

日本の住宅と国産木材の需給構造についての計量経済分析*

前 田 拓 生

An Econometrics Analysis of Timber and House Demand/Supply in Japan

Maeda Takuo

1. はじめに

現在日本では、戦後の拡大造林によって育成されたスギ等が伐採時期をむかえ、木材として利用可能な資源が充実しつつある¹。しかし住宅メーカー等の木材に対するニーズの多くは、乾燥度合い、寸法安定性、強度等を有する品質・性能の明確さにあり、それに応えられる輸入材を選択するため国産材は安く買い叩かれてしまい、多くの国内林業では伐採費及び育林費が出ないことから助成金頼りの経営となっている²。

そのような中、平成18（2006）年度から「国産材の利用拡大を図るとともに森林所有者の収益性を向上させる仕組みを構築するため」実施されたのが「新生産システム」の取組みである³。国としてはこの取組みの結果、「原木の安定供給と流通コストの削減が進んでいる」など一定の成果をあげていると考えているが、この取組みは単に「規模の経済」を利用したものであり、稲熊（2010）が指摘するように「大規模製材工場が大量に原木を集めるため、モデル地域の中小規模の製材工場にとっては、原木の調達が難しく」「中小製材所といえども、山村地域においては雇用や地域経済維持の上で貴重な存在であり、その消滅は山村地域にとって痛手」「中小製材所の存続を図ることを考慮する必要がある、大規模製材所との間でどのように住み分けを図っていくか」⁴といった課題がある。またこの取組みの結果、木材流通における大規模化・低コスト化が進み、プレカット材に対するニーズが高まったことから、逆に国産材ではなく輸入材のニーズを高める結果と

* 本研究は（独）科学技術振興機構 社会技術研究開発事業「地域に根ざした脱温暖化・環境共生社会」研究開発領域 研究開発プロジェクト「快適な天然素材住宅の生活と脱温暖化を「森と街」の直接連携で実現する（以下、当PJ）」での議論を基に前田拓生（埼玉大学経済学部研究員、早稲田大学理工学研究所客員研究員）がまとめたものである。本論文に示されている内容は、すべて筆者個人に属し、筆者の所属する研究機関、研究会等の見解を示すものではない。あり得べき誤りはすべて筆者個人に属する。

1 林野庁（2010）p.126参考

2 稲熊（2010）等を参照

3 林野庁（2010）p.127引用

4 稲熊（2010）p.125引用

なり、行き場を失った国産木材はさらに一層買い叩かれ、非常に安い価格になっている⁵。

ここで「国産材の利用拡大を図るとともに森林所有者の収益性を向上させる仕組みを構築する」ことの重要性は理解でき、むしろ今の日本の森林状況を考えれば喫緊の課題と考えている。しかし、「新生産システム」のような仕組みでは、出口となる住宅市場の競争の中で合理化の名の下、国産材の使用増加や林業等の復興、森林の整備などの改善はおろか、木材流通を含む市場のグローバル化の進展によってますます状況を悪化させる結果となってしまうことが考えられる。

そこでここでは日本の木材需給に関わる市場（住宅市場、製材品市場、木材市場）について計量経済分析を行い、それぞれの需給構造及び関係性を明らかにすることで「新生産システム」等⁶が木材流通を含む市場のグローバル化の進展により状況を悪化させてしまった要因を考察する。

以下、本論文は次のような構成になっている。

「2.」では、国産木材に関わる市場（住宅市場、製材品市場、木材市場）の需給モデルを定式化する。「3.」で実証分析を行うことになるが、本研究で実証分析に使用するデータは全て時系列データであるため、まず単位根の有無を確認し、単位根が存在する場合には各モデルで共和分関係が存在するか否かを検定する必要がある。その検定を行った後、実証分析を行う。最後に「4.」で推計結果の評価を行う。

2. 需給モデルの定式化

(1) 住宅需給モデル

① 大都市圏（7都府県）とその他地方圏

図1は木造住宅の新築着工（床面積）と製材用木材の供給（需要）を示したものである。この図からも明らかなように木材需要は住宅需要の派生需要であるため、国産材の利用拡大を図るには住宅の需給構造を考察する必要がある。

そこで住宅の需給モデルを定式化することになるが、定式化にあたり、住宅価格を推計する必要がある。ここでは本体価格（土地を含まない上物の価格）と土地価格に分けて推計を行った⁷。

本体価格に関しては国土交通省『建設着工統計調査報告』で公表されている工事費を代理変数とした。住宅の床面積は地域により、1戸当たり150m²から90m²と大きく異なる（図2）⁸ものの、1戸当たりで工事費を推計してみると地域性はあまりなく、概ね1600万円から2000万円の範囲に収まっている（図3）。

5 前田（2013）参照

6 実際には平成16（2004）年度から平成18（2006）年度にかけて「新流通・加工システム」を実施している。詳細は林野庁（2010）p.126参考。

7 国民経済計算（SNA統計）のストック編から推計することも可能であるが、地域的な違いがないことから、ここではSNA統計は使用しなかった。

8 図2から図6のグラフは当該データに関して昭和64（1989）年から平成22（2010）年までのそれぞれ都道府県の変動を表している。ローソク型のグラフの上下に伸びた線は当該データの当該期間内の最高値と最低値を、また、ローソク本体の上下は当該データの当該期間内の平均値からの±1標準誤差をそれぞれ取っている。したがって、ローソクの幅が小さいほどボラティリティが小さく、また、ローソクからの伸びた上下の線が短いほど異常値が少ないことを示すことになる（逆は逆）。

日本の住宅と国産木材の需給構造についての計量経済分析 (前田)

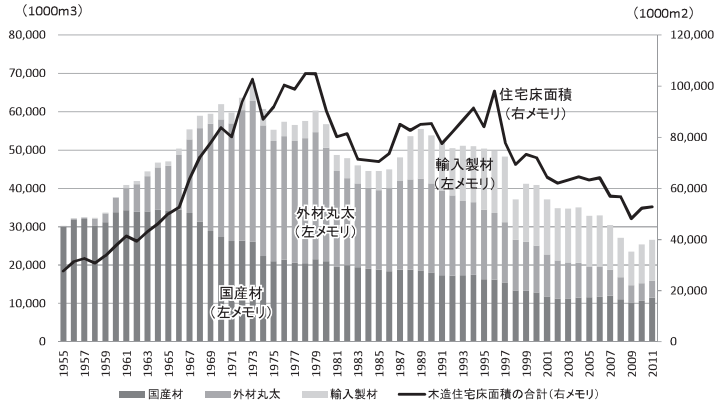


図1 日本の木材供給(製材)と住宅着工(木造)

【出所】林野庁『木材需給表』、国交省『建築着工統計』を基に前田が作成
注) 国内製材は「国産材+外材丸太」。

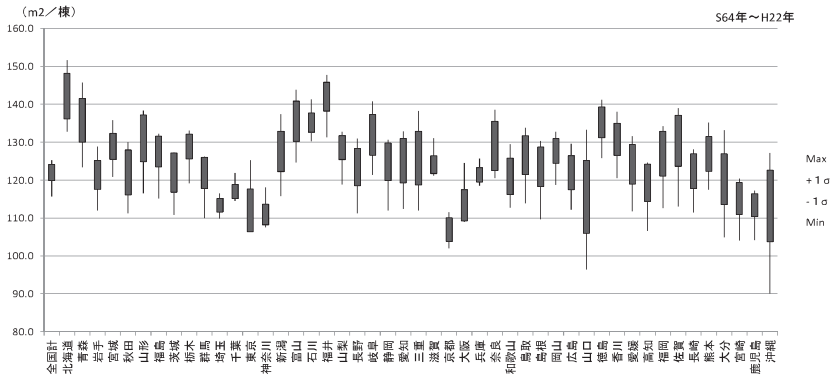


図2 木造住宅1棟あたりの床面積(居住専用建築物)

【出所】国土交通省『建設着工統計調査報告』をもとに前田が推計

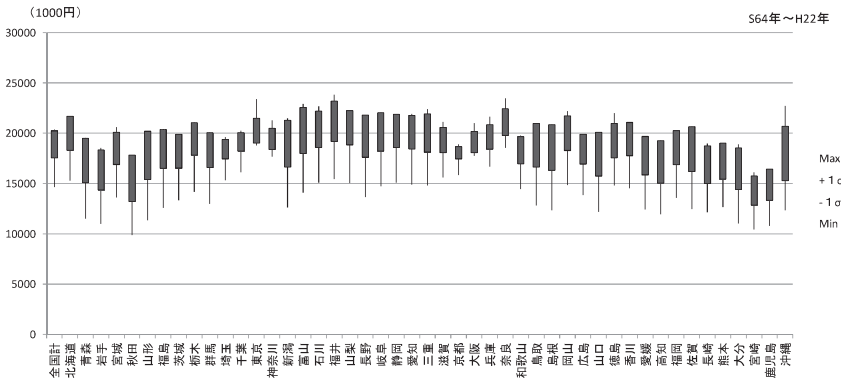


図3 木造住宅1棟あたりの工事費予定額(居住専用建築物)

【出所】国土交通省『建設着工統計調査報告』をもとに前田が推計

土地価格に関しては、国土交通省『都道府県地価調査』により各都道府県の地価を時系列で取り、それに国土交通省『建設着工統計調査報告』で公表されている当該地域の敷地面積（図4）を掛け合わせ1戸当たりの土地価格を推計した（図5）。

図4より、東北地方や長野では敷地面積が広く（広いところでは350m²を超える時もある）、地域によって違いがあるものの、図5のように1戸当たり土地価格にすると、関東地区（東京や神奈川等）、東海地区（愛知等）、関西地区（大阪等）を除いて、1000万円前後で安定している。

以上から各都道府県の1戸当たりの住宅価格（推計値）は、関東地区（東京や神奈川等）、東海地区（愛知等）、関西地区（大阪等）を除いて、2600万円から3000万円（1戸当たり工事費1600万円から2000万円、1戸当たりの土地価格1000万円前後）となる。

このように住宅価格を1戸当たりにしたことから、住宅需給における数量も建築戸数とする。都道府県別木造住宅の新築着工戸数を表したのが図6である。図6から土地価格の変動が激しい関東

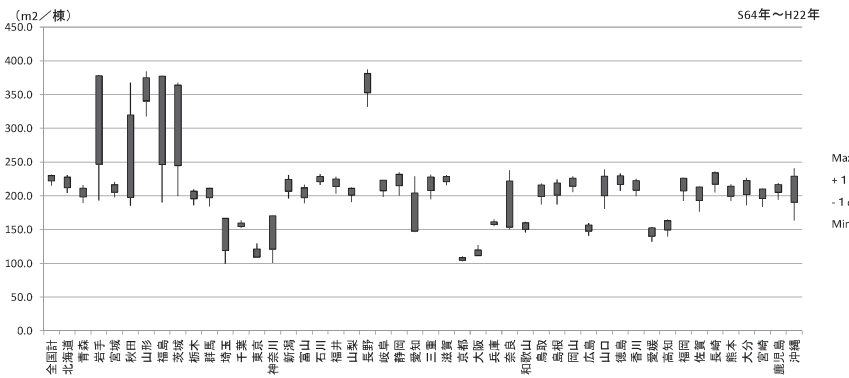


図4 住宅1棟あたりの敷地面積
【出所】国土交通省『都道府県地価調査』をもとに前田が推計

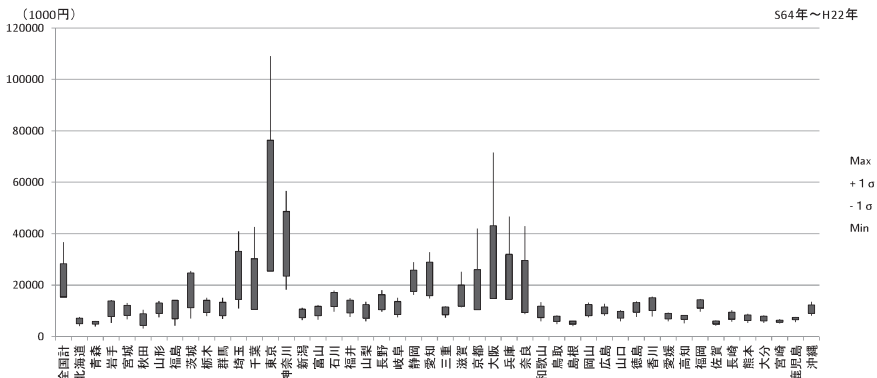


図5 住宅1棟あたりの土地価格
【出所】国土交通省『都道府県地価調査』をもとに前田が推計

地区（東京や神奈川等）、東海地区（愛知等）、関西地区（大阪等）では建築戸数も多く、また、その変動（ボラティリティ）も高い。つまり、この地域では他の道府県に比べて価格弾力性の高い市場となっているものと推測できる。

ところで、上記の方法で算出した関東地区の住宅価格（推計値）と首都圏の建売住宅価格⁹の2000年から2011年までの時系列データを散布図に表したのが図7である。図7より、東京、千葉、神奈川のパラメータが1に近く、推計した住宅価格が実際の建売住宅価格に近いことがわかる。他方、埼玉、茨城、特に茨城についてはパラメータが0に近く、建売住宅価格が時系列で変化しているにもかかわらず、推計値は2600万円くらいで安定していることがわかる。

この結果から、東京、千葉、神奈川では、いわゆる“パワービルダー”といった建売住宅業者により住宅の多くが供給されているものと推測される。そのために価格弾力性も高くなり、パワービ

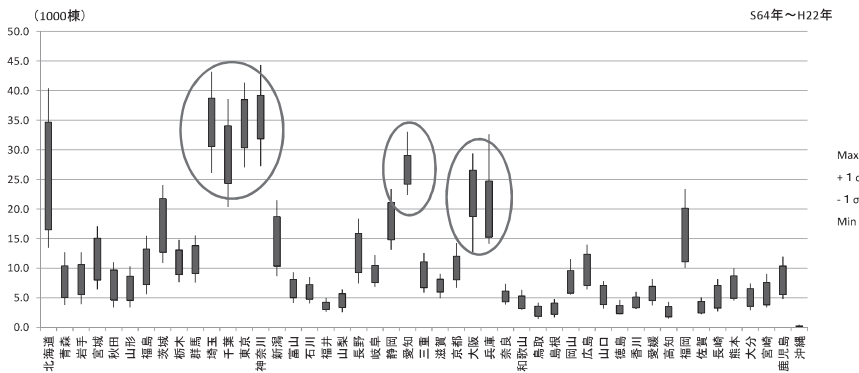


図6 木造住宅の建築数（居住専用建築物）

【出所】国土交通省『建設着工統計調査報告』をもとに前田が推計

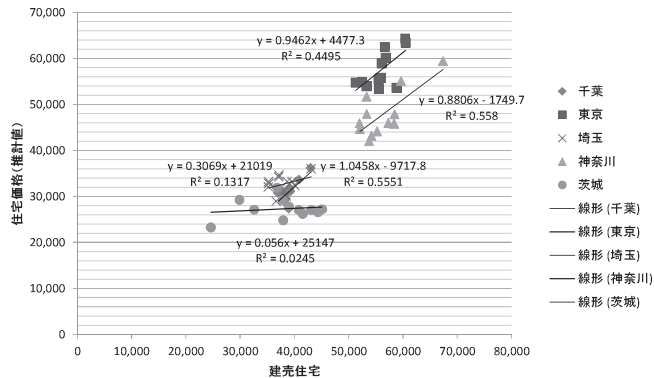


図7 首都圏の建売住宅と住宅価格（推計値）

9 公益財団法人不動産流通近代化センター（2012）統計

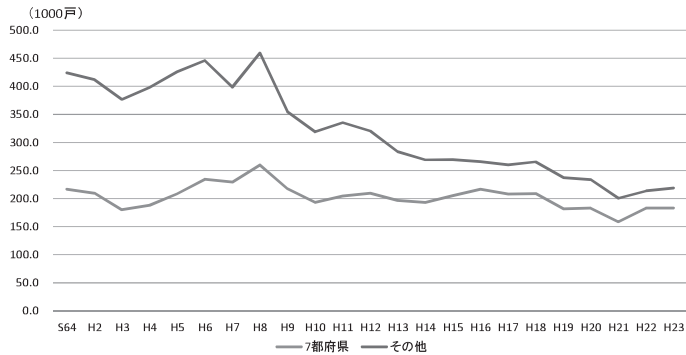


図8 木造住宅の新築着工戸数

【出所】国土交通省『建設着工統計調査報告』『都道府県地価調査』をもとに前田が推計

注1) 都府県は埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、兵庫県。

注2) その他は7都府県以外の道府県。

ルダールの大量供給から他の道府県よりも新築戸数の平均値が高く、そのボラティリティも高くなっていると考えられる。

以上を踏まえ、推計される住宅価格の変動が高い、埼玉、千葉、東京、神奈川、愛知、大阪、兵庫の7都府県とその他の道府県に分けて、新築着工戸数を示しているのが図8である。図8より、昭和64(1989)年では7都府県の新築着工戸数はその他道府県と比べて半分ほどであったが、近年ではほぼ同数くらいになっている。つまり、近年では新築着工戸数の約半分がこの7都府県で建設されていることになる。

以上の分析から、大都市圏を含む7都府県(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、大阪府、兵庫県)とその他道府県では住宅の需給構造が異なる可能性があるため、本研究ではそれらを分離して住宅需給を考察した。

② 住宅需給モデルの定式化

i 地域の住宅の需要関数を(1)式で定義する。

$$\underline{H}_i^D = h^D(\underline{P}_i^H, Y_i, Y_i(-1), \Delta N_i, r) \quad \dots (1)$$

i 地域の住宅の需要量 H_i^D は、 i 地域の住宅価格 P_i^H 、 i 地域の所得 Y_i 及び $Y_i(-1)$ 、 i 地域の人口の増減 ΔN_i 、実質金利の関数であるとする(ここで $Y_i(-1)$ は一期前の i 地域の所得)。なお、下線を伴う変数は内生変数を意味する(以下、同様)。

i 地域の住宅の供給関数を(2)式で定義する。

$$\underline{H}_i^S = h^S(\underline{P}_i^H, W^C, P^S, P^E, EX) \quad \dots (2)$$

i 地域の住宅の供給量 H_i^S は、 i 地域の住宅価格 P_i^H 、建設業人件費 W^C 、製材品価格 P^S 、燃料価格 P^E 、為替レート EX の関数であるとする。

ここで (1) 式及び (2) 式における説明変数のパラメータの符号条件は表 1 の通りである。

表 1 (1) 式及び (2) 式の符号条件

式	説明変数				
(1) 式	P_i^H -	Y_i +	$Y_i(-1)$ + / -	ΔN_i +	r -
(2) 式	P_i^H +	W^C -	P^S -	P^E -	EX -

なお、住宅の需要量 H_i^D と住宅の供給量 H_i^S は恒常的に等しくなる。

③実証分析

ここで (1) 式に示される i 地域の住宅の需要関数を (3) 式のように、また、(2) 式に示される i 地域の住宅の供給関数を (4) 式のように定式化する。なお、パラメータが弾力性を示すように被説明変数及び説明変数ともに自然対数を取る（但し、人口の変化及び金利については対数化しない）。

$$\ln(H_i^D) = a_1 + a_2 * \ln(P_i^H) + a_3 * \ln(Y_i) + a_4 * \ln(Y_i(-1)) + a_5 * \Delta N_i + a_6 * r \quad \dots (3)$$

$$\begin{aligned} \ln(H_i^S) = & a_{11} + a_{12} * \ln(P_i^H) + a_{13} * \ln(W^C) + a_{14} * \ln(P^S) \\ & + a_{15} * \ln(P^E) + a_{16} * \ln(EX) \quad \dots (4) \end{aligned}$$

定式化した住宅の需給モデルは、需給量と価格が同時に決定される同時方程式体系になっている。そのため最小二乗法（OLS）で個別に推計すると推計バイアスが生じることから、ここでは二段階最小二乗法（2SLS）を採用した。推計期間は全てのデータが存在する昭和64（1989）年から平成21（2009）年を取った。またそれぞれのモデルに対してステップワイズチャウテストを行い、構造変化の有無を確認し、適宜ダミー変数を追加した。

本研究では、全都道府県、7都府県、その他道府県の3つの住宅市場を想定し、上記の理論モデルに則り、それぞれの市場ごとに2SLS推計を行った。

④用いたデータ

各市場における住宅の需給量は、それぞれ住宅着工件数を国土交通省『建設着工統計調査報告』からデータを取った。また価格について全国は同様に『建設着工統計調査報告』からデータを取り、国土交通省『建設工事費デフレータ』により実質化した。7都府県及びその他道府県については上記①で推計した名目価格を国土交通省『建設工事費デフレータ』により実質化した。所得については内閣府『県民統計』から所得データを取り（7都府県及びその他道府県については人口で加重平均した値）、それぞれGDPデフレータで実質化した。人口も同様に内閣府『県民統計』からデータを取得した。建設業人件費は財務省『法人企業統計』から建設業の人件費と役職員の人数を取得し、それらを基に算出した1人当たり人件費をGDPデフレータで実質化した。製材品価格は（2）で後述する。燃料価格は総務省『小売物価統計調査』より東京都区部のガソリン価格データを取得

し、企業物価（総合）で実質化した。為替レートは日本銀行「時系列データ検索サイト」より名目為替レート（年内平均値）のデータを取得し、輸入物価で実質化（木製品）した¹⁰。金利については財務省「国債に関する情報」より10年国債のデータを取得し、企業物価（総合）上昇率を差し引くことで実質化した。

（2）製材品需給モデル

次に製材品需給モデルを定式化する。製材品は国産材国内製材、外材国内製材、輸入製材に分かれる。ここで国内製材とは国産丸太と外材丸太に関係なく、日本国内で製材をしたものをいう。したがって、国内製材が増加しても国産材国内製材が増えなければ、日本の林業者の収益性を向上させることにはならない。なお、外材国内材も輸入製材もともに卸売価格は同じである。

したがって、市場としては国産材国内製材、外材国内製材、輸入製材の3つの製材品市場を想定するが、製材品価格は国産材製材価格と輸入材製材価格の2つになる。

j 市場の製材品の需要関数を（5）式で定義する。

$$\underline{S}_j^D = s^D (\underline{P}_j^S, H_7, H_{etc}, P_x^S) \quad \dots(5)$$

j 市場の製材品の需要量 \underline{S}_j^D は、 j 市場の製材品価格 \underline{P}_j^S 、7 都府県の新築住宅戸数 H_7 、その他道府県の新築住宅戸数 H_{etc} 、及び j 市場の製材品の代替品価格 P_x^S （ここで x は j 市場とは異なる市場）¹¹ の関数であるとする。

j 市場の製材品の供給関数を（6）式で定義する。

$$\underline{S}_j^S = s^S (\underline{P}_j^S, S_k, S_l, W^S, P^E, EX) \quad \dots(6)$$

j 市場の製材の供給量 \underline{S}_j^S は、 j 市場の製材品価格 \underline{P}_j^S 、 j 市場以外の製材量 S_k 及び S_l （したがって、被説明変数が総製材品の場合には説明変数からは除外）、製材業人件費 W^S 、燃料価格 P^E （輸入製材の場合には日本の国内で生産しないことから説明変数から除外）、為替レート EX の関数であるとする（ここで輸入製材の供給量の場合、 j 市場以外の製材量とは国産材国内製材量及び外材国内製材を意味する）。

ここで（5）式及び（6）式における説明変数のパラメータの符号条件は表2の通りである。

表2 （5）式及び（6）式の符号条件

式	説明変数					
(5) 式	\underline{P}_j^S -	H_7 +	H_{etc} +	P_x^S +		
(6) 式	\underline{P}_j^S +	S_k -	S_l -	W^S -	P^E -	EX -

10 実質実効レートを使って実証分析を行ったが、有意な結果は出ないことから、ここでは円/ドルレートを使用している。現在、米材が非常に多く輸入されていることが影響しているものと考えられる。なお、円/ドルレートは自国通貨建てで表示になっていることから値が大きくなると「円安」を示す（逆は逆）。

11 実際の実証分析では、被説明変数が総製材品の場合には為替レートを使用し、輸入製材の場合にはこの説明変数を除外した。

なお、製材品の需要量 S_j^D と供給量 S_j^S は恒常的に等しくなる。

①実証分析

ここで (5) 式に示される j 市場の製材品の需要関数を (7) 式のように、また、(6) 式に示される j 市場の製材品の供給関数を (8) 式のように定式化する。なお、ここでもパラメータが弾力性を示すように被説明変数及び説明変数ともに自然対数を取る。

$$\ln(S_j^D) = b_1 + b_2 * \ln(P_j^S) + b_3 * \ln(H_7) + b_4 * \ln(H_{etc}) + b_5 * \ln(P_x^S) \quad \dots (7)$$

$$\begin{aligned} \ln(S_j^S) = & b_{11} + b_{12} * \ln(P_j^S) + b_{13} * \ln(S_k) + b_{14} * \ln(S_l) \\ & + b_{15} * \ln(W^S) + b_{16} * \ln(P^E) + b_{17} * \ln(EX) \quad \dots (8) \end{aligned}$$

住宅需給モデルと同様に、ここでも需給量と価格が同時に決定される同時方程式体系になっているため 2SLS を採用した。推計期間は全てのデータが存在する昭和64（1989）年から平成21（2009）年を取った。またそれぞれのモデルに対してステップワイズチャウテストを行い、構造変化の有無を確認し、適宜ダミー変数を追加した。

②用いたデータ

各市場における製材品の需給量は、それぞれ林野庁『木材需給表』からデータを取った。また価格については農林水産省『木材需給報告書』より、国産材に関してはまつ平角、すぎ正角、ひのき正角、えぞまつ・とどまつ正角を、また、外材に関しては長期系列が取れる米まつ平角、北洋えぞまつ板を生産量で加重平均し、企業物価（木製品）で実質化した¹²。なお、上述した（1）の住宅供給モデルにおける製材品価格は国産材及び外材の製材価格を使用している。製材業人件費は財務省『法人企業統計』から製材業の人件費と役職員の人数を取得し、それらを基に算出した1人当たり人件費をGDPデフレーターで実質化した。7都府県、その他道府県の新築住宅戸数、及び、為替レートについても上述した（1）の住宅需給モデルと同じである。また、説明変数の製材品量は被説明変数とは異なる市場の製材品量である（つまり、被説明変数が輸入製材の供給量の場合、国産材国内製材量及び外材国内製材を意味する）。

（3）木材需給モデル

最後に木材需給モデルを定式化する。木材にも国産材丸太と輸入丸太が存在するが、ここでは国内林業における影響を中心に分析を行うことから、国産丸太の需給モデルのみを定式化する。

国産丸太の需要関数を (9) 式で定義する。

$$T_j^D = t^D (P^T, P^T(-1), P^F, S_{all}, EX) \quad \dots (9)$$

国産丸太の需要量 T_j^D は、国産丸太価格 P^T 及び $P^T(-1)$ 、輸入丸太価格 P^F 、日本で需要（供給）される製材品の総量 S_{all} 及び為替レートの関数であるとする（ここで $P^T(-1)$ は一期前の国産丸太

¹² 国産材及び輸入材ともに乾燥材は統計データが時系列で揃わないことから、ここでは乾燥材のデータは使用していない。

価格)。

国産丸太の供給関数を (10) 式で定義する。

$$T_J^S = t^S (P^T, W^T, T_F, P^E) \quad \dots(10)$$

国産丸太の供給量 T_J^S は、国産丸太価格 P^T 、林業人件費 W^T 、外材丸太輸入量 T_F 、燃料価格 P^E の関数であるとする。

ここで (9) 式及び (10) 式における説明変数のパラメータの符号条件は表3の通りである。

表3 (9) 式及び (10) 式の符号条件

式	説明変数				
(9) 式	P^T -	$P^T(-1)$ + / -	P^E +	S_{all} +	EX +
(10) 式	P^T +	W^T -	T_F -	P^E -	

なお、国産丸太の需要量 T_J^D と供給量 T_J^S は恒常的に等しくなる。

①実証分析

ここで (9) 式に示される国産丸太の需要関数を (11) 式のように、また、(10) 式に示される国産丸太の供給関数を (12) 式のように定式化する。なお、ここでもパラメータが弾力性を示すように被説明変数及び説明変数ともに自然対数を取る。

$$\begin{aligned} \ln(T_J^D) = & c_1 + c_2 * \ln(P^T) + c_3 * \ln(P^T(-1)) + c_4 * \ln(P^E) \\ & + c_5 * \ln(S_{all}) + c_6 * \ln(EX) \end{aligned} \quad \dots(11)$$

$$\ln(T_J^S) = c_{11} + c_{12} * \ln(P^T) + c_{13} * \ln(W^T) + c_{14} * \ln(T_F) + c_{16} * \ln(P^E) \quad \dots(12)$$

上記の各モデルと同様に、ここでも需給量と価格が同時に決定される同時方程式体系になっているため 2SLS を採用した。推計期間は全てのデータが存在する昭和64 (1989) 年から平成21 (2009) 年を取った。またそれぞれのモデルに対してステップワイズチャウテストを行い、構造変化の有無を確認し、適宜ダミー変数を追加した。

②用いたデータ

国産丸太量及び外材丸太輸入量はそれぞれ林野庁『木材需給表』データを取った。また国産丸太の価格については農林水産省『木材需給報告書』より、まつ中丸太、すぎ中丸太、ひのき中丸太、からまつ中丸太、えぞまつ・とどまつ大丸太を生産量で加重平均し、企業物価 (木製品) で実質化した。他方、外材丸太輸入量は財務省『貿易統計¹³』から総輸入量と総輸入金額データを取得し、1 m³当たりの輸入金額を算出した。日本で需要 (供給) される製材品の総量は上記 (2) の国産材国内製材、外材国内製材、輸入製材の3つの製材需給量を合計したものである。林業人件費は財

13 コード「4403」台が外材丸太輸入になる。

務省『法人企業統計』から林業の件数と役員数の人数を取得し、それらを基に算出した1人当たり件数を GDP デフレーターで実質化した¹⁴。なお、燃料価格及び為替レートについては（1）の住宅需給モデルと同じである。

3. 実証分析の結果

（1）単位根検定及び共和分検定結果

以上のようにモデルを定式化したところで実証分析を行うことになるが、本研究で実証分析に使用するデータは全て時系列データであるため、まず単位根の有無を確認し、単位根が存在する場合には各モデルで共和分関係が存在するかどうかを検定する必要がある。

①各モデルの変数についての単位根検定

本研究では定式化したモデルの各変数について、まず拡張ディッキー・フラー（Augmented Dickey-Fuller：ADF）検定による単位根の検定を行い、単位根が存在するという帰無仮説を棄却した（つまり、単位根が存在しない）変数について改めて Phillips-Perron（PP）検定を行った。検定式は①ドリフトとトレンド付き（ τ_{ct} ）、②ドリフト付きトレンドなし（ τ_c ）、③ドリフトとトレンドなし（ τ ）の順に計測し、定数項とトレンド項の有意性をみて選択した。

単位根検定結果は表4の通りである。なお、表の中の下添え字の *all* は全都道府県（但し *S_{all}* は総製材量を示している）を、*7* は住宅価格の変動が激しい7都府県を、*etc* は7都府県以外を、*F* は外材国内製材を、*im* は輸入製材を、*J* は国産材国内製材を、それぞれ表している。上添え字はモデル時の説明通り。

検定の結果、実質金利以外は単位根を持つという帰無仮説を10%水準で棄却できない。また、実質金利についても PP 検定によって1%水準で棄却できないことから、全ての変数で単位根が存

表4 各モデルの変数の単位根検定結果

変数	ラグ		検定統計量	変数	ラグ		検定統計量	変数	ラグ		検定統計量
$\ln(Y_{all})$	1	τ_c	-1.052	$\ln(P_{etc}^H)$	0	τ	0.215	$\ln(S_J)$	0	τ_c	-1.178
ΔN_{all}	0	τ_{ct}	-0.554	$\ln(H_{etc})$	0	τ_{ct}	-0.678	$\ln(P_J^I)$	0	τ_{ct}	-0.437
$\ln(P_{all}^H)$	0	τ_{ct}	-0.356	$\ln(P_{F}^S)$	0	τ	0.027	$\ln(T_J)$	1	τ_c	-1.275
$\ln(H_{all})$	0	τ_{ct}	-1.017	$\ln(P_{F}^I)$	0	τ_c	-1.325	$\ln(P_{7}^H)$		τ_{ct}	1.645
$\ln(P_{all}^S)$	0	τ	-0.725	$\ln(T_F)$	0	τ_{ct}	1.655	$\ln(H_7)$	0	τ_{ct}	-1.061
$\ln(S_{all})$	0	τ_{ct}	-0.405	$\ln(P^E)$	0	τ_c	-1.178	$\ln(Y_7)$	1	τ_c	-1.484
$\ln(EX)$	0	τ_c	-1.640	$\ln(P_{im}^S)$	1	τ_{ct}	-0.437	ΔN_7	1	τ_{ct}	-0.025
$\ln(W^c)$	0	τ	2.702	$\ln(S_{im})$	0	τ_c	-1.275	<i>R</i>			-0.732
$\ln(Y_{etc})$	1	τ	0.924	$\ln(S_F)$	0	τ_{ct}	1.645	$\ln(W^S)$	1	τ_{ct}	-1.481
ΔN_{etc}	0	τ_{ct}	-0.799	$\ln(P_J^S)$	0	τ_{ct}	-1.061	$\ln(W^I)$	1	τ_c	-2.500

* $\ln(P_{7}^H)$ は PP 検定。***R* は PP 検定（1%では棄却できない）。

14 2009年以降は林業は農業部門に統合されたため、ここでは農業部門のデータをもとに前田が推計した。

在すると判断し、各モデルで共和分関係が存在するか否かを検定する。

②各モデルの共和分検定

モデルにおける変数が非定常であっても、その変数に単位根が存在する場合、モデル間で共和分関係が存在すれば、計量経済学の観点で問題なく分析を行うことができる。上記のように全ての変数で単位根が存在するので、定式化したモデルの残差が定常であれば、当該モデルに共和分関係が存在することになる。

共和分検定結果は表5の通りである。なお、上添え字 D は需要を、 S は供給を示す。「住宅」は住宅需給モデルを「 all 」は総製材需給モデルを、「 J 」は国産国内製材需給モデルを、「 F 」は外材国内製材需給モデルを、「 im 」は輸入製材需給を、「国産丸太」は国産丸太需給モデルをそれぞれ表している。下添え字は単位根検定の定義と同じ。

表5 モデルの共和分検定結果

モデル	ラグ	検定統計量	モデル	ラグ	検定統計量	モデル	ラグ	検定統計量
住宅 $_{all}^D$	0	-2.698	all^D	0	-7.696	im^D	0	-5.275
住宅 $_{all}^S$	2	-3.259	all^S	0	-3.360	im^S	0	-5.207
住宅 $_{J}^D$	0	-4.556	J^D	0	-2.262	国産丸太 D	0	-5.209
住宅 $_{J}^S$	2	-3.645	J^S	2	-4.173	国産丸太 S	0	-4.306
住宅 $_{etc}^D$	0	-3.252	F^D	0	-1.973			
住宅 $_{etc}^S$	2	-4.508	F^S	1	-1.672			

共和分検定の結果、全てのモデルの残差において単位根を持つという帰無仮説を1%水準で棄却できたことから、全てのモデルに共和分関係が存在することが確認できた。

(2) 需給モデルの推計結果

以上のように各モデルとも計量経済学の観点で問題なく分析を行うことができることが確認できた。各モデルの推計結果は表6～表13の通りである (**1%水準で有意。*5%水準で有意)。

表6 住宅(全都道府県)モデル¹⁵

	C	$\ln(P_{all}^H)$	$\ln(Y_{all})$	$\ln(Y_{all}(-1))$	ΔN_{all}	R			$Adj-R^2$	$D-W$
D	45.820	-2.126	2.056	-3.418	1.613	0.012			0.414	1.729
	1.758	-1.351	1.184	-2.279*	1.805	0.615				
	定数項	$\ln(P_{all}^H)$	$\ln(W^C)$	$\ln(P_{all}^S)$	$\ln(P^E)$	$\ln(EX)$	$D3$	$D4$	修正 R^2	$D-W$ 比
S	11.750	2.379	-1.565	-0.995	-0.372	-0.989	0.055	0.088	0.772	2.349
	1.199	4.810**	-2.224*	-1.754	-1.491	-5.244**	0.558	0.946		

15 ステップワイズチャウテストを行ったところ供給サイドにおいて2003年及び2004年に構造変化が予測されたため、ダミー($D3$, $D4$)を投入した。

表6より、住宅（全都道府県）モデルの需要サイドにおいて符号条件は問題ないが、一期前の所得の弾性値がマイナスで有意であるもの、直面する所得の弾性値（プラス）よりも大きくなっている。また、価格の弾性値が有意でない。なお、モデルの説明力は比較的低い。他方、供給サイドにおいて価格の弾性値、所得の弾性値、為替レートの弾性値が有意となっている。モデルの説明力は比較的高い値になっている。

表7 住宅（7都府県）需給モデル¹⁶

	<i>C</i>	$\ln(P^H_7)$	$\ln(Y_7)$	$\ln(Y_7(-I))$	ΔN_{all}	<i>R</i>	<i>D4</i>				<i>Adj-R²</i>	<i>DW</i>
<i>D</i>	24.720	-0.034	0.918	-2.468	-0.325	-0.020	0.010				0.503	1.775
	2.810**	-0.192	1.149	-3.641**	-1.956	-1.827	0.125					
	<i>C</i>	$\ln(P^H_7)$	$\ln(W^C)$	$\ln(P^S_j)$	$\ln(P^S_f)$	$\ln(P^E)$	$\ln(EX)$	<i>D2</i>	<i>D3</i>	<i>D5</i>	<i>Adj-R²</i>	<i>D-W</i>
<i>S</i>	17.407	-0.199	-0.489	0.613	-0.778	-0.609	-0.247	0.091	0.133	0.120	0.355	1.920
	1.137	-0.197	-0.478	0.424	-1.703	-1.473	-0.401	0.870	1.373	1.102		

表7より、住宅（7都府県）需給モデルは説明力も低く、有意となっているパラメータも少ない。単位根検定ではPP検定で単位根があるという帰無仮説を棄却できなかったが、ADF検定では1%水準で棄却されている。したがって、このモデルは統計的な意味を持たない可能性がある。

表8 住宅（その他道府県）需給モデル¹⁷

	<i>c</i>	$\ln(P^H_{etc})$	$\ln(Y_{etc})$	$\ln(Y_{etc}(-I))$	ΔN_{etc}	<i>R</i>	<i>D7</i>	<i>D8</i>	<i>Adj-R²</i>	<i>DW</i>
<i>D</i>	-3.717	-1.434	4.308	-2.319	1.317	0.008	-0.182	0.109	0.825	1.909
	-0.289	-1.352	2.305*	-1.644	3.466*	0.461	-1.142	0.604		
	<i>c</i>	$\ln(P^H_{etc})$	$\ln(W^C)$	$\ln(P^S_j)$	$\ln(P^S_f)$	$\ln(P^E)$	$\ln(EX)$		<i>Adj-R²</i>	<i>DW</i>
<i>S</i>	-2.237	1.661	-1.669	1.305	-0.715	0.083	-0.403		0.942	2.671
	-0.216	2.993*	-2.386*	9.146**	-2.297*	0.171	-2.762*			

表8より、住宅（その他道府県）需給モデルの需要サイドにおいて符号条件は問題なく、当面の所得の弾性値、人口増加率のパラメータが有意となっている。また、モデルの説明力も比較的高い値となっている。供給サイドでは、価格の弾性値、建築業人件費の弾性値、外材国内製材の価格の弾性値及び為替レートの弾性値が符号条件に問題なく、有意な値となっているが、国産材国内製材の弾性値の符号条件が合致しない（しかし、有意な値）。なお、住宅（全都道府県）モデルの供給サイドの価格弾性値と比較して、住宅（その他道府県）需給モデルの供給の価格弾性値は低い値となっていることから、その他道府県以外（つまり、大都市圏を含む7都府県）の供給の価格弾性値が高いものと考えられる。供給の価格弾性値が高いということは低価格で大量販売をしている可能性がある。

16 ステップワイズチャウテストを行ったところ供給サイドにおいて2003年～2005年に構造変化が予測されたため、ダミー(D3、D4、D5)を投入した。

17 ステップワイズチャウテストを行ったところ需要サイドにおいて2007年、2008年に構造変化が予測されたため、ダミー(D7、D8)を投入した。

表9 総製材品需給モデル^{18 19}

	c	$\ln(P_{all}^S)$	$n(H_7)$	$n(H_{etc})$	$\ln(EX)$	$D6$	$D7$	$Adj-R^2$	DW
D	5.359	-0.139	-0.039	1.020	0.227	0.009	0.049	0.941	3.067
	0.229	-0.063	-0.077	1.947	2.215*	0.044	0.197		
	c	$\ln(P_{all}^S)$	$\ln(W^S)$	$\ln(P^E)$	$D0$			$Adj-R^2$	DW
S	-7.216	2.452	-1.036	-0.069	-0.048			0.596	1.426
	-0.543	3.114**	-1.699	-0.167	-0.295				

表9より、総製材品需給モデルの需要サイドにおいて為替レートの弾性値が符号条件も合致し、有意な値となっている。なお、その他道府県の住宅戸数の弾性値が5%水準では有意ではないが(10%水準では有意)、符号条件が合致している。モデルの説明力もかなり高い。他方、供給サイドは価格の弾性値が有意な値となっている。但し、モデルの説明力はかなり低い。

表10 国産材国内製材需給モデル^{20 21}

	c	$\ln(P_{I}^S)$	$n(H_7)$	$n(H_{etc})$	$D7$	$D8$	$Adj-R^2$	DW
D	-10.043	1.732	0.360	-0.227	0.171	0.063	0.932	1.325
	-1.090	1.824	0.719	-0.348	2.482*	1.082		
	c	$\ln(P_{all}^S)$	$\ln(W^S)$	$\ln(P^E)$	$\ln(EX)$		$Adj-R^2$	DW
S	-1.345	1.294	-0.363	0.088	-0.150		0.965	1.005
	-0.485	13.269	-1.878	0.849	-2.377*			

表10より、国産材国内製材需給モデルの需要サイドにおいて2007年に構造変化が予想されているが、2007年のダミーがプラスに有意なので需要曲線を右上方にシフトさせる変化が起こっている可能性がある。他方、供給サイドにおいては為替レートの弾性値が符号条件も合致し、有意な値とな

表11 外材国内製材需給モデル²²

	c	$\ln(P_{F}^S)$	$\ln(H_7)$	$\ln(H_{etc})$	$\ln(P_{I}^S)$	$Adj-R^2$	DW
D	-13.640	0.727	-0.385	1.602	0.727	0.920	0.897
	-1.387	0.761	-0.680	2.442*	0.761		
	c	$\ln(P_{all}^S)$	$\ln(W^S)$	$\ln(P^E)$		$Adj-R^2$	DW
S	46.245	0.617	-4.482	-1.356		0.582	1.707
	1.456	0.24	-4.209	-1.349			

18 ここでは総製材品の需要サイドにおける代替品の価格の代理変数として為替レートを使用した(したがって、符号条件は(+))である。なお、為替レートを費用の増加関数として供給サイドに投入して実証分析を行ったところ、有意な値は得られなかった(この場合、識別問題が発生するため、需要サイドでは為替レートを削除した)。

19 ステップワイズチャウテストを行ったところ需要サイドにおいて2006年、2007年に、供給サイドに2000年に構造変化が予測されたため、需要サイドにD7、D8、供給サイドにD0を投入した。

20 ここで需要サイドに代替品価格として外材製材価格を投入したが、有意な値は得られず、削除した時の方が $Adj-R^2$ の値が良い結果となった。また、供給サイドに外材製材量を投入したが、有意な値は得られず、削除した時の方が $Adj-R^2$ の値が良い結果となった。

21 ステップワイズチャウテストを行ったところ需要サイドにおいて2007年、2008年に構造変化が予測されたため、ダミー(D7、D8)を投入した。

22 ここで供給サイドに国産材国内製材量を投入したが、有意な値は得られず、削除した時の方が $Adj-R^2$ の値が良い結果となった。

っている。需給ともにモデルの説明力はかなり高いが、DW 比より正の系列相関が考えられる。

表11より、外材国内製材需給モデルの需要サイドにおいてその他道府県の住宅戸数の弾性値が符号条件も合致し、有意な値となっている。モデルの説明力も高い。しかし、DW 比より正の系列相関が疑われる。他方、供給サイドにおいて製材業人件費の弾性値が符号条件も合致し、有意な値となっている。但し、モデルの説明力は低い。

表12 輸入製材需給モデル²³

	<i>c</i>	$\ln(P^S_F)$	$\ln(H_7)$	$\ln(H_{etc})$	<i>D1</i>	<i>D2</i>	<i>D3</i>	<i>D4</i>	<i>Adj-R</i> ²	<i>DW</i>
<i>D</i>	0.954	0.193	1.165	0.051	0.127	0.114	0.066	0.047	0.555	2.433
	0.195	0.413	3.016**	0.201	0.986	0.916	0.486	0.360		
	<i>c</i>	$\ln(P^S_{all})$	$\ln(S_j)$	$\ln(S_F)$	$\ln(EX)$				<i>Adj-R</i> ²	<i>DW</i>
<i>S</i>	10.134	1.658	-2.137	0.884	-1.286				0.574	2.053
	0.673	0.914	-4.510**	2.878*	-2.211**					

表12より、輸入製材需給モデルの需要サイドにおいて7都府県の住宅戸数の弾性値が符号条件も合致し、有意な値となっている。但しモデルの説明力は低い。他方、供給サイドにおいて国産材国内製材の弾性値と為替レートの弾性値が符号条件も合致し、有意な値となっているが、外材国内製材の弾性値の符号条件が逆で有意な値となっている。

表13 国産丸太需給モデル²⁴

	<i>c</i>	$\ln(P^T_j)$	$\ln(P^T_j(-1))$	$\ln(P^T_F)$	$\ln(S_{all})$	$\ln(EX)$	<i>D4</i>	<i>Adj-R</i> ²	<i>DW</i>
<i>D</i>	-9.209	0.482	-0.570	1.609	0.360	0.070	-0.006	0.961	2.244
	-5.492**	1.048	-1.372	9.849**	1.845	0.848	-0.135		
	<i>c</i>	$\ln(P^T_j)$	$\ln(W^T)$	$\ln(T_F)$	$\ln(P^E)$	<i>D8</i>		<i>Adj-R</i> ²	<i>DW</i>
<i>S</i>	-3.651	1.395	-0.213	-0.393	1.108	-0.053		0.933	1.785
	-1.200	5.785**	-1.216	-2.871	5.273**	-0.563			

表13より、国産丸太需給モデルの需要サイドにおいて外材丸太の価格弾性値が符号条件も合致し、有意な値となっている。また、モデルの説明力もかなり高い。他方、供給サイドにおいて価格弾性値が符号条件も合致し、有意な値となっているが、燃料価格の弾性値の符号条件が逆で有意になっている。これはガソリン価格の高騰などにより、木材のバイオマス利用が高まったことによる影響と思われる。

23 ステップワイズチャウテストを行ったところ需要サイドにおいて2001年～2004年に構造変化が予測されたため、ダミー(D1～D4)を投入した。

24 ステップワイズチャウテストを行ったところ需要サイドにおいて2004年に、供給サイドにおいて2008年に構造変化が予測されたため、需要サイドにD4を、供給サイドにD8を投入した。

4. 結 論

表6及び表8の推計結果から、その他道府県に比べて、大都市圏を含む7都府県では住宅供給の価格弾性値が高いことが示唆される。これはパワービルダー等によって建売住宅等の低価格住宅の大量販売が促進されている可能性があることを意味する。また、その他道府県の住宅需要では所得及び人口増加率のパラメータが有意なことから、近年の景気悪化、少子高齢化、人口の二極化現象等の影響を受け、住宅需要が低迷し、新築着工戸数の減少を招いていることが窺える。

そのような中、表11より、外材国内製材の需要はその他道府県の新築戸数の派生需要となっていることから、その他道府県の住宅戸数低迷を地方圏の製材工場がまともに受けることになる。他方、表12より、輸入製材の需要は7都府県の新築戸数の派生需要となっている。したがって、当該地域は価格競争が激しいものの、比較的戸数の減少はゆるやかである。そこに「新生産システム」等により、木材流通を含む市場のグローバル化を進展させたことから、一気に大規模化に拍車がかかったものと推察される。

以上より、「新生産システム」等の推進は、輸入製材の需要を高めるだけになり、「国産材の利用拡大を図るとともに森林所有者の収益性を向上させる仕組みを構築する」ことにはつながらないものといえよう。なお、表10より、国産材国内製材の需要が住宅の派生需要となっていないことや、表13より、国産丸太の需要が総製材量の派生需要となっていないことは重大な問題であり、その点を改善することで「国産材の利用拡大を図るとともに森林所有者の収益性を向上させる仕組みを構築」すべきであろう。

(まえだ たくお・本学非常勤講師)

【参考文献】

- 林野庁 (2010) 『平成22年度 森林・林業白書』、『木材需給表』
 稲熊利和 (2010) 「林業活性化の課題」『立法と調査』参議院 <http://bit.ly/PkjP2I>
 前田拓生 (2013) 「『森と街』の直接連携の必要性についての考察」『高崎経済大学論集 第55巻第2号』
 国土交通省 『建設着工統計調査報告』、『都道府県地価調査』、『建設工事費デフレータ』
 公益財団法人不動産流通近代化センター 『2012 不動産業統計集』
 内閣府 『県民統計』、『国民経済計算』
 財務省 『法人企業統計』、『貿易統計』、『国債に関する情報』『国債』 <http://bit.ly/gSZhzN>
 日本銀行 「時系列データ検索サイト」『各種マーケット関連統計』 <http://bit.ly/U8ARib>
 農林水産省 『木材需給報告書』
 総務省 『小売物価統計調査』 <http://bit.ly/eu93ST>