

論文

製材工場における素材の価格、入荷量と在庫量の影響要因の解析 —ARDLモデルを用いて—

道中哲也^{*,†}

^{*}森林総合研究所生物多様性・気候変動研究拠点

Factors Affecting Price, Arrival, and Inventory of Sawlogs in Japanese Sawmills: An ARDL Approach

MICHINAKA Tetsuya^{*,†}

^{*}Center for Biodiversity and Climate Change, Forestry and Forest Products Research Institute (FFPRI), Tsukuba, Japan

製材工場における素材の入荷量、在庫量と価格の管理は、工場の経営利益に大きな影響を与えるだけでなく、工場の持続的な経営にも関わっており、重要な課題である。本研究は、スギ材生産量が多く、製材工場におけるスギ素材の割合の高い秋田県を対象とした。自己回帰分布ラグ (ARDL) モデルを構築し、入荷量、在庫量、素材価格の影響要因を定量的に解明した。単位根の存在ではなく、ラグ変数という脱落変数の存在が見せかけの回帰関係の原因だという研究成果を引用し、ARDLモデルから長期的関係及び誤差修正モデル (ECM) の分析を行った。分析の期間は、2005年1月から2020年12月までである。ARDLモデルの結果、長期的に、秋田県の製材工場においては、スギ中丸太 (直径24~28cm) の素材価格と製材品価格 (スギヌキ特等) との連動、入荷量と消費量との連動が確認できた。しかし、ARDLモデルから導出したECMの推定は、短期的に在庫量及び入荷量の決定は、消費量あるいは製材品出荷量の影響が強く、価格の影響が弱い結果であった。また、素材入荷量のECMは価格モデル及び在庫量モデルより速い誤差修正スピードを示した。キーワード：スギ、製材用素材、需給モデル、誤差修正モデル、長期的関係

Sawmills need to manage the arrival amounts, inventory, and prices of sawlogs to maintain the operating profit and sustainable management of the sawmill. This study examines Akita Prefecture, which has a high harvest volume of sugi logs and a high proportion of sugi sawlogs in sawmills. Autoregressive distributed lag (ARDL) models were applied to clarify the affecting factors of arrival amounts, inventory, and sawlog prices. Citing research findings that the existence of missing variables (lag values), rather than the existence of a unit root, is the cause of the spurious regression relationship, we used the ARDL models to analyze the long-term relationships and the error correction models (ECM). The period of analysis was from January 2005 to December 2020. The findings revealed that the price of sawlogs (sugi, 24–28 cm in diameter) and the lumber price (sugi nuki, special grade) were associated in the long term. Additionally, the amount of sawlogs arriving and consumed were also associated in Akita Prefecture. However, while deciding the amount of inventory and arrival, priority was placed on the consumption of sawlogs or the lumber shipped, and sawlog price had only a weak influence in these processes. Finally, ECM for arrival amounts revealed a faster error correction speed than the price and inventory ECM models.

Key words: Sugi, Sawlogs, Demand and supply model, ECM, Long-run relationship

I はじめに

国産材利用促進政策下で、木材の国内生産量は2002年の1,691万8千 m^3 から2019年の3,098万8千 m^3 まで増加し、木材自給率は2002年の18.8%から2019年の37.8%まで約2倍に上昇してきた (林野庁, 2003; 2020)。人工林資源が成熟することを背景として、素材生産への高性能機械の導入と製材工場の大型化が進

んでおり、木材利用は木造住宅のみではなく、非住宅建築物についても注目されてきた。この中で、伐採された素材を製材品に加工する製材工場は欠かせない存在である。製材工場は原木市場や直送を通じて、森林所有者や素材生産業者から製材用素材を入荷・加工し、加工した製材品をプレカット工場、集成材工場、材木間屋、ハウスメーカー、工務店などへ供給する。製材工場における製材用素材の工場着価格及び入荷量と在庫量の管理は、工場の経営利益に大きな影響を与えるだけでなく、工場の持続的な経営にも関わってい

†連絡先 E-mail: michinaka.t@affrc.go.jp

る。また、森林組合や素材流通協同組合と製材工場の協力で、協定価格での直送方式で素材供給の数量と価格の安定性が改善されるものの、森林所有者に利益が還元されるか、つまり、製材用素材価格が製材品価格と連動しているかが注目される。しかしながら、この分野の定量分析は少ない。

経済学理論によると、商品の需給量と価格は需給関係で決まる。製材用素材の場合、森林所有者・素材生産業者と製材工場との素材の供給と需要関係で決まるわけである。計量経済学的应用分析では、需給モデル、あるいは、需給均衡モデルを構築し、需要の価格弾性値と供給の価格弾性値を推計することができる。日本における木材の需給について、岸根(1962)が需要モデル、供給モデル、需給均衡モデルを含む同時決定型の需給モデルを構築したことは、「画期的な」研究であった(行武, 2009)。しかし、行武(2009)は「実際に使われる需要量と供給量」が「一致した値ではなく」、「その差であろう在庫データを考慮する必要がある」と指摘した。

いうまでもなく、製品を生産・販売するために、製材工場は素材を入荷し、在庫を持つことが必要である。鳥居(1973)は企業が在庫を持つ動機について、取引動機、予備的動機、投機的動機の三つに分けられることを指摘した。行武(1977)は在庫調整が最も短期的な市場調整メカニズムであると考察した。素材は体積が大きいので、在庫量が増えると、物理的なスペースが必要になるだけでなく資金も要する。虫害や変色等のダメージにも対応しなければならない。しかし、在庫が足りなければ、生産ラインが十分に稼働できず、利益や持続的な経営にも悪影響を与える可能性もある。多くの製材工場は当月の入荷量を決める際に、月末の在庫量は少なくとも来月の消費量を十分にカバーできるように準備する。

一般的には、下記の式が成立する：在庫量($t-1$) + 入荷量(t) = 消費量(t) + 在庫量(t)。期首在庫量と入荷量は今期及び来期以降の消費への供給であり、入荷量の今期消費量超過分は期末在庫量の増加分となり、来期以降の消費からの需要であるともいえる。2003年以来、木材自給率が上昇し、木材の需要は木材市場をリードするものであり、素材消費量が先決変数だと考えて妥当であろう(藤掛, 2016)。そして、製材工場の方は、在庫量の水準を先に決めたら、入荷量も決められ、入荷量を先に決めたら、在庫量も決められる。入荷量と在庫量との間には互いに影響を与え合うという関係があることが分かる。また、将来の消費量も考

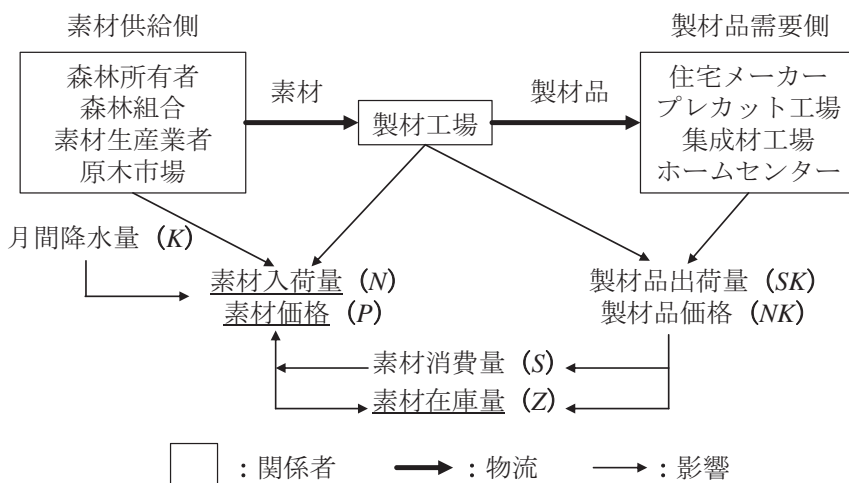
慮するため、入荷量と在庫量と同時に増減することも考えられる。しかし、将来の消費量の予想値のデータがないのでモデルで扱うことができない。

本研究では、マクロ経済分析、政治分析、国際経済分析、エネルギー及び環境問題、農業、林業、観光業などの幅広い分野で応用されてきた自己回帰分布ラグ(ARDL)モデルを用いて製材用素材の価格モデル、入荷量モデル、在庫量モデルを構築し、それぞれの影響要因を解明することを目的とする。

II 分析に用いる変数とデータ

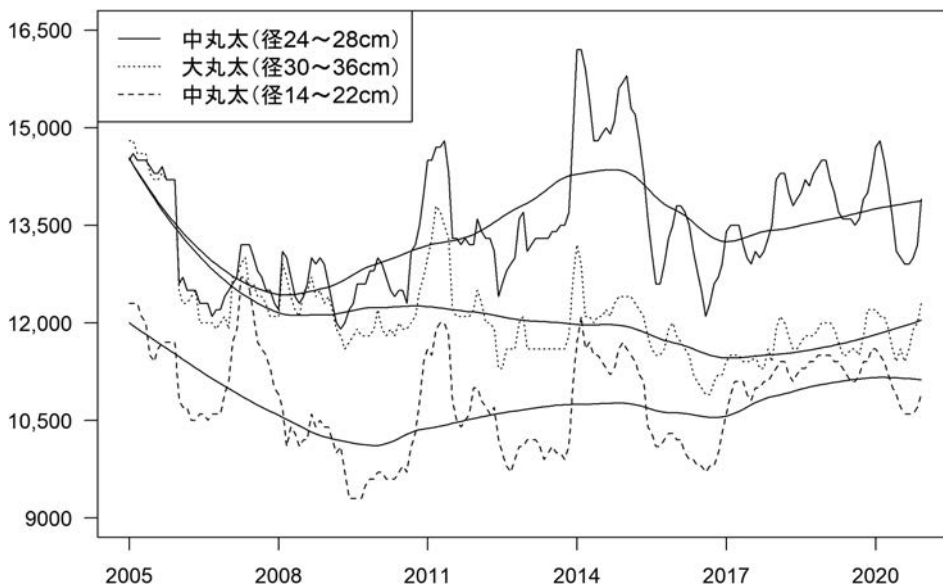
一般的には、製材用素材の価格と入荷量は、素材供給側と製材工場との間での製材用素材の需給関係で決まる。また、製材品出荷量と製材品価格は製材工場と製材品需要側との間での需給関係で決まる。しかしながら、前述のとおり、木材の需要が木材市場をリードすることで、製材工場においては、丸太入荷から製材品加工、そして、製材品出荷という物流と逆行して、製材品出荷量から製材品生産量、そして素材消費量、最後に素材入荷量を決めることが一般的ではないかと想定する。これに合わせて、行武(1977)は、製材用素材価格を製材品価格から逆算する関数を推定した。本研究では、素材価格、入荷量、在庫量を分析する際に、製材品出荷量、製材品価格、そして、素材消費量は製材用素材の需要側の要因(説明変数)として扱う。また、供給側の要因としては、天候の影響を示す月間降水量を説明変数に加える(立花, 2014; 藤掛, 2016⁽¹⁾)。雨が降ると、野外作業の丸太伐採や搬出に不便や安全性問題が生じ、生産性に影響する。作業道がぬかるむと、フォワーダの効率も悪くなる。大雨が続く場合は土砂災害が発生する恐れもある。先行研究では、伐出労働賃金などは年次データを用いた需給モデルの供給側の要因として分析されたが、月次データがないので、本研究ではモデルに反映していない。具体的に、ARDLモデルに、図-1に示した関係者と変数を想定する。

本研究は東北の秋田県を対象とする。2019年の秋田県の年間スギ生産量は112.9万 m^3 で、宮崎県に続いて全国に2位に位置する。2019年の秋田県における製材工場の入荷した素材の中では、針葉樹材が95%を占め、殆ど国産材である。また2019年に秋田県産材の中でスギ材の割合が88%に達しているが、製材工場に送られる県産材の99%がスギ材である(農林水産省, 2020)。製材工場における素材の樹種別の正確な割合



図一 製材工場を中心とする関係者及び関係する変数の概念図

注：英文字付けの項目は変数である。下線の項目は目的変数、あるいは説明変数；それ以外の変数は説明変数のみである。



図二 製材用素材のスギ丸太の価格 (単位：円)

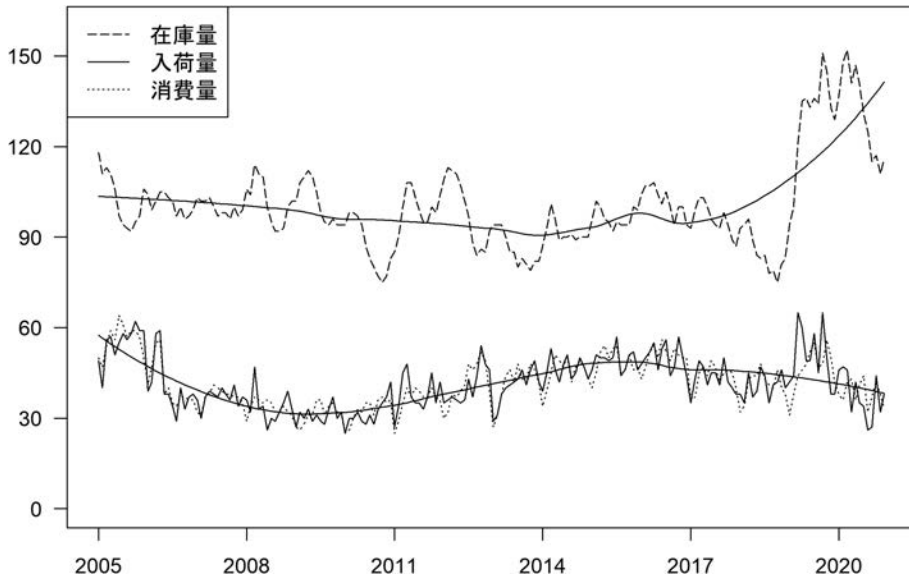
資料：農林水産省「木材価格統計調査」。

注：平滑線はLoess法で描いた。図一3から図一6まで同じ。

は分からないが、スギ材の割合が高いと考えられる。この点により、秋田県を対象として製材工場における製材用素材の価格と素材の入荷量、在庫量との関係性を分析することが可能になると思われる。

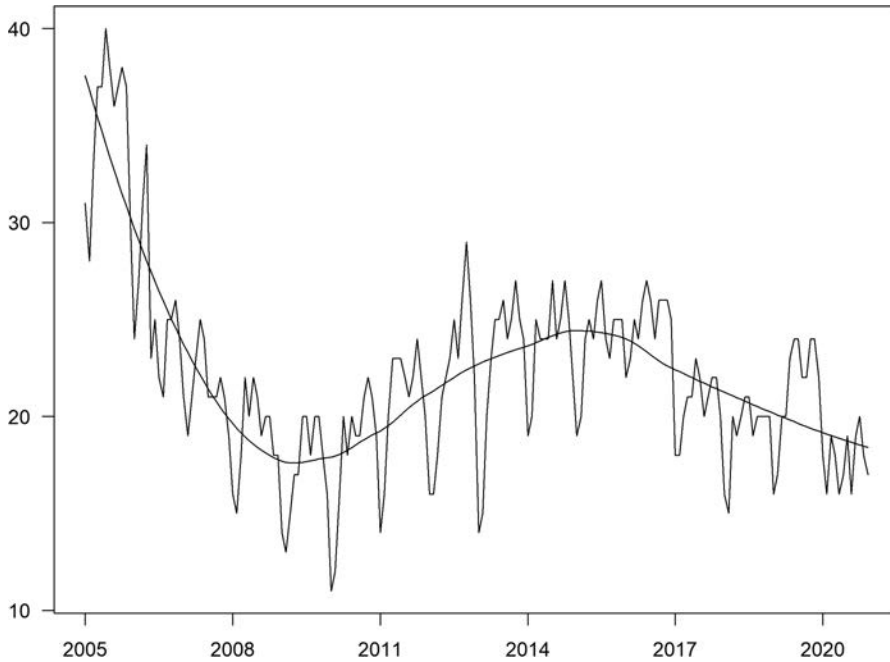
分析に使う月次データについて、まずは、製材用素材の価格データについて説明する。製材用素材の価格データについては、農林水産省の木材価格統計調査結果がある（農林水産省，2021）。材長3.65~4.0m，A

材B材など区分なしの直径14~22cm (中丸太)，24~28cm (中丸太)，30~36cm (大丸太) のスギ丸太の月次時系列価格が公表されている。製材工場では、現在の一般的な製造ラインでは直径が30cm以上の大径木材は扱いにくい。直径24~28cmの中丸太が望ましく、単価も直径14~22cmの中丸太や30~36cmの大丸太より高い (図一2)。図一2~6にある平滑線は非線形関係を扱うLoess法で局所的な重み付けにより平滑化



図一三 製材用素材の入荷量, 消費量, 在庫量 (単位: 千 m^3)

資料: 農林水産省「木材統計調査」。

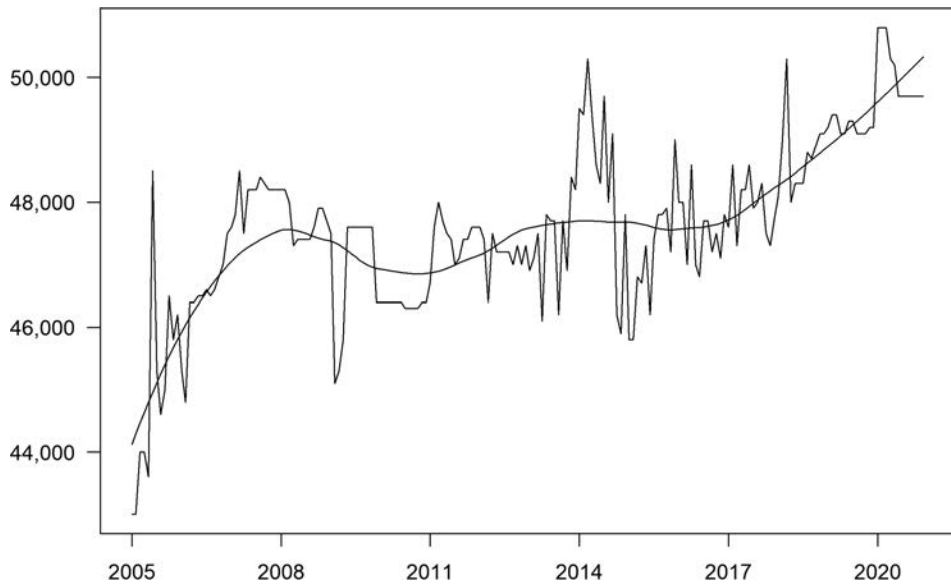


図一四 製材品出荷量 (単位: 千 m^3)

資料: 農林水産省「木材統計調査」。

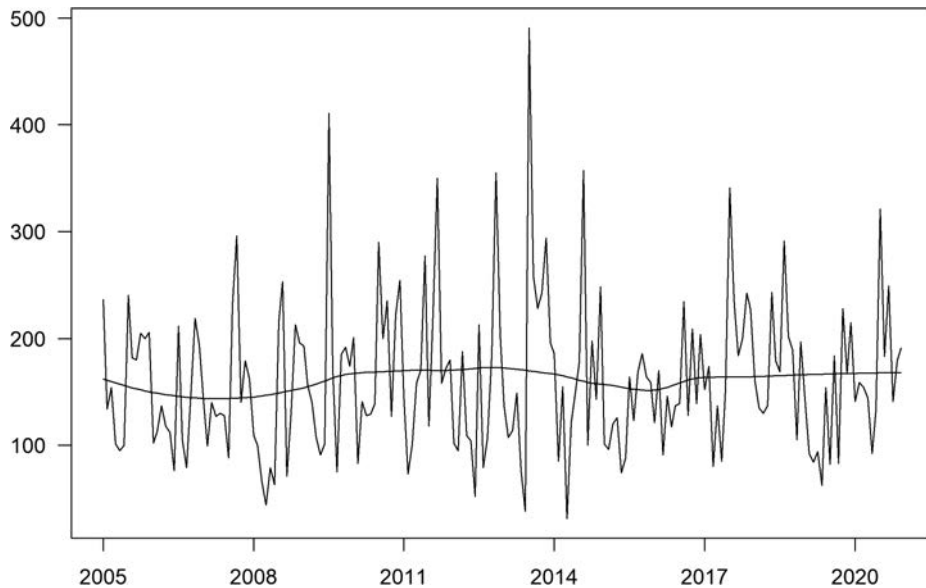
された推移を示した (Cleveland, 1979)。2008～09年ごろの世界金融危機の時期の価格の低迷や、2014年4月消費税増税前の駆け込み需要による価格の高騰とその後の反動が見られるが、直径の違うスギ丸太の価格の推移が違うことがわかる。本研究は直径24～28cm

の中丸太の価格データを用いて分析を進める。次に、製材工場の素材入荷量, 消費量, 在庫量, 製品出荷量の月次データの出典は、農林水産省の「木材統計調査」である (農林水産省, 2021) (図一3, 4)。図一3に示したように入荷量と消費量との間に強い相関がある



図一 5 製材品スギヌキ (特等) の価格 (単位: 円)

資料: 秋田県林業木材産業課。



図一 6 月間降水量 (単位: mm)

資料: 気象庁「過去の気象データ・ダウンロード」。

ことは明確である。県全体では、消費量の約 2 倍の在庫量を持っている。2019年には在庫量が急増した。製材品価格については秋田県林業木材産業課から提供していただいたスギヌキ (特等) の月次価格を用いる (図一 5)。2018年には、秋田県における建築用製材品の生産量は220千 m^3 であった。内訳は、板類が87千 m^3 (製材品生産量の約40%), ひき割類が98千 m^3 (約44%),

ひき角類が35千 m^3 (約16%) である (秋田県農林水産部, 2019)。製材品は種類が多く、その中でヌキは板類に属し、重要な建築用材である。スギヌキ (特等) の価格は2005年から上昇してきた。秋田県における製材品価格のデータについては、ヌキの他に正角価格データもあるが、ひき角類製材品の割合が低いので、採用しなかった。ひき割類製材品の価格データはな

かった。月間降水量の月次データは秋田県における17主要観測所の月間降水量の平均値で、出典は気象庁である(気象庁, 2021)(図-6)。月間降水量は季節的に変化するが、横ばいであった。

対象期間は2005年1月から2020年12月までの16年間の192カ月である。2002年に木材自給率が最低水準になり、そのあと、増加のモードに転じた。対象期間における物価水準の変動が小さいので、実質化せずに、月次名目価格を用いる。また、分析には季節調整をしていない時系列データを用いる。

Ⅲ 分析手法

時系列データを用いる分析には、多くの場合、 $Y_t = a + \beta X_t + \varepsilon_t$ というような回帰モデルが採用される。これは、被説明変数および説明変数の過去値の影響がないことを仮定した静態モデルである。これに対して、制限のないARDLモデル(動態モデル、ダイナミックモデル、ADLモデル、ADモデルとも呼ばれる)が存在する。静態モデルは制限が強いため、変数間の関係を十分に反映できない、間違えた推断を導く可能性がある(De Boef and Keele, 2008)。回帰モデルにラグ項を含む理由については、技術的(耐用消費品の寿命、設備投資、設備および技術の制限など)、制度的(慣習的、販売および雇用契約の制限など)、主観的な原因(不完全な情報、心理的な慣性など)が挙げられる(Koyck, 1954)。また、上述した諸要因の不確実性もラグ項が存在する理由となる(USDA, 1958)。ちなみに、Koyck(1954)はラグ項の個々の傾きが重要ではなく、傾きから得た長期弾性値および均衡状態からの乖離の回復スピードが重要であることを指摘し、説明変数と被説明変数のラグ項を含むARDLモデルの式を示した。

著者の文献レビューの限り、ARDLモデルという術語は、Pesaran and Shin(1995)がAutoregressive distributed lags model(自己回帰分布ラグモデル)を略称して、使い始めたようである。Pesaran *et al.*(2001)は時系列が定常過程($I(0)$)なのか、単位根過程($I(1)$)なのかを問わずに長期的関係(共和分関係)が存在するかを検定するバウンド検定手法を開発したため、ARDLモデルの応用が広がり、ARDLモデルに対するバウンド検定を行う分析が多くみられてきた。

しかし、自己回帰分布ラグモデルはADモデルやADLモデルとも呼ばれ、1995年以前にすでに存在していた。少なくともDavidson *et al.*(1978)は差分モデ

ルが情報ロスになり、被説明変数の過去値も含む分布ラグモデルが差分を取らずに変数レベルのままでモデルを推定し、長期的関係及びモデルを変形して均衡状態からの乖離の調整を反映できることを示した。Hendry *et al.*(1984)は一般式(general expression)から9個の制限付きの特定式(special cases, 例えば、静態モデル)までダイナミックモデル(自己回帰分布ラグモデル)について理論的に説明した。一連の研究でGeneral-to-specific modelingで有名であるロンドンスクール・オブ・エコノミクス、後はオックスフォード大学のDavid F. Hendry経済学教授が20数年かけて書いた『ダイナミック計量経済学』の中で、自己回帰分布ラグモデルをADに略した(Hendry, 1995)。特定式は9個から10個に増えた。1995年までにダイナミックモデルから長期乗数と誤差修正モデル(ECM)を導出(re-parameterizing)した研究は他にも多くあった(例えば、Wickens and Breusch(1988)もあった)。つまり、長期的関係およびECM分析はバウンド検定や共和分分析に依存しないことが明確である。

また、Ericsson(2004)の取材で、Hendryは、「見せかけの回帰は、静態モデルや自己回帰誤差付きのモデルのみで問題となる。動態モデルの一般式から推定を始めれば、無関係な2つのランダムウォークの間に関係がないことを発見するのは比較的簡単である」と述べた(p.766)。このためなのか、Hendry(1995)は、869頁ほど分厚い『ダイナミック計量経済学』の中に、共和分分析について軽くしか触れなかった。

2つの時系列のナンセンス相関の存在により研究結果の信頼性が疑われるため、1920年代ではYuleが悩んでいた(Yule, 1926)。Simon(1954)は見せかけの相関(回帰)の問題に対して脱落変数の存在が原因であることを明言した。Ghose *et al.*(2018)はモンテカルロ法を用いて、ラグ変数が脱落変数であり、ARDLモデルなら、見せかけの回帰関係が判明できることを示した。Ghose *et al.*(2021)はさらに、各共和分検定手法には検出力の問題があり、ARDLモデルが見せかけの回帰関係問題の解決案として使えると結論した。

ここで簡単に説明する。2つの関係のないランダムウォーク $Y(Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_{yt})$ と $X(X_t = X_{t-1} + \varepsilon_{xt})$ がある。両者の関係は回帰式で表すと、 $Y_t = a + \beta X_t + \varepsilon_{yt}$ 、あるいは、 $X_t = a + b Y_t + \varepsilon_{xt}$ になる。 β あるいは b の推定値に対して、高い t 値と低い p 値を得たら、見せかけの回帰関係になってしまう。2つの変数がランダムウォークだから、 Y_{t-1} と X_{t-1} がモデルに脱落したことがわかる。 Y_{t-1} と X_{t-1} をモデルに加えたら、モデルがARDL(1, 1)

となり、無関係の2変数なら、低い t 値と高い p 値を得ることができ、見せかけの回帰関係が消える (Ghose *et al.*, 2018; 2021)。

ARDL(p, q) モデルの被説明変数は被説明変数の過去値、説明変数および説明変数の過去値から説明され、次の式 (ARDLモデルの一般式) で表すことができる (De Boef and Keele, 2008; IHS Markit, 2022)。

$$y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{h=0}^q \omega_{j,h} x_{j,t-h} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここでは、 t はトレンドであり、その次は被説明変数の自己回帰 (AR) のパーツである。そして、今期とラグの説明変数、最後に誤差項がある。 p と q はラグの次数である。 k 個の説明変数の場合、異なるラグ数(q)を設定することが可能である。被説明変数のラグ項の係数の和は $[\sum_{i=1}^p \phi_i] < 1$ でなければならない。これは、 y_t が定常過程 ($I(0)$) であることを示す (De Boef and Keele, 2008; Hendry, 1995)。複数の内生変数及びそれらの過去値からなる自己回帰型の連立方程式モデルであるベクトル自己回帰 (VAR) モデルと違って、ARDLモデルは研究対象となる変数を選んで、それぞれに対して単一方程式を構築する。このようにすれば、どの変数が被説明変数、どの変数が説明変数なのかは明確にわかる。また、パラメータの推定は、標準的な最小二乗法で推定することができる (Greene, 2000)。説明変数の中に内生変数があっても、十分な被説明変数のラグの変数を含むから、内生性問題を緩和でき、不偏推定量と有効な t 値を得ることができる (Pesaran and Shin, 1995)。

簡略化の説明のため、トレンド項を削除したARDL (1, 1)

$$y_t = a_0 + \phi_1 y_{t-1} + \omega_0 X_t + \omega_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

を例とする。式(2)の両辺に y_{t-1} を引いて、右辺に $-\omega_0 X_{t-1} + \omega_0 X_t$ を加え、

$$\Delta y_t = a_0 + (\phi_1 - 1) y_{t-1} + \omega_0 \Delta X_t + (\omega_0 + \omega_1) X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

になる。さらに変形して、

$$\Delta y_t = a_0 + \omega_0 \Delta X_t + \theta (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \omega_0 \Delta X_t + \theta EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

を得ることができる。ただし、

$$\theta = \phi_1 - 1; \beta = (\omega_0 + \omega_1) / (1 - \phi_1); EC_{t-1} = y_{t-1} - \beta x_{t-1}$$

式(3)のような関数式は、De Boef and Keele (2008)がECMの一般形と呼んでいる。式(4)と(5)もECMである。 Δ のパーツは短期的関係を示す。式(4)のカッコ内のパーツは長期的 (均衡) 関係を示し、式(5)にECに入れ替えて誤差調整項となる。 β は長期効果、ま

たは長期 (均衡) 乗数と呼ばれる。係数 θ が誤差調整係数で、均衡状態に回復する調整のスピードを示し負の符号を期待する。計算式 $\theta = \phi_1 - 1 = -(1 - \phi_1)$ ($\phi_1 < 1$) によると、自己回帰の係数 ϕ_1 が高ければ (低ければ) 誤差調整スピードが低い (高い) ことがわかる。 EC_{t-1} が前期の実測値の均衡値からの乖離である。ここで、ARDLモデルからECMを導出でき、短期的関係、長期的関係、誤差調整スピードを把握することができることを示した。しかし、ARDLモデルからECMを導出する場合、標準誤差は別に計算する必要がある。ここではデルタ法を用いて標準誤差を計算する (IHS Markit, 2022)。

一般的に、長期的均衡関係は式(6)に示す。長期的関係のパラメータ (長期乗数) は式(1)から式(7)のように導出できる。ここでは、式(7)にある ω は長期的影響要因の傾きのみであり、短期要因及び季節ダミー変数などの傾きは含まれない。式(8)は p 個の被説明変数のラグ項と q 個の説明変数のラグ項がある場合のECMである。

$$y_t = \beta_1 x_{1,t} + \dots + \beta_k x_{k,t} \quad (6)$$

$$\beta_j = \frac{\sum_{h=0}^q \omega_{j,h}}{1 - \sum_{i=1}^p \phi_i} \quad (7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{h=0}^{q-1} \delta_j \Delta x_{j,t-h} + \theta EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

モデル推定の際に、各変数に対して自然対数を取り、AICでラグを含む説明変数を選択する。また、最大のラグの次数を決めるときにも、AIC基準を用いる。分析には、ソフトウェアEviews12を用いた (IHS Markit, 2022)。最後に、推定のモデルに対して残差診断を行う。

木材需給量と価格との関係を分析する際に同時方程式モデルが主流となってきたが、供給モデルや需要モデルというような単独モデルも存在する (Michinaka *et al.*, 2011; 樋熊・立花, 2021)。本研究では、製材用素材の価格、入荷量、在庫量を被説明変数とする3本の方程式を推定する。1つの変数を被説明変数とする際に、他の変数は説明変数としてモデルに入れる。ただし、価格モデルでは、入荷量の消費量の超過分は在庫量の増量となるため、在庫量、入荷量、消費量を同時にモデルに含むことを避ける。月間降水量は、長期的影響を考えにくいので、短期的影響のみを分析した。ちなみに、月間降水量の係数が小さい場合、ラグの月間降水量のことを考えない。また、月次ダミー変数も、短期的影響のみを考える。

IV モデル推定の結果

1 ARDLモデルとECMの推定

まず、式(1)に示したように、価格モデル、入荷量モデル、在庫量モデル、在庫量モデルのARDLモデルを推定した。そして、モデルの被説明変数のラグ項の係数を合計してそれぞれ0.89, 0.18, 0.98で、1より小さいことが確認できた。

続いて、ARDLモデルから導出したECMの結果について説明する。価格モデル、入荷量モデル、在庫量モデルのECMの推定結果は表一1で示された。まず、価格モデルは、短期的に、価格が前期価格と今期の月間降水量から正の影響を受けていることを示した。前期の価格が上がれば、今期の価格も上がることとなった。また、降水量が多ければ、価格も高くなる。しかし、前期価格変化量の弾性値が0.255で、降水量の弾性値が0.011で、両方ともに低い数字であった。月次ダミー変数は、1月を基準値とした。5月から8月ま

でのダミー変数の符号がマイナスで、しかも有意になったことは、夏季の素材価格は1月より低いことを示した。6、7月には最低だった。調整係数 θ 値は符号が期待の通りで、 -0.114 であった。これは、前期に発生した乖離が今期で11.4%しか調整されなかった、つまりすぐに調整できていない、均衡値への調整速度が遅いことを意味する。

入荷量モデルは、入荷量が、短期的に、価格に影響されずに、前期入荷量及び消費量、在庫量に影響されていた結果を示した。前期入荷量の変化量の影響は有意ではなかったが、前々期の入荷量の変化量を合わせてWald検定を行えば、F統計量が4.015で、 p 値が0.020であり、影響がない帰無仮説が棄却され、5%の水準で前期及び前々期の入荷量の変化量から有意な影響を受けていることがわかった。当期消費量及び在庫量の変化量の弾性値が高く、消費量及び在庫量から強い影響を受けた結果であった。月次ダミー変数の影響については、価格モデルと似ており、夏季には入荷を抑えたことがわかった。このモデルでは、調整係数 θ 値が -0.824 で、絶対値が高く、前期の乖離の82.4%が今期で調整されたことがわかった。これは、入荷量の均衡値からの調整が速いことを示している。製材工場は、過去の入荷量、在庫量のみではなく、今期の消費量及び今期の在庫量（予想値）に合わせて入荷量を調整しているといえる。

在庫量モデルは、在庫量が、短期的に、価格、入荷量、前期の在庫量及び製材品出荷量に影響されていたことを示した。価格以外の符号は期待通りであった。当期価格の変化量の符号は負で、価格が在庫量にマイナスの影響を与えることで、期待通りであった。しかし、前期価格の変化量の符号が正で、2つの係数を加算して0.085になった。非弾力的であるが、正の影響を与えた結果になった。価格が在庫量にプラスの影響を与えたことの原因は、供給に不安があることが挙げられる。ウッドショックのような現象が生じたときに、在庫量が多い製材工場の方が有利である。価格の変化量の有意性については、当期価格の変化量からの有意な影響は確認されなかったが、Wald検定を行えば、F統計量が3.218で、 p 値が0.043であり、5%の水準で在庫量が価格に有意な影響を受けていることがわかった。月次ダミー変数の影響については、2月から在庫量が減って、11月から1月まで、在庫量が高値になったということを示した。最後に、調整係数 θ 値が -0.020 で、絶対値が低く、均衡値への調整速度が遅いという結果であった。

表一1 誤差修正モデルの推定

変数	価格モデル ($\Delta \ln P$)	入荷量モデル ($\Delta \ln N$)	在庫量モデル ($\Delta \ln Z$)
C	-0.458* (0.091)	0.278*** (0.027)	0.450*** (0.122)
$\Delta \ln P$			-0.096 (0.083)
$\Delta \ln P(-1)$	0.255*** (0.068)		0.181** (0.082)
$\Delta \ln N$			0.311*** (0.016)
$\Delta \ln N(-1)$		-0.028 (0.027)	0.084*** (0.028)
$\Delta \ln N(-2)$		0.038** (0.017)	
$\Delta \ln S$		1.020*** (0.028)	
$\Delta \ln Z$		2.434*** (0.048)	
$\Delta \ln Z(-1)$		-0.367* (0.190)	0.388*** (0.076)
$\Delta \ln Z(-2)$		-0.162** (0.076)	0.208*** (0.073)
$\Delta \ln SK$			-0.198*** (0.025)
$\Delta \ln SK(-1)$			-0.057* (0.030)
$\ln K$	0.011** (0.004)		
M2	-0.002 (0.007)	-0.007 (0.012)	-0.031*** (0.011)
M3	-0.010 (0.007)	-0.013 (0.014)	-0.025* (0.014)
M4	-0.008 (0.007)	-0.015 (0.013)	-0.025* (0.014)
M5	-0.012* (0.007)	-0.010 (0.012)	-0.018 (0.011)
M6	-0.016** (0.008)	-0.028** (0.012)	-0.029** (0.012)
M7	-0.019** (0.008)	-0.025** (0.012)	-0.028** (0.011)
M8	-0.013* (0.008)	-0.030*** (0.011)	-0.010 (0.010)
M9	-0.008 (0.008)	-0.027** (0.012)	-0.022* (0.011)
M10	-0.010 (0.008)	-0.019 (0.013)	-0.030** (0.012)
M11	-0.003 (0.007)	-0.035*** (0.011)	-0.010 (0.010)
M12	0.000 (0.007)	-0.022** (0.010)	-0.010 (0.009)
$\theta(-1)$	-0.114*** (0.025)	-0.824*** (0.079)	-0.020*** (0.006)
R ² adj.	0.278	0.975	0.767
F値	6.206 (p 値<0.001)	411.870 (p 値<0.001)	31.986 (p 値<0.001)

注：素材価格、入荷量、消費量、在庫量、製材品出荷量、スキ価格、降水量といった変数に対して自然対数変換を行い、それぞれを $\ln P$ 、 $\ln N$ 、 $\ln S$ 、 $\ln Z$ 、 $\ln SK$ 、 $\ln NK$ 、 $\ln K$ と表すことにする。M2～M12は、2～12月までの月次ダミー変数である。
*、**、***：それぞれ、10%、5%、1%水準で有意であることを示す。括弧内の数字はロバスト標準誤差である。

長期的関係モデルの推定結果は表一2で示された。価格モデルの推定結果によると、長期的に、製材用素材価格は、入荷量、在庫量、製材品スキの価格に影響されていたことがわかった。符号も期待の通りである。しかし、入荷量と在庫量の弾性値が低く、スキの価格弾性値が1.292で1よりやや高い数字であった。素材価格とスキの価格が連動していると示唆される。

入荷量モデルについては、長期的に、入荷量は素材価格から負の影響を受けていたが、有意な影響ではなかった。素材在庫量からの影響は1%水準で有意になったが、弾性値が0.032でわずかだった。消費量の弾性値が1.020で、1よりわずか高い数字で、入荷量は素材消費量に影響されており、入荷量と消費量と連動していたことがわかった。つまり、製材工場は、素材価格に影響されずに消費に必要な素材を入荷していたこととなった。

在庫量モデルについては、素材在庫量は、素材価格に影響されたが、有意ではなかった。しかし、5%水準で素材入荷量から正の影響、10%水準で製品出荷量から負の影響を受けていた結果になった。また、素材入荷量及び製品出荷量の弾性値が高く、在庫量が影響されやすいことが示された。

さらに、価格と入荷量、在庫量との関係を図一7のように整理した。長期的に、素材価格と入荷量、在庫量は互いに影響を与えることがわかった。しかし、素材価格から入荷量及び在庫量への影響は有意ではなかった。在庫量からの入荷量への影響は有意になったが、わずかだった。入荷量からの素材価格や在庫量への影響は有意であった。この3変数以外に、スキ価格が素材価格に有意な影響を与えていた。素材価格は製材品スキの価格と連動していた。また、入荷量は消費量から有意な影響を受けて、消費量と連動していた。最後に、在庫量は、入荷量、製材品の出荷量にも影響されていた。入荷量モデルと在庫量と合わせて考えると、製材工場においては量的な確保による持

続的な稼働が重要であることが言えよう。

2 回帰モデル残差の診断

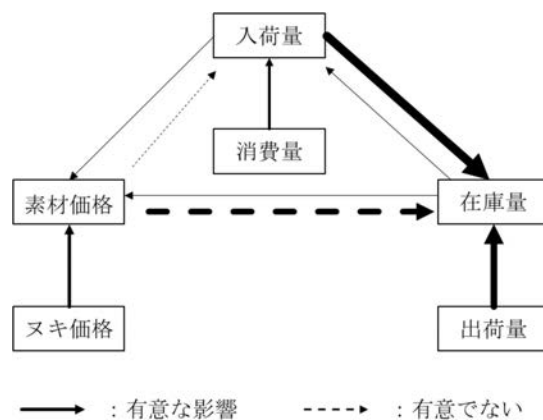
推定したモデルが必要な仮定を満たしているのかを診断する必要があるため、本研究では、ARDLモデルの残差に対して、1)説明変数と誤差項の独立性；2)等分散性；3)誤差項の独立性について、検証を行った。

(1) 説明変数と誤差項の独立性

価格モデル、入荷量モデル、在庫量モデル(式(1))の残差について、それぞれ、モデルに含まれる説明変数との相関関係を表一3で示された。すべての相関係数が小さく、p値が大きく、有意な相関関係がなく、説明変数と誤差項とは独立した結果であった。

(2) 等分散性

等分散性を検証するため、Breusch-Pagan検定を行った(Breusch and Pagan, 1979)。価格モデル、入荷量モデル、在庫量モデルのそれぞれの結果(F統計量(p値))が1.776(0.035)、2.560(0.001)、1.736(0.026)であり、それぞれ5%、1%、5%の水準で等分散性である帰無仮説を棄却した。そして、Bartlett kernelを用いてNewey-Westのロバストの標準誤差と共分散、



図一7 モデル推定結果に示した変数間の長期的関係
注：矢印の太さは推定値の高さを示す。

表一2 長期的関係モデルの推定

変数	価格モデル	入荷量モデル	在庫量モデル
lnP		-0.025 (0.028)	-2.265 (1.952)
lnN	0.145** (0.060)		3.279** (1.616)
lnS		1.020*** (0.012)	
lnZ	-0.289** (0.123)	-0.032*** (0.010)	
lnSK			-2.498* (1.268)
lnNK	1.292** (0.608)		

注：変数名は表一1で示されている通りである。*、**、***：それぞれ、10%、5%、1%水準で有意であることを示す。括弧内の数字はロバスト標準誤差である。

表一3 説明変数と誤差項の相関関係

	価格モデル	入荷量モデル	在庫量モデル
LP		0.000 (1.000)	0.000 (1.000)
LN	-0.005 (0.942)		0.000 (1.000)
LZ	-0.003 (0.965)	0.000 (1.000)	
LNK	0.010 (0.888)		
LS		0.000 (1.000)	
LSK			0.000 (1.000)
LK	-0.000 (0.996)		

注：変数名は表一1で示されている通りである。括弧内はp値である。

そして、 t 値と p 値を計算した。この結果はすでに表—1と表—2に反映した。

(3) 誤差項の独立性

3モデルの残差に対して、Breusch-Godfrey LM検定を行った(Breusch and Pagan, 1979; Godfrey, 1978)。ラグ数が3までの自己相関の F 統計量がそれぞれ1.036 (0.378), 0.536 (0.659), 0.393 (0.758)であり、5%水準で有意にならず、3モデル全部、自己相関がない帰無仮説を棄却しなかった。そして、誤差項には自己相関が存在しないことが確認できた。

V おわりに

本研究では、伝統的な需給モデルや静態モデルと違う手法であるARDLモデルの応用を行った。ARDLモデルは、被説明変数のラグを含むダイナミック回帰の分析手法である。多くの経済時系列には、強い自己相関がある。本研究に使われる変数の自己相関係数もおおむね0.8以上であった。被説明変数のラグを含まなければ、複雑なダイナミック関係が回帰モデルの残差に残る(Greene, 2000; Harris and Sollis, 2003)。結局、残差には自己相関の問題が生じ、モデルの推定値にはバイアスが生じる。モデル診断で示された通り、推定したARDLモデルでは、残差の自己相関の問題が解決できた。また、製材用素材の価格、入荷量、在庫量という3変数は内生性関係があるが、回帰モデル残差の診断で説明変数と誤差項の独立性が検証できて、ARDLモデルは内生性問題が解決できた結果を示した(Pesaran and Shin, 1995)。

木材需給の構造変化は、本研究のモデルでは考えなかった。2002年以来、木材自給率が上昇し、大型製材工場の建設などで需給関係が変化しつつあるが、対象期間が16年間で長くないため、構造変化を配慮しなかった。また、季節性について、月次ダミー変数をモデルに加えた。

本研究では、製材品出荷量や製材品価格、素材消費量は外生変数、いわゆる「確定項」としてモデルに取り扱った。2021年に発生したウッドショックでは、素材入荷量及び在庫量からの素材消費量、製材品出荷量、製材品価格への影響が見られた。分析期間外とはいえ、このような影響の分析はこれからの課題である。また、製材品価格については秋田県林業木材産業課から正角価格も提供していただいたが、秋田県の製材品の中でひき角類の割合が低いので、分析にはヌキの月次価格を用いた(秋田県農林水産部, 2019)。

本研究の政策面での意義の1つは、製材用素材(直径24~28cmのスギ中丸太)の価格と製材品(スギヌキ、特等)の連動が確認できたことである。しかし、違う推移を示した直径14~22cmのスギ中丸太と直径30~36cmのスギ大丸太の価格は、製材品(ヌキ)価格との連動は確認できなかった(紙面制限のため、割愛した)。

また、製材工場にとっては、持続的な経営のためには適切な在庫量が必要であり、入荷を確保することが重要である。長期的に、入荷量に対しては、価格からの影響が有意ではなく、在庫量からの影響が有意であったが、わずかだった。また、消費量からの影響が有意で、しかも弾力的であった。このことは、消費量に見合った入荷量の確保が必要なことを示しているであろう。

伝統的な需給分析では、需要面と供給面から価格及びその他の要因から需給量への影響を分析するが、本研究では、製材用素材に関しては、図—7に示したように、金額と数量との2本柱で支える素材価格、入荷量、在庫量との関係が解明されたかと思われる。数量面では、素材消費量から入荷量へ、入荷量及び製材品出荷量から在庫量への有意な影響を与えていたことが確認できた。金額面は、素材価格は製材品ヌキ価格と連動していた以外に、入荷量と在庫量からも有意な影響を受けていた。しかし、素材価格から入荷量や在庫量への影響が有意ではなかった。これは、素材価格が高くても低くても必要な素材を入荷しないといけないことを反映するかと思われる。

短期的関係については、表—1で示したように、素材価格は前期価格と月間降水量に影響され、素材入荷量は過去の入荷量以外に素材消費量と素材在庫量に影響され、在庫量は過去の在庫量以外に素材価格、素材入荷量、製材品出荷量に影響されていた。誤差修正モデルで示された長期均衡関係からの乖離の調整スピードについては、素材入荷量の誤差修正モデルでは、乖離の82.4%ほどを来月に調整するのに対して、素材価格モデルと素材在庫モデルについてはわずかな乖離(それぞれ11.4%と2%)しか調整しない結果を示している。入荷量の乖離についての速い調整は、製材工場の経営において持続的な稼働が重要であることを反映したのであろう。一方、価格と在庫量については、素材の買取価格を変更すると事務処理が複雑になること、協定価格で価格は頻繁に変更しないこと、理想の在庫量水準の不明確さなどが調整が遅れる理由として挙げられる。

謝辞

調査にご協力をいただいた秋田県、岩手県、青森県の数社の素材生産者、製材工場、プレカット工場にここで感謝の意を申し上げます。また、秋田県林業木材産業課に、製材製品価格データのご提供で、御礼を申し上げます。最後に、林業経済学会2020年秋季大会及び令和2年度岩手県合同成果発表会の発表の際にコメントやアドバイスをいただいた方々に、また、論文査読者に、御礼を申し上げます。

注

(1) 天候の影響を示す変数として、藤掛(2016)は月ごとに5mm以上の降雨のあった日数を用いた。

引用文献

- Agricultural Marketing Service, USDA (1958) Distributed Lags and Demand Analysis, Agriculture Handbook No. 141. U.S. Government Printing Office, 121 pp
- 秋田県農林水産部『木材需給と木材・木工業』2019年, 85頁
- Breusch, T.S., Pagan, A.R. (1979) A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica* 47(5), 1287-1294
- Cleveland, W.S. (1979) Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *Journal of the American Statistical Association* 74, 829-836
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F., Yeo, S. (1978) Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *The Economic Journal* 88 (352), 661-692
- De Boef, S., Keele, L. (2008) Taking time seriously. *American Journal of Political Science* 52(1), 184-200
- Ericsson, N.R. (2004) The ET interview: Professor David F. Hendry interviewed by Neil R. Ericsson. *Econometric Theory* 20(4), 743-804
- 藤掛一郎「月次データを用いた需給関数の推定による素材市場短期変動の分析」『林業経済』Vol. 69(8), 2016年, 14~28頁
- Ghose, G., Khan, S.A., Rehman, A.U. (2018) ARDL model as a remedy for spurious regression: problems, performance and prospectus. MPRA Paper 83973, University Library of Munich, 30 pp
- Ghose, G., Khan, S.A., Rehman, A.U., Bhatti, M.I. (2021) ARDL as an Elixir approach to cure for spurious regression in nonstationary time series. *Mathematics* 2021(9), 2839
- Godfrey, L.G. (1978) Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica* 46(6), 1293-1301
- Greene, W.H. (2000) *Econometric Analysis*, 4th edition. Prentice Hall International, Inc., 1004 pp
- Harris, R., Sollis, R. (2003) *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, 1st edition. Wiley, 316 pp
- Hendry, D., Pagan, A., Sargan, J. (1984) Dynamic specification, Ch. 18. In: Griliches, Z., Intriligator, M.D. (Eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 2, Elsevier., pp. 1023-1100
- Hendry, D.F. (1995) *Dynamic Econometrics: Advanced Texts in Econometrics*. Oxford University Press, 869 pp
- 樋熊悠字, 立花 敏「日本におけるスギ製材用丸太の供給モデルの推定」『林業経済研究』Vol. 67(3), 2021年, 50~61頁
- IHS Markit. (2022) *Eviews 12 Enterprise Edition*
- 岸根卓郎『林業経済学—その基礎理論と応用』養賢堂, 1962年, 327頁
- 気象庁『過去の気象データ・ダウンロード』2021年
- Koyck, L.M. (1954) *Distributed Lags and Investment Analysis*. North-Holland Publishing Company, 111 pp
- Michinaka, T., Tachibana, S., Turner, J.A. (2011) Econometric analysis of radiata pine log trade between New Zealand and East Asian countries. *Japan Agricultural Research Quarterly* 45(3), 327-336
- 農林水産省『令和元年木材統計』2020年
- 農林水産省『木材価格統計調査』2021年
- 農林水産省『木材統計調査』2021年
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1995) An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *Cambridge Working Papers in Economics* 9514, Faculty of Economics, University of Cambridge, 33 pp
- Pesaran, M.H., Shin, Y.C., Smith, R.J. (2001) Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16(3), 289-326
- 林野庁『木材需給表』2003年, 13頁
- 林野庁『木材需給表』2020年, 12頁
- Simon, H.A. (1954) Spurious correlation: A causal interpretation. *Journal of the American Statistical Association* 49(267), 467-479
- 立花 敏「原木需給予測モデル開発と短期見通し(秋田)」一般財団法人日本木材総合情報センター『原木需給予測モデル開発と短期見通し報告書』2014年, 45頁
- 鳥居泰彦「紙パルプ産業の在庫・生産決定モデル—産業モデル序説」『三田学会雑誌』Vol. 66(2・3), 1973年, 53~82頁
- Wickens, M.R., Breusch, T.S. (1988) Dynamic specification, the long-run and the estimation of transformed regression models. *The Economic Journal* 98(390), 189-205
- 行武 潔「第1部 建築用林産物需給の構造分析」唯是康彦, 行武 潔著『製材・合板・紙パルプの計量経済分析』黄帆社, 1977年, 426頁
- 行武 潔「日本における第二次世界大戦後の木材価格と需給構造に関する計量的研究の概観」『FORMATH』Vol. 8, 2009年, 93~120頁
- Yule, G.U. (1926) Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series?—A study in sampling and the nature of time-series. *Journal of the Royal Statistical Society* 89(1), 1-63

(2022年3月10日受付, 2022年6月1日受理)