

マクロ計量モデル MasRAC を用いた 税率変動によるマクロ経済効果予測の試み

鈴木 舜也¹・川端 祐一郎²・藤井 聡³

¹ 学生会員 京都大学大学院 工学研究科都市社会工学専攻 (〒615-8540 京都市西京区京都大学桂 4)
E-mail: suzuki.shunya.43c@st.kyoto-u.ac.jp

² 正会員 京都大学大学院助教 工学研究科都市社会工学専攻 (〒615-8540 京都市西京区京都大学桂 4)
E-mail: kawabata.yuichiro@trans.kuciv.kyoto-u.ac.jp

³ 正会員 京都大学大学院教授 工学研究科都市社会工学専攻 (〒615-8540 京都市西京区京都大学桂 4)
E-mail: fujii@trans.kuciv.kyoto-u.ac.jp

交通インフラ投資と税率変動についての一体的な将来予測を可能とし、且つより正確な税収評価が可能なモデルを構築すべく、交通インフラの整備によってもたらされる効果を総合的に評価できるモデルシステムである MasRAC を改善した。税率を外生的に操作可能とするため、消費税、法人税、所得税の基幹 3 税を内生化し、それらの経済・財政への波及経路を構築した。また、構築したモデルを用いて、消費税率、法人税率を外生的に操作した際の主要変数の挙動を確認し、消費に対する影響を考察した。その結果、消費税の減税は消費の増加を強く促し、法人税の増税は消費税と比較して劣るものの、消費の増加に波及する可能性が示唆された。

Key Words: macroeconometric model, fiscal policy, GDP gap, tax rate, public investment

1. 本研究の背景と目的

財政政策は国家における最も重要な政策課題の一つである。日本国内の経済状況をみると、バブル崩壊後、総需要量が総供給量を下回る、いわゆるデフレ経済に陥っているといわれている。第二次安倍政権下では、長引くデフレからの早期脱却と日本経済の再生のためのアベノミクスの「三本の矢」として、「大胆な金融政策」、「機動的な財政政策」、「民間投資を喚起する成長戦略」を掲げていた¹⁾。一方で同政権下において、財政健全化、少子高齢化により今後増加が見込まれる社会保障の財源確保を目的とした消費税増税が 2 度に渡って実行され、平成 26 年 4 月には 5% から 8% に、令和元年 10 月には 8% から 10% に税率が引き上げられた。しかしながら、消費税増税には一定のリスクがあることも指摘されている。一つには、消費税は低所得者の負担が大きく、憲法の「応能負担原則」に反しているという指摘である²⁾。加えて、デフレ下における消費税増税は消費を著しく低下させ、国民の貧困化を加速し、財政それ自身をかえって悪化させるといった指摘もされている³⁾。

こうした議論において、一国の経済を立て直し、成長を促すために、如何なる財政政策が有効であるかを判断する一つの手法が経済シミュレーションであり、その代

表的な手法の一つはマクロ経済モデルを用いるものである。例えば、入江⁴⁾の日本経済財政中期モデルでは将来の人口構造の変化が財政の持続性に及ぼす影響が分析されている。また、内閣府の経済財政諮問会議において、マクロ経済モデルである経済財政モデルが中長期の経済予測に用いられ、2012 年 1 月に公表された「経済財政の中期試算」では消費税増税の経済への波及効果を予測するなど⁵⁾、国の政策決定においてマクロ経済モデルは重大な影響を及ぼしている。そのため、経済構造や税財政制度を反映したマクロ計量モデルによる将来予測が、国の政策決定において重要な役割を果たすと言える。

財政政策の歳出面において、最も重要な政策の 1 つがインフラ整備などを始めとした公共投資である。これまで、我が国においては、時代背景などを踏まえつつ全国総合開発計画などの国土計画が策定され、様々なインフラ整備が実施されてきた。とりわけ高度経済成長以降、我が国においては急速な人口増加、経済成長、都市化に対応し、人や物を大量かつ高速に輸送できる高速道路や新幹線の建設が、東京や大阪などの都市部や都市間において行われてきた。結果、それらの幹線交通網の整備により、整備沿線地域は更なる人口集中、経済規模の拡大が促され、東京、名古屋、大阪の三大都市圏を中心に東海道、山陽地域において社会、経済、文化等諸機能の有

機的なつながりである国土軸の形成が進められた。

上述の全国総合開発計画に則って幹線鉄道網の整備計画を定めた全国新幹線鉄道整備法（昭和 45 年 法律第 71 号）では、現段階で整備されている路線のみならず、羽越、北陸、山陰、などの日本海側や東九州、四国、北海道、など、全国のほぼ全ての都道府県を通過、接続する高速鉄道路線網が計画されていた⁶⁾。しかし、2019 年度末時点で整備が完了している路線は、東海道、山陽、東北、九州新幹線などに限られており、我が国における新幹線網は 2015 年 3 月には北陸新幹線の一部区間が、2016 年 3 月には北海道新幹線の一部区間が開業されたものの、両路線は 2020 年 12 月現在、未だ全線開通には至っておらず、既に整備が完了しているのは概ね太平洋側の地域や、政令指定都市のような大都市が集中する地域となっている。

このように、幹線交通網の未整備地域が多数残されている一方で、経済機能が集中している地域へのみ公共事業を実施することは更なる地方部との格差を生じさせることが考えられる。豊かな国土、巨大災害への備えの強化、地域の均衡ある発展を企図した国土づくりを目指すのであれば、こうした経済発展の不均衡が生じ続けていることは適切な状態でない可能性が十分に考えられる。しかしながら近年、厳しい財政制約、公共事業の充足感、非効率性の指摘等により、公共事業に対して世論、マスメディアからは批判的な声が高まっている⁷⁾。実際、平成 9 年度に 10 兆円を超えていた政府全体の公共事業関係費は、令和 2 年度には 7 兆円まで削減され、公共事業を行うことの重要性は軽視される傾向にある⁸⁾。

現状、国土交通省を中心として道路事業などの公共事業の着手判断の基準としては費用便益分析（B/C）が用いられている。B/C とは、インフラ整備による便益（Benefit）として走行時間短縮便益、走行経費減少便益、交通事故減少便益の 3 便益の総和を計上し、整備と維持管理に必要とされる費用で除したものである。しかしながらこの便益には、公共事業を行うことによる雇用創出や地域経済の活性化、地方への分散効果（国土のバランス是正）などが考慮されていない。また公共投資に伴うマクロ経済における影響（国内総生産の変化等）も評価されておらず、公共事業効果を過小評価している可能性が指摘されている⁹⁾。

そうした問題意識に基づき、根津ら¹⁰⁾は交通インフラの整備によってもたらされる国内総生産を始めとするマクロ経済への効果と、全国各地域の人口や経済力の分布に及ぼす効果の双方を総合的に評価できるモデルシステムを構築した。このモデルシステムのことを本研究では MasRAC (Macroeconomic simulator that accounts for Regional Accessibility) と呼称する。MasRAC を用いることで、将来の交通インフラ整備がもたらす効果について、市場におけ

る需給ギャップがもたらす影響を加味しつつ、マクロ・地域の双方を視野に入れた総合的な評価を行うことが可能となった。

既述のように、消費税率をはじめとする税制度は、経済や財政に大きな影響を及ぼすことが指摘されている。また、現状のわが国では財政の悪化を理由として公共事業の削減が続いている。これらを踏まえれば、税制度を変化させることで財政が改善した場合には、必要な公共事業の削減は正当化できないと考えられる。加えて、公共事業によって税収が増加し、投資した費用を税収の増分で賄える可能性も考えられる。したがって、税制度ならびに公共事業は共に国の財政政策に位置することから、その両者は一体的にシミュレーションされることが、実際の施策に反映する上で望ましいといえる。本研究では、上述した公共事業と税率変動についての一体的な将来予測を可能とし、且つより正確な税収評価が可能なモデルを構築すべく、既往のモデルを改善することを目的とする。

2. 既往研究と本研究の位置づけ

将来の経済予測、財政政策の評価・提案等においての定量的なシミュレーション分析には、数多くの先行研究がある。その中でも重要な役割を果たしているマクロ計量モデルのレビューを行う。次に、現状の公共事業実施の判断指標となっている費用便益分析について概要を述べた後に、交通インフラ整備効果の手法について検討している既往研究の整理を行う。その上で、本研究の位置づけを行う。

(1) マクロ計量モデルによる税・財政分析

税財政部門を生産型マクロ計量モデルの主要な先行研究として、吉田・霧島¹¹⁾、加藤¹²⁾、北浦¹³⁾、入江¹⁴⁾などが挙げられる。吉田・霧島は消費税率の変化と政府支出、保険料率の変動を組み合わせたシナリオを設定し、それらの経済・財政への影響をシミュレーションしている。入江は消費税率の引き上げ、法人実効税率の引き下げが経済・財政へ与える影響についてシミュレーションしている。ただし、これらの研究の主たる分析対象は年金制度改革の長期的な影響であり、したがってモデル設計も社会保障ブロックが中心となっている。供給型モデルは生産関数が中心的役割を担い、労働供給や資本ストックの蓄積などの生産要素が GDP を決定し、物価、財政等に波及する。供給型モデルは、人口構造変動の影響、財政の持続性など、10 年以上の長期の分析において主に用いられるため、需給の不均衡を想定しないものが多い。実際に 1998 年以降、物価指標はデフレ

を示しており、既往研究における需給ギャップの推計においても、需要不足の継続が観測されている¹⁴⁾。以上を考慮すると、中長期の経済分析では、GDP ギャップは無視できない指標であると言える。この点について北浦らの供給型モデルにおいては観測された GDP と潜在 GDP の乖離を意味する GDP ギャップが導入されているが、GDP ギャップは外生的に与えられており、政策変更などによる経済状況の変化を十分に反映するものではない。

税財政部門を内生化した需要型マクロ計量モデルの主要な先行研究として、内閣府の経済財政モデル¹⁵⁾、日本経済中期展望モデル¹⁶⁾、林田ら¹⁷⁾などが挙げられる。需要型モデルでは GDP の構成要素である消費、投資、輸出入などの支出項目を合算して GDP が定まる構造となっている。経済財政モデルは所得税、法人税、消費税、酒税、たばこ税を主要 5 税と定義し、内生化している。1 章で述べたように、消費税率の変化がもたらす経済効果を検討しているほか、法人税の減税が経済・財政に波及する効果についても推計している¹⁸⁾。しかし、経済財政モデルは推計値の長期の安定性のため、需要項目・デフレータ等に潜在 GDP 等によって決定される均衡値が設定されており、各変数は長期的には均衡値に収束する構造となっている。そのため、実質 GDP は短期的には需要側の GDP により決定されるが、GDP ギャップを埋めるように輸出入等が変動し、潜在 GDP に速やかに収束する構造となっており、この点から供給型モデルに近いといえる。これについて、均衡値に応じた輸出入の変動が必ずしも経済の実態と一致しない可能性があることが指摘されている¹⁹⁾。日本経済中期展望モデルは、消費税、法人税、所得税が内生化されており、消費税、所得税の税率変動による経済・財政への波及効果を推計している。林田らは消費税、法人税、所得税について内生化したモデルを構築し、消費税、法人税、所得税の税率変動による経済・財政への波及効果を推計している。

以上で挙げたモデルはいずれも、過去データに基づいて推定された連立方程式体系に税率変更などの外生的な要素の変更によるシミュレーション結果の変動を比較することで行うものであり、過去の情報を基に予想を形成することから、バックワードルッキング型モデルと呼ばれている。バックワードルッキング型モデルについて、ここではミクロ的基礎づけを有し、将来の予測を含む DSGE モデル等ではなく、マクロ変数同士の関係を推計した計量モデル等の集合体を意味している。このバックワードルッキング型モデルに対しては、ミクロ的基礎づけが不十分であるとの指摘がなされている。ルーカスは、財政支出等の政策変更は将来の経済活動に対する人々の期待を変化させ、それにより人々の行動も変化する可能性があるため、過去のデータから求まる方程式体

系を不変なものとして政策評価を行うことはできないとしている²⁰⁾。以上の指摘を受け、個人や企業などの経済主体が所得や業績等に対する将来の見通しを踏まえた合理的な経済行動を選択することを前提としつつ、将来の期待形成を組み込んだフォワードルッキング型モデルの開発が行われた²¹⁾。一方で、フォワードルッキング型モデルは均衡の定常状態および移行過程の前提の置き方によりシミュレーション結果が大きく異なるため、中長期の推計における信頼性が低いことが指摘されている²²⁾。加えて、これらのモデルは経済主体による将来の見通しを踏まえた合理的選択を前提としている一方、そうした前提それ自身が現実から乖離しているという批判は、実証データに基づく心理学の分野などを中心に根強く存在している²³⁾。このような批判を踏まえるなら、こうした「非現実性」を孕んだ疑義が濃厚なミクロ経済学については敢えて切り離れたバックワードルッキング型モデルの方が政策評価において信頼性の面で強みを有している可能性が考えられる。

以上、税財政部門を内生化したマクロ計量モデルについて、主要な先行研究の概観を行った。上述したように、マクロ計量モデルの精緻化を試みる上で GDP ギャップは無視できない指標であると考えられるほか、フォワードルッキング型モデルの信頼性についての疑義も踏まえると、税・財政も含めた中長期に渡る政策分析を行う上では、GDP ギャップによる影響を考慮可能なバックワードルッキング型の需要型モデルを用いた手法が適切であると考えられる。

(2) 交通インフラ整備がもたらす効果

交通インフラ整備による効果は、フロー効果とストック効果の二つに大別される。フロー効果は、公共事業費が投入されることで生産活動や雇用が創出され、所得や消費が拡大する効果を指しており、事業実施とともに生じる短期的な効果であるといえる。このフロー効果には、事業費が関係者の所得となるだけでなく、こうして支払われた所得が新たな支出を生み出す乗数効果も含まれる。

一方ストック効果は、鉄道や道路の発達により、所要時間の短縮や輸送費の低下等がもたらされ生産性が向上する効果、生活環境が改善するなど生活の質が向上する効果など、整備されたインフラが機能することで得られる効果である。これはインフラが完成した後に継続的かつ中長期的に生じる便益であるといえる。

現在の我が国において実務で使用されるインフラ整備効果の評価手法を整理する。道路整備事業を効率的かつ効果的に実施する上で望ましいとして用いられているのは費用便益分析である。これは道路整備が実施される場合、実施されない場合のそれぞれについて交通流を推計し、走行時間短縮、走行経費減少、交通事故減少の 3 項

目を便益、整備事業費と維持管理費を費用として算定した上で、費用と便益の比較を行うものである。これは 2.2 節冒頭で述べた交通インフラ整備効果のうち、インフラの直接的な利用から生まれるストック効果を評価したものであるといえる。しかし 1 章で述べたように、インフラ整備が人口や産業の集積を進めることによる経済への様々な波及効果は考慮されておらず、ストック効果の評価が不十分である可能性が考えられる。さらに、フロー効果については一切考慮されていないため、事業の効果は過小評価される傾向があるものと考えられる。

次に、内閣府の経済財政諮問会議等における政策の審議や検討に用いられる経済財政モデルによる評価について説明する。このモデルはマクロ経済・国や地方の財政、社会保障を一体的かつ整合的に分析を行うためのツールとして開発された側面を持つマクロ計量経済モデルである²⁹。このモデルには、公共投資によるフロー効果が組み込まれているが、インフラ投資がもたらすストック効果は、当モデルでは考慮されていない。

このように、交通インフラ整備事業がもたらす効果について、事業実施判断に用いられる費用便益分析ではストック効果のみが、マクロ経済政策の拠り所となる経済財政モデルではフロー効果のみが評価されており、過小評価が行われている可能性が考えられる。一方、交通インフラ整備効果における評価手法やその改善を試みている既往研究は数多く存在する。これらの研究については、片岡ら²⁵、上田ら²⁹がレビューしているので、そちらを参照されたい。

公共投資のストック効果およびフロー効果について評価でき、かつ公共投資による経済成長効果を評価する上で考慮すべき、市場における需給ギャップがもたらす影響を勘案したモデルの構築は行われていなかった。これらを総合的に評価できるモデルシステムを提案する研究として、門間ら²⁷、樋野ら²⁸のものが挙げられる。門間ら、樋野らによって、インフレ期、デフレ期といった経済トレンドや交通インフラ投資額、交通インフラ整備量を考慮し、整備後の国内総生産の変化などを推計するマクロ計量経済モデルが提案された。根津ら¹⁰はこれに地域単位の人口や GRP の推計を加えたモデルシステム「MasRAC」を構築し、リニア中央新幹線を始めとする未開業の新幹線路線整備等の評価を行っている。

(3) 本研究の位置づけ

以上、本研究に関連する主要な先行研究のレビューを行った。(1)では、税・財政も含めた中長期に渡る政策分析を行う上では、GDP ギャップによる影響を考慮可能なバックワードルッキング型の需要型モデルを用いた手法が適切であると考えられる点を示した。(2)では、現状の公共事業の効果が過小評価される傾向がある点に

ついて触れ、そういった問題意識に基づいて開発された、インフラ整備による効果を景気変動の影響を踏まえつつ適切に評価することが可能なモデルシステムである MasRAC を紹介した。なお、本研究では MasRAC の地域モデルは扱わず、本稿においての MasRAC は MasRAC のマクロモデルについての言及である。

一方、景気の変動を捉える上で、昨今の消費税増税などの税制度の改正が経済に波及する効果は無視できない。例えば、2014年の消費税増税が景気の低迷を加速させ、約 5 年の間に 37 兆円の民間投資が失われたことが指摘されている²⁹ほか、法人税減税が法人の内部留保を増加させ³⁰景気回復を阻害しているといった指摘がなされている³¹など、景気と税制は密接な関係にあるといえる。以上を鑑みると、景気変動を踏まえたインフラ整備による経済効果を分析する上では、主要税の税率などの税財政制度の変更を反映した分析を行う必要があると考えられる。

しかし、MasRAC は税財政部門のモデル構築が不十分であり、昨今の消費税率の変更や今後の各種税率の変動による景気の状態を考慮した交通インフラ整備がもたらす経済・財政効果を説得的な形で算出できないといった弱点がある。そこで本研究では、MasRAC がバックワードルッキング型の需要型モデルである特徴を生かし、税率変動などの外的要因が景気に与える影響を考慮しつつ、交通インフラ投資が経済・財政に与える効果の推計が可能なモデルシステムの構築を行う。その上で、交通インフラ投資が経済・財政に与える影響を明らかにする。

3. 既往研究における MasRAC とその改善

本章では既往研究で用いられたモデルシステムである MasRAC の概要と、それに対して行った改善について説明する。MasRAC は、交通インフラ整備ならびに公共投資によるマクロ効果と地域帰着便益を包括して推計することを可能にしたものである。なお、本研究では片岡ら²⁵によって改善されたモデルをベースとしてモデル構築を行った。

(1) MasRAC によるシミュレーションの概要

MasRAC によるシミュレーション過程の概要を説明する。MasRAC では、交通網整備を進めることで都市間移動の所要時間が短縮しアクセシビリティが上昇することで、人口、企業、都市機能の集積や地域間交流の活発化による経済効果が、整備沿線地域を中心に広く波及的にもたらされることを想定している。本研究では、各地域間の移動に要する時間に着目した、片岡ら²⁵、上田ら²⁹で提案されている地域アクセシビリティ、全国アクセシ

ビリティを用いる。

上位モデルとなるマクロ経済モデルにおいて、アクセシビリティや公共投資額の増減が日本全体へ及ぼすマクロ経済効果(GDP)を推計した上で、下位モデルの地域モデルにおいて、各地域の人口及び域内総生産(GRP)を推計する構造となっている。ただし、本研究では日本全体における効果を取り扱うため、上位モデルであるマクロ経済モデルのみを用いることとする。

(2) モデルの概要

本節では、片岡ら²⁹⁾のモデルをベースとして構築した、本研究で取り扱うマクロ経済モデルの概要を説明する。本モデルの特徴として、交通インフラ整備によるアクセシビリティ向上の影響に着目している点、公共投資額の変化に応じた実質 GDP の推計を行う点、インフレやデフレといったマクロ経済トレンドによって公共投資の乗数効果が異なることを考慮した変数を内在化している点が挙げられる。また、税制度の変更を外生的に操作可能とすることで、税制変更が景気に与える影響を踏まえつつ、交通インフラ投資の効果を検証することを可能としている。本モデルにおいては、税率は物価変数や税収に波及し、景気の役割を担うギャップ変数の動向に対して影響を与える。

本モデルの概要を図-1 に示す。本研究において推計した租税関数に加え、それに付随して構築したモデル、出力に大きく関わる経済変数の推計モデルを抜粋し、示すこととする。

(3) 租税関数の推定

片岡らは、税収を内閣府の国民経済計算(以下 SNA と記す)ベースの間接税、住民税に分類し、GDP を用いた回帰モデルを租税関数としていた。しかし、現実の税収は、必ずしも GDP のみによって表現できるとは限らない。税率などの税制要因を無視して税収弾性値を推計した場合、税率が変更された場合には、それによる税収や景気等への影響をシミュレーションに反映することができない。以上のことから、税収の変化をより正確に推計し、税率変動の政策評価をするにあたっては、個別の税目ごとに税収の決定要因を反映した租税関数を用いたモデルが望ましいといえる。そこで本研究においては、基幹税である消費税、所得税、法人税について、既存のマクロモデルや橋本・呉³⁰⁾などの租税関数に関連した先行研究を参考に、税収の決定要因を考慮しつつ、最小二乗法を用いて租税関数の構築を試みた。租税関数およびそれに用いた所得項のモデルにおける推計期間は 1990～2018 年度とした。

a) 消費税モデルの構築

MasRACにおける需要項目はSNAの統計情報を用いている。SNAの需要項目のうち、消費税の課税対象は民間最終消費支出、民間住宅投資、政府最終消費支出、公的固定資本形成である。また、消費税は消費型付加価値税であるため、課税ベースに税率をかけたものが理論上の税収となる。これらの事実を踏まえ、MasRACと同様にSNAの統計情報を用いており、消費税の租税関数を推定している日本経済研究センターモデル³³⁾を参考に、租税関数の推定を試みた。ただし、日本経済研究センタ

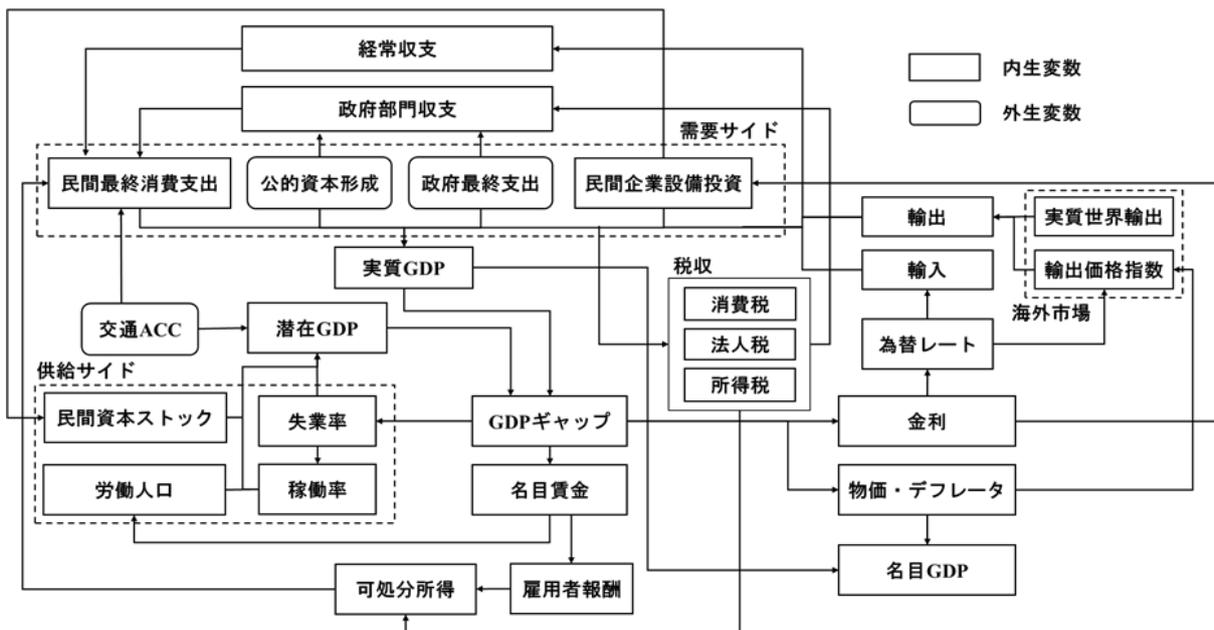


図-1 マクロモデル概要図

一モデルでは消費税を付加価値型税(VAT)として定義し、酒税やたばこ税を含む統計情報を従属変数としている点の本モデルとの相違点である。なお、本モデルにおける消費税は国税庁統計年報書の長期時系列データを用いており、地方消費税を含むものである。式(1)に消費税モデルの推定式、表-2に推定結果を示す。表におけるR²は決定係数、D.W.はダービンワトソン比、nはサンプルサイズである。

$$CT_t = c_0 + c_1 * cons_t * (N_{-1}_t + N_{-2}_t + N_{-5}_t + N_{-6}_t) \quad (1)$$

CT: 消費税 cons: 消費税の税率

N₋₁: 名目民間最終消費支出 N₋₂: 名目民間住宅投資

N₋₅: 名目政府最終消費支出 N₋₆: 名目公的資本形成

表-2 消費税の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-7.16 * 10 ²	-0.17	.87
cons _t * (N ₋₁ _t + N ₋₂ _t + N ₋₅ _t + N ₋₆ _t)	5.89 * 10 ⁻¹	32.6	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.974 D.W. = 1.39 n = 29

*: 10%有意, **: 5%有意, ***: 1%有意

b) 法人税モデルの構築

法人税の基本的な課税ベースは会計上の税引前利益だが、そこから増税要因・減税要因が足し引きされて課税所得が算出される。したがって、法人税は基本的に法人所得の比例税であるといえる。橋本・呉³²⁾は上述の考えに基づき、法人税率、法人所得を説明変数とした租税関数を構築しており、本研究では橋本・呉のモデルを参考に構築を行った。本モデルにおける法人税、法人所得のデータについては国税庁統計年報書の長期時系列データを用いており、法人税率については財務省ホームページ³³⁾より入手した。なお、本モデルで用いる法人税は地方法人税ならびに復興特別法人税を含めないものである。式(2)に法人税モデルの推定式、表-3に推定結果を示す。

$$\ln(CIT_t) = c_0 + c_1 \ln(RTCIT_t) + c_2 \ln(CI_t) \quad (2)$$

CIT: 法人税 RTCIT: 法人税率

CI: 法人所得

表-3 法人税の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-1.15	-1.28	.21
ln(RTCIT _t)	1.07	11.4	<.01 ***
ln(CI _t)	6.53 * 10 ⁻¹	10.2	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.843 D.W. = 1.14 n = 29

*: 10%有意, **: 5%有意, ***: 1%有意

所得項に用いた法人所得は国税庁統計年報書の長期時系列データが出典である。法人税の課税ベースとしては、在庫評価調整後の配当控除前民間法人企業所得に在庫調整額を足す処理を施している国税庁出典の法人所得が適切であると考えた。法人所得を内生化するにあたっては、

SNA ベースの企業所得を所得項の変数とした。企業所得は企業会計の経常利益に対応する概念であり、在庫品調整後である一方で、配当支払い後の統計情報である点で国税庁の法人所得とは異なる³⁵⁾。配当金に関する両者の差異については、輸入デフレータならびに非金融法人企業の純貸出(純借入)を変数に用いて修正する形態を採用した。式(3)に法人所得モデルの推定式、表-4に推定結果を示す。

$$CI_t = c_1(YCV_t) + c_2(P_{-9}_t) + c_3(ISI_t) \quad (3)$$

CI: 法人所得 YDV: 企業所得(SNA ベース)

P₋₉: 輸入デフレータ

ISI: 非金融法人企業の純貸出(純借入)

表-4 法人所得の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
YCV _t	5.77 * 10 ⁻¹	2.96	<.01 ***
P ₋₉ _t	1.98 * 10 ⁴	2.01	.05 *
ISI _t	-1.69 * 10 ⁻¹	-2.00	.06 *

(自由度調整済み) R² = 0.504 D.W. = 0.292 n = 29

*: 10%有意, **: 5%有意, ***: 1%有意

c) 所得税モデルの構築

所得税の税収は、申告所得税と源泉所得税に分けられ、源泉所得税がその大部分を占めている。源泉所得税には、給与所得税、利子所得税、配当所得税、退職所得税などが含まれるが、近年は給与所得税、配当所得税、利子所得税が多く割合を占めている。本稿では源泉給与所得税、源泉配当所得税、源泉利子所得税に加え、これらに含まれない所得税を「その他所得税」とし、それぞれ税収関数の推計を試みた。

源泉所得税のうちの給与所得税について租税関数の推計を行う。給与所得税モデルの説明変数として考えられるのは、給与所得総額、累進課税表で規定されている限界税率、課税最低限に関連した変数である。給与所得総額に関しては、国税庁が把握する統計情報が掲載されている「税務統計からみた民間給与の実態」に掲載されている給与総額を用いることが望ましいと考えられる。しかし、本稿ではマクロモデルに租税関数を組み入れる必要があることから、内生変数である名目 GDP を所得項の変数とした。課税最低限に関する説明変数としては、財務省が公表している夫婦子供2人世帯の課税最低限を使用することとした。次に、外生的に税率を操作可能とする上で重要な限界税率についてであるが、当該税率は累進課税表により毎年複数の値が存在することから、そのままでは説明変数として使用することができない。そこで橋本・呉を参考に、各年の所得税法に従い、限界税率から階層ごとの給与所得税の税額を計算し、税率表そのものを給与収入と税額の関係を表す代表値に変換する作業を行った。この代表値について、本研究では「重み付き給与所得税率指標」と呼称する。

重み付き給与所得税率指標の算出手法を以下に記述する。まず、所得階級毎の給与額に、対応する所得階級の税率を乗じることで、所得階級毎の仮想的な給与所得税収(以下給与所得税収(仮想)と記す)を計算し、表-5 に示すように所得階級毎の人数、給与額、給与所得税収(仮想)の横断面データセットを用意する。なお、元データにおける給与階級の分類について、給与額・人数と給与所得税率で異なる区分けをしている部分が存在したため、両者の給与階級をすり合わせる目的で、給与所得税率の給与階級を一部変更した。変更した給与階級の一覧を表-6 に示す。次に、式(4)を用いて階級毎の人員をウェイトとした加重最小二乗法を適用することで、当該年度における重み付き給与所得税率指標を算出した。式(4)における係数 α が、重み付き給与所得税率指標である。これが、毎年の累進課税表における平均的な税率を規定する、源泉給与所得モデルにおける説明変数となる。表-7 に重み付き給与所得税率指標の推定結果を示す。

また、1998 年から 2005 年までの期間については、家計の税負担を軽減する意図で定率減税が実施されており、2015 年度からは 4000 万円以上の所得階級を対象とした増税が実施された。これらの影響を加味するため、それぞれに対応する定率税率ダミー、2015 年度増税ダミーを変数に加えた。定率減税ダミーは 1998~2005 年度を 1 とし、それ以外を 0 とするダミー変数である。また、2015 年度増税ダミーは 2015~2018 年度を 1 とし、それ以外を 0 とするダミー変数である。式(5)に給与所得モデルの推定式、表-8 に推定結果を示す。

表-5 重み付き給与所得税率指標のデータセット例
(平成 30 年度)

給与階級	人数(千人)	給与所得税収(仮想)(億円)	所得額(億円)
100万円以下	4098	109	33191
200万円以下	6882	997	99644
300万円以下	7617	3023	192213
400万円以下	8667	5601	304192
500万円以下	7482	6833	334898
600万円以下	5148	7093	282272
700万円以下	3290	6160	212668
800万円以下	2211	6509	164933
900万円以下	1449	6154	122770
1000万円以下	932	5498	88335
1500万円以下	1804	19945	213166
2000万円以下	393	10946	67539
2500万円以下	128	6002	28715
2500万円超	164	20689	70744
計	50264	105558	2215281

表-6 給与所得税率における給与階級の変更一覧

1995~1998年度		1999~2006年度		2007~2014年度		2015~2018年度	
本来の区分	調整後	本来の区分	調整後	本来の区分	調整後	本来の区分	調整後
330	300	330	300	195	200	4000	区分を無くし、ダミー変数で調整
1800	2000			330	300		
3000	2500			695	700		
		1800	2000				

表-7 重み付き給与所得税率指標の推定結果

年度	係数 α	t値		R ²
1990	1.92*10 ⁻¹	11.4	***	0.570
1991	2.01*10 ⁻¹	11.4	***	0.586
1992	2.05*10 ⁻¹	11.5	***	0.597
1993	2.04*10 ⁻¹	11.6	***	0.597
1994	2.08*10 ⁻¹	11.6	***	0.610
1995	1.93*10 ⁻¹	17.2	***	0.807
1996	1.95*10 ⁻¹	17.4	***	0.813
1997	1.97*10 ⁻¹	17.9	***	0.819
1998	1.95*10 ⁻¹	17.7	***	0.802
1999	1.94*10 ⁻¹	17.5	***	0.811
2000	1.94*10 ⁻¹	17.4	***	0.809
2001	1.93*10 ⁻¹	17.4	***	0.811
2002	1.91*10 ⁻¹	17.4	***	0.811
2003	1.90*10 ⁻¹	16.8	***	0.803
2004	1.89*10 ⁻¹	16.3	***	0.785
2005	1.88*10 ⁻¹	16.3	***	0.779
2006	1.87*10 ⁻¹	15.4	***	0.755
2007	1.60*10 ⁻¹	8.93	***	0.403
2008	1.55*10 ⁻¹	8.82	***	0.366
2009	1.44*10 ⁻¹	8.88	***	0.347
2010	1.48*10 ⁻¹	9.17	***	0.403
2011	1.46*10 ⁻¹	9.04	***	0.390
2012	1.47*10 ⁻¹	9.07	***	0.407
2013	1.50*10 ⁻¹	9.12	***	0.380
2014	1.51*10 ⁻¹	9.04	***	0.390
2015	1.53*10 ⁻¹	9.12	***	0.389
2016	1.53*10 ⁻¹	9.21	***	0.388
2017	1.58*10 ⁻¹	9.54	***	0.430
2018	1.62*10 ⁻¹	9.56	***	0.429

*: 10%有意, **: 5%有意, ***: 1%有意

各年度 n=14

$$\text{給与所得税額(仮想)}_i = \alpha(\text{所得額}_i) \quad (4)$$

i : 給与階級

$$\ln(SIT_t) = c_0 + c_1(RTSIT_t) + c_2 \ln(N_0_t) + c_3 \ln(MinT_t) + c_4(D19982005_t) + c_5(D20152018_t) \quad (5)$$

SIT: 源泉給与所得税

RTSIT: 重み付き給与所得税率指標

N_0 : 名目 GDP $MinT$: 課税最低限

D19982005: 定率減税ダミー

D20152018: 2015 年度増税ダミー

表-8 源泉給与所得モデルの推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	2.73	0.64	.52
RTSIT _t	7.13	11.3	<.01 ***
N_0_t	4.51 * 10 ⁻¹	1.18	.25
$MinT_t$	-3.52 * 10 ⁻¹	-2.69	.01 **
D19982005 _t	-1.31 * 10 ⁻¹	-4.80	<.01 ***
D20152018 _t	6.58 * 10 ⁻²	1.71	.10

(自由度調整済み) R² = 0.851 D.W. = 2.09 n=29

*: 10%有意, **: 5%有意, ***: 1%有意

次に、源泉所得税のうちの配当所得税について租税関数の推計を行う。配当所得税は配当所得を課税対象とした比例税であることから、本節で示した法人税モデルと同様に、課税ベースである配当所得、税率を説明変数としてモデル構築を行った。式(6)に配当所得税モデルの推定式、表-9に推定結果を示す。

$$\ln(DiIT_t) = c_0 + c_1 \ln(DiI_t) + c_2 \ln(RTDiIT_t) \quad (6)$$

$$\ln(IIT_t) = c_0 + c_1 \ln(II_t) \quad (7)$$

$DiIT$: 配当所得税 $RTDiIT$: 配当所得税率
 DiI : 配当所得
 IIT : 利子所得税 II : 利子所得

表-9 配当所得税モデルの推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-1.06	-7.97	<.01 ***
$\ln(DiI_t)$	8.28 *10 ⁻¹	79.1	<.01 ***
$\ln(RTDiIT_t)$	2.66 *10 ⁻¹	11.6	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.996 D.W. = 1.70 n=29
 * : 10%有意, ** : 5%有意, *** : 1%有意

表-10 利子所得税モデルの推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-7.71	-10.5	<.01 ***
$\ln(II_t)$	1.45	20.1	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.935 D.W. = 1.67 n=29
 * : 10%有意, ** : 5%有意, *** : 1%有意

本節冒頭で述べた通り、本稿では単純化のため所得税全体から源泉給与所得税、源泉配当所得税、源泉利子所得税を除いたものを其他所得税と定義して、租税関数の推計を行う。其他所得税に占める主な所得分類は、図4に示す通り給与所得のうちの申告分(申告所得)、事業所得などの総合課税対象分であり、申告所得税の税收規模のスケールで考えると、それ以外はほぼ横ばいとなっていることがわかる。以上のことから、其他所得税の租税関数の推計にあたっては、橋本・呉を参考に申告所得税の推計をベースとした租税関数として推計を行った。所得項として申告所得総額、「税務統計から見た申告所得税の実態」に掲載されている所得控除総額をそれぞれ変数としてモデル構築を行った。式(8)に其他所得税モデルの推定式、表-11に推定結果を示す。

$$\ln(OIT_t) = c_0 + c_1 \ln(SAI_t) + c_2 \ln(SAID_t) \quad (8)$$

OIT : 其他所得税 SAI : 申告所得総額
 $SAID$: 所得控除総額(申告分)

表-11 其他所得税の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-4.47	-4.35	<.01 ***
$\ln(SAI_t)$	1.52	10.4	<.01 ***
$\ln(SAID_t)$	-3.14 *10 ⁻¹	-2.71	.01 **

(自由度調整済み) R² = 0.856 D.W. = 1.67 n=29
 * : 10%有意, ** : 5%有意, *** : 1%有意

続いて、配当所得税、利子所得税、其他所得税に用いた所得項の変数である配当所得、利子所得、申告所得総額の3変数について、モデル詳細を以下に述べる。配当所得関数は、配当の原資である法人所得を変数とした単回帰モデルで構築した。利子所得関数は、短期金利ならびに定額貯金満期ダミーを変数とした。バブル期における金融不安が引き金となった定額貯金への大幅な資金シフト)を主因とする、2000年度から2001年度にかけての定額貯金の大量満期を表すダミー変数である。定額貯金満期ダミーは2000~2001年度を1とし、それ以外を0とするダミー変数である。申告所得総額関数は、雇用者報酬ならびに1980年を1とするトレンド変数を説明変数とした回帰モデルで構築した。配当所得、利子所得、申告所得総額の推定式をそれぞれ式(9)~式(11)に、推定結果をそれぞれ表-12~表-14に示す。

$$RTDiIT_t = c_0 + c_1(CI_t) \quad (9)$$

$$II_t = c_0 + c_1(RGB_t) + c_2(D20002001_t) \quad (10)$$

$$\ln(SAI_t) = c_0 + c_1 \ln(YWV_t) + c_2(TIME0_t) \quad (11)$$

$RTDiIT$: 配当所得 CI : 法人所得
 II : 利子所得 RGB : 短期金利
 $D20002001$: 定期貯金満期ダミー SAI : 申告所得総額
 YWV : 雇用者所得
 $TIME0$: 1980年を1とするトレンド変数

表-12 配当所得の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-1.44 *10 ¹	-3.12	<.01 ***
CI_t	2.21	5.12	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.475 D.W. = 0.242 n=29
 * : 10%有意, ** : 5%有意, *** : 1%有意

表-13 利子所得の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	7.45 *10 ³	4.24	<.01 ***
RGB_t	1.07 *10 ⁶	16.2	<.01 ***
$D20002001_t$	2.11 *10 ⁴	4.65	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.907 D.W. = 1.61 n=29
 * : 10%有意, ** : 5%有意, *** : 1%有意

表-14 申告所得総額の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	3.04 *10 ¹	4.82	<.01 ***
$\ln(YWV_t)$	2.70 *10 ⁻¹	0.57	.57
$TIME0_t$	-1.16 *10 ⁻²	-5.11	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.471 D.W. = 0.488 n=29
 * : 10%有意, ** : 5%有意, *** : 1%有意

以上より、主要 3 税の租税関数ならびに所得項に用いた変数モデルの推定結果を示した。本稿では一般政府部門における財政収支を取り扱うため、上述の 3 税をそれぞれ SNA における科目に変換する必要がある。そこで、国税における各種税率が地方税含む一般政府における税収に一定程度波及することを想定し、間接税は消費税を、所得・富等に課される経常税(企業)は法人税、所得・富等に課される経常税(家計)は所得税をそれぞれ対数化した値を変数とする単回帰モデルを構築し、合計値を税収とした。自由度調整済み決定係数はそれぞれ 0.712, 0.616, 0.908 である。

(4) その他のモデル推定結果

上節では、主要な税目についての租税関数を独立したモデルとして構築した。しかし図-1 に示すように、本モデルは複合的な構成となっており、税財政制度が税収や経済に及ぼす影響について評価可能なモデルとするには、租税関数の構築に加え、それらが他の経済変数に与える影響の波及経路を構築することが必要不可欠である。本節では、交通インフラ投資による効果を適切に評価可能なモデルである MasRAC に対して行った、税率変動がもたらす影響の経済への波及経路の構築に関連したモデルの推定結果を述べる。なお、各推定式のパラメータ推定期間は、特に記載の無い限り 1980 年から 2018 年である。

モデルの推定に先立ち、税率から実質民間最終消費への波及経路の概略を図-2 に示す。各種税率が消費税、法人税、所得税の水準を決定し、それらが SNA ベースに変換された後に可処分所得、政府部門収支に反映され、民間消費に影響する構造となっている。また、物価水準は名目賃金を介して可処分所得に影響を与える。各モデルの推計について、以下に詳説する。

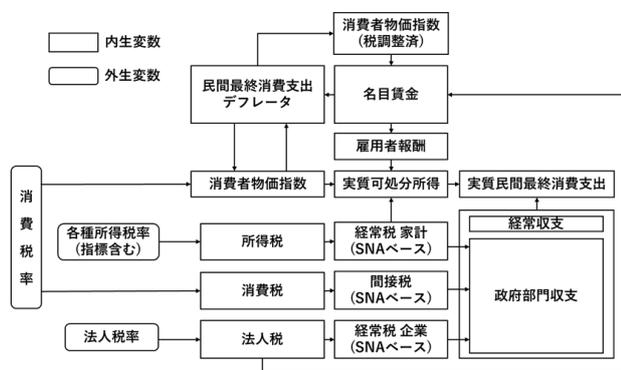


図-2 各種税率の波及経路(概略)

a) インフレギャップ及びデフレギャップ

内閣府が構築する経済財政モデル等の既存のマクロ計量経済モデルは、金利、物価の説明変数に GDP ギャップ

プを用いているため、デフレ時の公共投資はインフレ時と同じく金利上昇をもたらし、インフレ時と同様に民間投資を減少させる結果となる。しかし現在のデフレ不況下においては、公共投資による金利上昇幅は小さく、民間投資減少の影響は小さいと考えられる。そこで樋野らは内閣府等が用いる GDP ギャップをインフレギャップ、デフレギャップの二つに区分し、デフレ不況下とインフレ時における公共投資の効果の非対称性を考慮した。本研究においても樋野らが用いた推計手法を採用する。

GAP1 :

$$\begin{aligned} \text{if } GAP = \frac{GDP}{Y} > 1, GAP1 = GAP \\ \text{if } GAP = \frac{GDP}{Y} < 1, GAP1 = 1 \end{aligned} \quad (12)$$

GAP2 :

$$\begin{aligned} \text{if } GAP = \frac{GDP}{Y} > 1, GAP2 = 1 \\ \text{if } GAP = \frac{GDP}{Y} < 1, GAP2 = GAP \end{aligned} \quad (13)$$

GAP1 : インフレギャップ GAP2 : デフレギャップ
GAP : GDPギャップ GDP : 実質国内総生産 (需要)
Y : 潜在GDP

b) 民間最終消費支出ならびに消費支出デフレーター

需要サイドからみた GDP において、最も大きな割合を占める民間最終消費支出を推計するモデルについて示す。実質民間最終消費支出の関数は式(14)を、民間最終消費支出デフレターの関数は式(15)を採用した。片岡らが構築した消費関数には、資産効果を表す変数として、経常収支と政府部門赤字の累積値である非一般政府金融資産残高を用いていた。MasRAC は財政政策の評価測定を行う特性上、政府支出ならびに公的資本形成を外生変数としているほか、交通インフラのストック効果の算定する目的で 50 年程度の長期将来予測を可能としている。しかし、長期にわたって外生的な値が用いられることにより、政府部門収支の値が不自然に変動し、それに伴って経常収支と政府収支の累積値である非一般政府金融資産残高に加え、それを変数とする民間消費が急激に低下する非現実的な推計結果となる不具合が生じていた。そこで、林田ら¹⁷⁾、日本経済研究センターモデル³³⁾を参考に、金融資産残高の変動要因(経常収支と政府部門赤字)を 4 年移動平均化した値を資産効果に相当する変数として用いることで、上述の問題の回避を試みた。

樋野ら²⁹⁾はインフレギャップが民間最終消費支出デフレーターに与える影響を計量的に明らかにし、民間最終消費支出デフレターの関数にインフレギャップを採用している。上述の見地から、本稿においてもインフレギャップを変数に加えた。また、物価を考慮した賃金水準が物

価に対して与える影響を考慮するため、名目賃金を CPI で除した値(実質賃金)を民間最終消費支出デフレータ関数に変数として加えた。賃金の変動が物価の急激な変化をもたらす不具合を避けるため、実質賃金は 4 年移動平均値を用いた。なお、この変数選択ならびに移動平均については内閣府の東アジアリンクモデル³⁶⁾、林田ら¹⁷⁾を参考としている。なお 2020 年 12 月現在、SNA の民間企業資本ストックに係る統計データが 2015 年度までしか公開されていないため、生産関数ならびに GDP ギャップを変数に含んだ関数の推定は 1980~2015 年度の期間で行った。消費支出デフレータ関数においては、一期前の GDP ギャップを用いているため、推定期間は 1981~2016 年度である。

$$R_{1t} = c_1 * @MOVAV\left(\frac{BCV_t - BGV_t}{CPI_t}, 4\right) + c_2(0.131 * \ln(ACCcni_t) + 0.869 * \ln(ACCt10_t)) + c_3\left(\frac{YDV_t}{CPI_t}\right) \quad (14)$$

$$P_{1t} = c_1(CPI_t) + c_2 * @MOVAV\left(\frac{NW_t}{CPI_t}, 4\right) + c_3(GAP1_{t-1}) \quad (15)$$

R₁: 実質民間最終消費支出

@MOVAV(x,n): n 期前からの x の移動平均

BCV: 経常収支 BGV: 政府部門収支(一般政府)

CPI: 消費者物価指数(総合)

ACCcni: 道路アクセシビリティ

ACCt10: 鉄道アクセシビリティ YDV: 可処分所得

P₁: 民間最終消費支出デフレータ

NW: 名目賃金 GAP1: インフレギャップ

表-15 消費関数の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
@MOVAV((BCV _t - BGV _t)/CPI _t , 4)	3.02 * 10 ⁻⁶	4.93	<.01 ***
0.131 * ln(ACCcni _t) + 0.869 * ln(ACCt10 _t)	8.29 * 10 ⁻¹	1.31	<.01 ***
YDV _t /CPI _t	3.81 * 10 ⁻⁶	11.7	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.920 D.W. = 0.201 n = 39
 *: 10% 有意, **: 5% 有意, ***: 1% 有意

表-16 民間最終消費支出デフレータの推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-3.44 * 10 ⁻¹	-1.95	.06 *
CPI	3.82 * 10 ⁻¹	2.13	.04 **
@MOVAV(NW _t /CPI _t , 4)	2.31 * 10 ⁻⁶	3.46	<.01 ***
GAP1 _{t-1}	3.03 * 10 ⁻¹	2.35	.03 **

(自由度調整済み) R² = 0.850 D.W. = 0.204 n = 36
 *: 10% 有意, **: 5% 有意, ***: 1% 有意

c) 名目賃金

本研究では、賃金水準を評価する指標として、厚生労働省の毎月勤労統計調査における統計情報である「きまって支給する給与」を名目賃金として定義し、用いることとした。本節では上述の名目賃金モデルの推定結果に

ついて記述する。名目賃金の関数は式(16)を採用した。物価要因を表す消費者物価指数(消費税調整済)に加え、インフレ時トレンド変数、デフレ時トレンド変数、法人税、後述するグローバル化指標を説明変数としている。本稿で用いるトレンド変数は、各年度 1 ポイント増加する。インフレ時トレンド変数は、GDP ギャップが 1 以上の際には通常トレンド変数と同様の挙動であり、GDP ギャップが 1 未満の際には 0 となる。同様に、デフレ時トレンド変数は、GDP ギャップが 1 未満の際には通常トレンド変数と同様の挙動であり、GDP ギャップが 1 以上の際には 0 となる。片岡ら³⁷⁾は 1997 年以降をデフレ期と定義し、GDP ギャップに依らない外生変数として、「デフレ時に 0 になるトレンド変数」、「インフレ時に 0 となるトレンド変数」を消費関数に用いていた。しかし、長期の将来推計においては、GDP ギャップがデフレ期を示し続けるとは限らず、インフレ期、デフレ期それぞれの景気動向におけるトレンドを考慮する必要があると考える。本稿では、デフレ期とインフレ期において、賃金の変動トレンドに違いがあるとの仮説のもと、上述のインフレ時トレンド変数ならびにデフレ時トレンド変数を名目賃金モデルに用いることとした。

法人税を名目賃金モデルの変数とした理由について、以下に記述する。星野³⁸⁾は、法人税率の低下と社会保険料率の上昇トレンドに着目し、以下の論理によって法人減税が賃上げ圧力とならない可能性を示唆している。法人利益の内訳を単純化すると、売上高から人件費、その他経費を差し引いたものであるといえる。法人税は既述のように、凡そ利益に法人税率を乗じたものである一方で、社会保険料は人件費に社会保険料率を乗じて定まる。したがって、一定の売上から賃金への還元を拡大し、利益を圧縮した場合には社会保険料が増加し、法人税が減少することとなる。法人税率が低下し、社会保険料率が上昇する場合には、社会保険料率の上がる人件費を減らし、税率の下がる利益を増やす分配行動を選択した方が、企業としてのインセンティブが高まる。逆に法人税率が増加した場合においては、人件費を増加させ、利益を低下させる企業行動が合理的と言える。星野は、法人減税は賃上げ圧力となるどころか、企業の賃下げを促し、逆に法人増税は賃上げ圧力になり得る可能性を示したといえる。星野の展開した議論は我が国における事象を取り扱っているが、近年のアメリカにおいても、同様の議論がなされている。サエズ・ズックマンは資本税(法人税)の負担者が労働者ではなく、資本所有者であると指摘しつつ、資本所得の税率が下がることで、税率の高い労働所得から税率の低い資本所得への所得移転が発生すると論じている³⁹⁾。

また、法人減税における議論の際には、「法人税が高ければ企業はより税率の低い海外に移転する」との指摘

がしばしば為されている(例えば40)。法人増税が実行された際に、企業が海外に移転する選択を取ることが事実である場合、法人減税が増税と比較して賃上げを促す可能性を否定できない。田中ら⁴¹⁾は、アンケートデータを基に企業の移転判断における法人税の重視度を検証し、その結果として法人税が海外移転時に重視されることは稀であり、「法人税が高ければ企業はより税率の低い海外に移転する」との指摘が誤りである可能性が高いとしている。

上述の研究より、法人増税が増加した際に考えられる企業行動として、海外移転を選択する可能性は低く、法人増税が賃上げに波及する可能性が十分に存在するといえる。以上より、本稿においては名目賃金に法人税を変数として取り入れ、法人税が賃金水準に及ぼす影響の反映を試みた。

次に、グローバル化指標について以下に述べる。近年、グローバル化によって人やモノの移動が活発化した結果として、所得格差拡大や労働環境の低下を招いているとされる、所謂「底辺への競争」が指摘されている(例えば42)。本研究では、上述の影響を賃金水準に加味するため、グローバル化の進行度合いを示す統計情報として、式(17)で定義されるグローバル化指標を作成し、名目賃金関数に取り入れた。類似した指標に貿易依存度が存在するが、対外直接投資などに代表される資本移動の旺盛さを加味する目的で、もともと存在する輸出入額に加え、海外からの所得、海外への要素所得を分子に加えた。賃金の急激な変動を避けるため、3年移動平均化したグローバル化指標を採用した。

物価要因に消費税調整済みの指数を採用した理由について、消費税による物価上昇と賃金の関係に触れつつ、以下に示す。企業には消費税の引き上げ対応によって賃金を引き上げる義務は存在せず、消費増税で企業収益が下押しされた場合においては、なおさら賃上げが困難となると推測される。実際に、中島⁴³⁾は近年の統計データの動きに着目し、賃上げが消費増税による消費者物価上昇率に追いついていない点を指摘している。以上を鑑みると、消費税の影響による物価上昇が必ずしも名目賃金の増加に直結しない可能性も十分に考えられる。上述の考えから、本研究では消費税調整済みの消費者物価指数を名目賃金モデルにおける物価変数に採用した。日本銀行の消費者物価指数(消費税調整済)は1990年以降のデータとなっていることに加え、GDPギャップに連動するインフレ時トレンド変数、デフレ時トレンド変数を用いていることから、本モデルの推計期間は1990年から2015年とした。

$$NW_t = c_0 + c_1(ETCPI_t) + c_2(RTCIT_t) + c_3(TIMEOIF_t) + c_4(TIMEODF_t) + c_5@MOVAV(GI_t, 3) \quad (16)$$

$$GI_t = \frac{N_8_t + N_9_t + RTRIV_t + PTRIV_t}{N_0_t} \quad (17)$$

NW: 名目賃金 ETCPI: 消費者物価指数(消費税調整済)
 RTCIT: 法人税率 CPI: 消費者物価指数
 TIMEOIF: インフレ時トレンド変数(1980年基準)
 TIMEODF: デフレ時トレンド変数(1980年基準)
 @MOVAV(x,n): n期前からのxの移動平均
 GI: グローバル化指標
 N_8: 名目財貨・サービス輸出
 N_9: 名目財貨・サービス輸入
 PTRIV: 海外への要素所得 RTRIV: 海外からの所得

表-17 名目賃金の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-1.90 *10 ⁵	-3.26	<.01 ***
ETCPI _t	4.83 *10 ³	9.12	<.01 ***
CIT _t	1.29	1.92	.07 *
TIMEOIF _t	1.89 *10 ³	7.15	<.01 ***
TIMEODF _t	1.78 *10 ³	6.43	<.01 ***
@MOVAV(GI _t , 3)	-1.85 *10 ⁵	-7.57	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.896 D.W. = 1.40 n = 26

*: 10%有意, **: 5%有意, ***: 1%有意

d) 雇用者報酬

雇用者報酬は SNA の統計データを用いている。従来の MasRAC 関連研究(例えば25)においては、名目 GDP を変数としてモデル構築を行っていたが、本稿では労働力人口の変化と賃金水準による影響等を考慮するため、式(18)を採用した。変数選択にあたっては林田ら¹⁷⁾、MEAD-RIETI モデル⁴⁴⁾を参考とした。表-18 に推定結果を示す。

$$YWW_t = c_1 + c_2(NW_t * LF_t) \quad (18)$$

YWW: 雇用者報酬 NW: 名目賃金
 LF: 労働力人口

表-18 雇用者報酬の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-2.98 *10 ⁴	-3.56	<.01 ***
NW _t * LF _t	1.46 *10 ⁻⁵	32.5	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.965 D.W. = 0.194 n = 39

*: 10%有意, **: 5%有意, ***: 1%有意

e) 労働力人口

労働力人口については、国立社会保障・人口問題研究所の出典である総人口に加え、民間最終消費支出デフレーター関数にも用いた実質賃金をそれぞれ変数として用いた。日本経済研究センターモデル³³⁾を参考に、実質的な所得水準が高まることで就業意識が高まるとの考えに基づいている。式(19)に労働力人口の推定式、表-19 に推定結果を示す。

$$LF_t = c_0 + c_1(POP_t) + c_2\left(\frac{NW_t}{CPI_t}\right) \quad (19)$$

LF: 労働力人口 POP: 総人口
 NW: 名目賃金 CPI: 消費者物価指数

表-19 労働力人口の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	-3.80 *10 ⁴	-3.78	<.01 ***
POP _t	6.45 *10 ⁻¹	5.15	<.01 ***
NW _t /CPI _t	7.42 *10 ⁻²	3.09	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.875 D.W. = 0.221 n = 39
 * : 10% 有意, ** : 5% 有意, *** : 1% 有意

f) 消費者物価指数(消費税調整済)

消費者物価指数(消費税調整済)は日本銀行の時系列データを用いた。片岡ら²⁵⁾における消費者物価指数モデルと同様に、民間最終消費支出デフレータならびに短期金利を変数とした。消費者物価指数(消費税調整済)は 1990 年以降のデータであるため、本モデルの推定は 1990～2018 年度の期間で行った。推定式を式(20)に、推定結果を表-22 に示す。

$$ETCPI_t = c_0 + c_1(P_{-1t}) + c_2(RCD_t) \quad (20)$$

ETCPI : 消費者物価指数(消費税調整済)

P₋₁ : 民間最終消費支出デフレータ RCD : 短期金利

表-22 消費者物価指数(消費税調整済)の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
定数項	7.16 *10 ¹	15.5	<.01 ***
P _{-1t}	2.73 *10 ¹	4.42	<.01 ***
RCD _t	-2.84 *10 ²	3.40	<.01 ***

(自由度調整済み) R² = 0.655 D.W. = 0.486 n = 29
 * : 10% 有意, ** : 5% 有意, *** : 1% 有意

4. シミュレーション

(1) ファイナルテスト

モデルの現況再現性を確認するため、1990 年度から 2018 年度の期間についてファイナルテストを行う。テストの結果は各年次の実績値と推計値の平均絶対誤差率(MAPE : Mean Absolute Percentage Error, 以下 MAPE と記す)で評価する。MAPE は式(21)で定義されるように、実測値に対する誤差の大きさをパーセンテージで表現したものであり、値が小さいほどモデルの当てはまりがよいことを意味する。期間中の MAPE は実質 GDP で 3.94%、名目 GDP で 6.77% となった。先行研究にあたる樋野ら²⁸⁾の実質 GDP、名目 GDP の MAPE はそれぞれ 3.1%、3.2% であるため、名目 GDP の MAPE が悪化している点が確認された。しかし、名目 GDP の MAPE が 5% を越える場合でも長期推計が行われた先行事例⁴⁹⁾があることや、誤差に発散傾向がみられないことから、中長期の推計に堪えるものと判断した。

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{a_t - f_t}{a_t} \right| \quad (21)$$

a : 実測値 f : 予測値

(2) 消費税・法人税の税率変化による経済影響

前章で構築したバックワードルッキング型の需要先行モデルを用いたシミュレーションを行う。2021～2025 年度のシミュレーションを行うことで、本モデルにおける消費税率の引き下げ(1%)ならびに法人税率の引き上げ(1%)が経済に与える影響について紹介する。また、消費税、法人税における税率変動が消費に与える影響について、その波及経路を考察する。外生変数である米国 GDP、中国 GDP については 2019 年度まで実績値を入力し、その後の成長率については COVID-19 による世界経済の減速を考慮し、それぞれ 1.05%、3.05% を適用した。この値は日本経済研究センターモデルにおける 2020 年度以降の米国 GDP、中国 GDP 成長率を 50% にしたものである。我が国の将来人口は、国立社会保障・人口問題研究所の将来推計人口を用いた。政府支出については、樋野ら²⁸⁾を参考に年平均 1.9% 増のトレンドを反映した。公的資本形成については、2020 年度以降は 2011～2019 年度の平均値である 25.8 兆円で一定とした。2019 年度の消費税率については、上半期 8%、下半期 10% の平均値である 9% を採用した。

図-3 に消費減税の消費への波及経路、表-23 に消費税率を 1% 引き下げた場合の各種経済変数の乖離率(現況値一定との比較)を示す。消費税率を下げた場合には、消費が大幅に上昇する結果となった。消費税率が 1% 下がった場合には、消費者物価が初年度 0.65% 程度下落することにより、実質可処分所得が上昇し、政府赤字の拡大による民間金融資産の増加を通じて国内需要が喚起される。また、消費者物価の下落は実質賃金の上昇(初年度 0.78%)に波及し、労働力人口の増加や、2022 年度以降の消費支出デフレータの上昇に影響する。消費支出デフレータの上昇は名目賃金の上昇を促し、消費者物価が 2022 年度以降緩やかに回復する段階に入っても、実質賃金は上昇し続ける。また、名目賃金は雇用者報酬を通して可処分所得に波及し、民間消費の拡大を促す。名目 GDP は 0.52～1.62% 増加し、実質 GDP は 0.72～1.31% 増加する。

次に、法人税率の引き上げ(1%)が経済に与える影響について紹介する。図-4 に消費減税の消費への波及経路、表-24 に消費税率を 1% 引き下げた場合の各種経済変数の乖離率(現況値一定との比較)を示す。法人税率を下げた場合には、消費の増加が促される結果となった。法人増税は税収を 0.89～0.93% 程度増加させることから、消費に対しての一定の低下圧力をもたらす。一方で、法人増税によって名目賃金が 0.28～0.36% 増加することにより、実質可処分所得は 0.34～0.44% 増加し、消費の拡大を促す。結果として、実質可処分所得の増加がより消費へのプラス効果がより強く生じる結果となり、名目 GDP は 0.23～0.32% 増加し、実質 GDP は 0.15～0.19% 増加する。

表-23 消費税率引き下げの影響(-1%)

	2021年度	2022年度	2023年度	2024年度
名目国内総生産	0.52	0.90	1.29	1.62
(10億円)	2995.6	5137.7	7356.3	9265.5
実質国内総生産	0.72	0.95	1.17	1.31
(10億円)	3694.9	4864.2	5959.9	6654.9
実質民間最終消費	1.35	1.65	1.94	2.12
(10億円)	3890.8	4711.3	5513.7	5993.8
実質民間住宅投資	2.12	2.84	3.67	4.30
(10億円)	293.3	374.9	463.5	521.8
実質民間企業設備	-0.45	0.15	0.66	1.08
(10億円)	-326.6	108.7	473.7	764.4
実質財サービス輸出	-0.03	-0.03	-0.02	0.02
(10億円)	-23.9	-29.4	-16.6	13.8
実質財サービス輸入	0.15	0.31	0.49	0.67
(10億円)	134.2	289.1	459.4	628.0
税金	-0.50	-0.24	0.03	0.29
(10億円)	-462.2	-218.7	28.5	268.3
民間最終消費支出デフレーター	-0.10	0.07	0.27	0.50
	-0.001	0.001	0.003	0.005
国内企業物価指数	-0.61	-0.52	-0.41	-0.29
(2010=100)	-0.601	-0.508	-0.401	-0.285
消費者物価指数	-0.64	-0.61	-0.58	-0.54
(2015=100)	-0.654	-0.623	-0.589	-0.556
名目賃金	0.13	0.34	0.57	0.73
(円)	413.5	1069.7	1812.6	2345.2
実質賃金	0.78	0.95	1.15	1.28
(円)	2403.5	2965.0	3601.5	4034.1
労働力人口	0.28	0.34	0.42	0.47
(万人)	178.4	220.1	267.3	299.4
実質可処分所得	0.48	0.74	1.03	1.23
(10億円)	1433.9	2198.6	3028.9	3604.4
失業率	-0.98	-1.91	-2.82	-3.61
(%)	-0.052	-0.104	-0.158	-0.207

※上段は現況値一定の場合との乖離率(%), 下段は乖離差

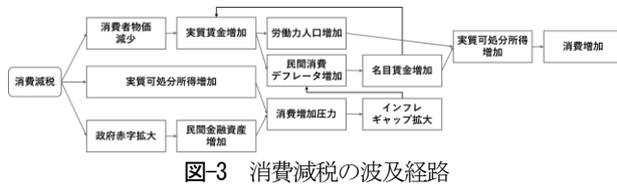


図-3 消費減税の波及経路

表-24 法人税率引き上げの影響(+1%)

	2021年度	2022年度	2023年度	2024年度
名目国内総生産	0.23	0.26	0.30	0.32
(10億円)	1304.5	1512.6	1693.6	1829.1
実質国内総生産	0.19	0.19	0.17	0.15
(10億円)	1000.2	961.5	883.7	754.0
実質民間最終消費	0.30	0.27	0.23	0.17
(10億円)	856.0	758.4	640.3	480.8
実質民間住宅投資	0.84	0.97	1.09	1.17
(10億円)	115.8	127.9	137.7	142.2
実質民間企業設備	0.10	0.19	0.25	0.30
(10億円)	76.1	137.0	181.5	210.2
実質財サービス輸出	0.00	0.01	0.02	0.03
(10億円)	1.1	6.3	14.6	24.9
実質財サービス輸入	0.04	0.07	0.10	0.11
(10億円)	36.9	66.6	88.8	103.0
税金	0.89	0.90	0.91	0.93
(10億円)	818.0	826.2	836.1	852.4
民間最終消費支出デフレーター	0.05	0.10	0.16	0.21
	0.001	0.001	0.002	0.002
国内企業物価指数	0.03	0.05	0.08	0.11
(2010=100)	0.025	0.051	0.079	0.107
消費者物価指数	0.01	0.02	0.03	0.03
(2015=100)	0.015	0.021	0.027	0.033
名目賃金	0.28	0.31	0.34	0.36
(円)	892.8	992.5	1098.2	1166.7
実質賃金	0.27	0.29	0.32	0.33
(円)	827.3	906.9	990.6	1037.8
労働力人口	0.09	0.10	0.11	0.12
(万人)	61.4	67.3	73.5	77.0
実質可処分所得	0.34	0.38	0.42	0.44
(10億円)	1017.4	1140.1	1242.8	1300.5
失業率	-0.22	-0.36	-0.41	-0.39
(%)	-0.012	-0.019	-0.023	-0.022

※上段は現況値一定の場合との乖離率(%), 下段は乖離差

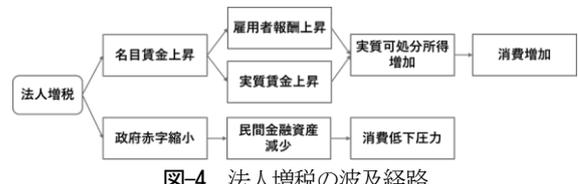


図-4 法人増税の波及経路

5. 結論と今後の課題

前章まででは、税率変動による経済・財政への影響や、税率変動ならびに交通インフラ整備による経済・財政への効果の推計が可能なモデルを構築すべく、MasRAC を改善し、改善したモデルによるシミュレーションを行った。具体的には、まず税率を外生的に操作可能とするため、消費税、法人税、所得税の基幹3税を内生化した。それらの経済・財政への波及経路を構築した。また、構築したモデルを用いて、消費税率、法人税率を外生的に操作した際の主要変数の挙動を確認し、消費に対する影響を考察した。シミュレーションの結果、消費税の減税は消費の増加を強く促す可能性が示唆された。また、法人税の増税は消費税と比較して劣るものの、消費の増加に波及する可能性が示唆された。

今回はモデルの構築を主な研究対象とし、従来の

MasRAC に対して行った改善について紹介した。今後は、交通インフラ投資と税率変動を組み合わせたケースをいくつか設定し、それらを用いた長期的なシミュレーションを行うことで、交通インフラ投資によるより正確な財政効果の算出や、税率と交通インフラ投資を一体的に操作した際の経済・財政の挙動を分析する必要があると考える。

また、4章におけるファイナルテストの結果をみると、特に名目 GDP においては実績値と推計値の差がやや目立つ結果となった。この結果については、変動が大きく、乖離が発生しやすい輸出入関連モデルなどの出力が一部影響している可能性が考えられる。輸出入関数については、ダミー変数の使用などを検討することで、精度の改善を図る必要があると考える。次に、名目賃金モデルで使用した星野³⁸⁾の仮説についてであるが、法人増税が賃

上げに波及するメカニズムについて、定量的見地から検討している研究は発見できなかった。今後は星野の仮説に係る定量的な分析を行い、仮説を裏付ける根拠を提示することが重要な課題の一つである。

参考文献

- 1) 内閣府：安倍内閣の経済財政政策，内閣府ホームページ，<https://www5.cao.go.jp/keizai1/abonomics/abonomics.html>，(2021-3-3 参照)
- 2) 税経新人会全国協議会：憲法と消費税，http://www.zsk.ne.jp/zeikei546/ronbun_b.html，(2021-3-3 参照)
- 3) 藤井聡：「10%消費増税」が日本経済を破壊する。晶文社，2018。
- 4) 入江啓彰：日本経済財政中期モデルの開発：財政の持続可能性のシミュレーション分析，KISER Discussion Paper Series No.22，2011。
- 5) 内閣府：中長期の経済財政に関する試算，内閣府ホームページ，<https://www5.cao.go.jp/keizai2/keizai-syakai/shisan.html>，(2021-3-3 参照)
- 6) 全国新幹線整備鉄道整備法(昭和45年5月18日法律第71号)。
- 7) 田中皓介，中野剛志，藤井聡：公共政策に関する大手新聞社説の論調についての定量的物語分析，土木学会論文集 D3，Vol.69，No5，I_353-I_361，2013。
- 8) 国土交通省，“公共事業関係費の推移”，<https://www.mlit.go.jp/page/content/001324441.pdf>，(2021-3-3 参照)。
- 9) 藤井聡：改訂版 土木計画学，学芸出版社，2018。
- 10) 根津佳樹，藤井聡：交通インフラ投資によるマクロ経済への影響分析のためのシミュレーションモデル MasRAC の構築，科学・技術研究会，5 巻 2 号，pp.185-195，2016。
- 11) 吉田和男，霧島和孝：供給側モデルによる財政・経済シミュレーション—財政改革、インフレ・デフレのシミュレーション—，フィナンシャルレビュー No.43，財務省財務総合政策研究所，1997。
- 12) 加藤久和：マクロ経済、財政および社会保障の長期展望，季刊社会保障研究 Vol.37，2001。
- 13) 北浦修敏：マクロ経済のシミュレーション分析—財政再建と持続的成長の研究，京都大学学術出版会，2009。
- 14) 酒巻哲朗：1980年代以降の GDP ギャップと潜在成長率について，内閣府経済社会総合研究所，「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策」，第1巻「マクロ経済と産業構造」，2009。
- 15) 内閣府計量分析室：経済財政モデル(2018年度版)資料集，2018。
- 16) 長谷川公一，堀雅博，鈴木智之：高齢化・社会保障負担とマクロ経済—日本経済中長期展望モデル(Mark I)によるシミュレーション分析—，内閣府経済社会総合研究所，2004。
- 17) 林田元就，間瀬貴之，杉本良平，電中研マクロ計量モデル 2012-財政変数の変化と震災後の節電量の推定—，電力中央研究所，2012。
- 18) 内閣府：税制調査会調査分析部会資料(2007年4月23日)，<https://www.cao.go.jp/zei-cho/history/1996-2009/gijiroku/cho-bun/2007/pdf/k8t3kai2.pdf>，(2021-3-3 参照)。
- 19) 田中皓介，池端菜摘，宮澤拓也，宮川愛由，藤井聡：マクロ経済シミュレーションモデルにおける均衡輸出入概念の導入妥当性についての検証，土木学会論文集 F4，Vol. 72，No. 4，I_33-I_42，2016。
- 20) Lucas, Robert : “Econometric Policy Evaluation: A Critique” . In Brunner, K.; Meltzer, A.. The Phillips Curve and Labor Markets. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 1. New York: American Elsevier. pp. 19-46. ISBN 0-444-11007-0 , 1976.
- 21) 浜田浩児，堀雅博，花垣貴司，横山瑠璃子，亀田泰佑，岩本光一郎：短期日本経済マクロ計量モデル(2015年版)の構造と乗数分析，内閣府，ESRI Discussion Paper Series No.314，2015。
- 22) 石川大輔，北浦修敏，上田淳二，中川真太郎：フォワード型マクロ経済モデルの構造とシミュレーション結果，財務省財務総合政策研究所，“フィナンシャル・レビュー”平成22年第2号，2010。
- 23) 藤井聡：土木計画のための社会的行動理論—態度追従型計画から態度変容型計画へ—，土木学会論文集，No. 688/IV-53，pp. 19-35，2001。
- 24) 内閣府計量分析室：“「経済財政モデル」について”，<https://www5.cao.go.jp/keizai3/econome/haihusiryu21.pdf>，(2021-3-3 参照)。
- 25) 片岡将，柳川篤志，田中皓介，川端佑一郎，藤井聡：全国新幹線整備が国土構造と国民経済にもたらす影響の計量分析，土木計画学研究・論文集，Vol.75,No5，2019。
- 26) 上田大貴，片岡将，柳川篤志，川端祐一郎，藤井聡：既存高速道路のマクロ経済及び人口分布に対する整備効果に関する研究，交通工学論文集，第5巻，第2号(特集号A)，pp.A_275-A_284，2019。
- 27) 門間俊幸，佐藤啓輔，小池淳司，中野剛志，藤井聡：現下の経済動向を踏まえた公共投資効果に関する基礎的研究，土木学会論文集 F4，Vol67，No4,I_327-I_338，2011。
- 28) 樋野誠一，門間俊幸，小池淳司，中野剛志，藤井聡：インフレ・デフレ状況を内生化したケインズモデルによる公共投資効果の分析，土木学会論文集 F4，Vol.68，No4,I_21-I_32，2012。
- 29) 藤井聡：プライマリーバランス亡国論，育鵬社，2017。
- 30) 醍醐聰：消費税増税に頼らない社会保障財源の提案(下)，日本文化厚生農業協同組合連合会，2017
- 31) ニッセイ基礎研究所，“まるわかり“内部留保問題” —内部留保の分析と課題解決に向けた考察—”，<https://www.nli-research.co.jp/report/detail/id=59022?site=nli>，(2021-3-3 参照)。
- 32) 橋本恭之，吳善充：税収の将来推計，産業経済研究所，2008。
- 33) 日本経済研究センター：マクロモデルによる分析，2009，<https://www.kantei.go.jp/jp/singi/tikyuu/kaisai/dai06tyuuki/siryuu/2/8.pdf>，(2021-3-3 参照)。
- 34) 財務省：法人課税に関する基本的な資料，https://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/corporation/c01.htm，(2021-3-3 参照)。
- 35) 中村洋一：GDP 統計を知る 大きく変わった国民経

- 済計算, 一般財団法人 日本統計協会, 2017.
- 36) 内閣府: 東アジアリンクモデルの構築とシミュレーション分析, 経済分析第 164 号, 2002.
- 37) 片岡将: 高速道路の新規整備が国民経済と国土構造にもたらす影響の計量分析, 京都大学工学部卒業論文(未公開), 2018.
- 38) 星野卓也: 日本 ~ 法人減税は賃上げを促進するか ~, 第一生命経済レポート, 2016, http://group.dai-ichi-life.co.jp/dlri/monthly/pdf/1601_5.pdf, (2021-3-3 参照).
- 39) エマニュエル・サエズ, ガブリエル・ズックマン: つくられた格差 不公平税制が生んだ所得の不平等, 光文社, 2020.
- 40) 日本経済団体連合会: ”平成 25 年度税制改正に関する提言”, <https://www.keidanren.or.jp/policy/2012/069.html>, (2021-3-3 参照).
- 41) 田中駿也: 法人税が企業の海外移転・進出に及ぼす影響に関する研究, 京都大学工学部卒業論文(未公開), 2020.
- 42) 山田昌弘: 底辺への競争—格差社会ニッポンの末路, 朝日新聞出版, 2017.
- 43) 中島厚志: 消費税率引き上げは賃金の着実な底上げの好機, 経済産業研究所, <https://www.rieti.go.jp/users/nakajima-atsumi/serial/011.html>, (2021-3-3 参照).
- 44) 福山光博, 及川景太, 吉原正淑, 中園善行: 国内外におけるマクロ計量モデルと MEAD-RIETI モデルの試み, 経済産業研究所, 2010.
- 45) 服部恒明, 星野優子, 若林雅代: 中期経済社会・エネルギー展望 '95, 電力中央研究所, 1995.

(Received March 7, 2021)

An Attempt to Predict Macroeconomic Effects by Tax Rate Variations Using the Macroeconomic Measurement Model MasRAC

Shunya SUZUKI, Yuichiro KAWABATA and Satoshi FUJII

MasRAC which is a model system capable of comprehensively evaluating effects brought about by improvement of traffic infrastructure was improved in order to enable integrated future prediction on traffic infrastructure investment and tax rate fluctuation, and to construct a model capable of more accurate tax revenue evaluation. In order to make the tax rate exogenously operable, three main taxes of consumption tax, corporation tax, and income tax were endogenously generated, and their propagation route to economy and finance was constructed. And, using the constructed model, the behavior of main variable in exogenous manipulation of consumption tax rate and corporation tax rate was confirmed, and the effect on the consumption was examined. As a result, it was suggested that the reduction of the consumption tax strongly promoted the increase of consumption, and the increase of the corporation tax was inferior to the consumption tax, but it might affect the increase of consumption.