすべきである。そのために報告書の目次の第4章を第2回委員会で中心に議論する必要がある。
- プロの目にかなう住宅価格指数とするためには指数算出用のサンプルデータの定義とそのためフィルタリング技術が重要である。
- 今回の資料では複数の指数の算出方法が試みられている。算出方法による指数の相違について、統計の素人にも分かる説明があれば助かる。
- 賃料指数については安定的な推移を示している。J-REITの住宅ファンドの低迷の理由は人口減などの悪いイメージが先行している。成約価格ベースのリピート・セールス価格指数の開発により、投資家に対して責任を持って利回りの有利さを説明することができるかもしれない。
- レインズのマンションデータはワンルームマンションが多いのではないかとそれが試作の指数に反映されているのではないかと。
- 戸建指数については、中古の再販が多くないためサンプル数が少なく、現段階では試作の域にとどまっている。
- 住宅価格指数を用いた金融商品の設計、機関投資家のニーズ、および運用サイドのニーズについては今後慎重に検討する必要がある。
- ヘッジ需要は確実にある。たとえば、住宅保険やインデックス・リンクド・モーゲージなどの商品も模索すべき。
- 不動産業の立場からは、デベロッパーの開発リスクのヘッジとして使えそうである。しかしヘッジ的な売り方の一方その買い手として誰がロングポジションを取るかが不明である。
- 指数算出に用いるデータの利用については会員からの同意を得る必要があり、また、国の関与なく外部だけで利用することについては慎重な検討が必要である。データ提供元のイメージアップ、および会員へのフィードバックも何か出来そうである。不動産投資市場の活性化という公益性もある。
- 第2回委員会では、地域区分、頻度等についての案を提示する。
- 第2回委員会に向けて各委員の専門にかかる部分について協力をお願いしたい。

第2回住宅価格指数検討委員会 議事録要約

日時 平成21年2月24日(金) 15:00~17:00

場所 霞ヶ関ビル（東海大学交友会館『霞の間』）

（米国ケース・シラー住宅価格指数の開発担当者をファイサーブ・レンディング・ソリューション社（略：ファイサーブ社）から招いて、ケース・シラー住宅価格指数の詳細と日本における可能性等について発表があり、質疑応答を行った。）

- 第1回の検討委員会において、試作の指数の元となる住宅価格データに偏りがあるのではないか？という質問があった。調査の結果、ワンルームマンションの偏りはなく、ファミリータイプが9割超を占める。ワンルームのシェアは5%程度である。
- 本委員会で開発する住宅価格指数としてはリポート・セールス指数、タイプとしては、米国のケース・シラー住宅価格指数（算術平均方式・価値加重価格指数）を選定することとした。
- 指数の頻度については、指数そのものの市場取引の流動性が高いことが望ましい。しかし、住宅の取引価格の収集の時間、および指数の精度などの観点から、住宅価格指数を提供する頻度としては月1回とする。なお、実証分析の結果では、週1回の指数はノイズが大きすぎる。
- 住宅価格指数の利用については、中古住宅市場の活性化、住宅開発事業支援、および住宅保険商品の3つに分けて検討した。本検討委員会の委員のみずほ証券の福島氏と野村証券の加藤氏から基本的かつ包括的な提案があった。また、大阪証券取引所の山澤氏から住宅保険商品の前提となる指数取引についての具体的な提案があった。さらに、東京証券取引所の深山氏からは利用のあり方などについて幅広い観点からの提案があった。これらの提案を報告書に反映することとした。
- 指数算出に用いるデータは中古住宅の成約価格データとすることが決まった。米国に比べれば、日本では利用できる不動産の成約価格データは少ないという課題がある。そこで、指数の精度を実証分析により明らかにすることが求められた。
- 指数の範囲（エリア）については、当面は中古マンション価格の成約価格データの整備は最も進んでいる地域で試作する。ただし、対象地域としては全国を目標とする。
- 指数の公表については、データ取得から2ヵ月のタイムラグを認める。
- 指数の算出主体には、3タイプがありうる。①指数算出方法の開発主体が自ら原データを収集して指数を算出する方法。②は、開発主体がその算出方法の使用を第三者に許諾して、当該第三者が原データを収集して指数を算出する方法。③が、指数算出方法の開発主体が、その算出方法の使用を原データ所有者に許諾して、当該原データ所有者が指数を算出する方法。いずれの方法を選択するかについては今後の課題とする。