

KISER Discussion Paper Series No.2
2006/9

1990年代の所得税・消費税改革の厚生評価

小川亮

大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程

北浦義朗

(財) 関西社会経済研究所

大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程

本稿の内容は全て執筆者の責任により執筆されたものであり、
(財) 関西社会経済研究所の公式見解を示すものではない。

1990年代の所得税・消費税改革の厚生評価¹

小川亮[†]

大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程

北浦義朗[‡]

(財) 関西社会経済研究所

大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程

概要

本稿では、2006年以降活発になると予測される税制改革の議論のために、1990年代に実施された所得税・個人住民税の先行減税、消費税の増税を中心とする税制改革の評価を行った。その手法として、ラムゼイモデルを用い、家計の厚生の変化と、それを金銭価値に表した等価変分、超過負担を計測した。主な結果をまとめると以下のようになる。

第一に、1994年度から1997年度までの先行減税を伴う複数期間税込中立型の村山税制改革に関して、増減税額は一人当たり51.4万円(1994年度時点の割引現在価値額：以下同じ)の増税となる。また、厚生評価すると、生涯の効用水準は税制改革を行わないケースと比べて0.08%低下しており、等価変分で見ると一人当たり63.9万円、生涯所得(初期資産含む)比だと0.386%の減少となる。消費税増税によって発生している超過負担は10.6万円である。

第二に、1990年代に行われた所得税減税・消費税増税という税制改革全体では、一人当たり107.5万円の減税となっていた。その税制改革全体が家計に与えた効果は、効用水準で見ると、税制改革を行わないケースに比べて0.126%改善しており、等価変分で見ると一人当たり99.8万円(生涯所得比：0.604%)改善している。

第三に、1990年代の税制改革を個別に見ていくと、所得税の特別減税などの単年度のみの税制改革が、家計の満足度(効用)に与えた影響は極めて小さく、ほとんど影響を及ぼさないことが明らかになった。一方、所得税の税率表改定を伴う制度減税や、消費税の増税といった、影響が恒久的に及ぶ税制改革の影響は大きいことが定量的に明らかになった。

¹本稿は、(財) 関西社会経済研究所で2005年度に開かれた「受益と負担のあり方に関する研究会」(主査：橋本恭之 関西大学教授)における成果の一部を加筆・修正したものである。本稿を作成するにあたって、跡田直澄教授(慶應義塾大学)、橋本恭之教授(関西大学)、日高政浩助教授(大阪学院大学)、前川聡子助教授(関西大学)、木村真特任助手(北海道大学)、佐野晋平氏(日本学術振興会研究員)から数多くの有益な助言を頂いた。記して感謝申し上げたい。なお、本稿のなかの誤りは全て筆者に帰する。

[†] 連絡先：cg031or@srv.econ.osaka-u.ac.jp

[‡] 連絡先：kitaura-y@kiser.or.jp

1. はじめに

本稿では、1990年代に実施されてきた税制改革、とくに所得税・個人住民税、消費税制の改革を評価する。1990年代には、税率表のフラット化を伴う所得税・個人住民税などの先行減税と消費税率の引き上げ（村山税制改革）が行われた。また、平成不況の深刻化に対応した所得税・個人住民税の定率減税などの恒久的な税制改革や、単年度の所得税・個人住民税の減税措置も実施されてきた。

現在、深刻化する少子高齢化に備えるため、また、将来世代に現在世代のつけ（借金）を遺さないために、徹底的な歳出・歳入一体改革が重要な政策課題となっている。そのなかでの歳入面の改革では、経済活性化政策による自然増収だけでなく、消費税率引き上げも有力な政策手段になる。しかし、消費税の増税には国民の強い反対が予想され、再び村山税制改革のように先行減税がセットにされる可能性がある。

村山税制改革では、先行的な所得税減税とその後の消費税増税による複数期間の税収中立という論理で国会可決、実施に踏み切った²。この先行減税を伴う複数期間税収中立型の税制改革が達成されるためには、所得税の制度減税・特別減税の規模よりも、後から実施される消費税増税の規模の方が平年度ベースで大きくなければならない。この増減収規模の大小関係は特別減税を除いたとしても存続するため、税収を中立させる期間の後においては増税となる。

このように、短期的には税収中立、長期的には増税となる村山税制改革が、国民の通時的な厚生にどのような影響を及ぼしたのかを検証することは、これからの税制改革を議論していく上でも大きな関心事項となる。また、もし実質的増税である村山税制改革によって景気が悪化したとなれば、その対策として実施された所得税減税もセットで厚生評価しなければならない。

近年におけるわが国の税制改革を厚生分析した先行研究はいくつか存在する。本間・跡田・橋本（1989）では、1988(昭和 63)年 12 月に成立した消費税の導入と所得税・個人住民税の制度減税を骨格とする竹下税制改革を分析対象とし、改革前後の二時点間のライフサイクルモデルを想定して、改革が所得階層別の厚生と社会的厚生へ与える影響を分析している。橋本・林・跡田（1991）では、竹下税制改革と 1986(昭和 61)年度からスタートした新年金制度を分析対象とし、世代別家計のライフサイクルモデルを利用して、改革が与える世代別厚生への影響をシミュレーションしている。金子・田近（1989）では、竹下税制改革を分析対象とし、支出線形体系を推計し厚生コストを計測している。

以上の3つの研究が1980年代末に行われた竹下税制改革を分析対象としているのに対して、橋本・上村（1997）は、1990年代の村山税制改革を分析対象とし、多部門世代重複モデルで村山税制改革がもたらす税負担率の変化と厚生に与える影響をシミュレーションし

² 石（2005）では、バブル崩壊後の景気低迷に対する所得減税と、減税財源そして財政健全化維持のための消費税増税という増減税一体処理のパッケージに関して論じている。

ている。

以上を踏まえ、本稿では、本間・跡田・橋本（1989）や橋本・林・跡田（1991）と同様に動学的部分均衡経済モデル、具体的には政府と無期限生きる代表的家計から構成される部分均衡経済モデルを想定し、改革の影響を受けている実際の 2004 年度までの経済データを使用した上で、村山税制改革の厚生評価を試みる。また、村山税制改革以後の 1990 年代の所得税減税も同時に分析する。

税制改革による厚生変化の測定尺度としては、金子・田近（1989）のような支出線形体系で用いられる等価変分、超過負担を使用した。等価変分を計測すれば、改革による厚生変化を金額換算で捉えることができ、生涯所得などと比較することができる。また、等価変分だけでなく超過負担も計測すれば、実際の税負担の変化による厚生変化だけでなく、税体系の変化によって家計が消費行動を変えたことによる厚生変化も明確に捉えることができる。

本稿の具体的な構成は以下の通りである。まず 2 節では 1990 年代に行われた税制改革の内容について整理、概説する。3 節では、本稿で使用したモデルについて説明する。4 節では、効用関数の特定化とパラメーターの推定を行う。5 節では、1990 年代に行われた税制改革の厚生評価を行う。6 節では、本稿の結果についてまとめるとともに、残された課題について言及する。

2. 1990 年代の所得税・個人住民税、消費税制改革の経緯

本節では 1990 年代に実施された一連の所得税・個人住民税、消費税制の改革について簡単に説明する。その主な内容は表 1、2 にまとめた。これらの税制改革の主な狙いは二つに分けられる。一つは、少子高齢化が進むなかで負担が若年世代に偏重しないことを目的とする所得税の制度減税と消費税増税である。もう一つは、バブル崩壊後の深刻な平成不況の対策としての一時的または恒久的な所得税・個人住民税の減税である。

1990 年代に入ると、1980 年代後半から続いてきたバブル景気が崩壊し、経済状況は悪化の一途を辿った。そのような中、政府は景気対策と税収の直間比率是正のため、所得税の減税と消費税の増税の実施を模索し始めていた。村山内閣は 1994（平成 6）年度税制改正において、将来の消費税増税を財源に 1994（平成 6）年分所得税・個人住民税の特別減税を行った。その年の税額の 20%相当が減税されたが、所得税では 200 万円、個人住民税では 20 万円の上限額も設定された。この特別減税による減税規模（旧大蔵省試算）は、5.5 兆円（国税 3.8 兆円、地方税 1.7 兆円）と大規模なものであった。その後も景気対策としての所得税・個人住民税の特別減税は、1995（平成 7）年分そして 1996（平成 8）年分の所得にも実施された。具体的には、ともに 15%の定率減税で、上限額は所得税で 5 万円、個人住民税で 2 万円となった。それらの減税規模（旧大蔵省試算）は、両減税ともに 2 兆円（国税 1.4 兆円、地方税 0.6 兆円）となり、1994（平成 6）年の特別減税の半分以下の規模であった。

表1 1990年代の税制改革と増減税規模（旧大蔵省試算）

年度	税制改革の内容	西暦 平成	1994 6	1995 7	1996 8	1997 9	1998 10	1999 11	2000 12	2001 13
1994 (H6)	・20%の定率減税 所得税：上限200万円、 住民税：上限20万円	国税 地方税 全体	-3.8 -1.6 -5.5							
1995 (H7)	・税率構造の累進緩和 ・課税最低限の引上げ	国税 地方税 全体		-2.4 -1.1 -3.5			(恒久的措置)			
1996 (H8)	・15%の定率減税 所得税：上限5万円 住民税：上限2万円	国税 地方税 全体		-1.4 -0.6 -2.0						
1997 (H9)	・15%の定率減税 所得税：上限5万円 住民税：上限2万円	国税 地方税 全体			-1.4 -0.6 -2.0					
1998 (H10)	・3%から5%へ引き上げ	国税 地方税 全体				2.6 1.5 4.1		(恒久的措置)		
1999 (H11)	・定額減税 所得税：本人3.8万円、扶養家族等1.9万円 住民税：本人1.7万円、扶養家族等0.85万円	国税 地方税 全体					-2.8 -1.2 -4.0			
1999 (H11)	・定率減税 所得税：20%・上限25万円、住民税：15%・上限4万円 ・最高税率の引下げ・扶養控除額の加算(43→45万円)	国税 地方税 全体						-3.0 -1.1 (恒久的措置) -4.1		

※参考資料は財務省のホームページ
※単位は兆円

このような景気対策としての特別減税が行われていた一方、1994（平成6）年11月に、所得税・個人住民税制の累進構造緩和や消費税増税を主な特徴とする抜本的税制改革（村山税制改革）が決定された。この改革の背景としては、1988（昭和63）年12月の抜本的税制改革以降も、人口構成の高齢化が着実に進んでいることや、所得水準の上昇により中堅所得層を中心とした税負担の累増感が強まっていたことが挙げられる。

具体的な改革内容であるが、所得税・個人住民税制に関しては、まず中間段階の税率、所得税でいえば20%のブラケットを中心に拡大させて、税率の累進構造をフラットにした。また、消費税率引き上げに伴い低所得者層の負担が増加することも配慮し、課税最低限を引き上げた。この制度減税による減税規模（旧大蔵省試算）は、平年度ベースで3.5兆円（国税2.4兆円、地方税1.1兆円）となる。

一方で、消費税の税率は3%から5%に引き上げられた。この引き上げによる増税規模（旧大蔵省試算）は平年度ベースで4.1兆円（国税2.6兆円、地方税1.5兆円）となる。村山税制改革においては、その他の諸改革も含めた形で所得税・個人住民税改革と消費税改革が平年度ベースで税収中立になるように政府は配慮した。ただし、平成不況に配慮し、先行減税という形で、所得税・個人住民税の制度減税は1995（平成7）年から実施し、消費税に係る改正は1997（平成9）年4月からの実施とした。

抜本的税制改革や3回の特別減税の後も、平成不況は長期化の様相を呈し、小渕内閣は更なる減税策を打ち出すことになる。1998（平成10）年においては特別減税を2回も実施した。この改革は従来の特別減税と違って、所得税で本人3.8万円、扶養家族等1.9万円、個人住民税で本人1.7万円、扶養家族等0.85万円の定額減税方式を採用した。この特別減税2回分による減税規模の合計（旧大蔵省試算）は4兆円（国税2.8兆円、地方税1.2兆円）であった。

さらに翌年の1999（平成11）年の税制改正では、これまでの1年単位の減税でなく、恒

表 2 所得税・個人住民税の控除と税率表の変遷

		1989-1994			1995-1998			1999-			
個人 所得税・ 住民税	給与 所得 控除	最低控除額		65万円	最低控除額		65万円	同左			
				控除率			控除率				
		160万円超	165万円以下	40%	180万円超	180万円以下	40%				
		330万円超	330万円以下	30%	360万円超	360万円以下	30%				
		600万円超	600万円以下	20%	660万円超	660万円以下	20%				
		1000万円超	1000万円以下	10%	1000万円超	1000万円以下	10%				
				5%			5%				
所得 税	所得 控除	基礎控除		35万円	基礎控除		38万円	同左			
		配偶者控除		35万円	配偶者控除		38万円				
		配偶者特別控除		最高35万円	配偶者特別控除		最高38万円				
		扶養控除		35万円	扶養控除		38万円				
	限界 税率 表	課税所得(5段階)		限界税率	課税所得(5段階)		限界税率	課税所得(4段階)			
		300万円以下	300万円以下	10%	330万円以下	330万円以下	10%	330万円以下	330万円以下	10%	
		300万円超	600万円以下	20%	330万円超	900万円以下	20%	330万円超	900万円以下	20%	
		600万円超	1000万円以下	30%	900万円超	1800万円以下	30%	900万円超	1800万円以下	30%	
		1000万円超	2000万円以下	40%	1800万円超	3000万円以下	40%	1800万円超		37%	
		2000万円超		50%	3000万円超		50%				
(市 町 村 個人 住民 税 + 道府 県)	所得 控除	1989		1990	1991-1994		基礎控除		33万円	同左	
		基礎控除		28万円	30万円	31万円		配偶者控除			
		配偶者控除		28万円	30万円	31万円		配偶者控除		33万円	
		配偶者特別控除		最高14万円	最高30万円	最高35万円		配偶者特別控除		最高33万円	
		扶養控除		28万円	30万円	35万円		扶養控除		33万円	
	限界 税率 表	課税所得(3段階)		限界税率	課税所得(3段階)		限界税率	課税所得(3段階)		限界税率	
		1989-1990		1991-1994	200万円以下		5%	200万円以下		5%	
		120万円以下	160万円以下	5%	200万円超	700万円以下	10%	200万円超	700万円以下	10%	
		120万円超	500万円以下	10%	700万円超		15%	700万円超		13%	
		500万円超	550万円超	15%							

※ 『財政金融統計月報』（財務総合政策研究所）の租税特集より作成。

久的な減税に乗り換えた。主な改革内容としては、まず、国民の意欲を引き出すことを目的とした所得税・個人住民税の最高税率の引下げ（所得税 50%、個人住民税 15%、国税・地方税合わせて 65%から所得税 37%、個人住民税 13%、国税・地方税合わせて 50%へ）が行われた。この制度減税は将来の抜本的な税制改革を一部先取りした形でもある。また、控除額に上限を設けつつも中堅所得層に配慮して定率減税（所得税で 20%の定率減税、上限は 25 万円。個人住民税で 15%の定率減税、上限は 4 万円）を恒久的措置として行うことにした。この平成 11 年度の税制改正による減税規模（旧大蔵省試算）は、平年度ベース 4.1 兆円（国税 3 兆円、地方税 1.1 兆円）であった。

以上で述べてきた 1990 年代の一連の所得税・個人住民税、消費税改革は、2000 年代の税負担水準にも大きな影響をもたらしている。1997 年度の消費税率引き上げとそれに先行する 1995 年度の所得税・個人住民税の税率表改正を伴う制度減税や、1999 年の所得税・個人住民税の税率表改正を伴う制度減税・定率減税は、2000 年代にも引き続き恒久的な制度として存続している³。

³ 景気対策として実施されてきた 1999（平成 11）年の所得税・個人住民税の定率減税は、2007 年度には廃止される予定となっている。

前年度比

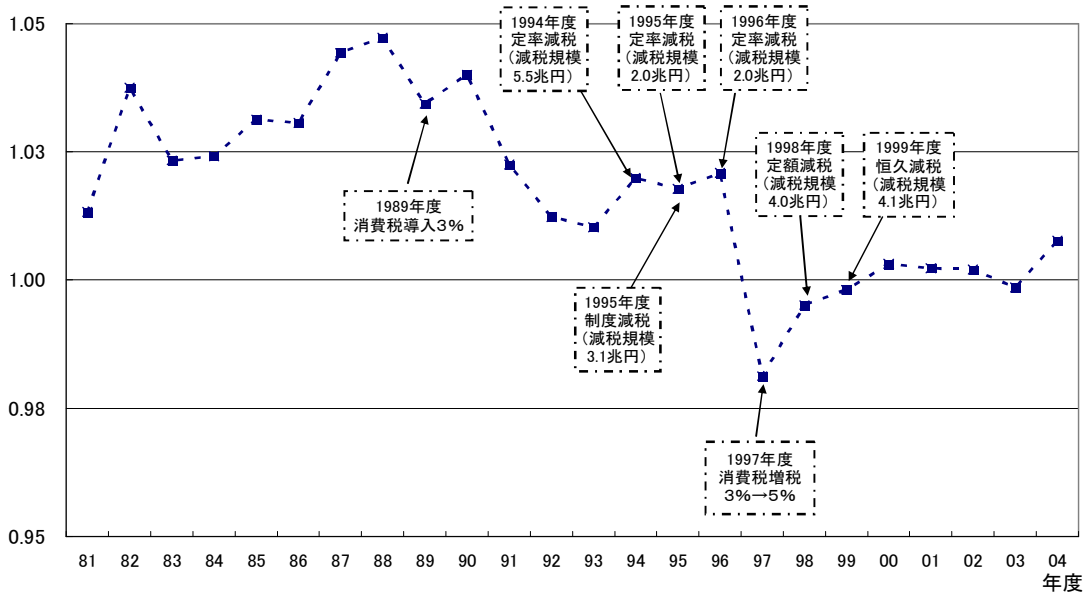


図1 一人当たり実質家計最終消費支出の前年度比と税制改革

※『国民経済計算』(内閣府)の家計最終消費支出、『消費者物価指数月報』(総務省)の消費者物価指数、『国勢調査』(総務省)とそれに基づいた推計により得られた総人口数によって作成。

3. モデル

2節では、1990年代に実施された一連の所得税・個人住民税、消費税制の改革について簡単に説明してきた。本節では、それらの税制改革が家計の厚生に与えた影響を測るための土台となるモデルを説明する。その際、留意すべき点として以下の二つあげられる。

第一に、税制改革は、単に家計の税負担を変化させるだけでなく、価格体系の変化を通じて、消費・貯蓄の選択行動にも影響(歪み)を与える点である。1997(平成9)年度の消費税増税に関しては、家計は増税後の物価上昇を見通し、増税前の数年間において駆け込みで消費をした。増税後ではその反動で家計は消費を抑制している。これらの現象は、消費の前年度比の時系列グラフ(図1)からでも伺える。公共経済学の理論では、税率の変更が価格体系を変化させ、家計の消費・貯蓄の量とタイミングを歪ませることによって、税負担の増加以上の厚生損失が家計に発生することを明らかにしている。

第二に、税制改革は、制度改革や恒久減税といった形で、長期的に家計の消費・貯蓄に影響を与える点である。従来の主な先行研究では、改革前後の二時点あるいは数時点でのみしか、税制改革の影響を評価していなかった。しかし、前節でも述べたように、1997(平成9)年度の消費税率引き上げとそれに先行する1995(平成8)年度の所得税・個人住民税の制度減税や1999(平成11)年の所得税・個人住民税の制度減税・定率減税は、いずれも恒久

的な改革である。したがって、制度改革・恒久減税が、単年度ではなく長期にわたって家計の消費・貯蓄行動に影響をもたらすことを見過すべきではない。

以上の二点を考慮し、本稿では無限期間生存する代表的家計と政府からなる経済を想定する⁴。以下では、政府の予算制約と家計の行動をモデル化し、さらに本稿で行う税制改革の厚生評価と等価変分、超過負担の概念について整理しておくこととする。

3.1. 政府の予算制約

政府の単年度予算は

$$r_{t+s} B_{t+s} + P_{G_{t+s}} G_{t+s} - T_{t+s} = \Delta B_{t+s} \quad (1)$$

と表される。ここで、 B_{t+s} は $t+s$ 期首の公債残高、 r_{t+s} は名目利子率、 G_{t+s} は公共サービス供給量、 $P_{G_{t+s}}$ はその価格、 T_{t+s} は総税収、 ΔB_{t+s} は公債発行額である。(1)式は公債費 ($r_{t+s} B_{t+s}$) と公共サービス支出 ($P_{G_{t+s}} G_{t+s}$) から総税収を差し引いた財政赤字を公債発行によって賄うことができることを意味している。

本稿では代表的家計を想定するので、公共サービスと税負担について総額と一人当たりの大きさとの関係を定義しておこう。 $t+s$ 期の人口を N_{t+s} とすると、

$$G_{t+s} = N_{t+s} g_{t+s}$$

$$T_{t+s} = N_{t+s} \tau_{y_{t+s}} + N_{t+s} \tau_{c_{t+s}} c_{t+s}$$

と表される。ここで、 g_{t+s} は一人当たり公共サービスである。税負担については労働所得課税と消費課税の2つをモデル化する。 $\tau_{y_{t+s}}$ は労働所得税と個人住民税と社会保険料の合計額、 $\tau_{c_{t+s}}$ は消費税を含む間接税の実効税率、 c_{t+s} は一人当たり民間財消費量である。

3.2. 家計の行動

無限期間生存する代表的家計は将来の人口変動を考慮した予算制約、

$$\frac{(1+n_{t+s})a_{t+s+1}}{(1+r_{t+s})} = a_{t+s} + y_{t+s} - \tau_{y_{t+s}} - q_{t+s} c_{t+s} \quad (2)$$

に従うものとする。ここで a_{t+s} は $t+s$ 期首の一人当たり名目資産ストック額、 y_{t+s} は一人当たり名目労働所得である。 q_{t+s} は消費税込み一般物価水準であり、税抜き一般物価水準を p_{t+s} 、消費税を含む間接税の実効税率を $\tau_{c_{t+s}}$ とすると、 $q_{t+s} \equiv (1+\tau_{c_{t+s}})p_{t+s}$ と定義される。また n_{t+s} は人口成長率である。(2)式は人口の変化を考慮した資産の蓄積式を表している⁵。

資産については、非負の制約と長期的に発散しない条件

⁴ Auerbach(1985)では、収穫逦減の生産技術をもつ企業の存在を考慮すれば、税率の変更は、生産者価格も変化を通じて利潤を変化させ、家計の所得も変化させるというメカニズムによっても、厚生に影響を与えることを示している。また、同時にその状況での超過負担の計算も提示している。しかし、本稿では分析の簡略化のため、生産部門については実質的に捨象している。

⁵ Aschauer (1985)でも同様の異時点間予算制約式を使用している。

$$a_t = \bar{a} \geq 0 \quad (3)$$

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{j=0}^s \left(\frac{1+n_{t+j}}{1+r_{t+j}} \right) a_{t+s+1} = 0 \quad (4)$$

を満たすものと仮定する。ここで \bar{a} は名目初期資産額とする。(2)、(3)および(4)式から、この代表的家計の t 期以降の通時的予算制約式は

$$q_t c_t + \sum_{i=0}^{\infty} \prod_{j=0}^i \left(\frac{1+n_{t+j}}{1+r_{t+j}} \right) q_{t+i+1} c_{t+i+1} = \bar{a} + y_t - \tau_{y_t} + \sum_{i=0}^{\infty} \prod_{j=0}^i \left(\frac{1+n_{t+j}}{1+r_{t+j}} \right) (y_{t+i+1} - \tau_{y_{t+i+1}}) \quad (5)$$

と表される。(5)式は、左辺の t 期の一人当たり額で表した t 期以降の消費支出の割引現在価値の総額と、右辺の t 期首の名目資産ストック額と t 期以降の可処分所得 $(y - \tau_y)$ の割引現在価値の総額が等しいことを意味している。

家計は(5)式の予算制約式の下で、 t 期以降の民間消費と公共サービスからなる期待効用

$$U_t = E_t \{ U(c_t, \Lambda, c_{t+s}, \Lambda \mid g_t, \Lambda, g_{t+s}, \Lambda) \} \quad (6)$$

の最大化を図るように行動するものと仮定する。 E_t は t 期に利用可能な情報に関する条件付期待オペレータである。家計が公共サービスから効用を得るという仮定は、増税が単に家計の負担増になるだけでなく、その財源で公共サービスが増加するなら効用の上昇につながることを想定していることになる。

ここで将来の公共サービスと税率については政府が決定し、家計はそれらの流れ $(g_t, \Lambda, g_{t+s}, \Lambda)$ 、 $(\tau_{y_t}, \Lambda, \tau_{y_{t+s}}, \Lambda)$ および $(\tau_{c_t}, \Lambda, \tau_{c_{t+s}}, \Lambda)$ を合理的に予測していると仮定する。家計はこれらの予測と(5)式の通時的予算制約を所与として、(6)式の期待効用を最大化するように消費の流れ $(c_t, \Lambda, c_{t+s}, \Lambda)$ を決定するのである。効用最大化の条件式はオイラー方程式

$$E_{t+s} \left\{ \frac{\partial U / \partial c_{t+s+1}}{\partial U / \partial c_{t+s}} \frac{q_{t+s}}{q_{t+s+1}} \frac{1+r_{t+s}}{1+n_{t+s}} - 1 \right\} = 0 \quad (7)$$

と表すことができる。

3.3. シミュレーションモデルの設定

家計は、第 $t+s$ 期の税制改革を第 t 期に合理的に予測していると想定しているが、本稿では分析の簡単化のために、完全予見できるものと仮定する。労働所得課税 $\tau_{y_{t+s}}$ の変更は(5)式の通時的予算制約式を通じて家計の消費行動に影響を与える。消費課税 $\tau_{c_{t+s}}$ の変更は q_{t+s} を通じて(5)式の通時的予算制約式と(7)式のオイラー方程式を変化させる。

(5)式および(7)式から、将来の消費は初期時点 t 期において、 t 期以降の将来にわたる労働所得 y 、労働所得税 τ_y 、税込価格 q 、利子率 r 、公共サービス g 、および初期資産 \bar{a} の関数として表すことができる。ここでは将来の労働所得を外生的に決まるものと想定する。将来にわたる労働所得の割引現在価値の総和は、

$$Y \equiv y_t + \sum_{s=0}^{\infty} \prod_{j=0}^s \frac{1+n_{t+j}}{1+r_{t+j}} y_{t+s+1} \quad (8)$$

と定義し、 $e \equiv \bar{a} + Y$ と置くと、消費関数は、

$$c_{t+s+1} = c_{t+s+1}(\tau_y, q, r, e, g) \quad (9)$$

と表すことができる⁶。したがって、(9)式を用いると間接効用関数 V についても

$$V = V(\tau_y, q, r, e, g) \quad (10)$$

と表すことができる。

税制改革による効用への影響を(10)式を用いて概念的に整理しておこう。税制改革が行われない場合の労働所得税および消費財価格を τ_y^0 、 q^0 とし、税制改革が行われた場合には τ_y^1 、 q^1 で表すものとする。ここでは税制改革によって変化した税収は政府予算(1)式を通じて公債発行額の変化に使われるものと仮定し、公共サービスは変化しないものとする⁷。また利子率も一定であるとする。これらの前提によって、効用の変化は

$$V(\tau_y^1, q^1, r, e, g) - V(\tau_y^0, q^0, r, e, g) \quad (11)$$

と表現することができる。

(11) 式を使用すれば、税制改革が厚生に与える影響を効用変化、または、改革前の効用の比をとれば効用変化率で測ることができるが、これだけを指標とするには幾つかの問題点がある。一つ目に、効用変化率では当該改革そのものの効果を身近なものとして捉えられない点にある。そこで、金銭（あるいは財）ベースの指標が有力となる。それならば、生涯所得のような身近なものと比較することで、税制改革の厚生に与える影響をより認識できる。等価変分または補償変分は、そのニーズを満たす測定尺度になる。

二つ目に、税制改革による厚生の変化には、税負担の変化によるものと、選択行動の歪みによるもの2つの部分で構成されるが、効用変化率ではそれらを区別することができない点である。家計の選択行動の歪みによる厚生のコストを超過負担と呼ぶが、等価変分（あ

⁶ ここで t 期以降の将来にわたる変数はベクトル表示している。例えば労働所得税 $\tau_y = (\tau_{y_t}, \Lambda, \tau_{y_{t+s}}, \Lambda)$ である。また、人口成長率 n も消費の関数であるがこのモデルでは外生変数として扱っているので、捨象した。

⁷ Aschauer (1985)では、家計の通時的予算制約の中に、政府の通時的予算制約を組み込んだモデルで、中立命題を検証している。本稿では、中立命題に関する検証を目的としておらず、政府の通時的な予算制約に関しては捨象している。

るいは補償変分) を計測することは超過負担の計測も可能とする。

本稿では、等価変分を税制改革の厚生評価の指標として選択した⁸。税制改革が行われな
い場合の効用水準を $U^0 = V(\tau_y^0, q^0, r, e; g)$ 、税制改革が行われた場合の効用水準を

$U^1 = V(\tau_y^1, q^1, r, e; g)$ とする。支出関数はそれぞれ $e(\tau_y^0, q^0, r, U^0; g)$ 、 $e(\tau_y^1, q^1, r, U^1; g)$ と表すこ

とができる。支出関数を用いると、税制改革の影響を等価変分によって測定することができる。等価変分 EV は、家計が税制改革による価格体系の変化を避けるために支払わなければならない額を表す。それを数式で表すと、税制改革によって効用が U^0 から U^1 に変化したとき、改革後の U^1 を改革後の価格体系で得られる最小支出額から、改革後の効用 U^1 を改革前の価格で得られる最小支出額を差し引いた値になる。これは、

$$EV = e(q^1, r, \tau_y^1, U^1; g) - e(q^0, r, \tau_y^0, U^1; g) \quad (12)$$

と表すことができる。

等価変分ベースの超過負担は、等価変分から、効用を改革後の値に保持しながらの税収
の変化額を差し引いたものになる。数式で表すと、

$$EB_E = e(q^1, r, \tau_y^1, U^1; g) - e(q^0, r, \tau_y^0, U^1; g) \\ - [R(q^1, r, \tau_y^1, e(q^1, r, \tau_y^1, U^1; g); g) - R(q^0, r, \tau_y^0, e(q^0, r, \tau_y^0, U^1; g); g)] \quad (13)$$

となる。

4. 効用関数の特定化とパラメーターの推定

3 節のモデル設定を踏まえ、4 節では厚生評価シミュレーションで必要とする家計の効用
関数の特定化とそのパラメーター推定を行う。

4.1. 効用関数の特定化

税制改革による厚生の変化を数量的に測定するには、消費関数を具体化する必要がある。
そのために、効用関数 U_t を瞬時的効用 u_t の加法分離型として

$$U_t = \sum_{s=0}^{\infty} (1 + \rho)^{-s} \frac{u_{t+s}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (14)$$

⁸ 補償変分を利用する問題点は田近 (1987) で以下 2 点にまとめられている。一つ目は、補償変分ベース
で超過負担が計測されている場合、そこでの納税額とされているものは実は、実際に家計によって支払わ
れる額ではないという点。二つ目は、同額の税収をあげる複数の租税効率性を判定する上で補償変分ベ
ースの超過負担の指標が整合的でない点である。

$$u_{t+s} = [c_{t+s}^{1-\mu} + \alpha g_{t+s}^{1-\mu}]^{1/(1-\mu)} \quad (15)$$

と特定化する。ここで、 ρ は時間選好率、 α は公共サービスへの比重を表す。 γ および μ については、 $1/\gamma$ が民間財と公共サービスからなる結合消費の異時点間の代替弾力性、 $1/\mu$ が民間財消費と公共サービスの同時点間の代替弾力性を意味するパラメーターである。

推計対象となる式は、具体化された効用関数(14)、(15)を踏まえ、オイラー方程式 (7) を特定化した以下の(16)式になる。

$$E_{t+s} \left\{ \left(\frac{1}{1+\rho} \frac{1+r_{t+s}}{1+n_{t+s}} \frac{q_{t+s}}{q_{t+s+1}} \right) \left(\frac{c_{t+s+1}^{1-\mu} + \alpha g_{t+s+1}^{1-\mu}}{c_{t+s}^{1-\mu} + \alpha g_{t+s}^{1-\mu}} \right)^{\frac{\mu-\gamma}{1-\mu}} \left(\frac{c_{t+s+1}}{c_{t+s}} \right)^{-\mu} - 1 \right\} = 0 \quad (16)$$

4. 2. オイラー方程式の GMM 推定

オイラー方程式の推定期間は、『国民経済計算年報』(内閣府) 93SNA で年度データが存在している 1980 年度から 2004 年度とした⁹。以下、必要となる変数データの出所及び作成方法を述べる。

「人口成長率」については、『国勢調査』(総務省) とそれに基づいた推計より得られた総人口数から算出した。「民間財価格 (税込み)」については、『消費者物価指数月報』(総務省) の消費者物価指数 (平成 12 年基準、生鮮食品を含む総合指数) を使用した。「名目利子率」については、『金融経済統計月報』(日本銀行) の国内銀行貸出約定平均金利を使用した。

「1人当たり民間財消費量」については、『国民経済計算年報』(内閣府) から出所される名目家計最終消費支出を総人口数で除し、消費者物価指数で実質化して作成した。「公共財サービス消費量」については、『国民経済計算年報』(内閣府) から出所される政府最終消費支出 (実質) と公的固定資本形成 (実質) を合計し、総人口数で除して作成した。

本節でオイラー方程式を推計する方法として、Hansen(1982)が提案した GMM 法 (一般化積率推定法) を用いる¹⁰。推定すべき未知のパラメーターは、時間選好率 (ρ)、民間消費と公共財消費の同時点間代替弾力性の逆数 (μ)、公共財消費への比重度 (α)、結合消費の異時点間代替弾力性の逆数 (γ) の 4 つである。操作変数には、定数項、1人当たり民間財消費量 (1期ラグ)、公共財サービス消費量 (1期ラグ)、名目利子率 (1期ラグ)、民間財価格 (1期ラグ)、総人口数 (1期ラグ)、タイムトレンドを採用した。

まず、未知パラメーター 4 つを全て推定したところ、良好な結果が得られなかった。こ

⁹ 2004 年度は内閣府発表の見込み値である。

¹⁰ オイラー方程式のパラメーターを、GMM を用いて推定している初期の文献として、Hansen and Singleton (1982)、Mankiw et al. (1989) があげられる。しかし、これらの文献では、変数の仮定として定常性を挙げているものの、単位根検定は行っていない。本稿では、付論で単位根検定を行っているが、GMM 推定を使用するにはまったく問題ないとは言い難い結果となっている。

表3 推定結果（同時点間消費の代替弾力性の逆数（ μ ）の値を特定した場合）

時間選好率	ρ	0.021 (16.372)	0.021 (16.377)	0.021 (16.363)	0.021 (16.384)	-	0.021 (20.503)	0.021 (16.362)
同時点間消費の代替弾力性の逆数	μ	0に特定	0.05に特定	0.1に特定	0.3に特定	0.5に特定	0.7に特定	0.9に特定
公共財消費への比重度	α	0.577 (2.042)	0.599 (2.051)	0.626 (1.902)	0.830 (1.654)	-	-1.147 (-2.597)	-0.714 (-2.313)
異時点間消費の代替弾力性の逆数	γ	0.816 (10.481)	0.816 (13.520)	0.817 (7.101)	0.818 (7.080)	-	0.680 (10.403)	0.815 (9.526)
Test of overidentifying restrictions	J-test	6.607 [0.158]	6.609 [0.158]	6.611 [0.153]	6.634 [0.157]	-	8.385 [0.078]	6.558 [0.161]

※1 GMM推定法を採用した。操作変数には、定数項、タイムトレンド、民間消費(1期ラグ)、政府支出(1期ラグ)、利子率(1期ラグ)、価格(1期ラグ)、人口(1期ラグ)を使用。

※2 ()内は漸近的なt値。[]内はp値。小数点4位以下は切捨て。

※3 $\mu = 0.5$ に特定したケースでは、収束しなかった。

の場合、先験的に値が絞られる時間選好率（ ρ ）を特定し、推定すべき未知パラメーターの数を減らすのが推定改善の通常の方法であるが、この方法でも良好な結果は得られなかった。そこで、本稿では、値を特定するのは時間選好率（ ρ ）でなく、民間消費と公共財消費の同時点間代替弾力性の逆数（ μ ）と公共財消費への比重度（ α ）のどちらか一方にし、残り3つの未知パラメーターを推定することにした。

推定結果は、表3と表4となる。まず表3は、民間消費と公共財消費の同時点間代替弾力性の逆数（ μ ）を理論的に許容される様々な値で特定した場合の推定結果である。結果として、 μ が0付近だと、 α （=0.58付近）が有意となり、モデルの当てはまりを表すJ統計量も小さいという良好な結果が得られた。一方、表4は、公共財消費への比重度（ α ）を理論的に許容される様々な値で特定した場合の推定結果である。結果として、上記の $\alpha = 0.58$ 付近では、J統計量が小さくモデルの当てはまりがよい¹¹。このとき、 μ は有意でなく、 $\mu = 0$ の帰無仮説を棄却できない。

¹¹基本的なオイラー方程式の推定・検定の流れは北坂(1999)を参考にしている。

表 4 推定結果（公共財消費への比重度（ α ）に値を特定した場合）

時間選好率	ρ	0.021 (13.014)	0.021 (14.653)	0.021 (15.819)	0.021 (16.011)	0.021 (16.074)	0.021 (16.119)	0.021 (16.141)	0.021 (16.168)
同時点間消費の代替弾力性の逆数	μ	-0.441 (-0.006)	-0.426 (-0.026)	0.011 (1.013)	0.256 (0.658)	0.360 (1.345)	0.396 (1.878)	0.424 (2.057)	0.466 (2.430)
公共財消費への比重度	α	0.1に特定	0.3に特定	0.5に特定	0.7に特定	0.9に特定	1.0に特定	1.1に特定	1.3に特定
異時点間消費の代替弾力性の逆数	γ	0.721 (6.926)	0.777 (7.510)	0.803 (18.405)	0.811 (6.350)	0.815 (7.134)	0.816 (11.010)	0.817 (8.305)	0.817 (7.209)
Test of overidentifying restrictions	J-test	6.828 [0.145]	6.131 [0.190]	5.981 [0.201]	6.190 [0.185]	6.338 [0.175]	6.373 [0.173]	6.396 [0.171]	6.422 [0.170]

※1 GMM推定法を採用。操作変数には、定数項、タイムトレンド、民間消費(1期ラグ)、政府支出(1期ラグ)、利率(1期ラグ)、価格(1期ラグ)、人口(1期ラグ)を使用。

※2 ()内は漸近的なt値。[]内はp値。小数点4位以下は切捨て。

以上より、本稿では民間消費と公共財消費の同時点間代替弾力性の逆数（ μ ）をゼロ、つまり、同時点間の民間消費と公共財消費は完全代替であるものとする。そして、厚生評価で採用する他の選好パラメーターは表 3 で $\mu = 0$ に特定した場合の推定値（ $\rho = 0.021$ 、 $\alpha = 0.577$ 、 $\gamma = 0.816$ ）にする。

5. 厚生評価

5 節では、1990 年代に実施された所得税・個人住民税、消費税制の改革が、家計の厚生にどのような影響を与えたのかを定量的にシミュレーションする。まず、3 節で述べたモデルと、4 節での家計の効用関数パラメーターの推定結果から、消費関数を陽表的に導出する。次に、シミュレーションのケース分け、シミュレーション上の重要な仮定の説明を行う。そして最後に、税制改革による厚生の変化、等価変分、超過負担を算出し、改革の評価を行う。

5.1. 消費関数の導出

4 節から民間消費と公共財消費の同時点間代替弾力性の逆数（ μ ）がゼロ付近であることが明らかになった。 μ がゼロである場合、消費関数がモデルから陽表的に導出される。予算制約式 (5) と(16) 式のオイラー方程式（ $\mu = 0$ ）を解くと、消費関数が具体的に

$$c_{t+s+1} = \left(\prod_{i=0}^s Q_{t+i} \right) \left(c_t + \sum_{i=0}^s \frac{R_{t+i}}{\prod_{j=0}^i Q_{t+j}} \right) \quad (17)$$

$$Q_{t+i} \equiv \left(\frac{1}{1+\rho} \frac{1+r_{t+i}}{1+n_{t+i}} \frac{q_{t+i}}{q_{t+i+1}} \right)^{\frac{1}{\gamma}}$$

$$R_{t+i} \equiv \alpha(Q_{t+i} g_{t+i} - g_{t+i+1})$$

と導出される。(17) 式は将来の消費 c_{t+s+1} は初期消費 c_t の増加関数であることを意味している。さらに初期消費は

$$c_t = \frac{\bar{a} + Y - T - \sum_{s=0}^{\infty} \prod_{j=0}^s \frac{1+n_{t+j}}{1+r_{t+j}} q_{t+s+1} \left(\prod_{i=0}^s Q_{t+i} \right) \sum_{k=0}^s \frac{R_{t+k}}{\prod_{l=0}^k Q_{t+l}}}{q_t + \sum_{s=0}^{\infty} \prod_{j=0}^s \frac{1+n_{t+j}}{1+r_{t+j}} q_{t+s+1} \left(\prod_{i=0}^s Q_{t+i} \right)} \quad (18)$$

で与えられる。(18) 式右辺にある T は将来にわたる労働所得税の割引現在価値の総和であり、

$$T \equiv \tau_{yt} + \sum_{s=0}^{\infty} \prod_{j=0}^s \frac{1+n_{t+j}}{1+r_{t+j}} \tau_{t+s+1} \quad (19)$$

と定義される。

5.2. シミュレーション・ケース

5.1 で陽表的に導出された消費関数と 4 節までのモデル、推定パラメーターに基づいて、2 節で説明した税制改革による効用の変化、等価変分、超過負担を算出していく。具体的にシミュレーションする改革ケースは以下の 10 ケースである。

ケース A : 改革なし (ベンチマーク・ケース)

ケース B : 1994(平成 6)年度の特別減税のみ

ケース C : 1995(平成 7)年度の特別減税のみ

ケース D : 1995(平成 7)年度の制度減税のみ

ケース E : 1996(平成 8)年度の特別減税のみ

ケース F : 1997(平成 9)年度の消費税増税のみ

ケース G : 1998(平成 10)年度の特別減税のみ

ケース H : 1999(平成 11)年度の恒久減税のみ

ケース I (ケース B-F) : 1994(平成 6)年度から 1996(平成 8)年度にかけた所得税・個人住民税の減税と 1997(平成 9)年度の消費税増税のセット

ケース J (ケース B-H) : 全改革あり

ケース A はベンチマーク・ケースとなる。ケース B からケース H は、1990 年代に実施

された各改革が単独に行われた場合のシミュレーション・ケースとなる。これによって、各税制改革の単独の効果が識別できる。また、ケース I は、ケース B-E で対象とした 1994(平成 6)年度から 1996(平成 8)年度までの所得税・個人住民税の特別減税・制度減税と、ケース F で対象とした消費税増税をセットで行った場合のシミュレーション・ケースである。このケースを推計する目的は、複数期間で税収中立を達成しようとした税制改革パッケージが長期的な観点から、家計の消費、厚生にどのような影響をもたらしたのかを定量的に明らかにすることにある。ケース J は、1990 年代に行われた全ての改革が行われた場合のケースである。ケース J を推計する目的は、結局のところ 1990 年代の税制改革全体が、どれほどの税収の増減を発生させ、家計の消費、厚生にどのような影響をもたらしたのかを検証することにある。

5.3. シミュレーション上の仮定

5.2 で説明した各ケースをシミュレーションする上で、五つの重要な仮定が置かれる。

第一に、バブル崩壊後の 1994 年度に 1990 年代に行われる税制改革を完全予見できたと仮定する。もちろん改革の家計にアナウンスされる時期は、各改革で異なっているが、分析の簡単化のため一括で 1994 年度の初めと仮定した。

第二に、各ケースにおける 2000 年度以降の税制は、当該ケースの改革後の姿が続くものとする。したがって、2007 年に廃止予定とされている 1999(平成 11)年度の恒久減税に関して、家計はその廃止を予測していないものとする。また、2000 年度以降の消費税などの増税も考えていないとする。もちろん、実際は家計が政府の通時的予算制約式を明示的に考慮し将来の増税を予想して、消費・貯蓄流列を決定しているような中立命題が成立している可能性もある。しかし、本稿では中立命題については捨象することとした。

第三に、所得税減税を一括固定給付として扱うことである。理論上、所得税の減税、特に制度減税は、労働供給と余暇の選択行動の歪みを解消の方向に向かわせ、厚生を上昇させる可能性を持つ。この点を評価に取り入れるには、家計の労働供給を内生化する必要があるが、大きな困難を伴う。したがって、本稿では一括固定給付として取扱う。その減税規模は、財務省の試算値を使用する。

第四に、消費税率の上昇が消費者価格に 100% 転嫁すると仮定する。シミュレーション・ケースの中には、1997 年度の消費税増税が行われないものがある。その場合、消費税増税が無かったときの物価上昇率を試算する必要がある。したがって、消費税増税が物価上昇率にどれだけ寄与したのかは重要な論点である。課税理論では、課税対象財の供給関数が価格に対して完全弾力的（供給曲線が水平）な場合、税率の上昇は 100% 消費者価格に転嫁される¹²。もちろん実際の経済では、消費者価格への 100% の転嫁はない。例えば、本間・滋野・福重（1995）では、1989 年の消費税創設によって引き起こされた物価上昇率は、1989 年の物価上昇率 2.4% のうち 1.1% だという推計結果を得ている。しかし、1997 年度

¹² このことは生産技術について規模に関して収穫一定を仮定していることにもなる。

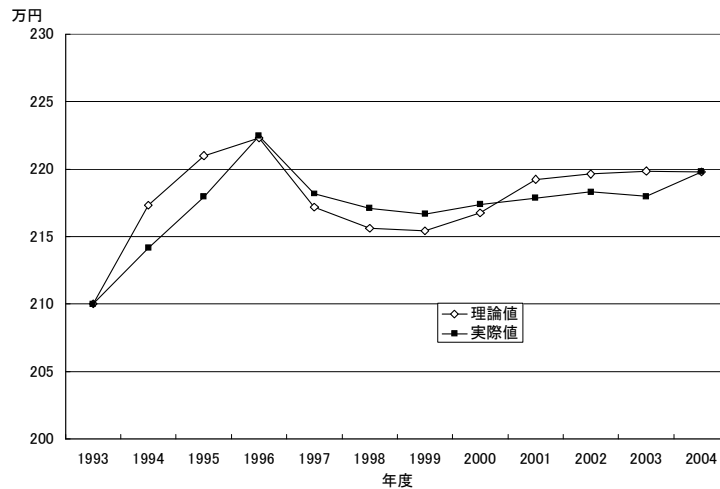


図2 一人当たり実質消費額の実際値と理論値（ケースJ：全改革あり）

の消費税増税による物価上昇率は、厳密にはいまだに試算されていない¹³。したがって、本稿では、分析の簡単化のため消費税は100%価格に転嫁されるとの仮定を置くこととした。

第五に、現在から将来にわたる家計の経済環境については、以下のように設定することとする¹⁴。シミュレーションを始める1994年度から2004年度までの外生変数において、4節のオイラー方程式の推計で作成されていないものとしては、「1人当たり名目所得」、「1人当たりの所得税・個人住民税・社会保険料の合計」、「1人当たり名目初期資産」がある。

「1人当たり名目所得」については、『国民経済計算年報』（内閣府）の家計（個人企業含む）の「第1次所得の配分勘定」の営業余剰・混合所得（純）と雇用者報酬（受取）、「所得の第2次分配勘定」の現物社会移転以外の社会給付（受取）とその他の純経常移転（受取一支払）を合計したものを総人口で除した。

「1人当たりの所得税・個人住民税・社会保険料の合計」については、『国民経済計算年報』（内閣府）の家計（個人企業含む）の「所得の第2次分配勘定」の所得・富等に課される経常税と社会負担（支払）を合計したものを総人口で除した。「1人当たり名目初期資産」については、1994年度から2004年度の消費に関するその実際値と理論値（ケースJ：全改革あり）の差の絶対値和が最小になるように決定した（図2）¹⁵。2005年度から2011年度までは、主に内閣府の「改革と展望－2005年度改訂」（参考試算）になった。また、2012年度以降は、基本的には1981年度から2011年度の平均値を採用した¹⁶。

¹³ 経済企画庁（1997）が、1.5%の物価上昇が1997年度の消費税増税によって引き起こされると試算をおこない、実際の月次データの推移からもこの試算値が妥当であることを確認している。しかし、経済企画庁（1997）の試算した1.5%は、100%の転嫁を前提とし、非課税品目等を考慮した上での試算値である。

¹⁴ 本稿ではラムゼイモデルを用いているため、家計は無限先まで考慮に入れて行動するが、シミュレーションの計算では、計算を簡便に行うため、2400年度までとしている。

¹⁵ 計算結果から、初期資産は607万円である。

¹⁶ 詳しくは表5を参照のこと。

表 5 2005 年以降の経済前提

外生変数	2005年度以降のシナリオ	
	2005～2011年度	2012年度～
物価上昇率	「改革と展望—2005年度改定」参考試算を使用	1981～2011年度の平均値1.1%を使用
利子率 (国内銀行貸出約定平均金利)	「改革と展望—2005年度改定」参考試算の長期金利の伸び率を使用	1981～2011年度の平均値4.3%を使用
政府支出(名目)	「改革と展望—2005年度改定」参考試算の一般政府歳出規模(名目GDP比)の伸び率を使用	2011年度の対名目GDP比で一定
政府最終消費デフレーター・ 公的固定資本形成デフレーター	「改革と展望—2005年度改定」参考試算のGDPデフレーター・の伸び率を使用	1981～2011年度のそれぞれのデフレーター伸び率の平均値を使用
名目GDP	「改革と展望—2005年度改定」参考試算の名目GDP成長率を使用	1981～2011年度の一人当たり名目GDP成長率の平均値3%を使用
名目所得	「改革と展望—2005年度改定」参考試算の名目国民所得の伸び率を使用	1981～2011年度の一人当たり名目所得の平均伸び率2.7%を使用
労働所得税と住民税と社会保険料の合計	「改革と展望—2005年度改定」の国税収(国の一般会計)と地方税(地方普通会計)の合計の伸び率を採用。	
人口	国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口』(平成14年1月推計)の中位推計。 2101年度からは2100年度の人口成長率▲0.7%を使用。	

※「改革と展望—2005年度改定」の基本ケースを参考にした。

＜政府支出(実質)の作成方法＞

○上記の名目消費支出を政府最終消費支出と公的固定資本形成に按分し、それぞれ政府支出消費デフレーターと公的資本形成デフレーターを使用して実質化する。

○按分比率については、2005年度と2006年度は「政府経済見通し」に準拠。2007年度以降は、2006年度の按分比率を使う。

5.4. 分析結果

1990年代の一連の税制改革が家計にどのような影響を与えたのかについて、上述の方法で分析した結果を表6、7および、図3、4にまとめた。まず、それぞれの税制改革による増減税額については表6に表記した。ここでの増減税額は、生涯にわたる増減税額を1994年時点の価格で評価したものである¹⁷。そして、各税制改革が家計の厚生に与えた影響を、効用の変化率、および、効用の変化率を貨幣換算した等価変分も併記したのが表7である。図3、4には各ケースの一人当たりの実質消費の時系列の変化を図示した。

評価の際に基準となるのが、「改革なし(ケースA)」のケースである。このベンチマーク・ケースは、1990年代の一連の所得税・個人住民税・消費税改革が一切行われなかった、つまり、1993(平成5)年度時点の税制がその後も続いたと仮定したケースである。それでは、個別の税制改革の増減税の規模と家計に与えた影響を、ケースAからの実質消費額の変化、効用の変化率と等価変分で見えていく。

個別の税制改革のうち、単年度のみ行われる特別減税(ケースB、C、E、G)の家計の

¹⁷ ここでの増減税額、特に消費税増税による増減税額は、改革後の効用水準を一定に保つ補償需要ベースで算出されたものである。

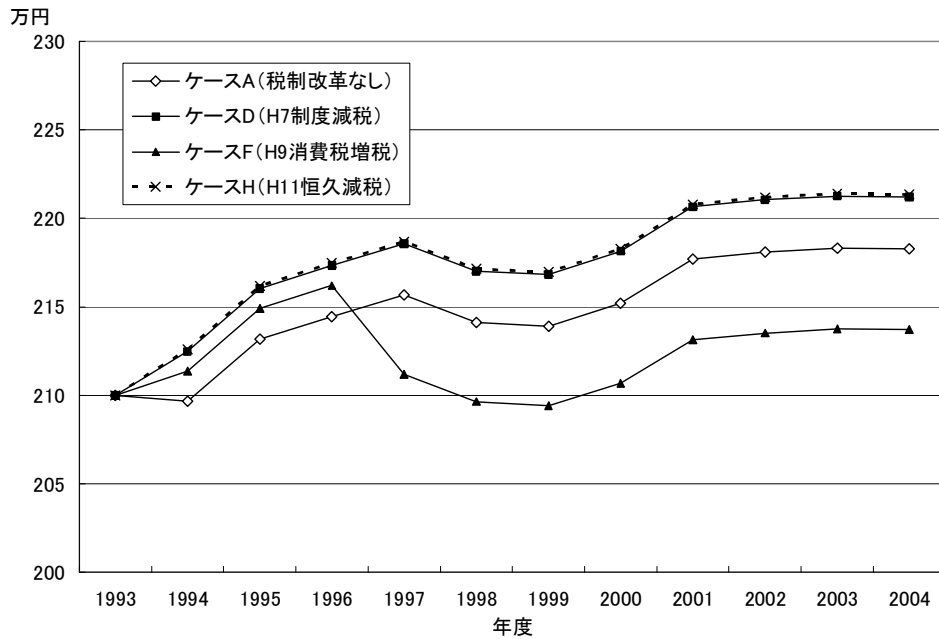


図3 一人当たり実質消費額 (ケース A・D・F・H)

効用に与える影響は、非常に小さいことがわかる。各々の特別減税の規模は、一人当たり1.5万円から4.4万円程度であり、規模としては一年間限定の減税であるがゆえに小さくなっている。そのため、効用の変化率はケースAと比較して0.006%以下の増加に過ぎない。効用の変化を等価変分で評価しても、一人当たり4.4万円以下、生涯所得（初期資産含む）の現在価値和との比率で0.03%以下と、非常に小さい値となっている。

これらに対して、一時的な税制改革ではなく恒久的な税制改革を実施した、「H7 制度減税（ケースD）」、「H9 消費税増税（ケースF）」、「H11 恒久減税（ケースH）」の3つのケースが家計に与えた影響は大きなものとなっている。それぞれを見ていくと、「H7 制度減税（ケースD）」は1995（平成7）年度に実施された所得税・個人住民税の税率表の改定や諸控除額の変更による効果を分析したケースであり、減税効果は一人当たり156.4万円となっている。この所得税の制度減税が家計に与えた効果を、一人当たり消費の水準で見ると（図3）、改革なしのケースAと比較して、1994年以降、毎年3万円ほど上回っていることがわかる。その消費の増加分を将来にわたる効用水準の変化で評価すると（表7）、ケースAに比べて約0.2%改善しており、等価変分で見ると一人当たり156.4万円、生涯所得（初期資産含む）比だと約1%の改善が図られている。

次に、「H11 恒久減税（ケースH）」を先に見ていくと、このケースは1999（平成11）年度に実施された恒久的な所得税20%・個人住民税15%の定率減税等について分析したケースであり、その減税効果は一人当たりで163.8万円となっている。この所得税の制度減税が家計に与えた効果は、一人当たり消費の水準で見ると（図3）、改革なしのケースAと

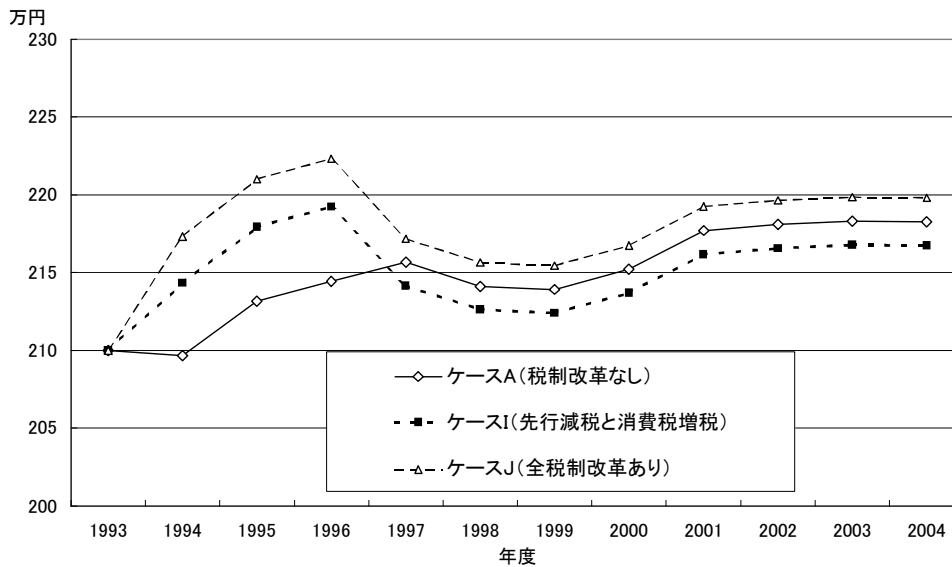


図4 一人当たり実質消費額 (ケース A・I・J)

比較して、1994(平成6)年以降、毎年3万円程度上回っていることがわかる。効用水準で見ると(表7)、ケースAに比べて0.21%改善しており、等価変分で見ると一人当たり163.8万円、生涯所得(初期資産含む)比だと約1%の改善が図られている。

このように、1990年代に行われた税制改革のうち所得税の大きな改革、「H7制度減税(ケースD)」と「H11恒久減税(ケースH)」の2つは、家計の消費や将来にわたる満足度(効用)で評価するならば、ほとんど同じ正の効果があったことがわかる。また、動学的に合理的な家計を想定すれば、一時的の特別減税よりも恒久的な減税のほうが、厚生に与える影響をもたらすことは理論的には明らかではあるが、本稿ではそれが定量的に把握できた。

「H9消費税増税(ケースF)」は1997(平成9)年度に消費税率を3%から5%へ引き上げたケースを分析したものであり、その将来にわたる一人当たりの増税額を現在価値で表すと207.7万円となる。この消費税増税が家計に与えた効果を消費水準の動きで見えていくと(図3)、消費税が引き上げられる前の1994(平成6)年度から1997(平成9)年度にかけては、消費税を増税しないケースAに比べて2万円弱程度上回っている。一方、消費税が増税される1997(平成9)年度以降は、ケースAに比べて5万円弱程度下回っている。このようなことが起きるのは、1994年度の時点で1997(平成9)年の消費税の増税を予測している家計を想定しているために、1997(平成9)年度以前は駆け込み需要が起き、消費税が引き上げられた後はその効果によって消費水準が落ちているからである。

このような消費税増税が消費に及ぼした効果を、生涯の効用水準で評価すると、ケースAに比べて0.29%低下しており、等価変分で見ると一人当たり224.6万円、生涯所得(初期資産含む)比だと1.4%の低下となっている。また、超過負担を計測したところ、一人当た

表 6 税制改革による増減収額

改革 X	総増収額(単位:兆円)			一人当たり(単位:万円)		
	所得税減税 による減収額	消費税増税 による増収額	当該改革によ る増減収額	所得税減税 による減収額	消費税増税 による増収額	当該改革によ る増減収額
税制改革なし A	—	—	—	—	—	—
H6特別減税 B	-5.5	—	-5.5	-4.4	—	-4.4
H7特別減税 C	-1.9	—	-1.9	-1.5	—	-1.5
H7制度減税 D	-172.8	—	-172.8	-156.4	—	-156.4
H8特別減税 E	-1.9	—	-1.9	-1.5	—	-1.5
H9消費税増税 F	—	258.1	258.1	—	207.7	207.7
H10特別減税 G	-3.5	—	-3.5	-2.8	—	-2.8
H11恒久減税 H	-179.2	—	-179.2	-163.8	—	-163.8
先行減税と消費税増税 I(B+C+D+E+F)	-182.1	267.6	85.5	-163.9	215.3	51.4
全税制改革あり J(B~H)	-364.9	277.2	-87.6	-330.5	223.1	-107.5

※値は将来にわたる(1994年から2400年)の増減収額を1994年時点の価値で総和したもの。

※単位:万円

り約 10.4 万円発生していた。つまり、消費税増税の直前に消費が増えるが、長期的に見れば、消費税増税による消費抑制効果が大きく、また、消費・貯蓄行動に歪みが発生し、家計は大きな厚生損失を被ったことがいえる。

これまでのケースは各税制改革の個別の効果を見たものであった。1990 年代に行われた税制改革の全体的な効果を見るためには、個別のケースを組み合わせればよい。本稿では以下の二つのケースを考えた。まずケース I として「H6 特別減税 (ケース B)」、「H7 特別減税 (ケース C)」、「H7 制度減税 (ケース D)」、「H8 特別減税 (ケース E)」と「H9 消費税増税 (ケース F)」を合わせたケースを考えた。これは、1994 (平成 6) 年度から 1997 (平成 9) 年度までの先行減税を伴う複数期間税収中立型の税制改革によって、家計の厚生はどう変化したのかをみるためにある。このケース I での所得税減税額は一人当たり 163.9 万円であり、消費税増税額は 215.3 万円となる。消費税の増税幅がケース F より大きいのは、所得税の減税により可処分所得が増加し消費量が増えたことに伴い、消費税収も伸びたためである。所得税減税と消費税増税を合わせたケース I での増減税額は一人当たり 51.4 万円の増税となる。長期的視点に立てば、1997 (平成 9) 年度に実施した消費税の増税分が、先行した所得税の制度減税を超過していることが定量的に確かめられた。

ケース I の税制改革セットが家計に与えた効果を消費水準で見ると (図 4)、消費税が増税される 1997 (平成 9) 年度までは、ケース A に比べて大きく消費水準が増えていることがわかる。これは、1995 (平成 7) 年の所得税減税によって消費が伸びる効果と、消費税

表 7 税制改革の厚生評価

改革 X	改革による効用の変化率 (X-A)/A*100	等価変分 (万円)	等価変分対生涯 所得比(初期資 産を含む)	超過負担 (万円)
税制改革なし A	—	—	—	—
H6特別減税 B	0.006%	-4.4	-0.027%	—
H7特別減税 C	0.002%	-1.5	-0.009%	—
H7制度減税 D	0.198%	-156.4	-0.946%	—
H8特別減税 E	0.002%	-1.5	-0.009%	—
H9消費税増税 F	-0.287%	224.6	1.358%	10.4
H10特別減税 G	0.004%	-2.8	-0.017%	—
H11恒久減税 H	0.207%	-163.8	-0.991%	—
先行減税と消費税増税 I(B+C+D+E+F)	-0.081%	63.9	0.386%	10.6
全税制改革あり J(B~H)	0.126%	-99.8	-0.604%	10.6

増税前の駆け込み需要による消費増加の効果が合わさっているためである。1997（平成 9）年度以降は、消費税増税のため消費水準は落ち込み、ケース A と比べて 2 万円弱程度下回っている。この消費水準の変化を効用水準で評価すると、生涯の効用水準はケース A に比べて 0.08%低下しており、等価変分で見ると一人当たり 63.9 万円、生涯所得（初期資産含む）比だと 0.386%の減少となる。これは所得税減税と消費税増税を合わせたケース I では、全体としては増税となっており、また消費税増税による超過負担（10.6 万円）も発生しているためである。

最後に上記の全ての税制改革を実施したケース J について分析を行った。このケースは 1990 年代に行われた所得税・消費税の税制改革全体を評価するケースである。このときの所得税の総減税額は一人当たり 330.5 万円であり、消費税の減税額は一人当たり 223.1 万円となっている¹⁸。これらを合わせた 1990 年代に行われた所得税・消費税の税制改革全体では、一人当たり 107.5 万円の減税となっていたことがわかる。1990 年代の税制改革全体（ケース J）が家計に与えた効果を消費水準で見ていくと、ケース I と比べて、所得税の各特別減税や定率減税が含まれているため、消費額が高い水準となっている。そして結果としてケース A と比べても、期間を通じて高い消費水準となっている。これは、上述したように 1990 年代の税制改革が全体として減税になっているためである。この効果を、効用水

¹⁸ ケース F より大きいのは、ケース I と同様、所得税の減税により消費額が増えているためである。

準で見るとケース A に比べて 0.126%改善しており、等価変分で見ると 99.8 万円、生涯所得（初期資産含む）比だと 0.604%の改善になる。つまり、1990 年代の税制改革は長期的に見ても、家計の満足度（効用）を増進させる効果があったといえる。ただし、減税分だけ財政赤字が発生していることには留意が必要である。

6. おわりに

本稿では、1990 年代に実施された所得税・個人住民税の減税、消費税の増税を中心とする税制改革の総合的かつ長期的な評価を行った。1997(平成 9)年度の消費税の税率を 3%から 5%に引き上げるといふ増税は、所得税・個人住民税の先行的な減税を伴うものであった。そのため、消費税の増税は所得税の減税と合わせて長期的な評価する必要がある。また、所得税の特別減税など単年度のみ税制改革がある一方、所得税・個人住民税の税率表改定による制度減税や消費税の税率引き上げなど恒久的な影響をもたらす税制改革もなされた。一時的な税制改革と恒久的な税制改革が、長期的な視点からどのように評価されるのかも重要な視点となる。

そこで、将来の所得・価格・税制を予測して、現在から無限期間先の将来までの消費の計画を決定する家計と政府の経済モデルを用い、1990 年代の税制改革が国民生活にどのような影響を与えたのかを、家計の厚生の変化と、それを金銭価値に表した等価変分によって評価した。主な結果をまとめると以下のようになる。

第一に、1994（平成 6）年度から 1997（平成 9）年度までの先行減税を伴う複数期間税収中立型の村山税制改革に関して、増減税額は一人当たり 51.4 万円の増税となる。長期的視点に立てば、1997（平成 9）年度に実施した消費税の増税分が、先行した所得税の制度減税を超過していることが定量的に確かめられた。また、厚生評価すると、生涯の効用水準は税制改革を行わないケースと比べて 0.08%低下しており、等価変分で見ると一人当たり 63.9 万円、生涯所得（初期資産含む）比だと 0.386%の減少となる。この厚生減少は、村山税制改革が長期的、総体的に増税型であることや、また、消費税増税によって発生している超過負担 10.6 万円によるものである。

第二に、1990 年代に行われた所得税減税・消費税増税という税制改革全体では、一人当たり 107.5 万円（1994 年度時点の割引現在価値額）の減税となっていた。その税制改革全体が家計に与えた効果は、効用水準で見ると、税制改革を行わないケースに比べて 0.126%改善しており、等価変分で見ると一人当たり 99.8 万円（生涯所得比：0.604%）改善している。つまり、1990 年代の税制改革は長期的に見ても、家計の満足度（効用）を増進させる効果があったといえる。ただし、減税分だけ財政赤字が発生していることには留意が必要である。

第三に、1990 年代の税制改革を個別に見ていくと、所得税の特別減税などの単年度のみ税制改革が、家計の満足度（効用）に与えた影響は極めて小さく、ほとんど影響を及ぼ

さないことが明らかになった。一方、所得税の税率表改定を伴う制度減税や、消費税の増税といった、影響が恒久的に及ぶ税制改革の影響は大きいことが定量的に明らかになった。

最後に残された課題について言及して本稿のむすびとしたい。第一に、1990年代に各種の減税とともに行われた公共投資などの財政支出の増加が、家計の満足度（効用）に与えた影響が十分に分析できていないことがある。これらの財政支出は、公共サービスの増加を通じて家計の満足度（効用）を増加させる一方、財政赤字を増加させ将来の負担、ひいては満足度（効用）の低下を招くおそれがある。このような1990年代の財政政策全体の評価をすることも重要となる。

第二に、本稿の分析モデルでは、単純化のため日本全体が一つの家計であるとの仮定のもと、分析を行った。しかし、現実には様々な所得階層の家計、年齢階層の家計が存在する。所得税や消費税の税制改革の影響が、所得階層ごと、年齢階層ごとにどのように異なっているのか、という分析を本稿では行えていない。

第三に、所得税が労働供給に与える影響を本稿ではモデル化できていない。所得税の税制改革によって、人々は直面する賃金率が増加するためその働き方（労働供給）を変化させ、その結果として経済成長や消費に影響を与える可能性がある。

これらの点に関しては今後の研究課題としたい。

付論 単位根検定

GMM では変数に定常性が要求されるため、単位根検定を行った。検定方法は、Augmented Dickey-Fuller 検定を用いた。モデルの選択については、定数項と線形トレンド項を含んだ形を含むラグ次数5次モデルから出発した。ラグ次数の選択は、SBIC を使用した。検定結果ならびに基本統計量は、表 A にまとめた。

表 A 単位根検定

変数	平均	標準 誤差	最小値	最大値	単位根検定			
					定数項 の t 値	線形トレン ド項の t 値	ADF 統計量	ラグ 次数
c_{t+s+1}/c_{t+s}	1.017	0.017	0.981	1.047	3.441***	-2.793**	-3.433*	0
c_{t+s}	194.249	26.906	145.802	222.511	0.407	-1.606	0.360	0
g_{t+s}	79.924	13.266	61.805	96.599	0.449	-0.081	-0.173	0
$\frac{1+r_{t+s}}{1+n_{t+s}} \frac{q_{t+s}}{q_{t+s+1}}$	1.033	0.133	1.003	1.060	3.100***	-2.633**	-3.913**	1

注) 検定統計量に示した***、**、*は、それぞれ有意水準 1%、5%、10%で帰無仮説を棄却することを表す。

結果として単位根検定で帰無仮説を棄却できたのは、変数 c_{t+s+1}/c_{t+s} と $\frac{1+r_{t+s}}{1+n_{t+s}} \frac{q_{t+s}}{q_{t+s+1}}$ だ

けである。したがって、GMM 推定上、単位根がある変数を含んでおり、GMM 推定量は標準漸近的の性質を持たない可能性がある。その意味で GMM 推定を採用することに若干の問題がある¹⁹。

しかし、本稿で GMM によって推定されたパラメーターが必ずしも意味のないものとは言いきれない理由がいくつかある。第一に、推定値がある程度現実的に妥当なものである点である。第二に、単位根の存在でもたらされる GMM 推定への悪影響とは、変数

¹⁹ Amano and Wirjanto(1998)、Ho(2004)、Esteve and Sanchis-Llopis(2005)では、単位根のある民間財消費と公共サービス消費が共和分関係にあることに着目し、共和分回帰で推定している。しかし、そのためのモデルとして、公共サービス消費が家計にとって内生変数となっている。我々の論文では、公共サービス消費は政府の決定変数であり、その政府と家計は独立の主体としている。したがって、公共サービス消費は家計にとってあくまで外生変数となる。ゆえに、共和分回帰による推定改善の方向は採用できない。

の非定常性が結局のところオイラー方程式の左辺全体にあたる誤差項の非定常性を生み出すことで起こる。言い換えると、変数にいくつかの非定常性があったとしても、誤差項が非定常でなければ、推定上、問題ないのである。ここで、北坂(1999)と Otto and Voss (1998)の方法に従い、単位根検定で非定常性をもつと明らかにされた民間財消費 (c_{t+s})

と公共財サービス消費 (g_{t+s}) が結合された消費の前年度比 ($\frac{c_{t+s+1}^{1-\mu} + \alpha g_{t+s+1}^{1-\mu}}{c_{t+s}^{1-\mu} + \alpha g_{t+s}^{1-\mu}}$) が定常

性をもつかどうかを検定する。この変数が定常であれば、誤差項は定常性をもつ可能性が高い。推定されたパラメーター ($\mu = 0$ 、 $\alpha = 0.577$) を使用して、民間財と公共財サ

ービスの結合消費の前年度比 ($\frac{c_{t+s+1}^{1-\mu} + \alpha g_{t+s+1}^{1-\mu}}{c_{t+s}^{1-\mu} + \alpha g_{t+s}^{1-\mu}}$) の時系列データ作成し、それを単位根

検定したところ、単位根の存在を 10%では棄却できず、10%を少し超える有意水準でしか棄却できなかった。したがって、GMM 推定の適用には多少の問題が残っているといえる。

参考文献

- 石弘光 (2005) 『税制スケッチ帳』時事通信社。
 (旧) 経済企画庁 (1997) 「第 4 章 消費税率引上げ等の国内物価に与える影響」『物価レポート ‘97～構造改革の進展と物価の安定～』、pp.17-18。
 金子能宏・田近栄治 (1989) 「勤労所得税と間接税の厚生コストの計測—勤労者標準世帯の場合—」『フィナンシャル・レビュー』第 15 号、pp.94-129。
 北坂真一(1999) 「社会資本供給量の最適性 オイラー方程式による検証」『日本経済研究』第 39 号、pp.76-96。
 田近栄治(1987) 「租税と厚生—厚生測定方法の展望」『一橋論叢』第 98 巻、pp.543-562。
 橋本恭之・上村敏之(1997) 「村山税制改革と消費税複数税率化の評価：一般均衡モデルによるシミュレーション」『日本経済研究』第 34 号、pp.35-60。
 橋本恭之・林宏昭・跡田直澄 (1991) 「人口高齢化と税・年金制度 —コーホート・データによる制度改革の影響分析—」『経済研究』第 42 号、No.4、pp.330-340。
 本間正明・跡田直澄・橋本恭之 (1989) 「竹下税制改革の厚生分析」『季刊理論経済学』第 40 号、pp.336-348。
 本間正明・滋野由紀子・福重元嗣 (1995)、「消費税導入による消費者物価上昇効果の分析—時系列モデルによる計測—」『経済研究』第 46 号、pp.193-215。
 Amano, R. A. and Wirjanto, T. S., 1998, “Government Expenditures and the Permanent-Income Model,” *Review of Economic Dynamics* 1, pp.719-730,

- Aschauer, D. A., 1985, "Fiscal Policy and Aggregate Demand," *American Economic Review* 75, pp.117-127,
- Auerbach, A. J., 1985, "The Theory of Excess Burden and Optimal Taxation," in: Auerbach, A. J. and Feldstein, M. (eds.), *Handbook of Public Economics*, Vol. 1. Elsevier, Amsterdam, pp.61-127,
- Esteve, V. and Sanchis-Llopis, J., 2005, "Estimating the Substitutability between Private and Public Consumption: The Case of Spain, 1960-2003," *Applied Economics* 37, pp.2327-2334,
- Hansen, L. P., 1982, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50, pp.1029-1054,
- Hansen, L. P. and Singleton, K., 1982, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50, pp.1269-1286,
- Ho, T-w, 2004, "Cointegration, Government Spending and Private Consumption: Evidence from Japan," *Japanese Economic Review* 55, pp.162-174,
- Mankiw, N. G., Rotemberg, J. J., and Summers, L. H., 1989, "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics* 100, pp. 225-251.
- Otto, G. D. and Voss, G. M., 1998, "Is public capital provision efficient?," *Journal of Monetary Economics* 42, pp.47-66,