

3 日本における非ケインズ効果の発生可能性

亀田啓悟

要 旨

わが国では1992年以降、バブル崩壊に対応するため事業規模で160兆円を超える景気対策がなされてきた。しかし、90年代後半になっても一向に景気は回復せず、その結果、1999年には対GDP比で見てOECD諸国随一の債務大国となった。財政再建の重要性もクローズアップされるようになり、政府は景気の回復と財政再建の両立というより難しい経済運営を求められてきた。

このような複雑な経済状況において、「非ケインズ効果 (Non-Keynesian Effect)」の存在が注目を集めるようになった。非ケインズ効果とは、その名のとおり、緊縮的な財政運営が総需要を拡大させる効果のことである。その存在はGiavazzi and Pagano[1990]のケーススタディにより広く知られるところとなり、わが国でも中里[2002]、小林・小巻[2003]、伊藤・渡辺[2004]、竹田・小巻・矢嶋[2005]、Kinari and Shibamoto[2007]、亀田[2008]といった研究が存在する。

本稿では海外の先行研究をサーベイした後、上記の国内先行研究を比較し、わが国での非ケインズ効果の発生可能性を検討した。その結果は以下の3点に要約できる。第1に「財政再建を進めるにあたって景気後退は生じない

か」という問いに対して、中里[2002]、小林・小巻[2003]、亀田[2008]は大規模財政再建時に家計が消費を拡大することを確認している。この存在に否定的な竹田・小巻・矢嶋[2005]では財政再建をより緩やかに定義しており、これは小規模な財政再建では非ケインズ効果が発生する可能性がないことを示している。よって、中曽根内閣や小泉内閣のような大規模な財政再建を行えば民間消費に対する非ケインズ効果が発生すると考えられる。

第2に、1990年代後半の財政拡張の効果を非ケインズ効果が減殺したとの意見があるが、この点に関する先行研究は、財政状況を①財政収支の「変化」で定義したものと、②公的債務や財政収支の「レベル」で定義したものに分けることができる。ここで①の定義を利用した先行研究（伊藤・渡辺[2004]、亀田[2008]）を比較すると、両者の結果は一致しないものの、非ケインズ効果に肯定的な伊藤・渡辺[2004]の財政拡張の定義は、否定的な亀田[2008]より厳しい。よって少なくとも緩やかな財政拡大では非ケインズ効果が発生する可能性は低いと考えられる。

第3に②の定義を利用した分析のうち、小林・小巻[2003]、Kinari and Shibamoto[2007]は財政の悪状況（高公的債務・高財政赤字）が非ケインズ効果を招くと主張しているが、その他の研究は否定的である。ここで、小林・小巻[2003]、Kinari and Shibamoto[2007]は分析の際にやや特殊な仮定を利用していることに配慮すると「財政赤字・公的債務が高水準であるというだけでケインズ効果が減殺されることはない」と考えられる。

本稿は亀田[2007,2008]を大幅に加筆・修正したものである。本稿の作成に当たり、内閣府経済社会総合研究所で行われた研究報告会で頂戴したコメントは非常に有益であった。井堀利宏座長および参加された諸先生方に記して感謝申し上げます。なお亀田[2007,2008]は科学研究費補助金（課題番号 19730234）の助成を受けている。

1 はじめに

わが国では1992年以降、バブル崩壊に対応するため事業規模で見て160兆円を超える景気対策がなされてきた¹⁾。これは伝統的な総需要管理の考え方に則り、財政支出の拡大・減税が総需要の喚起を通じてGDPを拡大させると考えられたためである。

しかし、90年代後半になっても一向に景気は回復しなかった。その一方で公的債務は急速な増加を続け、1999年には対GDP比で見てOECD諸国随一の債務大国となった²⁾。その結果、財政再建の重要性がクローズアップされるようになり、政府は景気の回復と財政再建の両立というより難しい経済運営を求められるようになった。

このような複雑な経済状況において、「非ケインズ効果 (Non-Keynesian Effect)」の存在が注目を集めている。非ケインズ効果とは、その名のとおり、緊縮的な財政運営が総需要を拡大させる効果のことである³⁾。その存在は1980年代後半からヨーロッパを中心に議論され (Fels and Froehlich[1986]等)、Giavazzi and Pagano[1990]によるデンマークとアイルランドに関するケーススタディにより広く知られるところとなった。その後、Giavazzi and Pagano[1996]、Giavazzi, Jappelli, and Pagano[1998,2000]、Perotti[1999]、Hjelm[2002]、Alesina *et al.* [2002]、Giavazzi, *et al.* [2005]等がOECD等の多国間パネルデータによる実証研究を行っている。

わが国においては、非ケインズ効果は2つの側面から議論されてきた。1つ目の側面は、「今後財政再建を進めるにあたって景気後退は生じないか」

1) 2002年12月までの合計。詳しくは中尾[2002]参照。

2) OECD Economic Outlook Database (2007, December) の Gross Government Debt, % GDP による。

3) 拡大的財政政策の消費抑制効果も含まれる。

という不安の裏側にある非ケインズ効果待望論である。もしデンマークやアイルランドのように財政再建が景気回復にも貢献するのなら、財政再建は「二兎」を得るものとなる。もう1つは「ケインズ政策の有効性は非ケインズ効果によって減殺されたのか？」という乗数低下論の根拠としての側面である。乗数低下論の根拠にはさまざまな原因が考えられるが⁴⁾、非ケインズ効果をその原因にあげる研究は数多い⁵⁾。

こうした流れのなかで、わが国でも徐々にではあるが、非ケインズ効果の有無そのものに焦点をあてた実証研究の蓄積が進んできた(中里[2002], 小林・小巻[2003], 伊藤・渡辺[2004], 竹田・小巻・矢嶋[2005], Kinari and Shibamoto[2007], 亀田[2008])。しかし、残念ながらその結論はさまざまであり、わが国で非ケインズ効果が発生するか否かを判断するには、分析手法やデータを含めた詳細な比較検討が必要である。本稿では国内外の理論研究・実証研究をサーベイし、わが国における非ケインズ効果の発生可能性を検討することにした。

ところで、先行研究を見ると「非ケインズ効果」あるいは「非ケインズ効果研究」という用語定義にはまだあいまいさが残っている。そこで本稿では、非ケインズ効果を「財政運営の民間主体の将来期待を変化させることにより、現在の民間需要をケインズ経済学の予想と逆向きに変化させる効果」と定義し、Alesina and Perotti[1995,1996]等の財政改革の成功要因に関するイベントスタディはサーベイの対象としないことにする⁶⁾。ただし、これらの研究は非ケインズ効果と密接な関係があるため、次節で簡単に触れることにしたい。

国内先行研究のサーベイ結果をまとめると以下のとおりである。第1に、財政再建の規模が十分大きければ非ケインズ効果の発生により景気悪化は抑制できる可能性があることが示唆された。第2に、財政拡大の規模が大きい

4) 貞廣[2005]に詳しい。なお吉野・嘉治・亀田[1998], 吉野・亀田[1999]は伝統的なマクロ計量モデルを用いて分析しても乗数は低下していることを確認している。

5) 絹川[2000], 田中・北野[2002], 川出・伊藤・中里[2004]等のVARマクロモデルを用いた研究でも、福田・計[2002]のイベントスタディを用いた研究でも非ケインズ効果がケインズ効果低下の原因として指摘されている。なお、VARマクロモデルについては中里[2005]のサーベイが秀逸である。

6) 竹田・小巻・矢嶋[2005]ではAlesina and Perotti[1996a]等も含めて非ケインズ効果研究としている。

と、非ケインズ効果が発生しケインズ政策の有効性が低下する可能性があることが示された。第3に、財政が悪化した状態（高水準の財政赤字・公的債務が観察される時点）での財政拡大が非ケインズ効果を発生させるとの見解に対しては、多くの先行研究が否定的な見解を示していることが確認された。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で非ケインズ効果の理論分析を、第3節で代表的な海外の実証分析を紹介し、比較検討を行う。第4節で国内の先行研究をまとめ、そこから示唆されるわが国での非ケインズ効果についてまとめる。第5節は結論である。

2 非ケインズ効果の発生条件

本節では、非ケインズ効果研究の嚆矢である Giavazzi and Pagano[1990] について簡単に触れた後、90年代に積極的に行われた非ケインズ効果の理論分析をサーベイし、非ケインズ効果の発生条件を検討する。その後、ときとして非ケインズ効果研究の一部とも見なされる「財政再建の成功条件」に関する研究にも触れ、この研究と非ケインズ効果研究との関連を説明する。

2.1 非ケインズ効果研究の嚆矢——Giavazzi and Pagano[1990]

1980年代のヨーロッパでは、財政再建のもたらす影響について2つの意見が存在していた。1つは財政再建は民間需要を減少させるとする考え方であり、伝統的なケインズ経済学に従うものである。もう一方は、新古典派の考え方に立脚するもので、財政再建は民間主体の期待税負担を減少させ現在の需要も増加させるとするものである。Giavazzi and Pagano[1990]はどちらの見方が適切であるかを判断するには実証分析に拠るしかないとし、民間消費と政府消費が明らかな負の関係を示したデンマークとアイルランドの財政再建を例として分析を行った。具体的には Hayashi[1982]の消費関数を公的債務の影響と他の資産の影響を分離できるように再定式化し、両国の消費関数を推計した。そして、まずデンマークについて財政再建を行った84-87年の外挿シミュレーション（Out-of-Sample Dynamic Simulation）を実施し、1985年以降大幅な予測誤差が発生することを発見した。Hayashi[1982]の消費関数は実質金利変化や実質資産効果などのケインズ的な要素を包含したも

のであるので、この予測誤差の存在はケインズ経済学では解釈できない。このことから Giavazzi and Pagano[1990]はデンマークの84年からの財政再建においては非ケインズ効果が発生したと主張した。また同様の現象は1988年のアイルランドでも発見され、やはり非ケインズ効果が発生したと主張した。

2.2 非ケインズ効果の理論的基礎

Giavazzi and Pagano[1990]以後、非ケインズ効果の理論的基礎の探求と、非ケインズ効果の一般性（デンマーク・アイルランド以外でも存在するか）に関する研究が進んだ。本節では、まず前者のサーベイを行い、理論的に導出される非ケインズ効果の発生条件をまとめ、後者については次節で述べることにする。なお、非ケインズ効果研究のほとんどは財政変化の民間消費に対する影響を対象としており、対民間投資の影響の分析を目的とした理論研究は存在しない⁷⁾。よって以下に紹介する先行理論研究は、財政変化と民間消費の関係を扱ったもののみとなることをあらかじめ断っておく。

図表3-1は財政政策と民間消費の関係に関する理論分析の結果をまとめたものである。先述のとおり、伝統的なケインズ経済学においては財政支出の増加および減税は消費を増加させる。一方、無限期間の最適化を前提とした教科書的な新古典派モデルでは、財政支出の拡大はそれと同額の民間消費の減少を誘発し、国債の増発による減税はリカードの中立命題により民間消費に何の影響も与えない。ただし、後に説明するように、課税がDistortionalな場合には課税が民間消費を増加させることもありうる。最後に有限期間の最適化を前提とする世代重複モデル(Blanchard[1985])でも財政支出の拡大は民間消費を減少させるが、その財政負担のすべてが現役世代に降りかかるわけではないので、消費は財政支出額ほど減少しない。また国債の増発による減税も、国債の返済負担の一部を将来世代に転化できることからリカードの中立命題は成立せず、ゆえに民間消費を拡大させることになる。

7) 財政変化の民間投資に対する実証分析として Alesina *et al.*[2002]があるが、分析に利用している理論的基礎は Finn[1998]などのリアルビジネスサイクル研究に依拠している。なお、Alesina *et al.*[2002]ではRBCの理論だけで非ケインズ効果の存在は説明可能であり、特別な理論は必要ないと述べている。

図表 3-1 財政政策が民間消費に与える効果

	財政支出の拡大	減 税
IS-LM	+	+
新古典派 (Infinite Horizon)	-	0
新古典派 (Infinite Horizon + α (Distortional Tax))	-	-
世代重複モデル (Blanchard [1985], Finite Horizon)	-	+
Bertora and Drazen [1993]	財政支出対 GDP 比に依存 (低いときは+, 高くなると-)	/
Sutherland [1997]	/	公的債務対 GDP 比に依存 (低いときは+, 高くなると-)
Perotti [1999]	公的債務に依存 (低いときは+, 高くなると-)	公的債務に依存 (低いときは+, 高くなると-)

これらの理論的基礎を鑑みると、Giavazzi and Pagano [1990]の研究結果は何らかの条件のもとで、財政政策の効果がケインズ的な状況から新古典派的な状況に変化することを主張している。このとき最初に思いつく条件は、新古典派の条件が整うこと、つまり財政政策がこれまでと非連続的に異なり、かつ恒久的なものだと認識されることであろう。よってその財政スタンスの変化は大規模 (Sizable, large, sharp) で恒久的 (Persistent, protracted) でなければならない。しかし、これらの条件は新古典派的な帰結を生む必要条件を示しただけであり、なぜケインズ的な世界から新古典派的な世界に非線形的な変化を示すかを説明できていない。以下、この問題に対する取り組みとして、財政支出面で Bertola and Drazen [1993]と Perotti [1999]を、課税面で Sutherland [1997]と Perotti [1999]を紹介する⁸⁾。

財政支出と民間消費の関係 (Bertola and Drazen [1993], Perotti [1999])

Bertola and Drazen [1993]は、GDP 一定、小国開放経済、家計の無限期間最適化の枠組みのなかで、財政支出が正の趨勢をもちつつ確率的に変化し、財政再建が非連続的に行われるモデルを構築した。

財政再建は以下の2パターンで実行される。第1に、財政支出があるレベル g^* に達したとき、確率 p で財政再建が実行され財政支出は g に縮小する。

8) 以下の記述の一部は亀田 [2004]に依拠している。

第2に、第1のパターンが実行されないとき、この財政再建確率は p から0に改定され、財政支出が再び g^* に達しても、財政再建が実行されない。しかし、財政支出が g^* より大きな値 G に達したとき、確率1で財政再建が実行され、財政支出は g に縮小する。

以上の設定の下で、財政が改善したときに財政支出を急拡大させるような(逆の意味の)財政「再建」はないと仮定すると、財政支出の増加は、最初、財政支出の期待割引現在価値(以後、期待税負担と呼ぶ)を増加させるが、ある値を超えると財政再建期待の高まりから逆に期待税負担を低下させることになる。よって、財政支出の拡大は、その規模が小さいときに消費をクラウドアウトさせ、大きいときにクラウドインさせることになる。

さて、このフレームワークのなかで、非ケインズ効果はどのように説明されるのだろうか？ もし財政再建が実行され再建後の財政支出 g が十分小さければ、消費はもとの水準より増加し、非ケインズ効果が発生する。これは、財政支出の削減が家計の期待恒常所得を増加させ、現在の消費を増加させるためである。しかし、このときに財政再建がなされなければ、財政再建確率が0に変化し期待税負担が急増する。よって、期待恒常所得は急落し消費の急減が直ちに生じることになる。

以上より、財政再建の実行に関する不確実性をモデルに導入すると、その財政再建に成功すれば非ケインズ効果が発生し、失敗すると消費の急減が生じる現象を説明することができる。

一方、Perotti[1999]は、① Distortional な課税が実施されている、②民間より政府の方が将来を割り引いており、初期状態は課税平準化からはほど遠い状態にある、③貸借が自由な個人と借入制約下にある個人が共存している、④財政支出はケインズ的な乗数効果をもつ、の4つを想定のもとで政府の財政支出ショックと課税ショックを含むオイラー方程式を導出し、そのパラメータの正負が将来税負担の期待割引現在価値と政府の割引率によって変化することを示した。以下、財政支出ショックと消費の関係をまとめる。

わずか3期で構成されるこのモデルでは、0期を期待形成時点とし、1期と2期の効用和を最大にする消費者が想定される。1期における予想外の財政支出＝財政支出ショックは、乗数効果により予期せざる所得の増加を生み出し、1期の消費を増加させる。しかし、貸借自由な消費者は、この財政支

出による第2期での課税およびそれにともなう厚生損失を予想して貯蓄を増加させる。よって、公的債務が大きく厚生損失効果が乗数効果を上回る時、財政ショックは総消費に負の影響を与えることになる。

減税と民間消費の関係 (Sutherland[1997], Perotti[1999])

Sutherland[1997]は、Blanchard[1985]の小国開放世代重複モデルのなかで、ランダムな変化を示すものの右上がりの傾向を示す公的債務を設定し、債務水準が低いときにはケインズ効果が、外生的に設定される閾値に公的債務水準が接近すると非ケインズ効果が発生するモデルを構築した。ここでは所得・経常収支に加え財政支出も一定と仮定され、ケインズ効果は家計部門からのトランスファーの縮小=減税による現在世代消費の拡大と定義される。このモデルのエッセンスは以下の2点である。

第1に、現在世代の消費は期待税負担に依存する。すなわち、現在世代は自らの生存中にどの程度の税負担が課されるかを予想しながら消費を決定している。なお、ここでは世代重複モデルを採用しているため、政府は現在の債務を将来世代に転嫁することができ、公的債務と現在世代の期待税負担が異なることに注意すべきである。

第2に、財政再建は、①公的債務が上限Uに達したとき、現在価値でTとなる規模の増税を実施、②公的債務が下限Lに達したとき、同額Tの減税を実施、のいずれかの形態をとると仮定される。ここで説明のために、公的債務がプラスで、家計部門が将来、税を負担しなくてはならないケースを想定する。もし公的債務が小さければ財政再建が自分の生涯中に実施されるとは予想しないので、(公的債務があっても)現役世代の期待税負担はほぼ0である。逆に、もし公的債務が十分にUに近ければ、自分の生存中に財政再建が実施されると考えるので、期待税負担は大きなものとなる。よって期待税負担は公的債務の増加関数として表現されることになる。

以上の設定のもとで、減税はいかなる効果をもつのだろうか？ 減税は、現在世代の所得を増加させるとともに、公的債務の増加により期待税負担も拡大させる。しかし、もし現在の公的債務が小さければ、現在世代は自分の生涯中に財政再建がなされないと予想し期待税負担をほとんど増加させない。よって後者の影響はoffsetされ減税はケインズ効果をもたらすことになる。

逆にもし公的債務が大きければ、現役世代は自分の生涯中に財政再建が実施されると考える。よって減税による公的債務の増加は現在世代の消費を減少させ、非ケインズ効果が発生することになる。

さて Sutherland[1997]は財政再建確率に非ケインズ効果の原因を帰したが、先に説明した Perotti[1999]はその原因を税の超過負担 (Distortion) に求める。Perotti[1999]のモデルで財政支出を一定と考えれば、第1期における課税ショック (増税) は第2期における逆向きの課税ショック (減税) を発生させる。ここでは課税は Distortional であり、右上がりの増税を予想しているのであるから、税の限界的な期待厚生損失は第1期より第2期の方が大きい。よって、貸借自由な消費者にとって第1期の増税は期待厚生損失の減少を意味することになる。しかし、借入制約下にある消費者にとっては増税は単なる増税でしかない。よって貸借自由な消費者による消費の増加が、借入制約下の消費者の消費の減少を上回るとき、課税は総消費を増加させ、非ケインズ効果をもつことになる。

2.3 関連する研究分野

本節の目的はあくまで「非ケインズ効果の発生条件」をまとめることにあがるが、これと密接に関係する「財政再建の成功条件」を課題とする一連の研究が存在する。ここでは Giavazzi, Jappelli, and Pagano[1998,2000]を参考にこれら2種類の研究の関連を述べた上で、これらの研究が「非ケインズ効果の発生条件」に与えるインプリケーションをまとめておく。

Giavazzi, Jappelli, and Pagano[1998,2000]は伝統的なケインズ経済学の予想に反する帰結をもたらす財政再建・拡大を「Unusualな財政再建・拡大 (Unusual Fiscal Episodes)」と呼び、この点に関する研究をその定義の仕方によって2つに分類している。

第1の研究グループは、事後的な条件 (Ex Post Condition) により「Unusualな財政再建」を定義し、なぜ財政再建が成功したかを分析するものである。具体的には、まず財政指標の変化 (Fiscal Impulse) の大小によりその年の財政スタンス (Fiscal Stance) を分類する。そして「緊縮的」と分類された財政スタンスのもとで、何年後かに公的債務対 GDP 比率⁹⁾が大きく低下した財政再建を「成功」と見なす。この上で「成功」した財政再建の特

徴を分析することにより「財政再建の成功条件」をまとめている¹⁰⁾。

たとえば、この分野で先駆的な研究である Alesina and Perotti [1995, 1996b]¹¹⁾ は「緊縮的な財政スタンス」を Blanchard Fiscal Impulse¹²⁾ が 1.5% 以上上昇する財政変化と、「成功」を 3 年後における債務対 GDP 比の 5% 以上の低下と定義し、1960 年から 1992 年の OECD 20 カ国のデータから 6 つの「成功」した財政再建を抽出している。そして「成功」した財政再建では財政支出の抑制、とくに公務員給与と年金給付の抑制が観察され、財政再建の構成 (Composition) が重要であると主張した¹³⁾。また財政再建前の為替レートの変化は財政再建の成否とは無関係であることも発見している。

なお、「成功」した財政運営を「Unusual」と呼ぶのには違和感があるが、大抵の財政再建は失敗することから、Giavazzi, Jappelli, and Pagano [1998, 2000] はこういった呼び方を採用しているものと思われる。

さて、以上のような事後的な条件を利用する研究に対し、事前の条件 (Ex Ante Condition) のみによって定義するグループもある。具体的には、財政指標の変化 (Fiscal Impulse) の大小によって財政再建・拡大が実施された時点を定義し、その年の財政変数の民間需要に与える影響が通常時点 (Normal time) と異なるかを統計学的に検定するものである。いうまでもなく、これが本稿のサーベイ対象である。

さて、これら 2 つの研究グループは、ともに何らかの条件のもとでは財政運営がケインズ経済学の予測と異なる帰結をもたらす可能性を指摘しており、補完的な関係にあるといえる。たとえば、Alesina and Perotti [1995, 1996b] が財政再建の鍵として主張する年金給付の抑制は、Giavazzi and Pagano [1996] によれば非ケインズ効果を有しており、年金給付の削減⇒民間消費の増加⇒税収の増加⇒財政再建の成功、というストーリーを生み出すことになる¹⁴⁾。また、Giavazzi, Jappelli, and Pagano [2000] のいうように、公務員給与や年金給付といった手をつけにくい (untouchable) な歳出の削減は、他

9) 通常 OECD Economic Outlook における Gross Debt/GDP ratio が利用される。

10) 財政拡大についても同様に議論されている。

11) 他に McDermott and Wescott [1996], OECD [1996], Alesina and Ardagna [1998] など数多くの研究が存在する。

12) Blanchard [1990b] あるいは Alesina and Perotti [1995, 1996b] 参照。

13) なお、Konishi [2006] 等の、財政再建の構成に関する理論分析も存在する。

14) Giavazzi and Pagano [1996], p. 85.

の財政再建手段（公共投資，増税）に比べ民間の将来所得期待を改善させる効果が強いと考えられ，Alesina and Perotti[1995,1996b]の主張は Giavazzi and Pagano[1996]の結果をサポートしているといえる。

このように，財政再建の方法を考える際には2つのアプローチがあるが，本稿は第2のグループに特化する。ただし，財政支出の抑制，とくに公務員給与と年金給付の抑制が財政再建成功の鍵であるという主張が，次節以降においてもたびたび登場することはいうまでもない。

2.4 小括

以上にまとめたように，理論分析からは非ケインズ効果の発生条件として，(1)財政再建・拡大が大規模（Sizable, large, sharp）かつ恒久的（Persistent, protracted）であること，(2)公的債務が大きいこと，が提起された。また関連する研究分野からは，(3)財政再建の構成（歳出削減 vs. 増税，どの歳出項目から経費を削減するのか）が財政再建の成否に影響すること，(4)財政再建前の為替レートの変化は無関係であること，が主張された。こういった流れを受け，非ケインズ効果の発生条件を模索する実証研究もこれらの4条件を中心に展開されている。次節では，主要な実証研究をサーベイし，これらの条件の有意性を検討することとする。

3 非ケインズ効果の実証研究

3.1 海外先行研究の紹介

Giavazzi and Pagano[1990]以降，非ケインズ効果がデンマークとアイルランドの2国だけでなく一般的に発生するのに関心が集まり，多国間パネルデータによる実証分析が進んだ。本節では先行研究を1つずつ簡単に紹介し，第3.2項で比較検討を行うことにする（図表3-2，p.86）。また第3.3項では，キャリブレーションやVARといったパネルデータ分析以外の研究を紹介する。

● Giavazzi and Pagano[1995,1996]

Giavazzi and Pagano[1990]はアイルランドとデンマークにおける非ケイ

ンズ効果の存在を確認したが、この効果がこの2国に限ったものなのか、より一般的に存在するものなのか確認できなかった。そこで Giavazzi and Pagano[1995,1996]ではECM型の消費関数を用いて非ケインズ効果に関する検定を行った。具体的な推計式は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \Delta c_t = & a_0 + a_1 c_{t-1} + a_2 \Delta y_t + a_3 y_{t-1} + x_t \beta \\ & + (\gamma_1 \Delta \tau_t + \gamma_2 \tau_{t-1} + \gamma_3 \Delta tr_t + \gamma_4 tr_{t-1} + \gamma_5 \Delta g_t + \gamma_6 g_{t-1}) \cdot (1 - d_t) \\ & + (\delta_1 \Delta \tau_t + \delta_2 \tau_{t-1} + \delta_3 \Delta tr_t + \delta_4 tr_{t-1} + \delta_5 \Delta g_t + \delta_6 g_{t-1}) \cdot d_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

ここで c_t は1人当たり実質消費の対数値、 y_t は1人当たり実質可処分所得の対数値、 g_t は1人当たり実質政府消費の対数値、 τ_t は1人当たり実質政府収入の対数値、 tr_t は1人当たり実質政府移転（年金給付、補助金等）の対数値、 ε_t は攪乱項である。また、 d_t は図表3-2の条件を満たすときに1をとる財政再建ダミーである¹⁵⁾。 x_t は国別ダミーとオイルショックなどのOECD加盟国全体にまたがるショックを取り除く変数であり、後者については時間ダミーと自国を除く加盟国の実質1人当たり可処分所得の2種類が利用されている。

1972-92年のOECD19カ国のパネルデータを操作変数法で分析した結果、通常期においては政府消費の変化が正の、政府収入が負の、政府移転が正の有意な影響を表わすのに対し財政再建時には逆の値をとり、非ケインズ効果の存在が確認された¹⁶⁾¹⁷⁾。

● Giavazzi, Jappelli, and Pagano[1998,2000]¹⁸⁾

Giavazzi *et al.* [1998,2000]は貯蓄率関数を用いて先進国だけでなく途上国についても分析を行った。

15) この結果作られるダミーデータは Giavazzi and Pagano [1996]にのみ掲載されており、Giavazzi and Pagano [1995]には掲載されていない。

16) 財政再建の定義については次節にまとめる。

17) ただし、この操作変数を用いた推計結果には若干の疑問が残る。第3.2「実証方法」項参照。

18) Giavazzi, Jappelli, and Pagano [1998,2000]は(1)2000年の論文ではGDPギャップが推計式に含まれるが、1998年の論文ではGDP成長率の5年平均になっている。(2)1998年の論文では世界銀行データによる分析は実施されていない。(3)財政再建の構造（支出削減中心か課税中心か）が98年の論文では有意となる、の3点が互いに異なる。しかしその他の点について定性的な結論は変わらないので、ここでは2000年の論文に基づき記述を行った。

$$\begin{aligned} \frac{S_t}{Y_t^*} = & \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S_{t-1}}{Y_{t-1}^*} + \alpha_2 \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t} + \alpha_3 r_t \\ & + \beta_1 \frac{T_t}{Y_t^*} + \beta_2 d_t \frac{T_t}{Y_t^*} + \gamma_1 \frac{G_t}{Y_t^*} + \gamma_2 d_t \frac{G_t}{Y_t^*} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

ここで S_t は国民貯蓄、 Y_t^* は潜在 GDP、 Y_t は GDP、 r_t は短期国内金利と個人消費デフレータで作成した（事後的な）実質金利、 T_t は政府移転を控除した純課税（＝税負担－政府移転）、 G_t は政府消費である。また、 d_t は図表 3-2 の条件を満たすダミー変数である。

この貯蓄率関数を 1970 年から 1996 年までの OECD 18 カ国のパネルデータ¹⁹⁾ で固定効果モデルにより推計した。ただし、実質金利と純課税はその内生性に配慮し、自身の 1 期前の値による推計値を利用している。

この結果、通常期においては政府消費が負の、純課税（＝税負担－政府移転）が正の有意な影響を表わすのに対し、財政再建時にはこの効果を弱める効果が検出され、非ケインズ効果の存在が確認された。また、(1)途上国では公的債務対 GDP 比の増加率の高さが非ケインズ効果の条件となるが、先進国ではそのレベル・増加率とも無関係である、(2)先進国では政府消費より課税の非ケインズ効果が顕著だが途上国では大きな違いはない、(3)先進国では財政拡大期より再建期の非ケインズ効果が顕著だが途上国では対称的である、(4)財政再建の細かな内容（課税と政府消費削減の大小、社会保障給付の減少の有無、公共投資の増減）の変化は非ケインズ効果の発生とは無関係であり、先進国では財政再建・拡大前の為替レートの変化も影響しない²⁰⁾ と主張している²¹⁾²²⁾。

19) ただし、いくつかの国のデータは 1970 年から利用することはできなかったとの記述がある。

20) Giavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]脚注 18 参照。

21) Giavazzi, Jappelli, and Pagano[1998]での債務レベル・債務増加率ダミーの説明 (p. 12・14 行目) と Giavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]の説明 (p. 1278・10 行目) を見比べると、このダミーが episodes の期間中、つまり財政再建期・拡大期との交差ダミーなのか、それとも債務状況のみに関するダミーなのか不明確である。2000 年論文では前者、1989 論文では後者と食い違っている可能性も否定できないが、推計結果の表におけるこのダミー変数の名称は共通している。なおここでは 2000 年論文をベースに記述している。

22) Giavazzi and Pagano[1996]には Alesina and Perotti[1995,1996b]と補完的な記述があるが、Giavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]では否定的な記述が目立つ。

● Perotti[1999]

これまでの分析はその推計式に理論的な基礎がなく、財政スタンスの変化が「期待」恒常所得の変化を引き起こしているか否かを確認しているとはいえない。これに対し、Perotti[1999]は独自の理論モデルから財政スタンスの影響を分析できる Campbell and Mankiw[1989, 1990, 1991]流のオイラー方程式を導出した。これは、金利が一定等、オイラー方程式を利用する上で常に指摘される限界はあるものの、財政スタンスが本当に期待を通じて消費に影響を与えているかを分析する上で重要な進歩といえる。具体的な推計式は以下のとおりである。

$$\Delta C_t = \gamma_1 \bar{\varepsilon}_t^G + \tilde{\gamma}_1 D_t \bar{\varepsilon}_t^G + \gamma_2 \bar{\varepsilon}_t^T + \tilde{\gamma}_2 D_t \bar{\varepsilon}_t^T + \mu \Delta \hat{Y}_{t/t-1} + \omega_t$$

ここで ΔC_t は 1 人当たり実質個人消費の対前年変化を前年の 1 人当たり実質可処分所得でスケーリングしたものである。 $\bar{\varepsilon}_t^G$ 、 $\bar{\varepsilon}_t^T$ は個人消費と同様の方法でスケーリングされた政府消費、税収、可処分所得による 3 変数 Near-VAR から作成された政府消費と課税のイノベーションであり、課税イノベーションについてはさらに Blanchard[1990b]の手法により景気調整されている。 $\Delta \hat{Y}_{t/t-1}$ も 1 期前までの情報による推計値である。また D_t は図表 3-2 の条件を満たすとき 1 となる財政悪化ダミー、 ω_t は攪乱項である。

このオイラー方程式を 1965-94 年の OECD 19 カ国のパネルデータで固定効果モデルにより OLS 推計した²³⁾。その結果、通常期においては政府消費イノベーションが正の、課税イノベーションが負の有意な影響を表わす ($\gamma_1 > 0$, $\gamma_2 < 0$) のに対し、財政悪化期にはこの影響を凌駕する逆向きの効果が観察され、公的債務と財政赤字の悪化が非ケインズ効果の発生条件であると主張された。また財政支出を政府消費のみ、消費+投資、消費+投資+移転等に変更しても非ケインズ効果は発生する、課税イノベーションの有意性は政府消費に劣り課税に関する非ケインズ効果は財政支出のそれよりも弱い、と主張されている。なお、財政イノベーションを操作変数として GMM (Generalized Method of Moments: 一般化積率法) で推計することにより、借入制約下でない家計の行動のみを抽出した分析もなされているが、その結

23) いくつかの国のデータは 1970 年から利用することはできなかったとの記述がある。

果も OLS での結果と整合的なものとなっている。

● Hjelm[2002]

Hjelm[2002]は Muellbauer and Lattimore[1994]の Solved-out 型消費関数を用いた分析を行った。合理的期待恒常所得仮説の分析においてオイラー方程式と Solved-out 型のどちらかが優れているわけではない。よって、Hjelm[2002]も理論的基礎のある非ケインズ効果実証分析として評価すべきものである。ただし、分析フレームワークにはリカードの中立性が仮定され、財政支出のみに注目した分析となっている点に留意が必要である。

$$\begin{aligned} \Delta \ln c_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln c_{t-1} + \beta_2 (\ln y_t - \ln c_{t-1}) \\ & + \beta_3 \Delta \ln y_t + \beta_4 \theta_t + \beta_5 \Delta LTID_{t-1} \\ & + \beta_6 (E_t \ln y_{m_{t+1}} - y_t) + \beta_7 CON_t + \beta_8 EXP_t + \eta_t \end{aligned}$$

ここで、 c_t は1人当たりの実質消費、 y_t は1人当たりの実質非財産可処分所得である。 θ_t は将来の不確実性を反映する変数で、Muellbauer and Lattimore[1994]では失業率の対前年差の利用が提案されている。 $LTID_t$ は第*i*国とドイツとの長期金利差であり、(事前の意味での)実質金利および資産残高の代理変数として利用されている。 $E_t \ln y_{m_{t+1}}$ は第*t*時点に予測された恒常所得の対数値である。 CON_t は財政再建を、 EXP_t は財政拡大を表わすダミー変数であり図表3-2の条件を満たすとき1をとることになる²⁴⁾。 η_t は攪乱項である。

さて、Hjelm[2002]は非ケインズ効果の理論的基礎としてもっともシンプルな動学的マクロ経済モデルを利用している²⁵⁾。よって、財政支出の恒常的拡大(縮小)は合理的な家計の消費水準を瞬時に低下(拡大)させる。すなわち、財政支出の恒常的拡大が行われた時点の消費の変化率は、他の時点より高くなるはずであり、 $\beta_7 > 0$ または $\beta_8 < 0$ のとき非ケインズ効果の存在が認められることになる。なお、非説明変数に含まれる消費のラグ項は、Hjelm[2002]が独自に加えたものであるが、このときこの消費関数はECM

24) Hjelm[2002]p. 21には財政ダミーの定義はGiavazzi and Pagano[1996]と'same'と記述されているが、完全には一致しない。

25) たとえばBlanchard and Fischer[1989]参照。

型となり、Giavazzi and Pagano[1996]の一般形と解釈することが可能になる²⁶⁾。

この式を1974-97年のOECD 19カ国のパネルデータで操作変数法により推計した結果、これまでの研究と異なり、非ケインズ効果の存在は認められなかった。また、財政再建の規模、公的債務対GDP比のレベル・増加率、財政再建の構造（課税と政府消費削減の大小）、再建前の為替レートの増価・減価により財政再建ダミーを分割したところ、為替レートの増価・減価のケースのみ有意な差が検出された。以上より、財政再建時に消費の増加が見られたのは再建前に為替レートの減価があった場合のみであることが確認され、Hjelm[2002]は財政再建成功の原因は事前の期待為替レートの減価、つまりケインズ経済学で解釈可能な要因であると主張している。

● Alesina, Ardagna, Perotti and Schiantarelli[2002]

Alesina *et al.* [2002]は、需要サイドモデルは近年のマクロ経済の動きを説明できず供給サイドから分析すべきと前置きした上で、財政が労働市場を通じて民間企業の利潤・投資に与える影響を分析している。具体的には、まず、政府支出と税に関する2変数VARと以下の資本1単位当たり利潤の誘導形、

$$\pi_t = a_1 \pi_{t-1} + a_2 \pi_{t-2} + a_3 G_t + a_4 R_t + u_t$$

を最長1960-96年のOECD 18カ国のパネルデータで推計した。ここで、 π_t は資本1単位当たり利潤、 G_t は諸財政支出対潜在GDP比、 R_t は諸歳入対潜在GDP比、 u_t は攪乱項である。そしてこの体系から予想される資本1単位当たり利潤からその期待割引現在価値を求め、以下のq-typeの投資関数を推計した。

$$\frac{I_t}{K_t} = \frac{1}{b} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \prod_{v=1}^j \beta^v \pi_{t+j} \right] + \varepsilon_t$$

ついで利潤関数と投資関数の推計結果に上記VARのインパルス反応関数を接続して分析した結果、財政支出の対トレンドGDP比1%の増加は対

26) よってHjelm[2002]も指摘するようにGiavazzi and Pagano[1996]の推計式には説明変数が不足していることになる。

図表 3-2 海外の代表的な研究事例

	財政ダミー				非ケインズ効果											
	データ	推計方法	推計式	episodesの数	有無	vs 支出(注4)		発生条件(注3)								
						再建(悪化)	拡大	規模	構成	債務レベ	債務成長率	為替レート				
Giavazzi and Pagano [1990]	71-87年(D) 61-87年(I) (注1)	NLIV 国別	推計式 消費関数 (Hayashi [1982])	—	あり	—	—	—	—	—	—	—	—	—		
Giavazzi and Pagano [1996]	72-92年 先進19カ国 (n=367)	IV パネル	ECM型 消費関数	36話 計114年 (31.0%)	あり	—	—	—	—	—	—	—	—	—		
Giavazzi, Jappelli and Pagano [1998, 2000]	70-96年 先進18カ国 (n=417)	IV パネル	貯蓄率 関数	38話 計99年 (23.7%) (41.7%)	あり	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
70-94年 途上101カ国 (n=1770)	OLS パネル	270話 (注2)														あり
Giavazzi, Jappelli, Pagano, and Benedetti [2005]	64-03年 先進18カ国 (n=556)	IV パネル	構造的財政収支対潜在GDP比が2年間で少なくとも1年当たり1.5%変化	51話 計145年 (26.1%) (36.0%)	あり	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

構造的財政収支の累積増加が

- (1)その年を含む連続する4年間で潜在GDPの5%以上
 - (2)その年を含む連続する3年間で潜在GDPの4%以上
 - (3)その年を含む連続する2年間で潜在GDPの3%以上
- あるいは、
- (4)その年の構造的財政収支の変化が3%以上

構造的財政収支対潜在GDP比が2年間で少なくとも1年当たり1.5%変化

Perotti [1999]	65-94年 先進19カ国 (n=484)	OLS/ GMM パネル	オイラー 方程式	DIダミー 前年の景気調整済み公的債務と将来の財政支出の割引 現在価値の合計をトレンドGDPで除したものが90% 以上となるとき	計48年 (9.9%)	—	あり	G	○	×	○	—	
Hjelm [2002]	74-97年 先進19カ国 (n=456)	IV パネル	Solved- out型 消費関数	D2ダミー 前年と前々年の構造的財政赤字の対トレンドGDPが 4%以上となるとき 構造的基礎的財政収支対潜在GDP比の累積変化が (1)その年を含む連続する4年間で5%以上 (2)その年を含む連続する3年間で4%以上 (3)その年を含む連続する2年間で3%以上 (4)その1年で3%以上	計53年 (11.0%)	—	あり	G	○	×	—	—	
Alesina, Ardagna, Perotti, and Schiantarelli [2002]	60-96年 先進18カ国 (n=不明)	OLS/ IV パネル	q-type 投資関数	構造的基礎的財政収支対潜在GDP比の変化がその年 で2%以上、あるいはその年と翌年の合計で1.25%以 上。	23話 計82年 (18.0%) (14.6%)	22話 計65年	なし	×	×	×	×	×	(○) (注 3)
				構造的基礎的財政収支対潜在GDP比の変化がその年 で2%以上、あるいはその年と翌年の合計で1.25%以 上。	不明	不明	あり	G	○	○	—	—	—

出所) 筆者作成。

注) 1. D はデummies、I はアイルランド。

2. episodes に含まれる年数に関する記述はなく不明。

3. 表中の「○」は発生条件として作用、「×」は作用しないことを意味し、「—」は論文中で分析されていないことを意味する。

4. 政府支出と課税のどちらが強い非ケインズ効果をもったかを表す。G：政府支出、T：税および移転支出

5. Hjelm [2002] の財政再建の成功理由は非ケインズ効果ではなく、為替の減価期待であるため括弧つきで記載した。

GDP 比で民間投資を当年から5年後までの6年合計で0.74%低下させるのに対し、歳入の増加は有意な効果をもたなかった。また、財政支出を公務員給与、政府消費+公共投資、移転支出に、歳入を労働所得税、法人税、間接税にそれぞれ分割して分析した結果、公務員給与、政府消費+公共投資、移転支出、労働所得税は利潤に有意な影響を与えたが、残る2つは有意にならなかった。これら結果は Alesina and Ardagna[1998]等と整合的であり、Giavazzi, Jappelli, and Pagano[1998,2000]と対立するものとなっている。また、図表 3-2 で定義される財政再建期・拡大期における民間投資の予想値を実現値と照らし合わせたところ、非常に高い相関を示した。Alesina *et al.* [2002]は財政再建が民間投資を誘発させており、この結果は非ケインズ効果の存在を説明するものであると主張している。

● Giavazzi, Jappelli, Pagano and Benedetti[2005]

Giavazzi *et al.* [2005]は Giavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]の OECD データを2003年までアップデートし²⁷⁾、推計期間を1996年まで、2000年まで、2003年までと拡張しながら、ほぼ同様の分析を実施している。ただし、OECD Economic Outlook Database は頻繁にデータが改定されており、1996年までの推計でも Giavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]のものと同様とはならない。その結果、(1)純課税に関しては、財政再建期・拡張期を問わず3通りすべての推計期間で中立命題が成立した、(2)2003年までの推計では財政再建期・拡張期を問わず政府消費の増加による総貯蓄の低下は民間貯蓄の増加で offset されたが、1996年までと2000年まででは財政再建期のみとなった、(3)純課税を課税と社会保障移転に分解すると社会保障移転のみが有意となり Alesina and Ardagna[1998]の主張と整合的となった、(4)公的債務対潜在 GDP の伸び率や、国債利回りの対米国債スプレッド変化は財政変数と貯蓄率の係数に影響せず Perotti[1999]の帰結は確認できなかった、の4点が主張された。

27) 図表 3-2 には推計に利用したデータ期間、財政再建・拡張期間 (episodes の数) を記載した。なお、記述統計には1970年から2004年までのデータが利用され、本文中に財政再建期が73話、拡張期が55話あると書かれているが、Data Appendix には推計データの詳細のみの記載となっているため再建期・拡張期に含まれる年数は不明である。

3.2 海外先行研究の比較

本項では、前節で紹介した先行研究の分析手法を(1)実証方法、(2)推計式、(3)財政再建・拡大の定義、の3点に分けて論じ、その後(4)分析結果を比較検討する。

実証方法

図表3-2からわかるように、サンプル数はどの研究も十分な数を有しており、推計方法も説明変数の内生性に配慮したものが利用されている。ただし操作変数の妥当性については疑問が残る。たとえば、Giavazzi and Pagano [1996]では、操作変数に、説明変数の1期ラグと時点ダミー、国別ダミー、説明変数の1期ラグに国別ダミーを掛け合わせた変数、を利用している。ここで最後の「1期ラグに国別ダミーを掛け合わせた変数」に注目すると、説明変数の数は15、国数は19であるので、これだけで $15 \times 19 = 285$ にも上ることに気づく。操作変数の数が増えれば、推計結果はOLSの結果に近づくので、この操作変数が本当に説明変数の内生性に対処しているのか疑問が残る。他の研究においても操作変数の妥当性は検討されておらず、過剰識別制約検定等による確認が必要といえる。

推計式

Hjelm [2002]も指摘するように Giavazzi and Pagano [1996]の定式化はアドホックである。また Giavazzi, Jappelli, and Pagano [2000]の貯蓄率関数は背景にある経済理論を問わないという利点はあるものの理論的基礎がないことには変わりはない。よってこれらの研究の推計式に十分な説明変数が含まれている保障はなく過少定式化 (Underspecification) の問題が発生している可能性もある²⁸⁾。

これに対し、Perotti [1999]と Hjelm [2002]の理論的基礎は明確であり、それぞれ Hall [1978], Davidson *et al.* [1978] 以来の研究蓄積をもつ消費関数に立脚した分析となっている。よって Perotti [1999]と Hjelm [2002]はこの点において他の2つの研究より信頼性が高いといえる。

28) たとえば Giavazzi and Pagano [1996]には金利が含まれてなく、Giavazzi, Jappelli, and Pagano [2000]には資産残高が含まれていない。

財政再建・拡大の定義

まず Perotti[1999]と他の研究ではダミーに対する考え方が大きく異なることを指摘しておく。Perotti[1999]以外の研究では、大規模で恒常的な財政変化をとらえることを目的としており、ゆえにダミーも構造的（基礎的）財政収支の「変化」で構築される。これに対し Perotti[1999]は独自の理論モデルに基づき、公的債務や構造的財政収支の「レベル」に着目したダミーを作成している。

次に Perotti[1999]以外の研究について比較すると、Hjelm[2002]のみが構造的基礎的財政収支を用いており、その他の研究では単なる構造的財政収支を用いている。財政再建・拡大を定義する際には、その財政変化に政策的な意図があることを表現できる方が望ましい。よって過去からの経緯によって決まる利子支払や景気循環による財政収支の変動は取り除くべきである。

以上より Hjelm[2002]のように構造的基礎的財政収支を利用するか、Perotti[1999]のように独自の理論的基礎を与えた上で財政再建・拡大を定義すべきと考えられる²⁹⁾³⁰⁾。

分析結果の比較

主要な論点は4点にまとめられる。第1に、財政再建の規模・恒久性についてであるが、この点は財政再建・拡大を定義した段階でその規模が非ケインズ効果に影響することを主張しているといえる。よって Hjelm[2002]を除く非ケインズ効果に肯定的な研究はすべて規模・恒久性の影響を確認していることになる。第2に財政再建・拡大の構成については、Giavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]が先進国では純課税（課税－政府移転）に関する非ケインズ効果が政府支出に関するそれよりも大きいとしているのに対し、Perotti[1999]はその逆を主張している。第3に財政再建期と拡大期のどちらでより大きな非ケインズ効果が発生するかについては、Giavazzi, Jappelli,

29) ただし Perotti[1999]も D2 ダミーで基礎的財政収支を利用しない理由はなく、完全とはいえない。

30) ただし構造的財政収支を使うべきという話と、構造的財政収支が正しく推計されているという話は別である。構造的財政収支が正しく推計されている保障はどこにもなく、この意味で構造的財政収支より単なる財政収支を利用すべきかもしれない。なお、この点は土居丈朗教授よりご指摘いただいた。記して感謝申し上げます。

and Pagano[2000]が先進国では再建期の効果の方が大きく、途上国では差異はないとの見解を示している。第4に公的債務については、Perotti[1999]がそのレベルの重要性を指摘しているのに対し、Giavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]は反対の見解を示している³¹⁾。最後に Giavazzi, Jappelli, and Pagano[1998]は財政再建前の為替レートの減価は非ケインズ効果の発生と無関係としたのに対し、Hjelm[2002]はこれこそが財政再建を成功に導いた主因であると主張しており、食い違いを見せている。

非ケインズ効果分析は発展途上にあり分析手法もさまざまである。しかし、理論的基礎をもつ点と財政再建・拡大の定義の妥当性から Perotti[1999]と Hjelm[2002]の手法が他より望ましいといえよう。また非ケインズ効果の発生条件についてはまだ議論が分かれており、さらなる研究の蓄積が必要といえる。

3.3 パネル分析以外の海外先行研究

以下、パネルデータ分析以外の手法による先行研究を紹介する。

● Barry and Devereux[2003]

非ケインズ効果の定義の問題ではあるが、財政支出のGDPに与える影響は民間需要に与える影響よりも注目されるべきであろう。Barry and Devereux[2003]はBlanchard[1985]の世代重複モデルを非ケインズ効果が発生するように一般化した。

ここでまずBlanchard[1985]について説明するとBlanchard[1985]では、恒久的な財政支出の縮小はその規模以下の現役世代の消費増しかもたらさないため、消費と政府支出の合計は減少する。しかし、貯蓄が増加するので金利が低下し資本蓄積が進行、経済が成長する。以上より、現在の財政支出の縮小は経済の成長をもたらしことになる。しかしBlanchard[1985]を拡張し、家計が財消費だけでなく余暇時間も考慮に入れて最適化を行っていると考えると、余暇消費が上級財であれば、財政支出の縮小にともなう恒常所得の拡

31) ただし、途上国に関してはその増加率が非ケインズ効果の発生に影響するとしている。

大は余暇消費も拡大させる。よって、労働供給が内生化されているとき、たとえ家計が有限期間の最適化を行っていたとしても、非ケインズ効果の発生は自明ではない。

この問題に対し、Barry and Devereux[2003]は、(1)消費と労働に関して準線形、(2)労働の限界不効用が労働経験の蓄積とともに減少する、という2つの特徴をもつ効用関数を採用して対処した。第1の特徴により、恒常所得の増加による労働供給減少は生じない。よって、世代重複モデルの示す効果のみが有効となり、財政支出の縮小は利子率の下落による資本の蓄積を通じてGDPを拡大させる。また、このモデルでは労働経験はフォワードルッキングな状態変数となるので、利子率の下落は労働経験の割引現存価値の上昇をもたらす。よって第2の特徴を通じて労働供給が増加する。以上より、財政支出の縮小が雇用・投資を促進させ、GDPを上昇させることになり、非ケインズ効果の存在を表すことになる。

Barry and Devereux[2003]はこのモデルを米国のデータを用いてキャリブプレートし、政府支出の対GDP比が高いほど非ケインズ効果が大きいとの結果を得た。具体的には、米国の政府支出対GDP比を20%から30%に悪化させた場合、GDPは5.5%、消費は20%、労働供給は2%程度悪化し、金利は1%上昇するとの推計結果を得た。また、この変数変化がデンマークやアイルランドの経験と整合的であることから、このモデルが非ケインズ効果の理論的サポートになっていると主張した。

● Choi and Devereux[2006]

これまでの見てきた研究は、非ケインズ効果の発生条件として財政赤字や公的債務の対GDP比で表現される財政状況や(Perotti[1999]等)、公務員給与や移転支出といった財政支出の構成(Hjelm[2002]等)に着目していた。これに対し、Choi and Devereux[2006]は単純に実質金利の高低が財政支出拡大の費用を変化させることに着眼し、Threshold VAR(TVAR, Tong[1990])によって財政支出に関する非ケインズ効果の有無を検討した。具体的には1959年第1四半期から2001年第4四半期まで米国四半期データを5変数、あるいは6変数で構成されるTVARを推計し³²⁾、そのインパルス反応を観察することにより財政支出の効果を分析した。その結果、実質金利の大小で

区分される3つの「レジーム」が存在し、低実質金利レジームでは財政支出の短期的な景気拡大効果が存在するが、中・高実質金利レジームではその効果はそれほど大きくないことがわかった。また、①実質金利が低いときにのみ財政拡大は名目金利とインフレ率を上昇させる、②実質金利が低いときには財政拡大は実質金利を上昇させるが、高いときには低下させる可能性もある、ことが確認された。

Choi and Devereux[2006]は、これらの結果を既存の経済理論を用いて、①高金利時には財政支出拡大の費用が高くなるため、リカードの中立命題に沿った行動により、総消費が抑制される、②企業は(a)公共投資による民間投資の生産性拡大、(b)いわゆるクライディングアウト効果、(c)動学一般均衡を通じた労働供給の拡大および(d)将来の法人税負担の4点に対応して行動するが、高金利時には(d)の効果が大きいと、クライディングアウト効果が発生する以前から投資を抑制・減少させることになる、と解釈している。

4 国内での研究事例

近年の財政悪化を受け、日本を対象とした非ケインズ効果の実証研究も、その蓄積が進みつつある。以下、各研究を簡単にまとめ(図表3-3, p.97)、次項で比較検討する。その後第4.3項で政策インプリケーションを考察する。

4.1 国内先行研究の紹介

●中里[2002]

中里[2002]はわが国の1958年から1998年までの年度データを用いてPerotti[1999]の手法により分析を行っている。ただし財政イノベーションの作成方法にはNear-VARではなくStructural VAR(SVAR:構造形VAR)が利用されている。また、財政支出には政府消費+公的総固定資本形成が、課税負担には税収のみと、これにネットの社会保障負担を加えたも

32) 5変数: 財政支出, 政府債務, 民間支出(個人消費, あるいは民間投資), 実質GDP, 3カ月TBレート(すべて対前期変化率を年率換算したもの)。

6変数: 財政支出, 実質マネーサプライ, 民間支出(個人消費, あるいは民間投資), 実質GDP, GDPデフレーター, 3カ月TBレート(TBレートを除き, 対前期変化率を年率換算したもの。TBレートはレベル値)。

のとの2通りが利用されている。財政悪化ダミーは①わが国で財政再建期といわれる1980年度から87年度までを1とするダミー、②中里[2000]における課税平準化のもとで最適な財政赤字と比べ、基礎的財政収支が対GDP比で0.5%以上過大である時期を1とするダミー、③Perotti[1999]でのType2ダミー、の3通りである。

推定・検定の結果、①の財政悪化ダミーのもとで財政支出に関する非ケインズ効果のみが10%有意水準で検出され、1人当たり実質財政支出1単位の減少が1人当たり実質消費を1.06あるいは0.87単位増加させるとの結論を得た。この結果から、中里[2002]は財政改革の「継続性」を通じて非ケインズ効果が発生する可能性がある」と論じている。

●小林・小巻[2003]

小林・小巻[2003]はサンプル数の確保と財政支出の民間消費に与えるタイミングの重要性に配慮し、四半期データを利用して中里[2002]のフレームワークにより日本とスウェーデンを分析した。ただし、Perotti[1999]、中里[2002]と異なり、データはレベル値をそのまま利用しており、1人当たりベースへの変換や可処分所得によるスケーリングも施されていない。

スウェーデンの分析結果は、以下に説明する竹田・小巻・矢嶋[2005]と同一なので、以下、日本の結果のみ紹介する。中里[2002]の3タイプに、政府債務対GDP比が1を上回る期間を1とするダミーを加えた4種の財政ダミーを使って、1970年第1四半期から2002年代3四半期までのデータにより分析した結果、中里[2002]と同様に1980年度から87年度までを1とするダミーのみが有意となり、実質財政支出1単位の減少が実質総消費を0.382単位増加させるとの結論を得た。また中里[2002]のフレームワークとは別に、個人消費の対前期差を政府債務残高および政府債務残高にダミー変数を乗じた変数に直接回帰したところ、1999年第1四半期以降を1とするダミー変数に対して有意な負の係数を得た³³⁾。この結果から、小林・小巻[2003]はここ数年におけるマイナスの非ケインズ効果の存在可能性も指摘している。

33) データの単位に関する説明がないため、影響の規模については不明である。

●伊藤・渡辺[2004]

伊藤・渡辺[2004]は、(1)流動性制約下の家計に対するケインズ効果は各都道府県内の財政支出額に依存する、(2)異時点間最適化を行う家計にとっての期待税負担は一国全体の期待税負担額の一定割合である、(3)期待税負担が稼得能力によって異なる現状を Bertola and Drazen[1993]に沿って解釈すれば、財政再建に対する家計の反応は地域ごとに異なるはずである、の3点に着眼して、以下の消費関数を都道府県別パネルデータで推計した。

$$\Delta \hat{c}_{it} = \alpha \Delta \hat{y}_{it} + \beta \Delta \hat{g}_{it} - (\gamma\theta) \bar{\tau}_{it} - (\gamma\theta)' D_t \bar{\tau}_{it} + \eta_{it}$$

ここで、 $\Delta \hat{x}_{it}$ は x_{it} の対数値を神奈川県を基準としてクロスセクション方向に平準化したものの対前期差を意味しており、 c_{it} , y_{it} , g_{it} , τ_{it} , θ はそれぞれ第 i 県、第 t 期の 1 人当たり実質消費、実質可処分所得、財政支出（消費＋投資）、第 i 県の 1 人当たり国税納税額の全国平均値に対する比率（以後、負担比率）、全国一律の応能税での徴税割合を、 η_{it} は攪乱項を意味している³⁴⁾。なお、財政悪化ダミーには、①財政支出対 GDP 比が 15% を超えているにもかかわらず、対前年度比で 0.4% 以上増加している年、②前年の財政赤字の規模が対名目 GDP で 3% を超えているにもかかわらず、さらに財政赤字が拡大している年、③政府債務残高が一般会計歳入比で 3.2 倍を超えている年、の 3 つが用いられている³⁵⁾。

1955 年度から 2001 年度のデータで GMM 推計したところ、①のダミーを採用したときのみ $(\gamma\theta)'$ が 10% 水準で有意に推計され、負担比率が基準県より 1% 高いとき 1 人当たり実質消費対前年変化率が基準県より 0.0055% 低くなることが明らかとなった。また高額納税県だけで推計すると①に加え②のダミーも 1% 水準で有意となり、1 人当たり実質消費対前年変化率が基準県より①のダミーで 0.0133%、②のダミーで 0.0109% 低くなることが確認された。この結果から、伊藤・渡辺[2004]は「分析結果は非ケインジアン効果が 1990 年代後半以降の消費低迷の一因である可能性を示唆している」と

34) 時間方向に階差をとらず、都道府県別 1 人当たり恒常所得を個別ダミーとして扱う推計も行われているが、著者自信が指摘するように、推計結果から定式化が不適切である可能性が示されたため (p. 98)、ここでは掲載しなかった。

35) 構造的財政赤字によるダミー変数を用いても定性的な結果に影響しない点も明記されている。

している³⁶⁾。

●小巻[2003]、竹田・小巻・矢嶋[2005]³⁷⁾

竹田・小巻・矢嶋[2005]は中里[2002]の手法を用いて四半期データが利用可能な8カ国について最長1980年1-3月期から2003年10-12月期までのデータにより分析している。ただしPerotti[1999]と異なり、財政ダミーに「レベル」ダミーだけでなく「変化」ダミーも利用されている(図表3-3)³⁸⁾³⁹⁾。また小林・小巻[2003]と同様に、そしてPerotti[1999]と中里[2002]と異なり、データはレベル値をそのまま利用しており、1人当たりベースへの変換や可処分所得によるスケーリングは施されていない。

推計・検定の結果、デンマーク、カナダ、オーストラリア、イタリアで非ケインズ効果の可能性が確認されたが、日本、米国、イギリス、スウェーデンでは確認されず、とくに日本について「先行研究(中里[2002]、富田[2001])では可能性を指摘されてきた非ケインズ効果は否定される」と主張している。

●亀田[2006,2008]⁴⁰⁾

亀田[2008]はHjelm[2002]の手法により、1978年度から2003年度のデータで実証分析した。なお、財政再建期・拡大期は「構造的基礎的財政収支対潜在GDP比の対前年度変化が絶対値で1%を超える年、あるいは前年との累積変化が1.5%を超える年」と定義している。弱相関操作変数(Weak Instruments)問題と過剰識別問題に注意してGMM推定した結果、(1)わが国においても財政支出に関する非ケインズ効果が発生しており、同比1%相当の財政支出削減は異時点間最適化を行う家計の行動を通じて総消費を約1%

36) ただし、地価要因に配慮するといずれのダミーも有意とはならない。

37) 小巻[2003]も非ケインズ効果を分析しているが日本は対象としておらず、また諸外国の分析結果も竹田・小巻・矢嶋[2005]とほぼ同一であるので、ここでは合わせて論じることにした。なお、ここでの記述は竹田・小巻・矢嶋[2005]に基づいている。

38) この「レベル」と「変化」の意味については第3.2「財政再建・拡大の定義」項参照。

39) Perotti[1999]のダミーには理論的基礎があるので、ここでの「変化」ダミーの利用には疑問が残る。しかし、他の多くの研究でも利用されているので比較検討する価値はあるともいえる。

40) 亀田[2008]の結論は亀田[2006]と定性的には変わらないので、ここでは亀田[2008]に依拠して記述する。

図表 3-3 国内先行研究

	データ	推計方法	推計式	財政ダミー		非ケインズ効果				
				有無	発生条件	規模	構成	債務水準	債務成長率	為レ一ト
中里[2002]	年度 (58-98年度)	OLS	Perotti[1999]	財政再建・拡大の定義 (1)わが国で財政再建期といわれる1980年度から87年度まで (2)課税平準化の下で最適な財政赤字と比べ、基礎的財政収支が対GDP比で0.5%以上過大である時期 (3)Perotti[1999]でのType2ダミー	○	—	—	—	—	—
小林・小巻 [2003]	四半期 (70: I-02: III)	OLS	Perotti[1999]	(1)わが国で財政再建期といわれる1980年度から87年度まで (2)課税平準化の下で最適な財政赤字と比べ、基礎的財政収支が対GDP比で0.5%以上過大である時期 (3)Perotti[1999]でのType2ダミー (4)政府債務対GDP比>1(1997: II以降) (5)1999: I以降	○	—	—	—	—	—
伊藤・渡辺 [2004]	都道府県 パネル (57-01年度)	GMM	Bertola and Drazen[1993] +Campbell and Mankiw [1989, 90, 91]	(1)財政支出対GDP比が15%を超えているにもかかわらず、対前年度比で0.4%以上増加している年 (2)財政赤字の規模が対名目GDPで3%を超えているにもかかわらず、さらに財政赤字が拡大している年 (3)政府債務残高が一般会計歳入比で3.2倍を超えている年	○	—	—	—	—	—
竹田・小巻・ 矢嶋[2005]	四半期 (80: I-03: IV)	OLS	Perotti[1999]	(1)構造的財政赤字対GDP比が連続する2年で1.25%以上改善したとき (2)構造的財政赤字対GDP比が2年連続で3%以上となったとき	×	—	—	—	—	—
亀田[2008]	年度 (80-03年度)	GMM	Hjelm[2002]	(1)構造的基礎的財政収支対潜在GDP比が対前年度で1%改善している年、あるいは前年との累積で1.5%改善している年 (2)構造的基礎的財政収支対潜在GDP比が対前年度で1%拡大している年、あるいは前年との累積で1.5%拡大している年	○	×	×	×	×	×
Kinari・ Shibamoto[2007]	四半期 (80: I-04: III)	ML	Perotti[1999]	Regime-Switching ModelでHansen[1996, 2000]の検定により内生的に決定(政府債務対GDP比>1.899の時期)	○	—	—	—	—	—

注) 1. Kinari and Shibamoto[2007]本文中にある記載より、
 2. 表中の「○」は発生条件として作用、「×」は作用しないことを意味し、「—」は論文中で分析されていないことを意味する。以上、筆者作成。

増加させる、(2)財政再建規模が同 0.8%、1.2%では利用するデータによっては非ケインズ効果の発生を確認できない、(3)非ケインズ効果の発生は財政再建の構成やその時期の為替レート変化、公的債務残高とは無関係であり、その規模のみが重要である、(4)財政拡大期には非ケインズ効果の存在は検出できない、の4点が確認された。

● Kinari and Shibamoto[2007]

これまでの研究では財政再建期・拡張期は、財政赤字対 GDP 比等を恣意的に定義された閾値と比較することにより定義されていた。Kinari and Shibamoto[2007]はこの定義はアドホックであるとし、普通国債残高対四半期 GDP 比を Threshold 変数とする Threshold Regression Model を Perotti [1999]のフレームワークに適用した。ただし、背後に貨幣錯覚の存在が仮定され、データには名目値が利用されている。また小林・小巻[2003]同様、データはレベル値をそのまま利用しており、1人当たりベースへの変換や可処分所得によるスケールリングは施されていない。

1980年第1四半期から2004年第3四半期までの四半期データを用いて推計した結果、普通国債残高対四半期 GDP 比が1.899以上の財政悪化期においては財政支出イノベーションが消費の対前期差に負の有意な効果をもつことが確認され、財政支出1単位の減少が異時点間最適化を行う家計を通じて総消費を0.64単位増加させるという非ケインズ効果の存在が主張された。なお流動性制約下にある家計の割合はほぼ0と推計されており、ケインズ効果はまったく生じない。また、正常期において財政支出は消費に正の効果をもつが有意ではないこと、増減税は期を問わず有意な効果をもたないこともあわせて確認された。

なお、普通国債残高対四半期 GDP 比=1.899の95%信頼区間は[1,782, 2,378]であり、これは1996年第2四半期から99年第3四半期に該当し、この結果から、Kinari and Shibamoto[2007]は最近の日本の財政状況は非ケインズ効果を発生させるレジームにあると結論づけている。

4.2 国内先行研究の比較

以下、これまで見てきた代表的な先行研究の分析手法を、(1)実証方法・推

計式, (2)財政再建・拡大の定義, (3)利用データの3点について比較検討する。

実証方法・推計式

ほとんどの国内先行研究は Perotti [1999] あるいは Hjelm [2002] の枠組みを利用しており, 伊藤・渡辺 [2004] も Solved-out した消費関数をベースに Campbell and Mankiw [1989, 1990, 1991] の発想で流動性制約下にある家計にも配慮している。よって, ほとんどの先行研究とも推計式の理論的基礎に問題はない。ただし, 小林・小巻 [2003] の個人消費対前期差を政府債務残高に回帰する方法はアドホックであろう。せめて政府債務残高のイノベーションを利用するなどの工夫は必要と考えられる。

推計方法についてはオイラー方程式を基礎とする研究は OLS で十分であり, 先行研究でも OLS が利用されている。またその他のフレームワークを利用した伊藤・渡辺 [2004], 亀田 [2008] では同時性問題に配慮して GMM が利用されており, 操作変数についても過剰識別制約検定が実施されている。推計方法は十分に洗練されたものが利用されているといえよう⁴¹⁾。

海外先行研究と比べて不足している点を指摘するならば, 非ケインズ効果の発生条件まで踏み込んだ分析が少ないことであろう。前節で見たように, 海外先行研究では財政再建・拡大の構成(支出削減中心か増税中心か等)や前後の為替レートの動きにも注意を払っており, 今後の研究蓄積が望まれる。

財政再建・拡大の定義

海外の先行研究と同様, 国内先行研究でも財政収支・政府債務の対 GDP を用いて財政再建期・拡大期が定義され, これらを描写するダミー変数を推計に用いている。しかし, 国内先行研究においては2つの問題が存在する。

第1にダミー変数の内生性への配慮がなされていない研究が多い点である。ここで説明のために, 財政収支対 GDP 比がある値を超えると1をとる財政ダミーを作成し, これを消費関数の推計式の説明変数に加えた場合を考える。プラスの生産性ショックが発生した場合, GDP は上昇し, 歳入も増加する。よって財政収支対 GDP 比は低下し財政ダミーは「=1」をとりにくくなる。

41) もちろん, 弱相関操作変数問題への対応など, さらなる分析の余地がないとはいえない。

ここで生産性ショックが一時的 (Transitory) な所得として消費の増加をもたらすことをあわせて考えると、説明変数と誤差項の間に負の相関が存在することになる。よって推定パラメータは下方バイアスをもち、負の値をとりやすくなる (Giavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]参照)。

この点に配慮して、海外の先行研究では構造的財政収支と潜在 GDP が利用され、政府債務も景気調整を施されている (Perotti[1999])。しかし、国内の先行研究でこの点が考慮されているのは亀田[2008]のみであり、独自に財政ダミーを構築しなかった中里[2002]以外の先行研究ではすべて単なる名目 GDP が利用されている。中里[2002]、亀田[2008]以外の実証結果を参照する際には、この下方バイアスの存在に注意する必要があるだろう。

第2に政策分析上の問題がある。亀田[2008]以外の研究では、国債の利払い費の存在に注意を払っていない。利払い費は過去の経緯によって決定されてしまう金額であり、その財政年度の政策を反映していない。また家計の異時点間最適化問題を考えればわかるように、家計の予算制約に影響を与えるのは基礎的財政収支である (Blanchard and Fischer[1989])。よって、非ケインズ効果の程度を純粋に測定したいならば、基礎的財政収支を利用すべきである。海外の先行研究でもこの点に配慮がなされており⁴²⁾、分析結果を解釈する際にはこの点にも留意が必要といえる。

利用データ

海外先行研究と異なり、国内先行研究では多種多様なデータが利用されている。これはサンプル数を増加させるためと思われるが、この点については都道府県別パネルデータを利用した伊藤・渡辺[2004]、四半期データを利用した小林・小巻[2003]、竹田・小巻・矢嶋[2005]、Kinari and Takemoto[2007]が優れている。一方、亀田[2008]のサンプル数はかなり少ない。

ただし、財政分析において四半期データを利用するには慎重な扱いが必要である。たとえば竹田・小巻・矢嶋[2005]では財政ダミーだけは OECD Economic Outlook のデータにより財政年度ごとに構築されている。よって、たとえば年度第3四半期に補正予算が組まれたとしても、その影響はデータ

42) なお構造的基礎的財政収支の重要性は McDermott and Wescott[1996]でも指摘されている。

の上では第1四半期にも現れてしまう。もちろん、家計が合理的で第1四半期に第3四半期での補正予算を予見できているならば問題はないが、この仮定には無理があろう。今後、四半期データの特性に配慮したパネルデータ分析の実施を期待したい。

4.3 国内先行研究結果の比較検討による政策インプリケーション

90年代以降の日本経済を念頭に非ケインズ効果を考えるとき、財政拡大局面で考えるか財政再建局面で考えるかによって、政策的なインプリケーションは大きく異なる。なぜなら、財政再建局面で考えるなら「財政再建が景気後退を生じさせたのではないか」あるいは「財政再建こそが景気回復の原因ではないか」という今後の日本経済に直結する議論と関係し、財政拡大局面で考えるなら「ケインズ政策の有効性は非ケインズ効果によって減殺されたのか？」という90年代後半以降の乗数低下論と結びつくからである。以下、それぞれを分けて議論することにする。

まず財政再建と景気との関係について検討してみよう。図表3-4は財政再建期における非ケインズ効果の有無を検討した先行研究結果をまとめたものである。ここからわかるように中里[2002]、小林・小巻[2003]、亀田[2008]は非ケインズ効果の存在に肯定的であるが、竹田・小巻・矢嶋[2005]はその存在を否定している。よって、分析結果を見るだけでは確定的なインプリケーションは得られない。

そこで、各研究における財政再建の定義を見ると、竹田・小巻・矢嶋[2005]の財政悪化期は全サンプル期間の約45%にも上っており、海外の先行研究と比べても著しく高い割合であることがわかる。これに対し、中里[2002]、小林・小巻[2003]、亀田[2008]では全サンプル期間の20%前後であり、竹田・小巻・矢嶋[2005]より厳しく財政再建を定義している。また、これら3つの研究の財政再建期間は竹田・小巻・矢嶋[2005]のそれに含まれている。よって、より厳しく財政再建期を定義すれば竹田・小巻・矢嶋[2005]でも非ケインズ効果が検出されたかもしれない。以上より、その規模が十分大きいとき財政再建による景気悪化は非ケインズ効果により抑制されると考えられる。

なお、中里[2002]、小林・小巻[2003]、亀田[2008]での財政再建期間は中

図表3-4 財政再建は非ケインズ効果を発生させるか？

	財政ダミー		効果の有無	効果の規模
	定義	期間		
中里[2002]	(1)わが国で財政再建期といわれる1980年度から87年度まで	80-87 (約20%)	○	1人当たり実質財政支出1単位の減少が1人当たり実質消費を1.06あるいは0.87単位増加させる。
小林・小巻 [2003]	(1)わが国で財政再建期といわれる1980年度から87年度まで	80: II-87: I (約21%)	○	実質財政支出1単位の減少が実質消費を約0.38単位増加させる。
竹田・小巻・ 矢嶋[2005]	(1)構造的財政赤字対GDP比が連続する2年で1.25%以上改善したとき	80: II-88: I, 97: II-98: I, 01: II-03: V (約45%)	×	—
亀田[2008]	(1)構造的基礎的財政収支対潜在GDP比が対前年度で1%改善している年、あるいは前年との累積で1.5%改善している年	83, 84, 85, 01 (約17%)	○	構造的基礎的財政収支対GDP比対前年度1%に相当する財政支出の前減が民間消費を約1.07%増加させる。

注) 筆者作成。財政ダミーの番号は図表3-3と対応している。また、財政ダミー・期間に記載されている百分率は推計期間において「財政ダミー=1」となる割合を示している。

図表3-5 極端な財政拡大は非ケインズ効果を発生させるのか？

	財政ダミー		効果の有無	効果の規模
	財政再建・拡大の定義	期間		
伊藤・渡辺 [2004]	(1)財政支出対GDP比が15%を超えているにもかかわらず、対前年度比で0.4%以上増加している年	77, 78, 93, 95, 98 (約11%)	○	当該県在住者の1人当たり国税納税額/全国平均1人当たり国税納税額が基準県より1%高いとき、1人当たり実質消費対前年度変化率が基準県より0.0055%低くなる。
	(2)財政赤字の規模が対名目GDPで3%を超えているにもかかわらず、更に財政赤字が拡大している年	77, 79, 95, 96, 98, 99 (約13%)	△	当該県在住者の1人当たり国税納税額/全国平均1人当たり国税納税額が基準県より1%高いとき、1人当たり実質消費対前年度変化率が基準県より0.0109%低くなる(ただし高額納税県のみ)。
亀田[2008]	(2)構造的基礎的財政赤字対潜在GDP比の対前年度変化が1%を超える年、あるいは前年との累積変化が1.5%を超える年	92, 93, 94, 95, 98, 99, 02 (約30%)(注1)	×	—

注) 筆者作成。財政ダミーの番号は図表3-3と対応している。推計期間には含まれないが、操作変数期間には含まれる1978年度も拡大期である。また、財政ダミー・期間に記載されている百分率は推計期間において「財政ダミー=1」となる割合を示している。

曾根内閣・小泉内閣の期間に対応する一方、竹田・小巻・矢嶋[2005]の期間はこれらに竹下内閣・橋本内閣を加えたものになっている。亀田[2008]では有意な違いは検出されなかったが、歳出削減と増税では非ケインズ効果が発生させる効果が異なるのかもしれない。

次に財政拡大局面に「ケインズ政策の有効性は非ケインズ効果によって減殺されたのか？」を考える。先行研究は財政拡大を①財政状況の「変化」で定義するものと、②政府債務や財政収支の「レベル」で定義するものに分けることができる。以後、前者を用いた分析結果を「財政拡張期の効果」、後者を「財政悪化期の効果」と呼ぶことにし、それぞれを検討する。

まず財政拡張期の効果についてまとめたのが図表3-5である。伊藤・渡辺[2004]は肯定的な、亀田[2008]は否定的な結果を示しており、やはり共通した見解は存在しないことがわかる。また、伊藤・渡辺[2004]の結果には下方バイアスの問題が、亀田[2008]にはサンプル数の問題があり、2つの研究を分析手法の優劣で比較することはできない。しかし、財政拡大期の全サンプルに対する割合に注目すると、財政拡大期の定義は異なるものの、結果として伊藤・渡辺[2004]での財政再建期の定義は、亀田[2008]のそれより厳しいことがわかる。よって、これらの数少ない先行研究を見るかぎり、緩やかな財政拡大では非ケインズ効果の発生する可能性は低いとは考えられよう。ただし、伊藤・渡辺[2004]の結果にあるように、非ケインズ効果が働いたとしても、その規模は小さなものと思われる。

なお、伊藤・渡辺[2004]で90年代以降に定義された財政拡張期は93年度、95年度、98年度であり、これらは大規模な景気対策が行われた時期に相当するが⁴³⁾、95年度は円高、98年度は金融混乱と外生的なショックとも時期が重なっている。財政政策の効果が実感としてなかったのは、非ケインズ効果の発生だけでなく外生ショックの負の効果も働いたためと思われる。

次に財政悪化期の効果については小林・小巻[2003]の一部とKinari and Shibamoto[2007]以外は否定的な分析結果を示している(図表3-6)。第4.2「実証方法・推計式」項で述べたように、肯定的な結果を示した小林・

43) 93年度：新総合経済対策(13.2兆円)、緊急経済対策(約6兆円)。95年度：緊急・円高経済対策(約7兆円)、経済対策(14.22兆円)。98年度：総合経済対策(16兆円超)、緊急経済対策(17兆円超)。数字は事業規模(中尾[2002])。

図表 3-6 財政悪化期に非ケインズ効果が発生するか？

	財政ダメージ		効果の有無	効果の規模
	財政再建・拡大の定義	期間		
中里[2002]	(2)課税平準化のもとで最適な財政赤字と比べ、基礎的財政収支が対GDP比で0.5%以上過大である時期 (3) Perotti[1999]でのType2ダメージ	74, 76-80, 93, 98 (約20%) 69, 70, 78-84 (約22%)	×	—
小林・小巻 [2003]	(2)課税平準化のもとで最適な財政赤字と比べ、基礎的財政収支が対GDP比で0.5%以上過大である時期 (3) Perotti[1999]でのType2ダメージ	74, 76-80, 93, 98年度 (約24%) 69, 70, 78-84 (約25%)	×	—
伊藤・渡辺 [2004]	(4)政府債務対GDP比>1 (5) 1999: I以降	1997: II以降 (約18%) 1999: I以降 (約11%)	×	実質財政支出1単位の減少が実質消費を0.382単位増加させる。
竹田・小巻・ 矢嶋[2005]	(3)政府債務残高が一般会計歳入比で3.2倍を超えている年 (2)構造的財政赤字対GDP比が2年連続で3%以上となったとき	86, 87, 92-01 (約27%) 93: II-01: I (約29%)	×	—
Kinari and Shibamoto[2007]	Regime-Switching ModelでHansen[1996, 2000]の検定により内生的に決定(政府債務対GDP比>1.899の時期)	98以降 (注2)	○	財政支出1単位の減少が民間消費を0.64単位増加させる。

出所) 筆者作成。

注) 1. 財政ダメージの番号は表9-3の番号と対応している。

2. Shibamoto and Kinari[2007]本文中にある記載より。

3. 財政ダメージ・期間に記載されている百分率は推計期間において「財政ダメージ=1」となる割合を示している。

小巻[2003]の推計はかなりアドホックな推計式によって得られたものである。また、Kinari and Shibamoto[2007]も貨幣錯覚という、この分野においてはやや特殊な仮定がおかれている。以上より、財政赤字・公的債務が高水準であるというだけでケインズ効果が減殺されることはないと思われる。

5 まとめ

本稿では国内外の理論研究・実証研究をサーベイし、わが国における非ケインズ効果の発生可能性を検討した。この目的のために利用した国内先行研究は、中里[2002]、小林・小巻[2003]、伊藤・渡辺[2004]、竹田・小巻・矢嶋[2005]、Kinari and Shibamoto[2007]、亀田[2008]の6本である⁴⁴⁾。非ケインズ効果は近年注目を集めているが、包括的なサーベイはまだなされておらず、この点が本稿の貢献である。

先行研究サーベイの結果、日本での研究蓄積は進んでいるものの、データの構築方法、とくに財政再建期・拡大期を表現するダミー変数の内生性の問題への配慮がなされていない点が明らかになった。また構造的基礎的財政収支でなく単なる財政収支をベースとしていることが多く、財政収支の変化が政策の結果なのか景気循環や過去の経緯（公債発行）の結果なのか判断できない研究が大半を占めることもわかった。非ケインズ効果は政策変更が将来期待を通じて家計消費を変化させる効果なのでこの点は重要である。

次にわが国での非ケインズ効果分析の中心課題であった「財政再建を進めるにあたって景気後退は生じないか」「ケインズ政策の有効性は非ケインズ効果によって減殺されたのか？」について研究結果を吟味すると、その結論は以下の3点に要約できる。

第1に「財政再建を進めるにあたって景気後退は生じないか」について、中里[2002]、小林・小巻[2003]、亀田[2008]は大規模な財政再建時に家計の消費が拡大することを確認している。この存在に否定的な竹田・小巻・矢嶋[2005]では、財政再建をより緩やかに定義しており、これは財政再建の規模が小さければ非ケインズ効果の発生する可能性がないことを示している。以

44) ただし本稿の目的に照らしたときに分析内容が同一と判断できる小巻[2003]と竹田・小巻・矢嶋[2005]、亀田[2006]と亀田[2008]は別論文として数えていない。

上より、中曽根内閣時や小泉内閣時のような大規模な財政再建時には民間消費に対する非ケインズ効果が発生したと考えられる。

第2に「90年代後半の財政拡張の効果を非ケインズ効果が減殺した」との主張についてであるが、この点に関する先行研究は、財政拡張を①財政赤字の「変化」で定義したものと、②政府債務や財政収支の「レベル」で定義したものに分けることができる。ここで①の定義を利用した先行研究（伊藤・渡辺[2004]、亀田[2008]）を比較すると、その結果は一致しないものの、非ケインズ効果に肯定的な伊藤・渡辺[2004]の財政拡張の定義は、否定的な亀田[2008]より厳しい。よって少なくとも緩やかな財政拡大では非ケインズ効果の発生する可能性は低いと考えられる。ただし伊藤・渡辺[2004]を見るかぎりたとえ非ケインズ効果が発生したとしてもその影響は小規模に止まる。

第3に②の定義を利用した分析のうち、小林・小巻[2003]、Kinari and Shibamoto[2007]は財政の悪状況（高公的債務・高財政赤字）が非ケインズ効果を招くと主張しているが、その他の研究は否定的である。ここで、小林・小巻[2003]、Kinari and Shibamoto[2007]は分析の際にやや特殊な仮定を利用していることに配慮すると財政赤字・公的債務が高水準にあるというだけでケインズ効果が減殺されることはないと思われる。

以下、今後望まれる研究をまとめてみたい。第1に伊藤・渡辺[2004]のような都道府県別年度パネルデータを用いた分析である。サンプル数確保の観点から四半期データの利用も有用であるが、財政という年度単位の行動が重視される研究での四半期データの利用には不安が残る。この点を克服した四半期データによる分析も有用であろう。

第2に民間投資を対象とした研究である。Giavazzi and Pagano[1990]が指摘したように、実は非ケインズ効果にとって重要なのは民間消費よりも民間投資である。Alesina *et al.*[2002]等の民間投資を対象とした先行研究も存在しており、わが国を対象とした研究も実施すべきだろう。

第3に、財政再建の構成に配慮した研究である。Alesina and Perotti[1995]以降、財政再建の「中身」によってその成否が決まるという議論が展開されており、海外ではGiavazzi, Jappelli, and Pagano[2000]やHjelm[2002]などが研究を行っている。しかし、日本においてこれらの「中身」の違いが民間経済に与える影響はまだ十分に分析されていない。

第4にGDPに対する影響である。Barry and Devereux[2003]が指摘したように、民間消費に対する非ケインズ効果が存在したとしても、GDPに影響を与えるか否かは定かではない⁴⁵⁾。これらの研究は今後の財政運営を進める上で重要な情報を提供することができると考えられる。

参考文献

- 伊藤新・渡辺努[2004], 「財政政策の非ケインジアン効果」『経済研究』一橋大学経済研究所, 第55巻4号。
- 亀田啓悟[2004], 「非ケインズ効果の理論的基礎に関するサーベイ」『ファイナンス』平成16年9月号(通巻466号)財務省。
- 亀田啓悟[2006], 「わが国における非ケインズ効果の有無について」2006年度日本財政学会報告論文。
- 亀田啓悟[2007], 「わが国における非ケインズ効果研究の方向性」『総合政策研究』関西学院大学総合政策学部研究会, No. 24。
- 亀田啓悟[2008], 「わが国の民間消費に対する非ケインズ効果の実証分析」Working Paper, No. 38, 関西学院大学総合政策学部研究会。
- 川出真澄・伊藤新・中里透[2004], 「1990年以降の財政政策の効果とその変化」, 井堀利宏編『日本の財政赤字』岩波書店, 第5章。
- 絹川真哉[2000], 「景気刺激策としての財政再建——構造的時系列モデルによる実証分析」FRI研究レポート, No. 83, 富士通総研。
- 小林慎也・小巻泰之[2003], 「財政の非ケインズ効果について」『国民経済』国民経済研究協会, No. 166, pp. 127-147。
- 小巻泰之[2003], 「財政再建の経済効果——非ケインズ効果の再検証」『経済集志』第73巻第3号, 日本大学経済学部, 2003年10月, pp. 195-210。
- 貞廣彰[2005], 『戦後日本のマクロ経済分析』東洋経済新報社。
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次[2005], 「非ケインズ効果とrule-of-thumbな家計」, 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次著『期待形成の異質性とマクロ経済政策』東洋経済新報社。
- 田中秀明・北野祐一郎[2002], 「欧米諸国における財政政策のマクロ経済的効果」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所, 第63号。
- 富田俊基[2001], 『日本国債の研究』東洋経済新報社。
- 中尾武彦[2002], 「日本の1990年代における財政政策の経験——バブル崩壊後の長引く経済低迷の中で」PRI Discussion Paper Series (No. 02A-11), 財務省財務総合政策研究所。
- 中里透[2000], 「課税平準化仮説と日本の財政運営」, 井堀利宏ほか『財政赤字の経済分析——中長期からの視点』大蔵省印刷局。
- 中里透[2002], 「財政再建の非ケインズ効果をめぐる論点整理」『経済分析』内閣府経済社会総合研究所, 第163号。

45) この点は井堀利宏教授にご指摘いただいた。記して感謝申し上げます。

- 中里透[2005], 「財政改革と経済活動」『フィナンシャル・レビュー』第76号, 財務省財務総合政策研究所。
- 福田慎一・計聡[2002], 「日本における財政政策のインパクト——90年代のイベントスタディー」『金融研究』第21巻第3号, 日本銀行金融研究所。
- 吉野直行・嘉治佐保子・亀田啓悟[1998], 「金融政策手段とケインズ乗数」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省財政金融研究所, 第45号。
- 吉野直行・亀田啓悟[1999], 「財政支出の需要創出効果」, 吉野直行・中島隆信編著『公共投資の経済効果』日本評論社, 第2部。
- Alesina, P., Ardagna, S., Perotti, R. and Schiantarelli, F. [2002], “Fiscal Policy, Profits, and Investment,” *The American Economic Review*, 92(3), pp. 571–589.
- Alesina, A. and Ardagna, S. [1998], “Fiscal Adjustments: Why They can be expansionary,” *Economic Policy*, 27, pp. 487–517.
- Alesina, A. and Perotti, R. [1995], “Fiscal Expansion and Fiscal Adjustments in OECD Countries,” NBER Working Paper No. 5214.
- Alesina, A. and Perotti, R. [1996a], “Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects,” NBER Working Paper No. 5730.
- Alesina, A. and Perotti, R. [1996b], “Reducing Budget Deficits,” *Swedish Economic Policy Review*, 3, pp. 113–134.
- Barry, F. and Devereux, M. B. [2003], “Expansionary fiscal contraction: A theoretical explanation,” *Journal of Macroeconomics*, 25, pp. 1–23.
- Bertola, G. B. and Drazen, A. [1993], “Trigger points and budget cuts: Explaining the effects of fiscal austerity,” *American Economic Review*, 83(1), pp. 11–26.
- Blanchard, O. J. [1985], “Debt, deficit, and finite horizons,” *Journal of Political Economy*, 93(2), pp. 223–247.
- Blanchard, O. J. and Fischer, S. [1989], *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press.
- Blanchard, O. J. [1990a], “Comment on can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of Two Small European Countries by F. Giavazzi and M. Pagano,” in Blanchard, O. J., Fischer, S. (eds.) *NBER Macroeconomics Annual*. pp. 111–116.
- Blanchard, O. J. [1990b], “Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators,” OECD Department of Economics and Statistics Working Papers, no. 79.
- Campbell, J. Y. and Mankiw, G. [1989], “Consumption, Income, and Interest Rate: Reinterpreting the Time Series Evidence,” in Blanchard, O. and Stanly Fischer, eds. *NBER Macroeconomic Annual 1989*, MIT Press.
- Campbell, J. Y. and Mankiw, G. [1990], “Permanent Income, Current Income, and Consumption,” *Journal of Business and Economic Statistics* 8(3), pp. 265–279.
- Campbell, J. Y. and Mankiw, G. [1991], “The Response of Consumption to Income: A Cross-Country Investigation,” *European Economic Review*, 35, pp. 723–767.
- Choi and Devereux [2006], “Asymmetric Effects of Government Spending: Does the Level of Real Interest Rates Matter?” *IMF Staff Papers*, 53(Special Issue), pp. 147–181.
- Davidson, J. E. H., Hendry, D. H., Srba, F. and Yeo, S. [1978], “Econometric Modeling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers’ Expenditure and Income in

- the United Kingdom," *The Economic Journal*, 88(352), pp. 661-692.
- Fels, G. and Froehlich, H. P. [1986], "Germany and the world economy: A German View.," *Economic Policy*, 4, pp. 178-195.
- Finn, M. G. [1998], "Cyclical Effects of Government's Employment and Goods Purchases," *International Economic Review*, 39(3), pp. 635-657.
- Giavazzi, F. and Pagano, M. [1990], "Can severe fiscal contraction be expansionary? Tales of two small European countries," in Blanchard, O. J., Fischer, S. (eds.) *NBER Macroeconomics Annual, 1990*. MIT press.
- Giavazzi, F. and Pagano, M. [1995], "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience," NBER Working Paper, No. 5332.
- Giavazzi, F. and Pagano, M. [1996], "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience," *Swedish Economic Policy Review*, 3, pp. 67-103.
- Giavazzi, F., Jappelli, T., and Pagano, M. [1998], "Searching for Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy," IGIER Working Paper 136.
- Giavazzi, F., Jappelli, T., and Pagano, M. [2000], "Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries," *European Economic Review*, 44(7), pp. 1259-1289.
- Giavazzi, F., Jappelli, T., Pagano, M. and Benedetti, M. [2005], "Searching for Non-Monotonic Effects of Fiscal Policy: New Evidence," Working Paper No. 142, Centre for Studies in Economics and Finance.
- Hall, R. E. [1978], "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 971-987.
- Hansen, Bruce E. [1996], "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis," *Econometrica*, 64(2), pp. 413-430.
- Hansen, Bruce E. [2000], "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, 68(3), pp. 575-604.
- Hayashi, F., [1982], "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy*, 90(5), pp. 895-916.
- Hjelm, G. [2002], "Is private consumption growth higher (lower) during periods of fiscal contractions (expansions)?" *Journal of Macroeconomics*, 24(1), pp. 17-39.
- Kinari, Y. and Shibamoto, M. [2007], "Efficacy of Fiscal Policy in Japan: Keynesian and Non-Keynesian Effects on Aggregate Demand," Unpublished paper presented at annual meetings of the Japan Society of Monetary Economics 2007.
- Konishi, H. [2006], "Spending Cuts or Tax Increase? The Composition of Fiscal Adjustments as a Signal," *European economic review*, 50(6), pp. 1441-1469.
- McDermott, J. and Wescott, R. [1996], "An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments," *IMF Staff Papers*, 43(4), pp. 725-753.
- Muellbauer, J. and Lattimore, R. [1994], "The Consumption Function: The Theoretical and Empirical Overview," in M. h. Pesaran and M. R. Wickens (eds.), *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell, Oxford.

- OECD [1996], "The Experience with Fiscal Consolidation in OECD Countries," *OECD Economic Outlook*, June, pp. 33–41.
- Perotti, R. [1999], "Fiscal policy in good times and bad," *Quarterly Journal of Economics*, 114(4), pp. 1399–1439.
- Sutherland, A. [1997], "Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy?" *Journal of Public Economics*, 65(2), pp. 147–162.
- Tong, Howell. [1990], *Non-Linear Time Series: A Dynamic System Approach*. Oxford University Press.