

日本における防衛部門経済の外部効果 ——四半期データを用いた冷戦期とポスト冷戦期の比較研究

*Externality Effects of Defense Sector Economy in Japan:
Comparative Study of the Cold War and the Post-Cold War Periods Using Quarterly Data*

安 藤 潤*

要旨

本論文では日本の1980年以降の四半期データを用い、多重共線性の発生を抑制しつつ、Feder-Ramモデルを推定して防衛部門経済の外部効果を実証的に考察した。その結果、冷戦期では防衛部門経済から非防衛部門経済への、そして防衛部門経済から民間部門経済への有意な負の外部効果が存在し、それら弾性値はともにほぼ -0.020 （年率換算で -0.080 程度）であることが明らかにされたが、冷戦期では有意な外部効果は確認されなかった。また、三部門モデルの推定結果から日本は両期間において防衛支出拡大は経済成長率を引き下げることが明らかにされた。

キーワード：経済成長、防衛支出、外部効果、Feder-Ramモデル、多重共線性

1. 序論

本論文の目的は1980年以降の日本の四半期データを用い、推定期間を冷戦期とポスト冷戦期に分割してFeder-Ramモデルの二部門モデルと三部門モデルを推定し、防衛部門経済の外部効果と防衛支出拡大の経済成長への影響に変化があったのかを経済政策論的に考察することである。

Dunne *et al.* (2005)は防衛支出の経済効果を需要効果、供給効果、安全保障効果の3種類に分類している。第1の需要効果の代表例としてケインジアン乗数効果を挙げることができる。遊休設備が発生しているとき、防衛支出の外生的な増加による有効需要の増加は資源の利用を増やし、その不完全雇用を減少させると考えられる。また、特に完全雇用が発生しているときには防衛支出は機会費用を発生させ、民間投資をクラウド・アウトすることも考えられる。第2の供給効果は労働、資本、人的資本、天然資源といった生産要素や技術の利用可能性を通じて作用し、これらが潜在的な産出力を決定すると考えられる。さらに、需要効果で述べた投資のクラウド・アウトは資本ストックの変化をもたらす、やはり供給効果を生むと考えられる。防衛部門で利用される資源が時間の経過をとまって外部効果をもたらす可能性もある。軍隊での経験が民間企業で雇用されたときに労働者を多かれ少なかれ生産的にするかもしれないし、防衛部門の研究開発が時間をおいて商業利用されてスピンのオフを生むかもしれない。そして国の内外を問わずその脅威から生命と財産を守ることで市場が機能し、投資やイノベーションの動機となるというのが第3の安全保障効果である。ただし、防衛支出は安全保障上の必要性だけから行われるのではなく、利潤を追求する軍産複合体からの要求に答えるかたちで行われることもあり、した

* ANDO, Jun [国際文化学科]

がって防衛支出は軍拡競争をひきおこしたりすることもあるので、このような場合にはプラスの安全保障効果はないと考えられる (Dunne *et al.* 2005, pp. 450-451)。

さて、防衛支出と経済成長との関係に関する実証分析は様々な手法を用いて行われてきたが、同分野を多く扱ってきた *Defence & Peace Economics* 誌では 1990 年代に入って Feder-Ram モデルを用いた実証分析を扱う論文が多く掲載されてきた。同モデルは防衛経済学の先行研究において多くの研究者によって用いられてきたが、Huang and Mintz (1991)、Heo (1997, 2010)、安藤 (1998a, 1998b, 1999, 2002)、Ando (2000) や Dunne *et al.* (2005) が指摘しているように、同モデルに内在する問題点の 1 つとして多重共線性の発生を挙げることができるが、リッジ回帰でその回避を行っているのが Huang and Mintz (1991) と Heo (1997) である。また、米国の年次データを用いて二部門モデルを推定した安藤 (2015) は、説明変数のうち交差項に含まれる 2 つの変数を標準化することで多重共線性の発生を抑えることに成功し、その結果、防衛部門経済の外部効果は従来の手法で得られるそれよりも非防衛部門経済に与える影響が大きく異なる可能性があることを発見している。米国の四半期データを用い、二部門モデルと三部門モデルを推定した安藤 (2016) はやはり同様の手法で多重共線性の発生を抑制し、従来の手法から得られる外部効果よりもそのインパクトはきわめて小さいことを実証的に明らかにしている。本論文ではこれら安藤 (2015, 2016) と同じ手法で日本の四半期データを用い、推定期間を冷戦期とポスト冷戦期に分割して二部門モデルと三部門モデルを推定し、防衛支出拡大が経済成長に与える影響と防衛部門経済の外部部門の外部効果を計測する。

本論文の構成は以下の通りである。第 2 節では日本の防衛部門経済の外部効果と、Feder-Ram モデルの推定でしばしば指摘される多重共線性の発生を抑制する試みを行ってきた先行研究と多重共線性問題に対処した先行研究を要約する。第 3 節では多重共線性発生の抑制を目的とした分析上の改善を加えたモデルの定式化が行われ、第 4 節では記述統計と、ADF 検定による単位根検定およびグレンジャーの因果性検定の結果を示したのち、二部門モデルと三部門モデルの推定結果が示される。そして最後に結論と政策的インプリケーションが導出される。

2. 先行研究

日本のデータを用いて Feder-Ram モデルを推定し、防衛部門経済の外部効果を計測しているのが安藤 (1998a, 1998b, 2002) である。安藤 (1998a) は年次データを用いて、また安藤 (1998b) は四半期データを用いて二部門モデルと三部門モデルを推定し、有意な負の外部効果を確認している。ただし安藤 (2002) では 1980—1999 年の年次データを用い、米国との同盟からのスピル・インを考慮した三部門モデルを推定しているが、外部効果は存在しないとの結論に達している。

多重共線性の発生をリッジ回帰によって抑制する試みとしては Heo (1997) と Huang and Mintz (1991) があるが、多重共線性を発生する説明変数を標準化することでその抑制に成功しているのが安藤 (2015, 2016) である。安藤 (2015) は米国の 1981—2013 年の年次データを用いて Feder-Ram モデルの二部門モデルを推定しているが、交差項を前期の GDP に対する今期の対前期比防衛支出増加額の比率と前期の防衛支出に対する非防衛支出の比率の交差項に書き換え、さらにそれらをそれぞれ標準化してから交差項を作成して推定した場合、VIF は大きく低下し、その実証分析の結果は通常兵器の輸出入を考慮した場合には防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果は存在しないこと、ただし前期の防衛部門経済産出高に対する民生部門経済産出高の比率が 12.28 % 以上 21.71 % 以下の範囲であれば前年の GDP に対する対前年比防衛部門経

済産出高増加額の比率はマクロ経済成長に対して有意なプラスの効果をもたらすことを明らかにしている。安藤（2016）は米国の1980年以降の四半期データを用い、安藤（2015）と同様の手法で多重共線性の抑制に成功し、冷戦期では有意な外部効果は確認されないこと、これに対してポスト冷戦期では防衛部門経済から非防衛部門経済への、そして防衛部門経済から民間部門経済への有意な正の外部効果が存在すること、また米国は両期間において防衛支出拡大による経済成長率押し上げ効果を享受することが可能であったこと、ただしその経済成長率押し上げ効果は冷戦期がポスト冷戦期を上回っていたことを明らかにしている。

3. 定式化

本論文では安藤（1998a, 1998b, 1999）および Ando（2000）をはじめとする主要先行研究が用いている二部門モデルと三部門モデル

$$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}} = \text{定数項} + \alpha \frac{I}{Y_{-1}} + \beta \frac{\Delta L}{L_{-1}} + \delta'_m \frac{\Delta M}{Y_{-1}} + \theta_m \left(\frac{\Delta M}{M_{-1}} \right) \left(\frac{C_{-1}}{Y_{-1}} \right) \quad (3.1)$$

$$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}} = \text{定数項} + \alpha \frac{I}{Y_{-1}} + \beta \frac{\Delta L}{L_{-1}} + \delta'_n \frac{\Delta N}{Y_{-1}} + \theta_n \left(\frac{\Delta N}{N_{-1}} \right) \left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}} \right) + \delta'_m \frac{\Delta M}{Y_{-1}} + \theta_m \left(\frac{\Delta M}{M_{-1}} \right) \left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}} \right) \quad (3.2)$$

と、安藤（2015）が用いて定式化の中で導出しているもう一方の二部門モデル

$$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}} = \text{定数項} + \alpha_1 \frac{I}{Y_{-1}} + \beta \frac{\Delta L}{L_{-1}} + \delta'_m \frac{\Delta M}{Y_{-1}} + \theta_m \left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}} \right) \left(\frac{C_{-1}}{M_{-1}} \right) \quad (3.3)$$

と、その三部門モデルへの応用から得られる

$$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}} = \text{定数項} + \alpha \frac{I}{Y_{-1}} + \beta \frac{\Delta L}{L_{-1}} + \delta'_n \frac{\Delta N}{Y_{-1}} + \theta_n \left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}} \right) \left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}} \right) + \delta'_m \frac{\Delta M}{Y_{-1}} + \theta_m \left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}} \right) \left(\frac{P_{-1}}{M_{-1}} \right) \quad (3.4)$$

をともに用いる。ここで Y は実質 GDP、 I は実質民間投資、 L は労働投入量（＝就業者数×総実労働時間指数）、 M は実質防衛支出、つまり、当該国の政府が国内においてであろうが海外においてであろうが購入した軍事財・サービス、兵士および文官が創り出した安全保障サービスの付加価値の総計、 N は実質政府支出のうちの実質非防衛支出、 C は Y から M を引いた実質非防衛支出（実質民生支出）、 P は Y から M と N を引いた実質民間支出であり、添え字の -1 は1期のラグを、 Δ は前年から今年にかけての変化額を表している。また δ'_m は、非防衛部門経済もしくは民間部門経済の2つの生産要素の限界生産力に対する防衛部門経済のその比率が等しく、それが $1 + \delta_m$ で表されるとき、その差 δ_m を用いて

$$\delta'_m = \frac{\delta_m}{1 + \delta_m} \quad (3.5)$$

と書き直されており、 δ'_n は民間部門経済の2つの生産要素の限界生産力に対する政府非防衛部門経済のその比率が等しく、それが $1 + \delta_n$ で表されるとき、その差 δ_n を用いて

$$\delta'_n = \frac{\delta_n}{1 + \delta_n} \quad (3.6)$$

と書き直されている。ここで α は非防衛部門経済（二部門モデル）もしくは民間部門経済（三部門モデル）の資本の限界生産力、 β はこれら両部門経済の労働の実質限界生産力とマクロ経済全体の一人当たり実質平均産出高との間の線形関係を表すパラメータである。(3.1)式、(3.2)式、(3.3)式および(3.4)式における被説明変数が実質経済成長率であることからこの δ'_m と δ'_n はそれぞれ政府の防衛支出拡大と非防衛支出拡大が経済成長率にどのような影響を与えるのかを意味

する。(3.1) 式と (3.3) 式における θ_m は防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果を, (3.2) 式と (3.4) 式における θ_m と θ_n はそれぞれ政府の防衛部門経済から民間部門経済への外部効果と政府の非防衛部門経済から民間部門経済への外部効果を表す。

4. 実証分析

4.1 記述統計

表 1 記述統計

期 間 変 数	1980年II - 1991年IV ($n=47$)				1992年I - 2010年I ($n=73$)			
	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差
$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}}$	-0.114	0.089	0.015	0.068	-0.080	0.061	0.002	0.039
$\frac{I}{Y_{-1}}$	0.208	0.349	0.277	0.035	0.185	0.317	0.250	0.031
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	-1.790	1.472	0.198	0.565	-2.696	1.635	-0.196	0.878
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	-0.003	0.003	0.000	0.001	-0.003	0.003	0.000	0.001
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}} a)$	-1.819	1.779	0.000	1.000	-1.925	2.235	0.000	1.000
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}}$	-0.018	0.018	0.001	0.011	-0.017	0.019	0.001	0.010
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}} a)$	-1.714	1.504	0.000	1.000	-1.703	1.752	0.000	1.000
$\frac{\Delta M}{M_{-1}}$	-0.224	0.272	0.019	0.151	-0.237	0.368	0.014	0.148
$\frac{\Delta N}{N_{-1}}$	-0.117	0.161	0.014	0.084	-0.109	0.150	0.008	0.069
$\frac{C_{-1}}{Y_{-1}}$	0.974	1.003	0.986	0.009	0.979	1.014	0.993	0.010
$\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}$	0.836	0.876	0.857	0.010	0.802	0.870	0.835	0.016
$\frac{C_{-1}}{M_{-1}}$	86.277	137.370	103.645	13.030	88.390	128.551	107.830	10.825
$\frac{C_{-1}}{M_{-1}} a)$	-1.333	2.588	0.000	1.000	-1.796	1.914	0.000	1.000
$\frac{P_{-1}}{N_{-1}}$	5.441	7.733	6.446	0.559	4.223	7.256	5.415	0.673
$\frac{P_{-1}}{N_{-1}} a)$	-1.797	2.302	0.000	1.000	-1.772	2.737	0.000	1.000
$\frac{P_{-1}}{M_{-1}}$	76.547	118.544	89.989	10.978	76.564	107.802	90.557	8.448
$\frac{P_{-1}}{M_{-1}} a)$	-1.224	2.601	0.000	1.000	-1.657	2.041	0.000	1.000
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.218	0.272	0.020	0.149	-0.233	0.365	0.015	0.147
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{M_{-1}}\right) b)$	-0.315	3.369	0.702	0.807	-0.405	3.458	0.787	0.699
$\left(\frac{\Delta N}{N_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.098	0.141	0.013	0.072	-0.092	0.130	0.007	0.058
$\left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}}\right) b)$	-0.902	3.463	0.623	1.084	-1.593	4.593	0.361	1.091
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.194	0.233	0.016	0.130	-0.204	0.309	0.011	0.124
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{M_{-1}}\right) b)$	-0.508	3.386	0.634	0.831	-0.516	2.938	0.718	0.736

(注1) 変数右側の a) は当該変数が標準化されていることを表している。

(注2) 変数右側の b) は交差項を構成する2つの分数がともに標準化されていることを表している。

冷戦期（1980年第2四半期～1991年第4四半期）とポスト冷戦期（1992年第1四半期～2015年第3四半期）の各変数の記述統計は表1に示されている通りである。両期間の分割はソ連が崩壊した1991年末をもとに行った。データは内閣府『2009（平成21）年度 国民経済計算確報（2000年基準・93SNA）』、総務省『労働力調査 長期時系列データ』（<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>）の「月別結果 就業者（全産業）」、厚生労働省『毎月勤労統計調査 全国調査』の「産業別労働時間指数（総実労働時間）」、財務省『財政統計』（<http://www.mof.go.jp/budget/reference/statistics/data.htm>）から得た。実質化に当たっては2000年連鎖価格指数を用いている。防衛支出の実質化に当たっては西川（1984）にしたがって政府最終消費支出デフレータを0.75、公的総資本形成デフレータを0.25とする加重平均により算出した。この結果、防衛支出の実質値が異なるため実質GDPも実質民間支出、実質政府部門非防衛支出と新たに算出された実質防衛支出を合計して算出されている。

4.2 ADF 検定

表2 ADF 検定の結果

変数	1980年Ⅱ - 1991年Ⅳ (n=47)			1992年Ⅰ - 2010年Ⅰ (n=73)		
	定数項なし トレンドなし	定数項あり トレンドなし	定数項あり トレンドあり	定数項なし トレンドなし	定数項あり トレンドなし	定数項あり トレンドあり
$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}}$	I (1) ***	I (0) **	I (0) *	I (0) **	I (0) ***	I (0) ***
$\frac{I}{Y_{-1}}$	I (1) †	I (2) ***	I (2) ***	I (0) *	I (1) **	I (0) *
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	I (1) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***
$\frac{\Delta M^{(a)}}{Y_{-1}}$	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) **
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}}$	I (1) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) †	I (0) *	I (0) †
$\frac{\Delta N^{(a)}}{Y_{-1}}$	I (0) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (1) ***	I (0) ***	I (0) ***
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	I (1) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) †	I (0) ***	I (0) ***
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{M_{-1}}\right)^b$	I (1) ***	I (1) ***	I (1) ***	I (1) ***	I (0) *	I (0) †
$\left(\frac{\Delta N}{N_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	I (1) ***	I (0) **	I (0) *	I (1) ***	I (1) ***	I (0) †
$\left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}}\right)^b$	I (1) ***	I (1) ***	I (0) ***	I (0) *	I (1) ***	I (1) ***
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	I (1) ***	I (0) ***	I (0) ***	I (0) *	I (0) ***	I (0) ***
$\left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}}\right)^b$	I (1) ***	I (1) ***	I (1) ***	I (1) ***	I (0) *	I (0) †

(注1) 表中のカッコ内の数字は階差の次数を、***, **, * および † は単位根ありとの帰無仮説をそれぞれ0.1%, 1%, 5% および 10% で棄却できることを表している。

(注2) 変数右側の a) は当該変数が標準化されていることを表している。

(注3) 変数右側の b) は交差項を構成する2つの分数がともに標準化されていることを表している。

ADF 検定の結果は表 2 に示されている。そこから、被説明変数とすべての説明変数は単位根ありとの帰無仮説を 0 次、1 次もしくは 2 次で 0.1%、1%、5%あるいは 10%で棄却することができるのがわかる。

4.3 同時性の検定

表 3 グレンジャーの因果性検定の結果

推定期間	最適ラグ次数	$\frac{\Delta M}{Y_{-1}} \rightarrow \frac{\Delta Y}{Y_{-1}}$	$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}} \rightarrow \frac{\Delta M}{Y_{-1}}$
1980 年 II—1991 年 IV	4	$\chi^2 = 7.162$	$\chi^2 = 16.197^{**}$
1992 年 I—2010 年 I	5	$\chi^2 = 5.404^{\dagger}$	$\chi^2 = 32.240^{***}$
推定期間	最適ラグ次数	$\frac{\Delta M}{M_{-1}} \rightarrow \frac{\Delta Y}{Y_{-1}}$	$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}} \rightarrow \frac{\Delta M}{M_{-1}}$
1980 年 II—1991 年 IV	4	$\chi^2 = 7.347$	$\chi^2 = 15.297^{**}$
1992 年 I—2010 年 I	5	$\chi^2 = 5.947$	$\chi^2 = 29.651^{***}$
推定期間	最適ラグ次数	$\frac{\Delta N}{Y_{-1}} \rightarrow \frac{I}{Y_{-1}}$	$\frac{I}{Y_{-1}} \rightarrow \frac{\Delta N}{Y_{-1}}$
1980 年 II—1991 年 IV	4	$\chi^2 = 7.162$	$\chi^2 = 16.197^{**}$
1992 年 I—2010 年 I	5	$\chi^2 = 18.258^{**}$	$\chi^2 = 11.154^*$
推定期間	最適ラグ次数	$\frac{\Delta N}{N_{-1}} \rightarrow \frac{I}{Y_{-1}}$	$\frac{I}{Y_{-1}} \rightarrow \frac{\Delta N}{N_{-1}}$
1980 年 II—1991 年 IV	4	$\chi^2 = 7.347$	$\chi^2 = 15.297^{**}$
1992 年 I—2010 年 I	5	$\chi^2 = 25.444^{***}$	$\chi^2 = 12.797^*$

(注) 表中の***, **, * および†は推定係数がそれぞれ 0.1%, 1%, 5%および 10%で有意であることを表している。

Dunne *et al.* (2005) で二部門モデルの場合には被説明変数である経済成長と説明変数の 1 つに含まれる防衛支出拡大との間に、また、三部門モデルでは民間投資支出と政府非防衛支出との間にそれぞれ同時性が想定されるとの主張を検証するため、Heo (2010) と同様にグレンジャーの因果性検定を行った。本論文では安藤 (2016) と同じく二部門モデルについては経済成長率 $\Delta Y/Y_{-1}$ と、防衛支出の対前期比増加額が含まれている 2 つの説明変数 $\Delta M/Y_{-1}$ および $\Delta M/M_{-1}$ との間の因果性を、三部門モデルでは民間投資支出の 1 期前の GDP に対する比率 I/Y_{-1} と、2 つの変数 $\Delta N/Y_{-1}$ および $\Delta N/N_{-1}$ との間の因果性を検証した。その結果は表 3 に示されている。まず冷戦期について確認しておこう。防衛支出拡大から経済成長率への因果性は防衛支出拡大に関する 2 つの変数についてともに棄却できるが、経済成長率から防衛支出拡大への因果性については両変数ともに棄却できない。また、政府非防衛支出拡大から民間投資支出の 1 期前の GDP に対する比率への因果性は政府非防衛支出拡大に関する 2 つの変数についてともに棄却できるが、民間投資支出の 1 期前の GDP に対する比率から政府非防衛支出拡大への因果性は政府非防衛支出拡大に関する 2 つの変数についてともに棄却できない。ポスト冷戦期では防衛支出の伸び率から経済成長率への因果性を除く 7 つの因果性について棄却できない。

4.4 実証分析の結果

表4 従来の手法による二部門モデルの推定結果

推定式番号	(4.1)		(4.2)		(4.3)		(4.4)			
推定期間	1980年II - 1991年IV (n=47)									
推定方法	OLS		PW		OLS		PW			
変数	推定係数	t値	VIF	推定係数	t値	推定係数	t値	VIF	推定係数	t値
定数項	-0.240	-4.537***		-0.543	-10.793***	-0.137	-3.895***		-0.541	-12.230***
$\frac{I}{Y_{-1}}$	1.009	5.497***	1.360	2.045	13.260***	0.579	4.131***	1.110	2.178	15.942***
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	0.011	1.128	1.000	0.002	0.371	0.007	1.393	1.030	-0.002	-0.790
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	187.446	4.884***	100.720	118.361	5.165***	41.259	0.944	215.270	37.132	1.596
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-1.901	-5.095***	103.830	-1.145	-5.077***	-0.384	-0.936	214.550	-0.255	-1.167
δ_m	-0.005			-0.009		-0.025			-0.028	
\bar{R}^2	0.700			0.907		0.204			0.788	
SE	0.037			0.029		0.035			0.025	
DW	1.461			2.456		1.688			2.109	

(注) 表中の***は推定係数がそれぞれ0.1%で有意であることを表している。

ここでまず従来の手法を用いた場合の実証分析の結果とその解釈を示す。従来の手法による二部門モデルおよび三部門モデルの推定結果はそれぞれ表4および表5に示されている。表中のOLSは最小二乗法、PWはブレイス・ウィンステン法、VIFはベクトル・インフレーション・ファクター、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、SEは標準誤差、DWはダービン・ワトソン統計量を表している。

冷戦期についてであるが、推定式番号(4.1)にはOLSによる推定結果が示されている。第1変数である今期の民間投資の前期の対GDP比 I/Y_{-1} の推定係数、つまり非防衛部門経済の資本の限界生産力 a は符号条件を満たして有意であるが1を超えている。第2変数の労働投入量の対前期比増加率 $\Delta L/L_{-1}$ は符号条件を満たしているが10%でも有意ではない。注目される第3変数である防衛支出増加額の対前期GDP比 $\Delta M/Y_{-1}$ の推定係数は正であり、防衛支出拡大が経済成長率に正の影響を及ぼすことを表している。しかも0.1%で有意である。第4変数である防衛支出の対前期比増加率と前期における非防衛支出の対GDP比との交差項 $(\Delta M/M_{-1})(C_{-1}/Y_{-1})$ の推定係数、つまり防衛部門経済の非防衛部門経済への外部効果は-1.901で、0.1%で有意である。ただし、第3変数と第4変数でVIFがともに100を超えており、多重共線性の発生が疑われる。第3変数の推定係数 δ_m から算出される非防衛部門経済と防衛部門経済の生産要素の限界生産力の差 δ_m は-0.005であり、後者が前者をわずかに下回っていることがわかる。 \bar{R}^2 0.700と説明力は高い。DWは1.461であり、5%水準では誤差項に1次の系列相関がないとは判断できないためPW法による推定を行った。その結果は推定式番号(4.2)に示されている。第1変数は有意ではあるが、推定係数は2を超えている。第2変数の推定係数は0.007とは符号条件を満た

しているが、有意ではない。第3変数の推定係数は0.1%で有意である。ただし、その係数値はOLSの場合よりも小さくなっている。第4変数の推定係数、つまり外部効果は0.1%で有意であり、その推定値は-1.145と防衛部門経済の成長が非防衛部門経済の成長に負のインパクトを与える。ただし有意ではない。第3変数の推定係数 δ'_m から算出される δ_m は-0.009とOLSの場合よりも差は拡大しているが、生産要素の限界生産力は防衛部門経済の方が非防衛部門経済よりも低い。 \bar{R}^2 は0.9を超え、説明力は大きく改善した。 DW は2.456で、5%水準で誤差項に1次の系列相関なしと判断できない点はOLSの場合と変わらない。冷戦期の推定結果として説明力の高い推定式番号(4.2)を採択する。ここで従来の手法による推定結果を解釈しておく、第3変数、つまり対前期比防衛支出増加額の前期のGDPに対する比率 $\Delta M/Y_{-1}$ が1%上昇すると経済成長率は対前期比で1.183%、年率に換算して4.804%押し上げられ、防衛部門経済から非防衛部門経済への負の外部効果が存在し、弾性値は-1.145、つまり防衛部門経済が1%拡大するとき非防衛部門経済は1.145%、年率で4.660%縮小し、防衛部門経済の生産要素の限界生産力は非防衛部門経済のそれよりも低いということになる。冷戦期の1期前における防衛支出の対GDP比 M_{-1}/Y_{-1} は最小で0.730%、最大で1.132%である。第3変数の係数推定値、 $\Delta M/Y_{-1}$ および M_{-1}/Y_{-1} とから、防衛支出が1%上昇したときの経済成長率押し上げ効果が算出できる。それは最小で1.045%、最大で1.620%で、それぞれ年率換算で4.248%と6.641%ということになる。

次にポスト冷戦期の推定結果について見よう。まず推定式番号(4.3)に示されているOLSによる推定結果では第1変数、つまり非防衛部門経済の資本の限界生産力 a はOLSの場合と同じく符号条件を満たして0.1%で有意で、それは0.570であることが示されている。第2変数ともに符号条件を満たしているが、前者のみ有意である。さて、第3変数の推定係数は正であり、0.1%で有意である。このことは防衛支出拡大が経済成長率に正の影響を及ぼすことを表している。また、その推定係数値は冷戦期に比べて大きく低下している。外部効果を表す第4変数の推定係数は-0.384と負で、防衛部門経済の成長が非防衛部門経済の成長に与える負のインパクトは冷戦期と比較して小さくなっている。ただし有意ではない。VIFはやはり第3変数と第4変数で100を超えており、多重共線性を疑わざるをえない。第3変数の推定係数 δ'_m から算出される δ_m は-0.025と冷戦期よりも差は拡大しているが、生産要素の限界生産力は防衛部門経済の方が非防衛部門経済よりも低いことには変わりはない。もっとも、 δ'_m がゼロとは有意には異ならない以上、両者の差はないと解釈される。 \bar{R}^2 は0.2をわずかに超える程度で説明力は低い。 DW は1.688で、5%水準では誤差項に1次の系列相関がないとは判断できない。PW法による推定結果は推定式番号(4.4)に示されている。第1変数は有意であるが冷戦期のPW法による推定結果と同じく2を超えている。第2変数は符号条件を満たさなくなり、しかも有意ではない。第3変数はその t 値が改善されてほぼ1.600まで上昇したが10%では有意ではない。第4変数はOLSの場合と同様に推定係数は負であるが有意ではない。第3変数の推定係数 δ'_m から算出される δ_m は-0.028とOLSの場合よりも差はわずかに拡大しているが、生産要素の限界生産力は防衛部門経済の方が非防衛部門経済よりも低いことには変わりはない。 \bar{R}^2 は0.788まで上昇して説明力が大きく改善した。 DW は2.109で、5%水準で誤差項に1次の系列相関なしと判断できるようになった。ポスト冷戦期の推定結果として推定式番号(4.4)を採択する。ここで従来の手法による推定結果を解釈しておく、防衛支出拡大が経済成長率を押し上げることはなく、したがって防衛部門経済の生産要素の限界生産力と非防衛部門経済のそれに差はなく、防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果も存在しないということになる。

表5 従来の手法による三部門モデルの推定結果

推定式番号	1980年II - 1991年IV ($n=47$)			1992年I - 2010年I ($n=73$)		
推定期間	(4.5)			(4.7)		
推定方法	OLS			OLS		
変数	推定係数	t 値	VIF	推定係数	t 値	VIF
定数項	-0.137	-5.071***		-0.099	-2.920**	
$\frac{I}{Y_{-1}}$	0.603	5.820***	1.390	0.422	3.053**	1.320
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	0.005	1.261	1.030	0.007	1.519	1.050
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}}$	-10.491	-4.096***	77.910	-11.439	-3.379***	85.300
$\left(\frac{\Delta N}{N_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	1.445	3.486***	73.930	1.774	3.132**	76.780
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	126.907	4.369***	174.710	48.010	1.100	261.110
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-1.608	-5.244***	158.210	-0.656	-1.404	239.980
δ_n		0.087			0.080	
δ_m		-0.008			-0.021	
\bar{R}^2		0.592			0.346	
SE		0.033			0.032	
DW		1.919			1.923	

(注) 表中の***, および**は推定係数がそれぞれ0.1%および1%で有意であることを表している。

次に従来の手法による三部門モデルの推定結果を表5で確認しておこう。冷戦期におけるOLSによる推定結果は推定式番号(4.5)に示されている。第2変数を除く5変数が0.1%で有意である。非防衛部門経済の資本の限界生産力 a は0.603である。第3変数の政府非防衛支出増加額の対前期GDP比 $\Delta N/Y_{-1}$ の推定係数は負であり、このことは政府非防衛支出拡大が経済成長に負の影響を及ぼしていたことを意味する。第4変数である政府非防衛支出の対前期比増加率と前期における民間部門経済の規模の対GDP比との交差項 $(\Delta N/N_{-1})(P_{-1}/Y_{-1})$ の推定係数は1.445であり、政府非防衛部門経済の1%の成長が民間部門経済を1.46%程度成長させていたことになる。さて、第5変数の防衛支出増加額の対前期GDP比 $\Delta M/Y_{-1}$ の推定係数は正であり、防衛支出拡大が経済成長率に正の影響を及ぼしていたことを表している。第6変数である防衛支出の対前期比増加率と前期における民間部門経済の規模の対GDP比との交差項 $(\Delta M/M_{-1})(P_{-1}/Y_{-1})$ の推定係数、つまり防衛部門経済から民間部門経済への外部効果は負であり、その弾性値は-1.608である。 δ_n は0.087、 δ_m は-0.008であり、これらは政府非防衛部門経済の生産要素の限界生産力は民間部門経済のそれを若干上回っていたこと、これに対して防衛部門経済の生産要素の限界生産力は民間部門経済のそれをわずかに下回っていたことがわかる。 \bar{R}^2 は0.592である。 DW が1.919であることから5%水準で誤差項に1次の系列相関はないと判断できる。しかし、第3変数、第4変数、第5変数、そして第6変数のVIFが極めて高く、多重共線性の発生が疑われる。

ここで推定式番号 (4.5) から冷戦期の推定結果を解釈しておこう。まず第3変数と第4変数については、第3変数、つまり対前期比政府非防衛支出増加額の前期のGDPに対する比率 $\Delta N/Y_{-1}$ が1%上昇すると経済成長率は対前期比で0.105%、年率に換算して0.419%引き下げられ、政府非防衛部門経済から民間部門経済への正の外部効果が存在し、弾性値は1.445、つまり防衛部門経済が1%拡大するとき非防衛部門経済は1.445%、年率で5.906%拡大し、政府非防衛部門経済の生産要素の限界生産力は民間部門経済のそれよりも高いということになる。冷戦期の1期前における政府非防衛支出の対GDP比 N_{-1}/Y_{-1} は最小で10.807%、最大で14.519%である。政府非防衛支出の1%上昇は最小で0.007%、最大で0.010%で、それぞれ年率換算で0.028%と0.039%経済成長率を引き下げたということになる。次に第5変数と第6変数についてみておこう。第5変数、つまり対前期比防衛支出増加額の前期のGDPに対する比率 $\Delta M/Y_{-1}$ が1%上昇すると経済成長率は対前期比で1.269%、年率に換算して4.804%押し上げられ、防衛部門経済から非防衛部門経済への負の外部効果が存在し、弾性値は-1.608、つまり防衛部門経済が1%拡大するとき非防衛部門経済は1.608%、年率で6.279%縮小し、防衛部門経済の生産要素の限界生産力は非防衛部門経済のそれよりも低いということになる。冷戦期の1期前における防衛支出の対GDP比 M_{-1}/Y_{-1} は最小で0.730%、最大で1.132%である。防衛支出が1%上昇したときの経済成長率押し上げ効果は最小で1.121%、最大で1.737%で、それぞれ年率換算で4.560%と7.133%ということになる。

次にポスト冷戦期の推定結果を見よう。それは表5の推定式番号 (4.6) に示されている。まず第1変数の推定係数は0.422と冷戦期に比べて低下した。第2変数は0.005と冷戦期の0.002よりはわずかに上昇したが有意ではない。第3変数は0.1%で有意で、その係数推定値は-11.439と政府非防衛支出拡大が経済成長に与える負のインパクトが冷戦期に比べてわずかではあるが大きくなった。第4変数、つまり非防衛部門経済から民間部門経済への外部効果は0.1%で有意な正の外部効果が存在することがわかる。しかもその弾性値は冷戦期よりも上昇し、1.774である。さて、第5変数は48.010と冷戦期に比べて大きく低下し、しかも有意にはゼロとは異ならない。このことはポスト冷戦期では防衛支出拡大が経済成長をもたらしていないことを意味する。防衛部門経済から民間部門経済への外部効果を表す第6変数の係数推定値は-0.656と負であることには変わらないが冷戦期に比べると外部効果は小さくなっている。しかも有意ではなくなっている。 δ_n は0.080であり、冷戦期と同じく政府非防衛部門経済の生産要素の限界生産力が民間部門経済のそれを上回っている。これに対し δ_m は-0.021であるが、 δ_m が有意でないことから防衛部門経済と民間部門経済それぞれの生産要素の限界生産力に差はないと判断される。 \bar{R}^2 は0.346と冷戦期よりも説明力が低下している。 DW が1.923であることから5%水準で誤差項に1次の系列相関はないと判断できる。しかし、冷戦期と同じく第3変数、第4変数、第5変数および第6変数のVIFが極めて高く、多重共線性の発生が疑われる。

ここで推定式番号 (4.6) からポスト冷戦期の推定結果を解釈しておこう。まず第3変数と第4変数については、第3変数、つまり対前期比政府非防衛支出増加額の前期のGDPに対する比率 $\Delta N/Y_{-1}$ が1%上昇すると経済成長率は対前期比で0.114%、年率に換算して0.457%引き下げられ、政府非防衛部門経済から民間部門経済への正の外部効果が存在し、弾性値は1.774、つまり防衛部門経済が1%拡大するとき非防衛部門経済は1.774%、年率で7.289%拡大し、政府非防衛部門経済の生産要素の限界生産力は民間部門経済のそれよりも高いということになる。ポスト冷戦期の1期前における政府非防衛支出の対GDP比 N_{-1}/Y_{-1} は最小で11.467%、最大で18.485%

である。政府非防衛支出の1%上昇は経済成長率を最小で0.006%、最大で0.010%で、それぞれ年率換算で0.025%と0.040%引き下げてきた。次に第5変数と第6変数についてみておこう。第5変数、つまり対前期比防衛支出増加額の前期のGDPに対する比率 $\Delta M/Y_{-1}$ が1%上昇すると経済成長率は対前期比で0.480%、年率に換算して1.934%押し上げられ、防衛部門経済から非防衛部門経済への負の外部効果が存在し、弾性値は-0.656、つまり防衛部門経済が1%拡大するとき非防衛部門経済は0.656%、年率で2.597%縮小し、防衛部門経済の生産要素の限界生産力は非防衛部門経済のそれよりも低いということになる。冷戦期の1期前における防衛支出の対GDP比 M_{-1}/Y_{-1} は最小で0.787%、最大で1.108%である。防衛支出が1%上昇したときの経済成長率押し上げ効果は最小で0.433%、最大で0.610%で、それぞれ年率換算で1.744%と2.463%ということになる。

表6 改善後における二部門モデルの推定結果

推定式番号	(4.7)			(4.8)			(4.9)			(4.10)		
推定期間	1980年II - 1991年IV (n=47)						1992年I - 2010年I (n=73)					
推定方法	OLS			PW			OLS			PW		
変数	推定係数	t値	VIF	推定係数	t値		推定係数	t値	VIF	推定係数	t値	
定数項	-0.242	-4.506***		-0.546	-10.735***		-0.138	-3.903***		-0.541	-12.233***	
$\frac{I}{Y_{-1}}$	1.014	5.437***	1.370	2.058	13.133***		0.579	4.120***	1.120	2.179	15.916***	
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	0.011	1.129	1.000	0.002	0.359		0.007	1.401	1.030	-0.002	-0.778	
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	-0.015	-2.372*	1.260	-0.001	-0.343		0.000	-0.058	1.160	0.013	6.549***	
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{M_{-1}}\right)$	-0.036	-4.894***	1.120	-0.021	-4.848***		-0.005	-0.847	1.100	-0.004	-1.099	
δ_m		0.985			0.999			1.000			1.014	
\bar{R}^2		0.691			0.904			0.202			0.787	
SE		0.038			0.029			0.035			0.025	
DW		1.458			2.423			1.685			2.104	

(注) 表中の***, *は推定係数がそれぞれ0.1%および5%で有意であることを表している。

多重共線性の発生を抑制するための改善を行った二部門モデルの推定結果は表6に示されている。OLSによる推定結果を示す推定式番号(4.7)および(4.9)ではVIFが劇的に改善し、すべて多重共線性の発生がないと判断する際に基準とされる10未満に低下している。推定式番号(4.7)および(4.8)ではDWがそれぞれ1.458と2.423とともに5%水準では誤差項に1次の系列相関があるともないとも判断できないが、 \bar{R}^2 が0.9を超えてより説明力の高い(4.9)を採用する。第1変数および第2変数はともに改善前のPW法による推定結果とほぼ同じである。第3変数および第4変数は改善前に比べて係数推定値が大きく変化している。特に第3変数のそれは改善前には正であったが改善後には負に変わっている。もっとも、 δ'_m は別途推定しなければならない。第4変数の係数推定値、つまり防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果は-0.021であり、(4.8)の-1.901、(4.9)の-1.145と比べて負のインパクトが大きく低下した。

ポスト冷戦期の二部門モデルの推定結果についても5%水準で誤差項に1次の系列相関がなしと判断され、説明力がより高いPW法による推定結果である推定式番号(4.10)を採用する。第

1変数および第2変数は改善前のPW法による推定結果を表している推定式番号(4.4)とほとんど変化がない。しかし、第3変数と第4変数についてはともに係数推定値の絶対値がやはり大きく低下している。しかも第3変数については0.1%で有意になった。防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果は冷戦期と同じく負であるが、有意ではない。

図1 冷戦期の δ'_m とそのt値(二部門モデル)

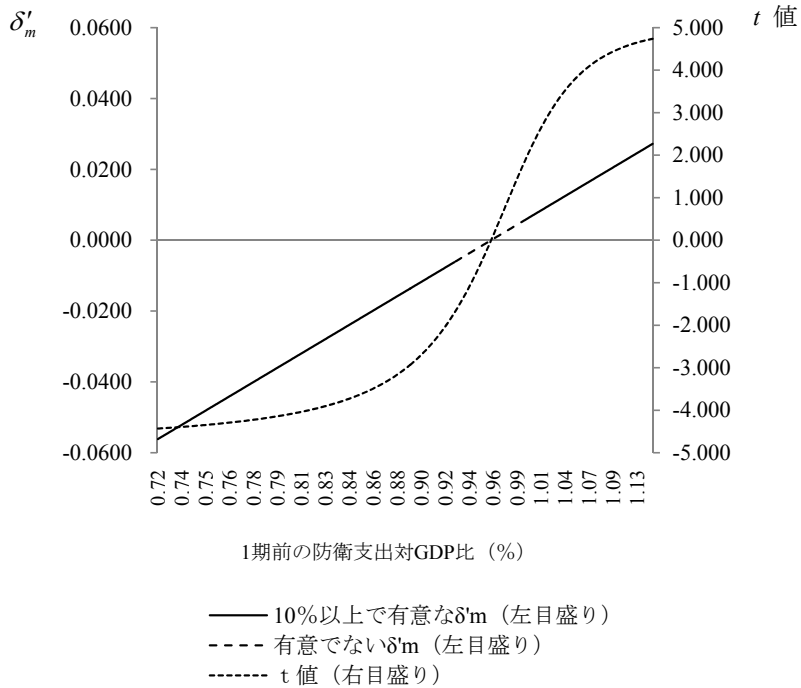
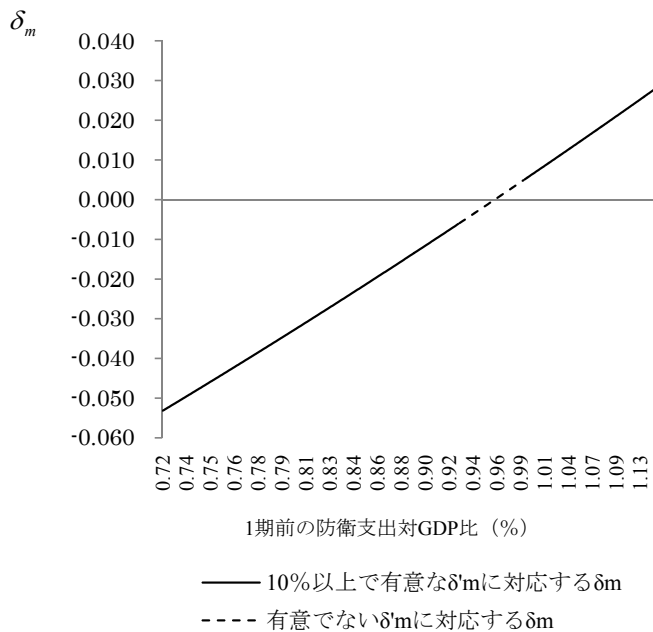


図2 冷戦期の δ_m (二部門モデル)



ここで冷戦期とポスト冷戦期の δ'_m とその t 値, そして δ_m を, 標準化された 1 期前における防衛支出に対する非防衛支出の比率 C_{-1}/M_{-1} を 0.01 を間隔とする離散変数として作成し直し, それらに対応させて算出しておこう¹. 冷戦期における δ'_m とその t 値は図 1 に示されている. 図 1 では同比率から 1 期前における防衛支出の対 GDP 比 M_{-1}/Y_{-1} を作成してそれを横軸にとっている. 冷戦期の前期における防衛支出の対 GDP 比は 0.72% 以上 1.15% 以下の範囲をとる. 同比率がこの範囲にあるとき, δ'_m は -0.0562 以上 0.0272 以下の値をとるが, δ'_m が 10% 水準以上で有意にゼロと異なるのは同比率が 0.72% 以上 0.93% 以下のときと 0.99% 以上 1.15% 以下のときであり, 前者のとき δ'_m は -0.0562 以上 -0.0062 以下を, 後者のときには 0.0051 以上 0.0272 以下をとる. この有意な δ'_m は図中の実線部分で表されている. また同比率が上記範囲以外のときは δ'_m は 10% 水準でも有意にはゼロと異ならない. この有意でない δ'_m は図 1 のグラフでは破線で表されている. これらのことは, 日本政府が防衛支出を拡大させることによって経済成長を押し上げようとするれば四半期データで見た防衛支出の対 GDP 比を 0.99% 以上で維持しなければならなかったことを意味する. 説明変数の $\Delta M/Y_{-1}$ は標準化されているので, 1 期前の防衛支出の対 GDP 比が 0.72% 以上 0.93% 以下の範囲にあるときには $\Delta M/Y_{-1}$ が 1 標準偏差だけ上昇するとこの有意な δ'_m の値だけ経済成長率が引き下げられ, 同比率が 0.99% 以上 1.15% 以下のときは $\Delta M/Y_{-1}$ が 1 標準偏差だけ上昇するとこの有意な δ'_m の値だけ押し上げられることを意味する. 冷戦期における $\Delta M/Y_{-1}$ の標準偏差は 0.0014284 である². この標準偏差と期間中に δ'_m が有意となる 1 期前の防衛支出の対 GDP 比から防衛支出の 1% 上昇による経済成長率押し上げ効果を求めることが可能である. 1 期前の防衛支出の対 GDP 比が 0.72% 以上 0.93% 以下のとき, 防衛支出の 1% 上昇は経済成長率を -0.284% 以上 -0.040% 以下 (平均 -0.172%), 年率換算すると -1.131% 以上 -0.161% 以下 (平均 -0.687%) だけ引下げ, $\Delta M/Y_{-1}$ が 0.99% 以上 1.15% 以下のとき, 防衛支出の 1% 上昇は経済成長率を 0.035% 以上 0.218% (平均 0.122%), 年率換算にして 0.141% 以上 0.875% 以下 (平均 0.490%) だけ押し上げていたことがわかる. さらに冷戦期における δ_m が図 2 に示されている. グラフの実線の部分と破線の部分は図 1 の δ'_m のグラフの有意水準に対応しており, やはり 1 期前における防衛支出の対 GDP 比が 0.72% 以上 0.93% 以下のとき δ_m は -0.0532 以上 -0.0062 以下の範囲をとって防衛部門経済の生産要素の限界生産力が算出された δ_m の値だけ非防衛部門経済のそれを下回り, 同比率が 0.99% 以上 1.15% 以下のとき δ_m は 0.0051 以上 0.0280 以下の範囲をとって防衛部門経済の生産要素の限界生産力が算出された δ_m の値だけ非防衛部門経済のそれを上回っていたのである.

¹ 交差項の推定については Ai and Edward (2003), Norton et al. (2004), Brambor et al. (2006), 安藤 (2015, 2016) などを参照.

² 表 2 の記述統計と異なるのはそれが小数点第 3 位までしか示されていないからである.

図3 ポスト冷戦期の δ'_m とその t 値 (二部門モデル)

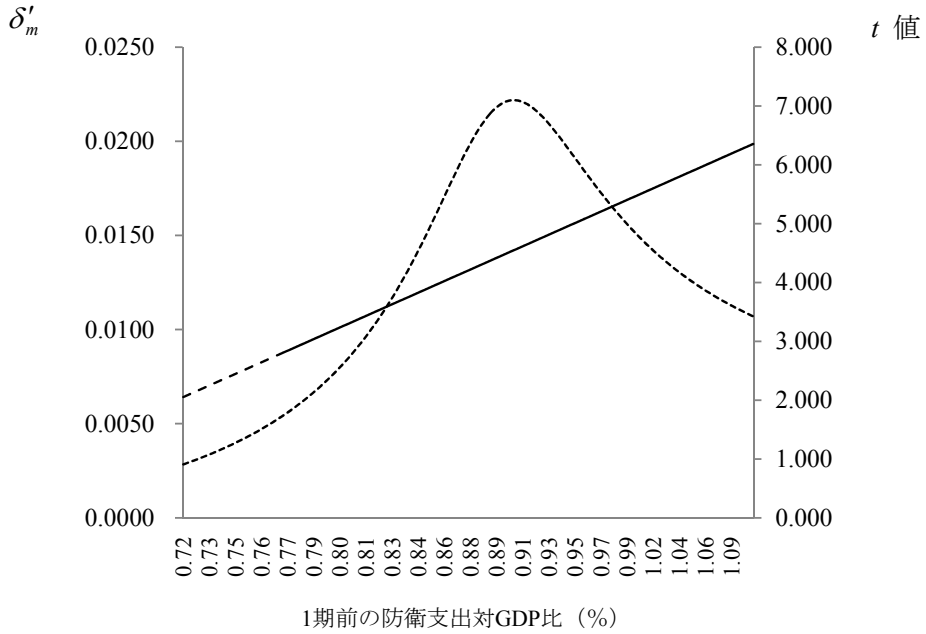
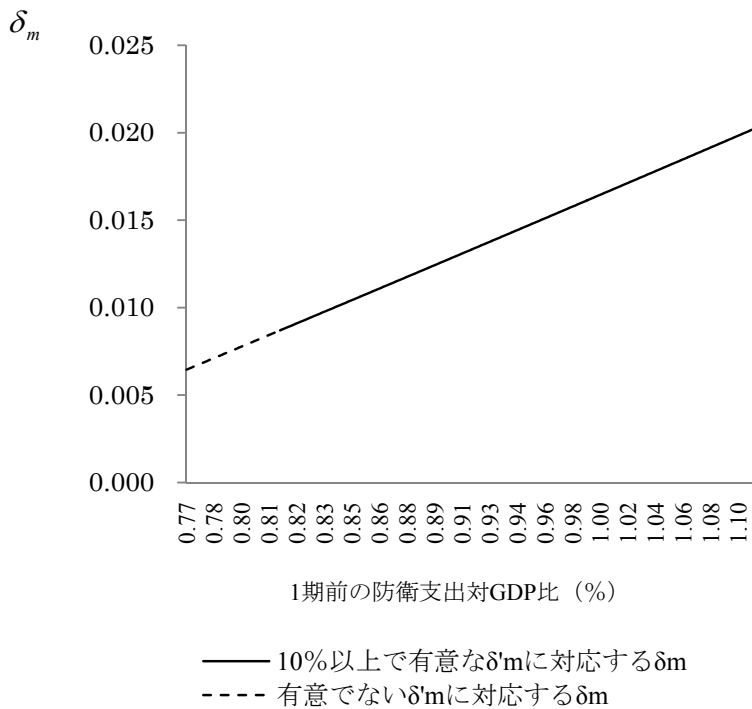


図4 ポスト冷戦期の δ_m (二部門モデル)



次にポスト冷戦期における δ'_m とその t 値, そして δ_m を同様の手法で算出しておこう. ポスト冷戦期における δ'_m とその t 値は図2に示されている. ポスト冷戦期では前期における防衛支出の対 GDP 比は 0.77% 以上 1.12% 以下の範囲をとる. 同比率がこの範囲にあるとき, δ'_m は 0.0064 以上 0.0199 以下の値をとるが, δ'_m が 10% 水準以上で有意にゼロと異なるのは同比率が 0.81% 以上 1.12% 以下のときであり, このとき δ'_m は 0.0087 以上 0.0199 以下をとる. また同比率が上記範囲以外のときは δ'_m は 10% 水準でも有意にはゼロと異なる. これらのことは, 日本政府が防衛支出を拡大させることによって経済成長を押し上げようとすれば四半期データで見た防衛支出の対 GDP 比を 0.81% 以上 (少なくとも) 1.12% 以下で維持しなければならないことを意味する. 説明変数の $\Delta M/Y_{-1}$ は標準化されているので, 1 期前の防衛支出の対 GDP 比が 0.81% 以上 1.12% 以下の範囲にあるときには $\Delta M/Y_{-1}$ が 1 標準偏差だけ上昇するとこの有意な δ'_m の値だけ経済成長率が押し上げられることを意味する. 冷戦期における $\Delta M/Y_{-1}$ の標準偏差は 0.0013839 である. 1 期前の防衛支出の対 GDP 比が 0.81% 以上 1.12% 以下のとき, 防衛支出の 1% 上昇は経済成長率を 0.051% 以上 0.161% (平均 0.100%), 年率換算にして 0.203% 以上 0.644% 以下 (平均 0.400%) だけ押し上げることがわかる. さらに冷戦期における δ_m が図4に示されている. グラフの実線の部分と破線の部分は図1の δ'_m のグラフの有意水準に対応しており, やはり 1 期前における防衛支出の対 GDP 比が 0.81% 以上 1.12% 以下のとき δ_m は 0.0087 以上 0.0202 以下の範囲をとって防衛部門経済の生産要素の限界生産力が算出された δ_m の値だけ非防衛部門経済のそれを上回るのである.

表7 改善後における三部門モデルの推定結果

推定期間	1980年II - 1991年IV (n=47)			1992年I - 2010年I (n=73)		
推定式番号	(4.13)			(4.15)		
推定方法	OLS			OLS		
変数	推定係数	t 値	VIF	推定係数	t 値	VIF
定数項	-0.144	-5.522***		-0.105	-3.181**	
$\frac{I}{Y_{-1}}$	0.614	6.129***	1.320	0.429	3.220**	1.260
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	0.005	1.315	1.030	0.007	1.535	1.050
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}}$	-0.022	-3.412***	4.560	-0.019	-2.045*	6.440
$\left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}}\right)$	0.014	3.969***	1.240	0.013	3.523***	1.280
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	-0.026	-4.044***	4.490	-0.016	-1.764 †	6.070
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{M_{-1}}\right)$	-0.020	-4.852***	1.160	-0.006	-1.172	1.180
δ_n		0.978			0.981	
δ_m		0.975			0.984	
\bar{R}^2		0.597			0.363	
SE		0.033			0.031	
DW		1.941			1.955	

(注) 表中の***, **, * および † は推定係数がそれぞれ 0.1%, 1%, 5% および 10% で有意であることを表している.

多重共線性の発生を抑制するための改善を行った三部門モデルの推定結果は表7に示されている。OLSによる推定結果を示す推定式番号(4.11)および(4.12)では二部門モデルの場合と同様にVIFが大きく改善し、すべての変数について多重共線性の発生なしと判断する際に基準とされる10未満に低下している。

冷戦期の推定結果は表7の推定式番号(4.11)に示されている。第3変数を除く5つの説明変数すべてが0.1%で有意である。第1変数と第2変数の係数推定値とt値は推定式番号(4.5)とほとんど変化がないが、第3変数、第4変数、第5変数および第6変数の係数推定値の絶対値が大きく低下している。政府非防衛部門経済から民間部門経済へは正の外部効果が存在し、その弾性値は改善前が1.445であったのに対して改善後は0.014に、また、防衛部門経済から民間部門経済へは負の外部効果が存在し、その弾性値は改善前は-1.608であったのが改善後には-0.020にまで、それぞれ大きく変化していることがわかる。第5変数の係数推定値は正から負に符号が変化している。 \bar{R}^2 は改善後もほぼ0.6のままである。DWは5%水準で誤差項に1次の系列相関なしと判断できる。

ポスト冷戦期の推定結果は表7の推定式番号(4.12)に示されている。やはり第1変数と第2変数の係数推定値とt値は推定式番号(4.6)とほとんど変化がないが、第3変数、第4変数、第5変数および第6変数の係数推定値の絶対値は劇的に小さくなっている。民間部門経済の資本の限界生産力 α を表す第1変数の係数推定値は冷戦期の0.614から0.429まで低下している。第4変数の係数推定値、つまり政府非防衛部門経済から民間部門経済への外部効果は負であり、その負のインパクトは冷戦期のそれとほぼ同じである。第6変数の係数推定値、すなわち防衛部門経済から民間部門経済への外部効果も負であり、改善前の-0.656から-0.006まで低下したが、有意ではない。 \bar{R}^2 は0.363で、改善前よりも説明力が低下している。DWは5%水準で誤差項に1次の系列相関なしと判断できる。

図5 冷戦期の δ'_n とそのt値(三部門モデル)

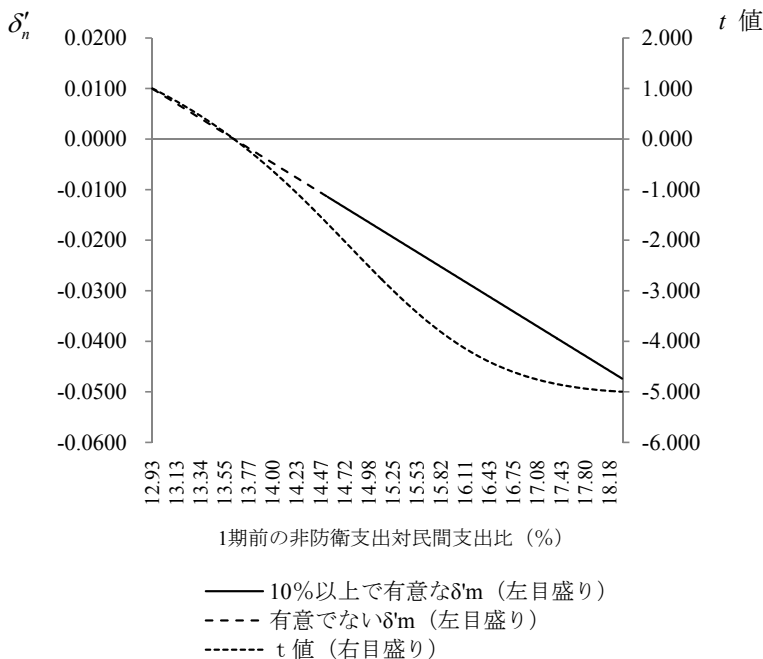
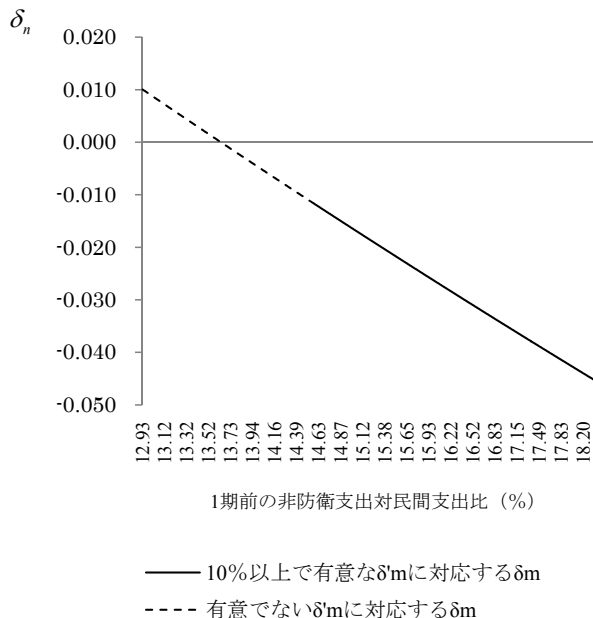


図6 冷戦期の δ_n (三部門モデル)



冷戦期の三部門モデルの推定結果としては (4.11) を採択する。そこから得られた δ'_n とその t 値は図5に示されている。冷戦期における1期前の政府非防衛支出の対民間支出比は12.93%以上18.38%以下であった。 δ'_n が10%以上の水準で有意にゼロと異なるのは同比率が14.54%以上18.38%以下のときであり、このとき δ'_n は -0.0047 以上 -0.0011 以下の範囲をとり、1期前の政府非防衛支出の対民間支出比の上昇とともに低下する。説明変数の $\Delta N/Y_{-1}$ は標準化されているので、政府非防衛支出の対民間支出比が14.54%以上18.38%以下であるときには $\Delta N/Y_{-1}$ が1標準偏差だけ上昇するとこの有意な δ'_n の値だけ経済成長率が押し上げられる。冷戦期における $\Delta N/Y_{-1}$ の標準偏差は0.0112272である。期間中に δ'_n が有意となる1期前の政府非防衛支出の対民間支出比を上記範囲に限定し、この標準偏差と実際の1期前の政府非防衛支出の対GDP比を用いれば、政府非防衛支出の1%上昇による経済成長率押し上げ効果が算出できる。冷戦期において日本政府は政府非防衛支出を1%拡大させることで最小で0.135%、最大で0.642%、年率に換算すれば最小で0.539%、最大で2.541%その経済成長率を引き下げていることがわかる³。つまり、日本政府は1期前における政府非防衛支出の対民間支出比を14.54%以上18.38%以下の範囲で維持すれば政府非防衛支出拡大が経済成長率を押し上げるという効果を得ていたことになる。 δ'_n から得られた δ_n のグラフは図6に示されている。 δ_n は0.0012以上0.0026以下の範囲をとるが、有意な δ'_n に対応する δ_n の最小値は1期前における政府非防衛支出の対民間支出比が14.54%のときの -0.0113 、最大値は同比率が18.38%のときの -0.0452 であり、このとき政府の非防衛部門経済の生産要素の限界生産力は民間部門のそれを各値だけ下回っていたことになる。

³ 三部門モデルでは二部門モデルとは異なり、1期前の非防衛政府支出の対民間支出比からその各値に対応する1期前の非防衛政府支出の対GDP比を計算することはできない。そのため、推定に用いたデータから実際の1期前の非防衛政府支出の対GDP比を算出し、それらを用いて実際に日本が得ていた経済成長率への押し上げ効果を算出している。これは冷戦期における防衛支出1%の経済成長率への押し上げ効果の算出、およびポスト冷戦期における防衛支出と非防衛政府支出の同効果の算出についても同様である。

図7 冷戦期の δ'_m とその t 値 (三部門モデル)

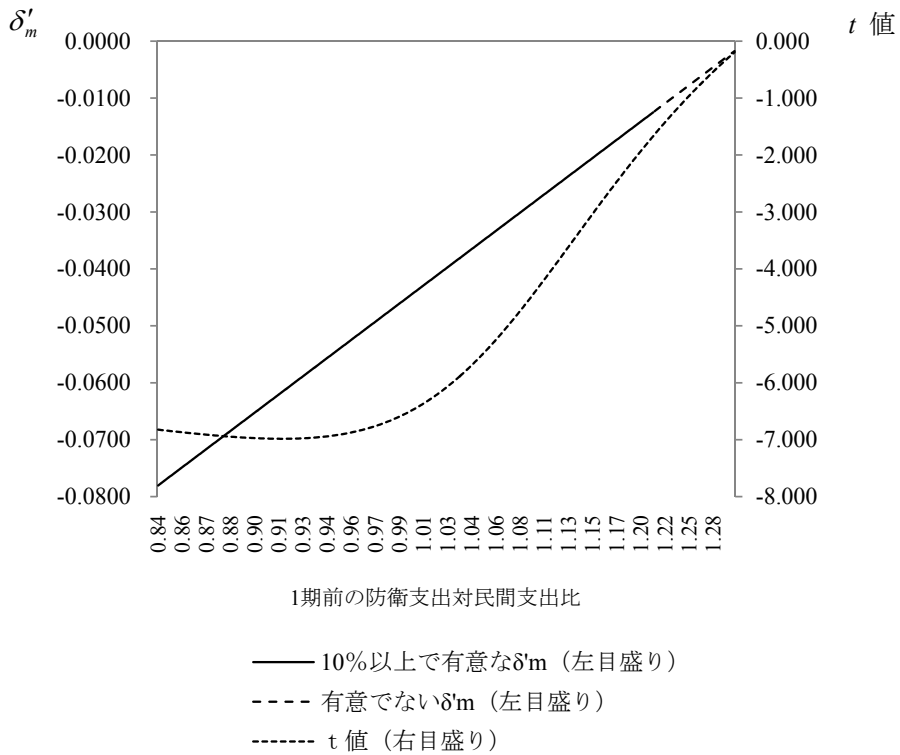
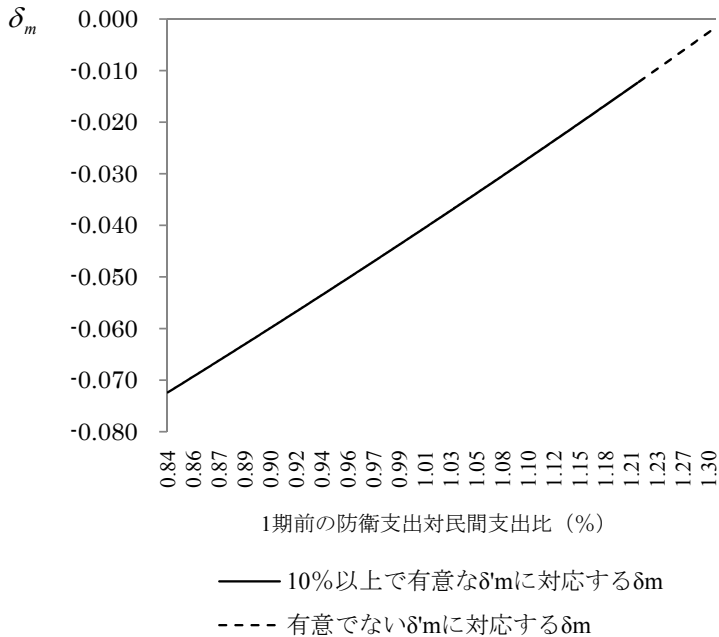


図8 冷戦期の δ_m (三部門モデル)



冷戦期の三部門モデルの推定結果 (4.11) から得られた δ'_m とその t 値は図7に示されている。冷戦期における1期前の防衛支出の対民間支出比は0.84%以上1.31%以下であった。 δ'_m が10%以上の水準で有意にゼロと異なるのは同比率が0.84%以上1.21%以下のときであり、このとき δ'_m は -0.0125 以上 -0.0780 以下の範囲をとり、1期前の防衛支出の対民間支出比の上昇とともに上昇する。したがって、防衛支出の対民間支出比が0.84%以上1.21%以下であるとき、 $\Delta M/Y_{-1}$ が1標準偏差だけ上昇するとこの有意な δ'_m の値だけ経済成長率が押し上げられることを意味する。期間中に δ'_m が有意となる1期前の防衛支出の対民間支出比を上記範囲に限定し、 $\Delta M/Y_{-1}$ の標準偏差と実際の1期前の防衛支出の対GDP比を用いることにより、日本経済が得ていた防衛支出1%拡大による実際の経済成長率押し上げ効果は最小で -0.092%、最大で -0.363%、年率に換算すれば最小で -0.366%、最大で -1.445%で、防衛支出拡大が経済成長率を引き下げていたことがわかる。 δ'_m から得られた δ_m のグラフは図8に示されている。 δ_m は0.0002以上0.0013以下の範囲をとるが、有意な δ'_m に対応する δ_m の最小値は1期前における防衛支出の対民間支出比が0.84%のときの -0.0720、最大値は同比率が1.21%のときの -0.0124 であり、このとき政府の非防衛部門経済の生産要素の限界生産力は民間部門のそれを各値だけ下回っていたことになる。

次にポスト冷戦期の推定結果を見よう。OLSによる推定結果は表7の推定式番号(4.12)に示されている。第1変数と第2変数の係数推定値と t 値は従来の手法による推定結果(4.6)とほぼ変化がない。第1変数の係数推定値は民間部門経済の資本の限界生産力 α を表すが、それは0.429であり、冷戦期よりも低下している。第3変数および第5変数の係数推定値はそれぞれ正と負であり、前者だけでなく後者も有意になった。政府の非防衛部門経済から民間部門経済への外部効果を表す第4変数の係数推定値は有意であり、冷戦期とほぼ同じ0.013である。防衛部門経済から民間部門経済への外部効果を表す第6変数の係数推定値は冷戦期と同じく負であるが、その絶対値は低下し、しかも有意ではない。つまり、防衛部門経済から民間部門経済への外部効果はなかったことになる。 \bar{R}^2 は0.363であり、説明力は高くない。 DW が1.955なので5%水準で誤差項に1次の系列相関がないと判断できる。

図9 ポスト冷戦期の δ'_n とその t 値 (三部門モデル)

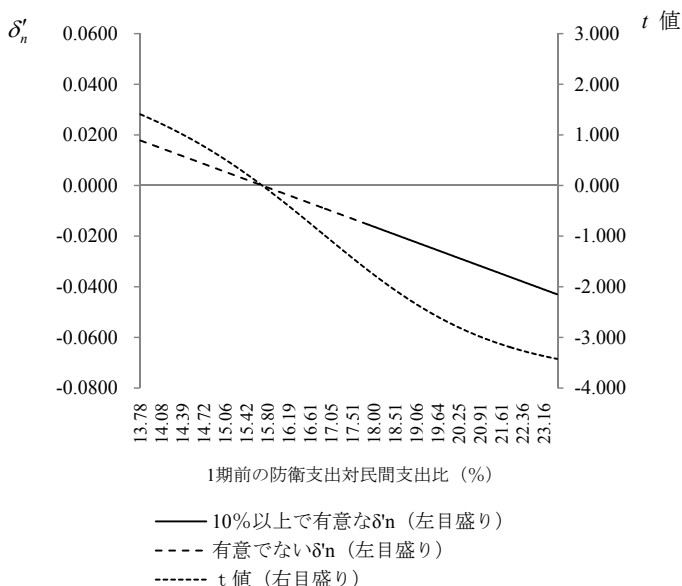
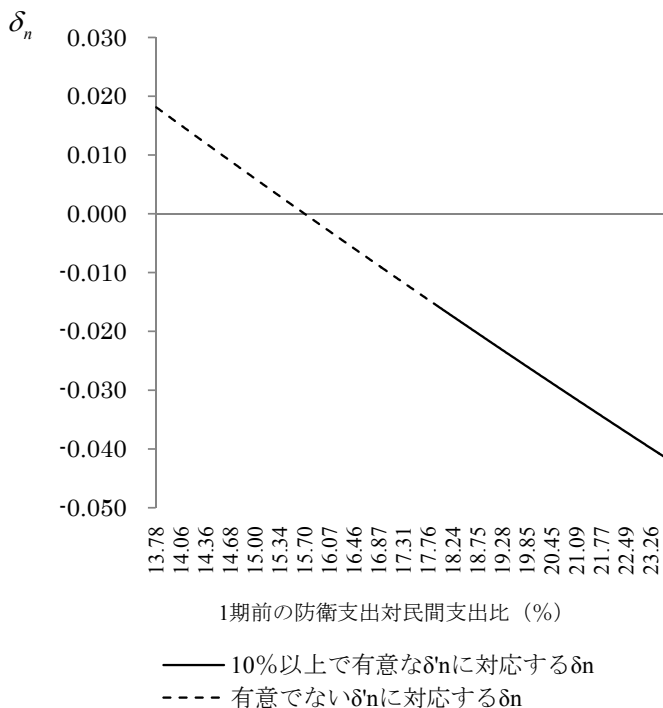


図 10 ポスト冷戦期の δ_n (三部門モデル)

ポスト冷戦期の三部門モデルの推定結果としては (4.12) を採択する。そこから得られた δ'_n とその t 値は図 9 に示されている。冷戦期における 1 期前の政府非防衛支出の対民間支出比は 13.78% 以上 23.67% 以下であった。 δ'_n が 10% 以上の水準で有意にゼロと異なるのは同比率が 17.87% 以上 23.67% 以下のときであり、このとき δ'_n は -0.0043 以上 -0.0155 以下の範囲をとり、1 期前の政府非防衛支出の対民間支出比の上昇とともに低下する。したがって、政府非防衛支出の対民間支出比が 17.87% 以上 23.67% 以下であるときには $\Delta N/Y_{-1}$ が 1 標準偏差だけ上昇するとこの有意な δ'_n の値だけ経済成長率が押し上げられる。冷戦期における $\Delta N/Y_{-1}$ の標準偏差は 0.0112272 である。期間中に δ'_n が有意となる 1 期前の政府非防衛支出の対民間支出比を上記範囲に限定し、この標準偏差と実際の 1 期前の政府非防衛支出の対 GDP 比を用いれば、政府非防衛支出の 1% 上昇による経済成長率押し上げ効果が算出できる。冷戦期において日本政府は政府非防衛支出を 1% 拡大させることで最小で 0.233%、最大で 0.764%、年率に換算すれば最小で 0.928%、最大で 3.021% その経済成長率を引き下げていることがわかる。 δ'_n から得られた δ_n のグラフは図 10 に示されている。 δ_n は 0.0012 以上 0.0026 以下の範囲をとるが、有意な δ'_n に対応する δ_n の最小値は 1 期前における政府非防衛支出の対民間支出比が 17.87% のときの -0.0113 、最大値は同比率が 23.67% のときの -0.0452 であり、このとき政府の非防衛部門経済の生産要素の限界生産力は民間部門のそれを各値だけ下回っていたことになる。

図 11 ポスト冷戦期の δ'_m とその t 値 (三部門モデル)

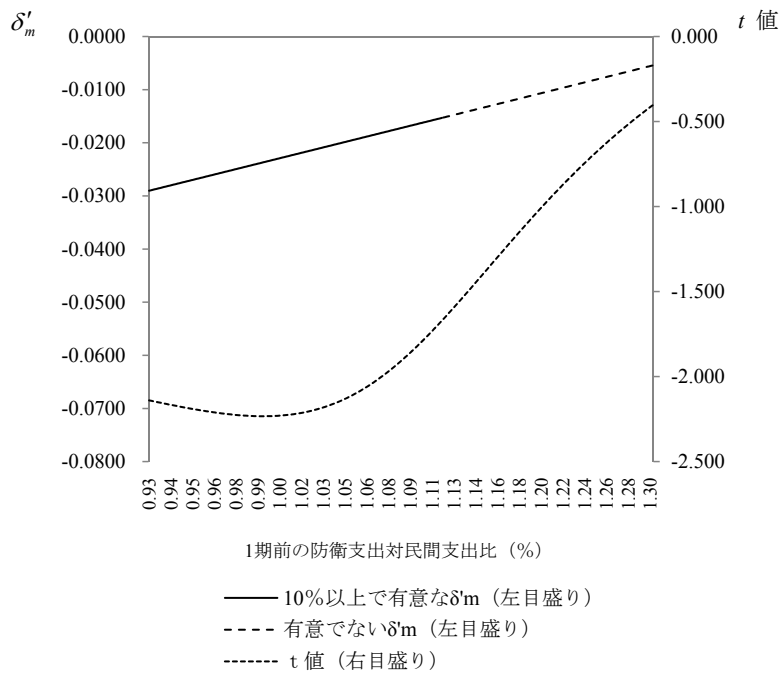
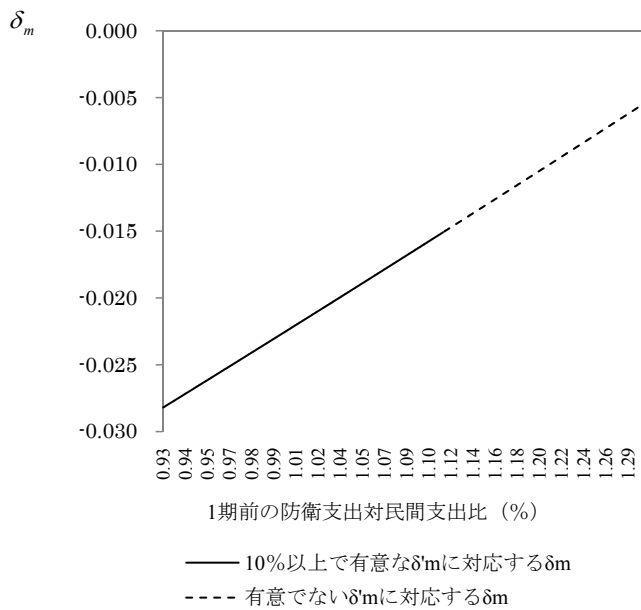


図 12 ポスト冷戦期の δ_m (三部門モデル)



ポスト冷戦期の三部門モデルの推定結果 (4.12) から得られた δ'_m とその t 値は図 11 に示されている。冷戦期における 1 期前の防衛支出の対民間支出比は 0.93% 以上 1.31% 以下であった。 δ'_m が 10% 以上の水準で有意にゼロと異なるのは同比率が 0.93% 以上 1.12% 以下のときであり、このとき δ'_m は -0.0290 以上 -0.0153 以下の範囲をとり、1 期前の防衛支出の対民間支出比の上昇とともに上昇する。したがって、防衛支出の対民間支出比が 0.93% 以上 1.31% 以下であるとき、 $\Delta M / Y_{-1}$ が 1 標準偏差だけ上昇するとこの有意な δ'_m の値だけ経済成長率が押し上げられることを意味する。期間中に δ'_m が有意となる 1 期前の防衛支出の対民間支出比を上記範囲に限定し、 $\Delta M / Y_{-1}$ の標準偏差と実際の 1 期前の防衛支出の対 GDP 比を用いることにより、日本経済が得ていた防衛支出 1% 拡大による実際の経済成長率押し上げ効果は最小で -0.099% 、最大で -0.159% 、年率に換算すれば最小で -0.395% 、最大で -0.634% で、防衛支出拡大が経済成長率を引き下げていたことがわかる。 δ'_m から得られた δ_m のグラフは図 12 に示されている。 δ_m は -0.0282 以上 -0.0054 以下の範囲をとるが、有意な δ'_m に対応する δ_m の最小値は 1 期前における防衛支出の対民間支出比が 0.93% のときの -0.0282 、最大値は同比率が 1.12% のときの -0.0151 であり、このとき政府の防衛部門経済の生産要素の限界生産力は民間部門のそれを各値だけ下回っていたことになる。

5. 結論

本論文では日本の 1980 年以降の四半期データを用い、Feder-Ram モデルを推定して防衛部門経済の外部効果と、その推定結果から得られる防衛支出 1% の拡大が経済成長にもたらす効果を実証的に考察した。

まず改善された二部門モデルの推定結果をまとめておこう。冷戦期では防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果が存在し、前者の 1% 拡大は後者を 0.021%、年率に換算して 0.084% 縮小させていたことが明らかにされた。また、1 期前の防衛支出の対 GDP 比が 0.72% 以上 0.93% 以下のとき、防衛支出の 1% 拡大は経済成長率を 0.284% 以上 0.040% 以下 (平均 0.172%)、年率換算すると 1.131% 以上 0.161% 以下 (平均 0.687%) だけ引下げ、1 期前の防衛支出の対 GDP 比が 0.99% 以上 1.15% 以下のとき、防衛支出の 1% 拡大は経済成長率を 0.035% 以上 0.218% (平均 0.122%)、年率換算にして 0.141% 以上 0.875% 以下 (平均 0.490%) だけ押し上げていたことが明らかにされた。ポスト冷戦期では防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果は存在しないが、1 期前の防衛支出の対 GDP 比が 0.81% 以上 1.12% 以下のとき、防衛支出の 1% 上昇は経済成長率を 0.051% 以上 0.161% (平均 0.100%)、年率換算にして 0.203% 以上 0.644% 以下 (平均 0.400%) だけ押し上げることも明らかにされた。

次に改善された三部門モデルの推定結果をまとめておこう。冷戦期では防衛部門経済から民間部門経済への負の外部効果が存在し、前者の拡大は後者を 0.020%、年率換算で 0.080% 縮小させていたことが明らかにされた。1 期前の防衛支出の対民間支出比が 0.84% 以上 1.21% 以下のとき、防衛支出の 1% 拡大は経済成長率を最小で 0.092%、最大で 0.363%、年率に換算すれば最小で 0.366%、最大で 1.445% だけ経済成長率を引き下げていたことが明らかにされた。ポスト冷戦期では防衛部門経済から民間部門経済への外部効果は存在しないが、1 期前の防衛支出の対民間支出比が 0.93% 以上 1.12% 以下のとき、防衛支出の 1% 拡大は経済成長率を最小で 0.099%、最大で 0.159%、年率に換算すれば最小で 0.395%、最大で 0.634% 経済成長率を引き下げていたことも明らかにされた。

ただし、防衛部門経済から非防衛部門経済もしくは民間部門経済への外部効果が需要効果、供給効果、安全保障効果のいずれかもしくはその任意の組み合わせなのかは明確ではない。防衛支出の経済効果は上でも述べたように研究開発の成果がタイムラグをともなって民生部門にスピーン・オフすることも考えられる。その意味では Dunne, Smith and Willenbockel (2005) や Heo (2010) が主張するように拡張版 Solow モデルを推定する方が望ましいかもしれないが、この推定については今後の課題としたい。

参考文献

- Ai, C. and Edward, C. N. (2003) "Interaction Terms in Logit and Probit Models," *Economics Letters*, Vol. 80, No. 1, pp. 123-129.
- 安藤潤 (1998a) 「日本における防衛部門経済の外部性効果」『早稲田経済学研究』第 46 号, pp.1-13.
- 安藤潤 (1998b) 「日本における防衛部門経済の外部性効果に関するより詳細な分析」『早稲田経済学研究』第 47 号, pp.1-13.
- 安藤潤 (1999) 「クリントン政権下の財政政策: 米国経済は「平和の配当」を享受してきたのか」『昭和大学教養部紀要』第 30 卷, pp.1-8.
- 安藤潤 (2002) 「日本の経済成長と日米安全保障条約に関する一考察～米国軍事支出からのスピン・インに関する externality effect の実証分析」諏訪貞夫教授古希記念論文集刊行委員会編『諏訪貞夫教授古希記念論文集 日本経済の新たな進路—実証分析による解明—』, 文眞堂, pp.215-228.
- 安藤潤 (2015) 「米国における防衛部門経済産出高とマクロ経済成長——Feder モデルの推定とその改善」『新潟国際情報大学国際学部紀要』創刊準備号, pp. 179-188.
- 安藤潤 (2016) 「米国における防衛部門経済の外部効果——四半期データを用いた冷戦期とポスト冷戦期の比較研究」『新潟国際情報大学国際学部紀要』創刊号, pp. 15-38.
- Ando, J. (2000) "A Study on the 'Peace Dividend' under the Clinton's Administration," In Suwa, S. (ed.) *Current Issues in Economic Policy*, Tokyo: Institute for Research in Contemporary Political and Economic Affairs, Waseda University, pp. 121-131.
- Brambor, T., William, C. and Golder, M. (2006) "Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analysis," *Political Analysis*, Vol. 14, No. 1, pp. 63-82.
- Dunne, J. P., Smith, R. P., and Willenbockel, D. (2005) "Models of Military Expenditure and Growth: A Critical Review," *Defence and Peace Economics*, 16 (6) , pp. 449-461, DOI: 10.1080/1024269500167791.
- Heo, U. (1997) "The Political Economy of Defense Spending in South Korea," *Journal of Peace Research*, Vol. 34, No. 1, pp. 483-490.
- Heo, U. (2010) "The Relationship between Defense Spending and Economic Growth in the United States," *Political Research Quarterly*, Vol. 63, No. 4, pp. 760-770.
- Huang, C. and Mintz, A. (1991) "Defence Expenditures and Economic Growth: The Externality Effect," *Defence Economics*, Vol. 3, pp. 35-40.
- Norton, E. C., Hua, W., and Ai, C. (2004) "Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit Models," *Stata Journal*, Vol. 4, No. 2, pp. 154-167.
- 西川俊作 (1984) 「防衛支出は拡大すべきか」日本平和学会編集委員会編『平和学の数量的方法』

早稲田大学出版会, pp. 125-147.

謝辞

本研究は 2015 年度新潟国際情報大学国際学部共同研究費により実現しました。記して感謝します。