

# 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

*Externality Effects of Defense Sector Economy in the US:  
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1980年以降の四半期データを用いて米国における防衛部門経済の外部効果を実証的に考察した。防衛経済学の先行研究で従来用いられてきたFeder-Ramモデルは多重共線性の発生を始めとしていくつかの推定上の課題を持つが、モデルを修正し、多重共線性を発生すると考えられる説明変数を標準化することでその課題を克服した。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、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し、それら弾性値はともに0.001（年率換算で0.004）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も明らかにされた。

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年以降の米国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。

防衛経済学の先行研究においてFeder-Ramモデルは多くの研究者によって時系列分析やパネル分析で用いられてきたが、その一方で同モデルの問題点が指摘されてきた。具体的には推定式に相関関係がかなり強いと考えられる説明変数が組み込まれているため多重共線性の発生が疑われること、二部門モデルであれ三部門モデルであれ被説明変数である経済成長率と説明変数の1つに含まれる防衛支出増加率との間に、そして三部門モデルにおいては民間投資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こと、ラグを含む説明変数が用いられておらず防衛支出の動態的效果が無視されていることが挙げられる（Dunne *et al.* 2005）。安藤（2015）は二部門モデルを推定するに際して推定式に含まれる交差項を書き直すことと交差項に含まれる2つの変数を標準化することにより多重共線性の発生を抑えることに成功している。本論文では安藤（2015）と同様の手法で多重共線性の発生という第1の問題に対処し、さらに交差項に含まれる一方の変

---

\* ANDO, Jun [国際文化学科]

数を離散変数として扱うことでその離散変数の各値に対応する防衛部門経済と非防衛部門経済との間の生産要素の限界生産力の差とその  $t$  値を別途推定および算出する。これにより防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果と防衛支出拡大が経済成長に有意な影響を与える 1 期前の防衛支出の対 GDP 比の範囲を求めることが可能になり、政策的インプリケーションを導くことができるようになる。次にこの手法を三部門モデルにも適用する。同時性の問題に対してはグレンジャーの因果性検定を行う。ただし、防衛支出のマクロ経済成長に対する動態的効果を考慮することはモデルの定式化過程から不可能である。

本論文の構成は以下の通りである。次章では外部効果に関する先行研究を要約する。第 3 章では推定式に含まれる被説明変数と説明変数、および説明変数の一部に含まれる交差項を構成する 2 つの変数に関する記述統計が示され、ADF 検定により単位根検定を行い、グレンジャーの因果性検定が行われたのちに、まず先行研究において用いられてきた従来の手法により二部門モデルと三部門モデルを推定し、最後に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うえであらためて二部門モデルと三部門モデルが推定される。そして最後に結論では実証分析の結果から政策的インプリケーションを導出する。

## 2. 先行研究<sup>1</sup>

Feder-Ram モデルの推定における多重共線性発生の可能性について言及しているのは安藤 (1998a, 1998b, 1999, 2015)、Ando (2000)、Heo (1997, 2010)、Huang and Mintz (1991) である。Huang and Mintz (1991) は 1952 年から 1988 年までの米国のデータを用いて広義の Feder-Ram モデルを推定しているが、リッジ回帰を用いて多重共線性発生の抑制を試みており、前期の GDP に対する防衛支出の前期から今期への拡大はマクロ経済成長に正の影響を及ぼすものの有意ではないことを明らかにしている<sup>2</sup>。Heo (1997) は韓国の 1954 年から 1988 年までの年次データを用いて GLS とリッジ回帰で Feder-Ram 型三部門モデルを推定しているが、リッジ回帰の分析結果は防衛部門経済から民間部門経済への外部性効果は正であるものの有意ではないことを明らかにしている。安藤 (1998a) は 1971 年から 1995 年までの日本の年次データを用いて二部門モデルと三部門モデルを推定し、両モデルで防衛部門経済の有意な負の外部効果を明らかにしているが、同時に各説明変数の VIF を示して多重共線性発生の可能性に言及している。また、安藤 (1998b) は日本の 1960 年第 1 半期から 1995 年第 4 四半期までの四半期データを用いてやはり両モデルを推定し、有意な負の外部効果を確認し、VIF が示していないもののやはり多重共線性発生の可能性を指摘している。安藤 (1999) と Ando (2000) はともに米国の 1960—1998 年の年次データと 1980 年第 1 四半期から 1999 年第 3 四半期までの四半期データを用いて二部門モデルを推定し、クリントン政権下における負の外部効果を明らかにしつつも、特に後者では一部説明変数間の相関係数の高さから多重共線性発生の可能性を指摘している。

このような Feder-Ram モデルの実証分析上の問題点をまとめて指摘しているのが Dunne *et al.* (2005) である。彼らは Feder-Ram モデルの実証分析を行っている防衛経済学の先行研究を

<sup>1</sup> 本論文では Feder-Ram モデルの推定における多重共線性の発生に言及している先行研究のみ記載されている。これら以外の先行研究については安藤 (2015) を参照のこと。

<sup>2</sup> リッジ回帰による多重共線性発生を抑制する試みは Huang and Mintz (1990) によっても行われているが、純粋な Feder-Ram モデルではないので先行研究から除いた。

批判的に考察し、そもそも主流派の経済成長論では同モデルは扱われることがないこと、その問題点として多重共線性の発生が疑われること、二部門モデルであれ三部門モデルであれ被説明変数である経済成長率と説明変数の1つに含まれる防衛支出増加率との間に、そして三部門モデルにおいては民間投資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こと、ラグを含む説明変数が用いられておらず防衛支出の動態的効果が無視されていることを挙げ、防衛支出がマクロ経済成長に与える影響を分析するに際して同モデルを使うべきではなく、使うのであれば拡張版 Solow モデルもしくは Barro モデルであると結論づけている。このような指摘を受けて Heo (2010) は米国の 1954 年から 2005 年までの年次データを用いて Feder-Ram モデルと拡張版 Solow モデルを推定し、両モデルともに多重共線性発生の可能性があることなど問題点を持っていることを指摘し、それら実証分析の結果から防衛支出は米国のマクロ経済に有意な影響を及ぼさないことを明らかにしている。

リッジ回帰以外の方法で多重共線性の発生に対処しているのが安藤 (2015) である。安藤 (2015) は米国の 1981 年から 2013 年の年次データを用いて同モデルを推定しているが、先行研究に多く見られる従来の手法の推定結果では前期の GDP に対する今期の防衛支出拡大幅の比率および今期の防衛支出増加率と前期における非防衛支出の対 GDP 比との交差項の VIF が極めて高く、やはり多重共線性の発生が疑われるが、交差項を前期の GDP に対する今期の防衛支出拡大幅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には VIF は大きく低下して多重共線性の発生を抑制することに成功し、その実証分析の結果から、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。ただし、安藤 (2015) では先行研究で用いられる通常兵器の輸出入を考慮しない場合の推定を行っておらず、しかも四半期データによる実証分析を行っていない。このような問題意識から本論文では安藤 (2015) の手法に基本的には従いつつ、通常兵器の輸出入を考慮しない Feder-Ram モデルを 1980 年代以降の米国のデータを用いて冷戦期とポスト冷戦期に分割して推定することとする。

### 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

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

と、その三部門モデルへの応用から得られる

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

とともに用いる。ここで  $Y$  は実質 GDP,  $I$  は実質民間投資,  $L$  は労働投入量 (= 非農業民間部門総労働者数 × 週平均労働時間),  $M$  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,  $\Delta$  は前年から今年にかけての変化額を表している。また  $\delta'_m$  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  $\delta_m$  を用いて

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

と書き直されており,  $\delta'_n$  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  $\delta_n$  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  $\alpha$  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,  $\beta$  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  $\delta'_m$  と  $\delta'_n$  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  $\theta_m$  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  $\theta_n$  と  $\theta_m$  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	1980 年 I - 1991 年 IV ( $n=48$ )				1992 年 I - 2015 年 III ( $n=95$ )			
変 数	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
$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}}$	-0.020	0.023	0.007	0.009	0.006	0.006	-0.021	0.019
$\frac{I}{Y_{-1}}$	0.120	0.163	0.143	0.010	0.166	0.018	0.126	0.196
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	-0.020	0.024	0.003	0.009	0.003	0.007	-0.027	0.015
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	-0.002	0.003	0.001	0.001	0.000	0.001	-0.003	0.003
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}} a)$	-2.232	1.830	0.000	1.000	-2.781	2.785	0.000	1.000
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}}$	-0.006	0.004	0.001	0.002	0.001	0.001	-0.002	0.003
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}} a)$	-3.791	1.768	0.000	1.000	-2.487	2.741	0.000	1.000
$\frac{\Delta M}{M_{-1}}$	-0.033	0.040	0.009	0.018	0.001	0.023	-0.060	0.071
$\frac{\Delta N}{N_{-1}}$	-0.033	0.026	0.006	0.010	0.003	0.006	-0.013	0.020
$\frac{C_{-1}}{Y_{-1}}$	0.917	0.937	0.925	0.005	0.950	0.007	0.930	0.960
$\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}$	0.740	0.757	0.750	0.005	0.793	0.016	0.751	0.825
$\frac{C_{-1}}{M_{-1}}$	11.068	14.897	12.461	0.939	19.545	2.575	13.283	23.732
$\frac{C_{-1}}{M_{-1}} a)$	-1.484	2.594	0.000	1.000	-2.432	1.626	0.000	1.000
$\frac{P_{-1}}{N_{-1}}$	3.954	4.480	4.276	0.137	5.086	0.482	4.197	6.193
$\frac{P_{-1}}{N_{-1}} a)$	-2.358	1.488	0.000	1.000	-1.844	2.300	0.000	1.000
$\frac{P_{-1}}{M_{-1}}$	8.946	11.997	10.096	0.731	16.332	2.273	10.731	19.838
$\frac{P_{-1}}{M_{-1}} a)$	-1.572	2.599	0.000	1.000	-2.465	1.543	0.000	1.000
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.031	0.037	0.009	0.017	0.001	0.022	-0.057	0.068
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{M_{-1}}\right) b)$	-2.022	3.314	0.121	0.865	0.272	1.029	-2.277	4.665
$\left(\frac{\Delta N}{N_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.024	0.020	0.005	0.008	0.003	0.005	-0.010	0.016
$\left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}}\right) b)$	-1.188	6.127	0.479	1.153	-3.920	1.411	-0.266	0.752
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.025	0.030	0.007	0.014	-0.048	0.056	0.001	0.018
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{M_{-1}}\right) b)$	-2.116	3.510	0.118	0.883	-2.109	4.723	0.256	1.025

(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1四半期～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。使用したデータは米国商務省経済統計局（BEA）のウェブサイト（<http://www.bea.gov/>）および同国労働省労働統計局（BLS）のウェブサイト（<http://www.bls.gov/>）から取得した。実質化に用いられている物価指数は2009年連鎖型価格指数である。推定に際して表中の分数は百分率表示されていない。推定期間は1991年12月31日のソビエト連邦崩壊をもって冷戦期とポスト冷戦期に分割した。

## 4.2 ADF 検定

表2 ADF 検定の結果

期 間 変 数	1980年Ⅰ－1991年Ⅳ ( $n=48$ )			1992年Ⅰ－2015年Ⅲ ( $n=95$ )		
	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
$\frac{\Delta Y}{Y_{-1}}$	$I(0)^*$	$I(0)^{**}$	$I(0)^{**}$	$I(0)^{**}$	$I(0)^{**}$	$I(0)^{***}$
$\frac{I}{Y_{-1}}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	$I(0)^*$	$I(0)^*$	$I(1)^{***}$	$I(0)^{**}$	$I(0)^*$	$I(0)^+$
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	$I(1)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^+$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$
$\frac{\Delta M^a}{Y_{-1}}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^+$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}}$	$I(0)^{**}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^*$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$
$\frac{\Delta N^a}{Y_{-1}}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	$I(1)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{M_{-1}}\right)^b$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^*$	$I(1)^{***}$	$I(0)^{***}$
$\left(\frac{\Delta N}{N_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	$I(0)^{**}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^*$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$
$\left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}}\right)^b$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	$I(1)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$	$I(1)^{***}$
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{M_{-1}}\right)^b$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^{***}$	$I(0)^*$	$I(0)^+$	$I(0)^{***}$

(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 0 次、1 次もしくは 2 次で単位根ありとの帰無仮説を 0.1%, 1%, 5%あるいは 10%で棄却することができる。

#### 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 I—1991 年 IV	1	$\chi^2 = 0.016$	$\chi^2 = 0.002$
1992 年 I—2015 年 III	5	$\chi^2 = 3.710^{\dagger}$	$\chi^2 = 3.517^{\dagger}$
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 I—1991 年 IV	1	$\chi^2 = 0.0010$	$\chi^2 = 0.000$
1992 年 I—2015 年 III	5	$\chi^2 = 11.782^*$	$\chi^2 = 2.137$
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 I—1991 年 IV	1	$\chi^2 = 5.202^*$	$\chi^2 = 5.567^*$
1992 年 I—2015 年 III	3	$\chi^2 = 1.203$	$\chi^2 = 8.999^*$
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 I—1991 年 IV	1	$\chi^2 = 4.907^*$	$\chi^2 = 6.033^*$
1992 年 I—2015 年 III	3	$\chi^2 = 1.187$	$\chi^2 = 9.427^*$

(注) 表中の\*および†はそれぞれ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。経済成長と防衛支出拡大については冷戦期では 4 つの因果性すべてが棄却されているが、ポスト冷戦期では前期の GDP に対する防衛支出増加額の比率  $\Delta M/Y_{-1}$  から経済成長率  $\Delta Y/Y_{-1}$  への、経済成長率  $\Delta Y/Y_{-1}$  から前期の GDP に対する防衛支出増加額の比率  $\Delta M/Y_{-1}$  への、防衛支出増加率  $\Delta M/M_{-1}$  から経済成長率への因果性を棄却できない。民間投資支出と政府非防衛支出については冷戦期では 4 つの因果性すべてが、ポスト冷戦期では民間投資支出の 1 期前の GDP に対する比率  $I/Y_{-1}$  から  $\Delta N/Y_{-1}$  および  $\Delta N/N_{-1}$  への因果性を棄却できない。

## 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

推定期間	1980 年 I - 1991 年 IV ( $n=48$ )					1992 年 I - 2015 年 III ( $n=95$ )				
推定式番号	(4.1)		(4.2)			(4.3)		(4.4)		
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	0.010	0.785		0.018	2.152*	-0.000	-0.081		-0.001	-0.233
$\frac{I}{Y_{-1}}$	-0.037	-0.428	1.550	-0.102	-1.669	0.028	0.993	1.090	0.033	1.029
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	0.892	8.898***	1.550	0.949	12.849***	0.582	8.208***	1.120	0.570	7.284***
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	9.834	1.390	180.780	6.503	1.113	-4.913	-1.605	55.320	-5.273	-1.797†
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.768	-1.323	180.810	-0.476	-0.997	0.318	1.987*	55.150	0.331	2.171*
$\delta_m$	-0.113			-0.182		0.169			0.159	
$\bar{R}^2$	0.717			0.840		0.449			0.404	
$SE$	0.005			0.005		0.005			0.005	
$DW$	2.675			2.063		1.648			2.002	

(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。

ここでまず主な先行研究で使用されてきた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しておこう。従来の手法による二部門モデルと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。

まず表 4 で二部門モデルから見ておこう。推定式番号 (4.1) には冷戦期における 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  $\alpha$  は符号条件を満たさず, しかも 10% でも有意ではない。第 2 変数の労働投入量の対前期比増加率  $\Delta L/L_{-1}$  の推定係数, つまり非防衛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  $\beta$  は符号条件を満たして有意である。本モデルで注目すべきは第 3 変数と第 4 変数である。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, このことは防衛支出拡大が経済成長率を押し上げることを意味しているが有意ではない。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負であり, その弾性値は  $-0.768$  である。ただし, この第 4 変数も有意ではない。第 3 変数と第 4 変数の VIF がともに 100 を超えていることから多重共線性が発生していると考えられる。第 3 変数の推定係数  $\delta_m'$  から算出される非防衛部門経済の生産要素の限界生産力と防衛部門経済のそれとの差  $\delta_m$  は  $-0.113$  である。これは前者が後者を上回っていることを意味するが  $\delta_m$  が有意ではないので両部門の限界生産力に差は

ないことになる。 $\bar{R}^2$ は0.717であり、説明力は高い。 $DW$ は2.675であり、5%水準で誤差項に1次の系列相関があると判断できるため次にPW法で本モデルを推定した。推定式番号(4.2)がその推定結果である。 $DW$ は2.063であり、5%水準で誤差項に1次の系列相関なしと判断できる。第1変数はほぼ10%で有意になったがやはり符号条件を満たしていない。第2変数は符号条件を満たして有意であり、その推定値はOLSに比べて上昇した。第3変数と第4変数もOLSの場合と同様にそれぞれの推定係数値は正と負であるが、有意ではない。以上から冷戦期の推定結果としてはPW法による推定式番号(4.2)を採択する。その推定結果を要約すると、米国の防衛支出拡大はそのマクロ経済成長に影響を与えず、防衛部門経済と非防衛部門経済の生産要素の限界生産力に差はなく、防衛部門経済から非防衛部門経済への外部効果は存在しなかったといえる。ただし第3変数と第4変数のVIFが100を超えている点には注意が必要である。

次にポスト冷戦期の推定結果を見よう。推定式番号(4.3)はOLSによる推定結果である。第1変数の推定係数は冷戦期とは異なり正となっているが有意ではない。第2変数は符号条件を満たして0.1%で有意であるが、冷戦期に比較して推定係数値は若干低下している。第3変数は冷戦期とは異なって被説明変数である経済成長率と弱い負の相関関係を示しているがわずかに有意水準10%を満たしていない。最後に第4変数の推定係数値、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有意な正を示しており、その弾性値は0.318である。第3変数の推定係数 $\delta'_m$ から算出される非防衛部門経済の生産要素の限界生産力と防衛部門経済のそれとの差 $\delta_m$ は0.169で、後者が前者を上回っていることを意味する。 $\bar{R}^2$ は0.449で、説明力は低い。 $DW$ は1.648であり、5%水準で誤差項に1次の系列相関があるともないとも判断できない。そのためPW法で本モデルを推定した。推定式番号(4.4)にその推定結果が示されている。 $DW$ は2.002であり、5%水準で誤差項に1次の系列相関なしと判断できる。第1変数、第2変数ともにOLSの場合と同様に符号条件を満たし、前者が有意でないのに対して後者は有意である。第3変数は10%で有意となって、その推定値は-5.273であり、OLSの場合に比べて経済成長率に対する負のインパクトがわずかに上昇した。第3変数の推定係数 $\delta'_m$ から算出される $\delta_m$ は0.159とOLSの場合よりわずかに低下したが、非防衛部門経済の生産要素を限界生産力と防衛部門経済が上回っている点は同じである。 $\bar{R}^2$ は0.404と、やはり冷戦期に比べて説明力は低い。以上からポスト冷戦期の推定結果としてはPW法による推定式番号(4.4)を採択する。その推定結果を要約すると、米国の防衛支出拡大はそのマクロ経済成長に負の影響を与え、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をわずかに上回り、防衛部門経済から非防衛部門経済への正の外部効果が存在したといえる。ただし、冷戦期と同様にOLSの推定結果で第3変数と第4変数のVIFが極めて高い点には注意が必要である。

表 5 従来の手法による三部門モデルの推定結果

推定期間	1980 年 I - 1991 年 IV ( $n=48$ )						1992 年 I - 2015 年 III ( $n=95$ )					
推定式番号	(4.5)			(4.6)			(4.7)			(4.8)		
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	0.017	1.278		0.028	2.828**		0.001	0.109		-0.001	-0.089	
$\frac{I}{Y_{-1}}$	-0.099	-1.004	2.170	-0.175	-2.438*		0.016	0.549	1.400	0.022	0.640	
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	0.932	9.424***	1.620	0.990	14.266***		0.611	8.656***	1.250	0.606	7.742***	
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}}$	2.387	0.213	863.410	-0.251	-0.028		6.526	1.041	196.890	5.866	0.919	
$\left(\frac{\Delta N}{N_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.344	-0.129	875.280	0.290	0.137		-0.998	-0.784	201.100	-0.837	-0.646	
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	8.818	1.251	193.740	2.607	0.457		-4.143	-1.499	50.410	-5.092	-1.939†	
$\left(\frac{\Delta M}{M_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{Y_{-1}}\right)$	-0.848	-1.188	193.990	-0.191	-0.330		0.328	1.890†	50.290	0.379	2.313*	
$\delta'_n$	-0.721			0.799			-0.181			-0.206		
$\delta'_m$	-0.128			-0.622			0.194			0.164		
$\bar{R}^2$	0.738			0.868			0.508			0.463		
$SE$	0.005			0.004			0.004			0.004		
$DW$	2.747			2.126			1.660			2.006		

(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。

次に表 5 から従来の手法を用いた三部門モデルの推定結果について見ておこう。冷戦期の OLS による推定結果は推定式番号 (4.5) に示されている。第 1 変数は符号条件を満たさず有意ではない。第 2 変数は符号条件を満たして 0.1% で有意である。さて、第 3 変数の政府非防衛支出増加額の対前期 GDP 比  $\Delta N/Y_{-1}$  の推定係数は正であるが有意ではない。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  $(\Delta N/N_{-1})(P_{-1}/Y_{-1})$  の推定係数は政府非防衛部門経済から民間部門経済への外部効果を表すが、それは負で有意ではない。第 5 変数の防衛支出増加額の対前期 GDP 比  $\Delta M/Y_{-1}$  の推定係数は有意でない正を示している。最後に第 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 -0.848 であるが、これも有意ではない。 $\delta'_n$  と  $\delta'_m$  から算出される  $\delta_n$  と  $\delta_m$  はそれぞれ -0.721 と -0.128 であるが、 $\delta'_n$  と  $\delta'_m$  がともにゼロとは有意に異ならない以上  $\delta_n$  と  $\delta_m$  も 0 で、政府非防衛部門経済と政府防衛部門経済の生産要素の限界生産力に差はないと考えられる。 $\bar{R}^2$  は 0.7 を超え、説明力は高いといえる。ただし  $DW$  が 2.747 と高く、5% 水準で誤差項に 1 次の系列相関があると判断できる。このため PW 法であらためて本モデルを推定した。その結果は推定式番号 (4.6) に示されている。第 1 変数は 5% で有意になったが符号条件を満たしていない。第 2 変数の係数推定値は OLS の場合よりも上昇して 0.990 となり、符号条件を満たして 0.1% で有意である。第 3 変数と第 4 変数の係数推定値の

符号はともに OLS の場合と異なり、正負逆になっている。ただし、ともに有意ではない。第 5 変数と第 6 変数それぞれの係数推定値は OLS の場合と比べて変化が見られるがともに有意ではない。従来の手法による冷戦期の三部門モデルの推定結果としては PW 法による推定式番号 (4.6) を採択する。それを要約すれば、冷戦期では政府による防衛支出も非防衛支出もともにその拡大は米国のマクロ経済成長に影響を与えず、3 部門経済での生産要素の限界生産力に差はなく、政府の防衛部門経済および非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かったことになる。

ポスト冷戦期の従来の手法を用いた OLS による推定結果は推定式番号 (4.7) に示されている。第 1 変数は符号条件を満たしているが有意ではない。第 2 変数は不法条件を満たして 0.1% で有意であるが、その係数推定値は冷戦期に比べて 0.3 超低下している。第 3 変数と第 4 変数はともに有意ではない。第 5 変数の係数推定値は負であるが、有意水準は 10% に及ばない。ただし第 6 変数は有意な正の係数推定値が示されており、防衛部門経済から民間部門経済への外効果が存在し、その弾性値は 0.328 である。ただし VIF は第 3 変数、第 4 変数、第 5 変数および第 6 変数できわめて高くなっており、多重共線性の発生が疑われる。 $\delta'_n$  と  $\delta'_m$  はそれぞれ -0.181 と 0.194 であるがともにゼロとは有意に異ならないので、3 部門経済の生産要素の限界生産力に差はないと考えられる。 $\bar{R}^2$  は 0.5 をわずかに超える程度である。 $DW$  は 1.660 であり、5% 水準で誤差項に 1 次の系列相関があるともないとも判断できない。そこで PW によってあらためて本モデルを推定し直した。その推定結果は推定式番号 (4.8) に示されている。 $DW$  は 2.006 であり、5% 水準で誤差項に 1 次の系列相関なしと判断できる。第 1 変数、第 2 変数、第 3 変数および第 4 変数については OLS による推定結果と大きな違いはない。しかし第 5 変数は有意水準 10% を満たすようになり、防衛支出拡大が経済成長に負の影響を及ぼすことが確認される。第 6 変数は有意水準が 5% にまで上昇し、政府の防衛部門経済から民間部門経済への正の外効果が存在し、その弾性値が 0.379 であることが確認される。 $\delta'_n$  が有意ではないので民間部門経済と政府非防衛部門経済の生産要素の限界生産力に差はないことになるが、有意な  $\delta'_m$  から算出される  $\delta_m$  は 0.164 と政府の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若干上回っていることを示している。 $\bar{R}^2$  は低下して OLS の 0.5 を下回っている。従来の手法によるポスト冷戦期の三部門モデルの推定結果としては PW 法による推定式番号 (4.8) を採択する。政府による非防衛支出拡大は米国のマクロ経済成長に影響を与えないが防衛支出拡大は負の影響を及ぼし、民間部門経済の生産要素の限界生産力は政府の非防衛部門経済のそれと差はないが、政府の防衛部門経済に比較すると民間部門経済の方がわずかに下回っており、政府の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ものの非防衛部門経済から民間部門経済へは正の外効果が存在するというのがポスト冷戦期における従来の手法による三部門モデルの推定結果の解釈となる。

表 6 改善後における二部門モデルの推定結果

推定期間	1980 年 I - 1991 年 IV ( $n=48$ )				1992 年 I - 2015 年 III ( $n=95$ )			
推定式番号	(4.9)		(4.10)		(4.11)		(4.12)	
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
定数項	0.009	0.740		0.018	2.119 *	-0.000	-0.093	
$\frac{I}{Y_{-1}}$	-0.033	-0.378	1.560	-0.100	-1.615	0.028	1.008	1.090
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	0.914	9.165 ***	1.520	0.963	13.239 ***	0.581	8.203 ***	1.120
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	0.000	0.273	1.280	0.001	1.054	0.001	2.933 **	1.150
$\left(\frac{\Delta M}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{C_{-1}}{M_{-1}}\right)$	-0.001	-1.244	1.270	-0.001	-0.718	0.001	1.990 *	1.060
$\delta_m$	1.000			1.001		1.001		
$\bar{R}^2$	0.716			0.837		0.449		
$SE$	0.005			0.005		0.005		
$DW$	2.664			2.063		1.648		

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

表 4 および表 5 でも先行研究でしばしば指摘されてきた多重共線性発生の問題が確認された。本論文では同問題に対処するため第 4 変数の交差項を構成する 2 つの分数を第 3 変数の  $\Delta M/Y_{-1}$  と前期における防衛支出に対する非防衛支出の比率  $C_{-1}/M_{-1}$  に書き直し、さらにそれらを標準化した上で二部門モデルと三部門モデルを推定した。表 6 にはその二部門モデルの推定結果が示されている。OLS による冷戦期の結果推定を推定式番号 (4.9) でまず確認しておこう。第 1 に、VIF はいずれの説明変数も 2 未満であり、多重共線性の発生は抑制されたと考えられる。第 1 変数と第 2 変数の係数推定値と有意水準は表 4 の推定式番号 (4.1) のそれらとほぼ変化がない。第 3 変数と第 4 変数はともに 10% でも有意でない点は (4.1) と変わらないが、その係数推定値が大きく低下した。この場合  $\delta'_m$  は 0.01 を間隔とする離散変数の標準化された  $C_{-1}/M_{-1}$  の各値に対応してそれぞれ算出されるので表中の  $\delta_m$  は意味を持たない。 $\bar{R}^2$  は (4.1) とほぼ等しく 0.716 であり、説明力は高い。 $DW$  も (4.1) とほぼ同じ 2.664 と 5% 水準で誤差項に 1 次の系列相関ありと判断されるので PW 法により改めて修正後の二部門モデルを推定した。その結果は推定式番号 (4.10) に示されている。 $DW$  は 2.063 となり、5% 水準で誤差項に 1 次の系列相関がないと判断できるようになった。第 1 変数と第 2 変数についてはやはり係数推定値、 $t$  値ともに (4.1) とほとんど変化が見られない。第 3 変数は係数推定値も  $t$  値も大幅に低下した。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が負であることに変わりはないが、(4.1) および (4.2) に比べて推定値の絶対値は大きく低下し、弾性値は -0.001 である。ただし有意ではない。 $\bar{R}^2$  は 0.837 であり、説明力が上昇した。

ポスト冷戦期の推定結果についても見ておこう。まず OLS による推定式番号 (4.11) では第 3 変数と第 4 変数の VIF が大きく低下し、4 つの説明変数すべてが 1 をわずかに上回る程度になった。このことから多重共線性の発生を抑制できたものと考えられる。第 1 変数と第 2 変数は係数推定値、 $t$  値ともに従来の分析手法で推定した (4.3) とほぼ変化が見られないが、第 3 変数の係数推定値は大きく低下しただけでなく符号も負から正へと変化し、しかも  $t$  値も上昇して 1% で有意となった。第 4 変数の係数推定値、つまり外部効果の  $t$  値は (4.3) とほぼ同じで 5% で有意

であるが、推定値が大きく低下し、弾性値が 0.001 となった。

図 1 冷戦期の  $\delta'_m$  とその  $t$  値 (二部門モデル)

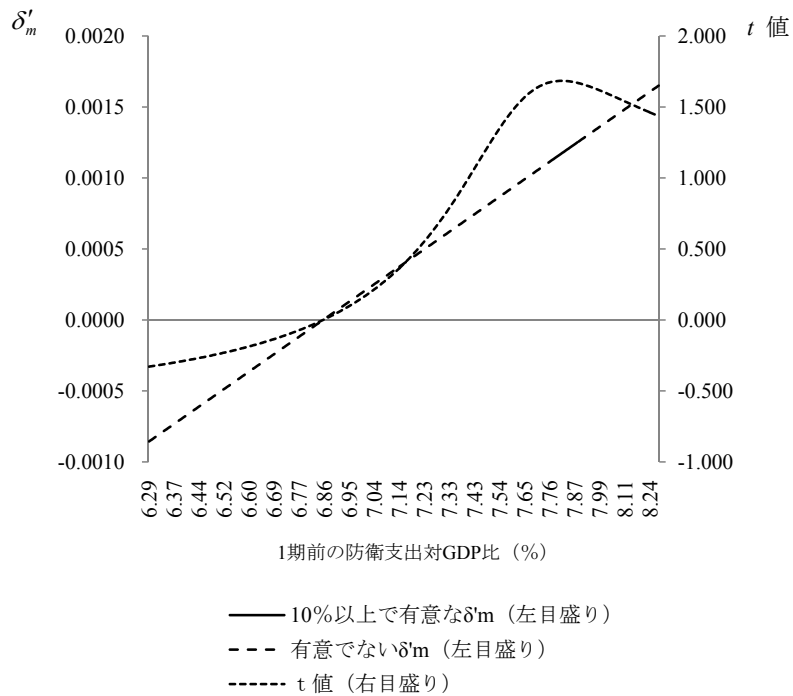
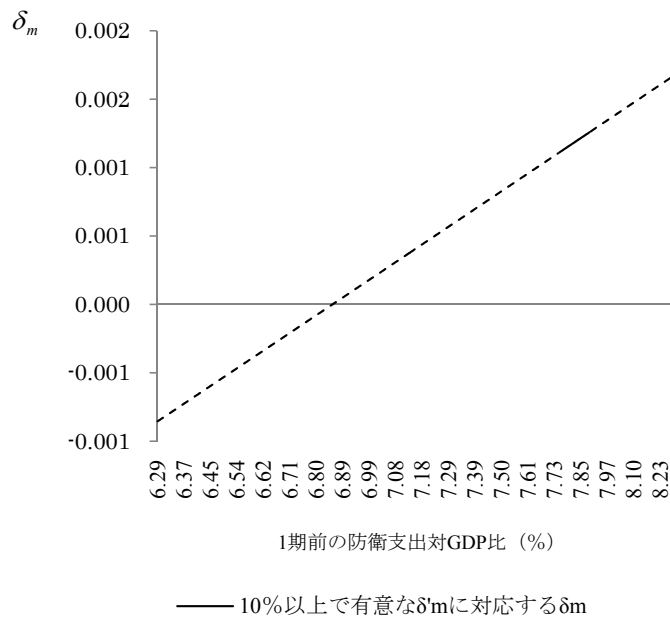
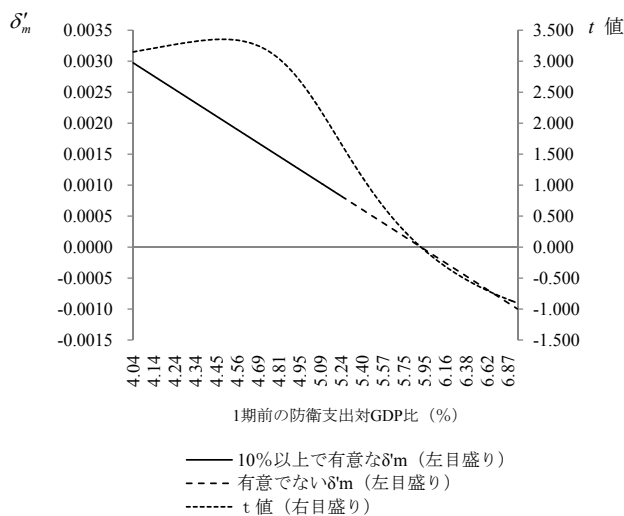


図 2 冷戦期の  $\delta_m$  (二部門モデル)



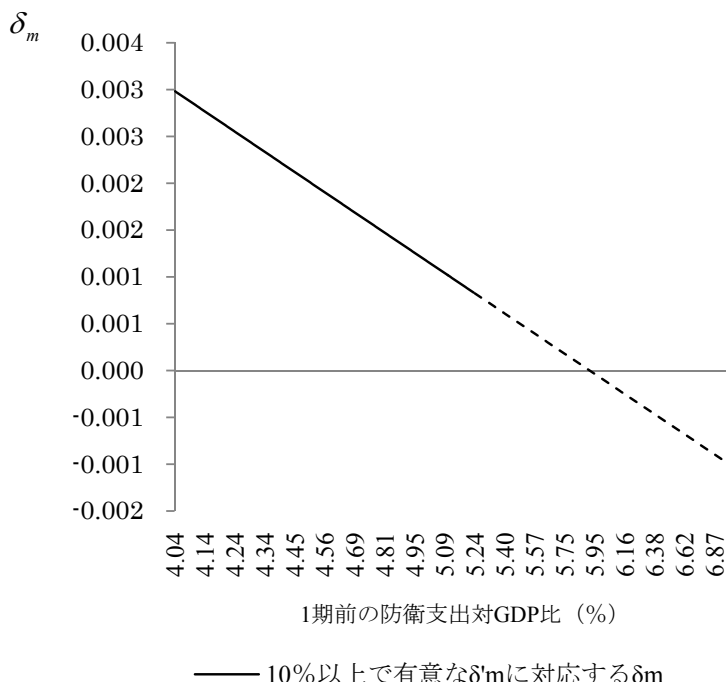
ここで冷戦期とポスト冷戦期の  $\delta'_m$  とその  $t$  値, そして  $\delta_m$  を, 標準化された 1 期前における防衛支出に対する非防衛支出の比率  $C_{-1}/M_{-1}$  を 0.01 を間隔とする離散変数として作成し直し, それらに対応させて算出しておこう<sup>3</sup>. 冷戦期における  $\delta'_m$  とその  $t$  値は図 1 に示されている. 図 1 では同比率から 1 期前における防衛支出の対 GDP 比  $M_{-1}/Y_{-1}$  を作成してそれを横軸にとっている. 四半期データで見た冷戦期の前期における防衛支出の対 GDP 比は 6.29% 以上 8.23% 以下の範囲をとる. 同比率がこの範囲にあるとき,  $\delta'_m$  は -0.0009 以上 0.0017 以下の値をとるが,  $\delta'_m$  が 10% 水準以上で有意にゼロと異なるのは同比率が 7.75% 以上 7.89% 以下のときであり, このとき  $\delta'_m$  は 0.0011 以上 0.0013 以下をとる. この有意な  $\delta'_m$  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  $\delta'_m$  は 10% 水準でも有意にはゼロと異ならず, 図 1 の  $\delta'_m$  を表すグラフでは破線で表されている. つまりこのことは, 米国政府は次期に防衛支出を拡大させることによって経済成長率を押し上げようとするれば防衛支出の対 GDP 比を 6.29% 以上 8.23% 以下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, 防衛支出の対 GDP 比が上記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  $\delta'_m$  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 0.0013861 である<sup>4</sup>. 期間中に  $\delta'_m$  が有意となる 1 期前の防衛支出の対 GDP 比を上記範囲に限定すれば, この標準偏差と 1 期前の防衛支出の対 GDP 比とから防衛支出の 1% 上昇による経済成長率押し上げ効果は 0.062% 以上 0.071% 以下 (平均 0.067%), 年率換算すると 0.248% 以上 0.285% (平均 0.266%) だったことがわかる. さらに冷戦期における  $\delta_m$  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  $\delta'_m$  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 比が上記範囲のとき  $\delta_m$  は 0.0011 以上 0.0013 以下の範囲をとる. つまり, 同比率が 7.75% 以上 7.89% 以下であるときのみ防衛部門経済の生産要素の限界生産力が算出された  $\delta_m$  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.

図 3 ポスト冷戦期の  $\delta'_m$  とその  $t$  値 (二部門モデル)



<sup>3</sup> 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) などを参照.

<sup>4</sup> 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4 ポスト冷戦期の $\delta_m$  (二部門モデル)

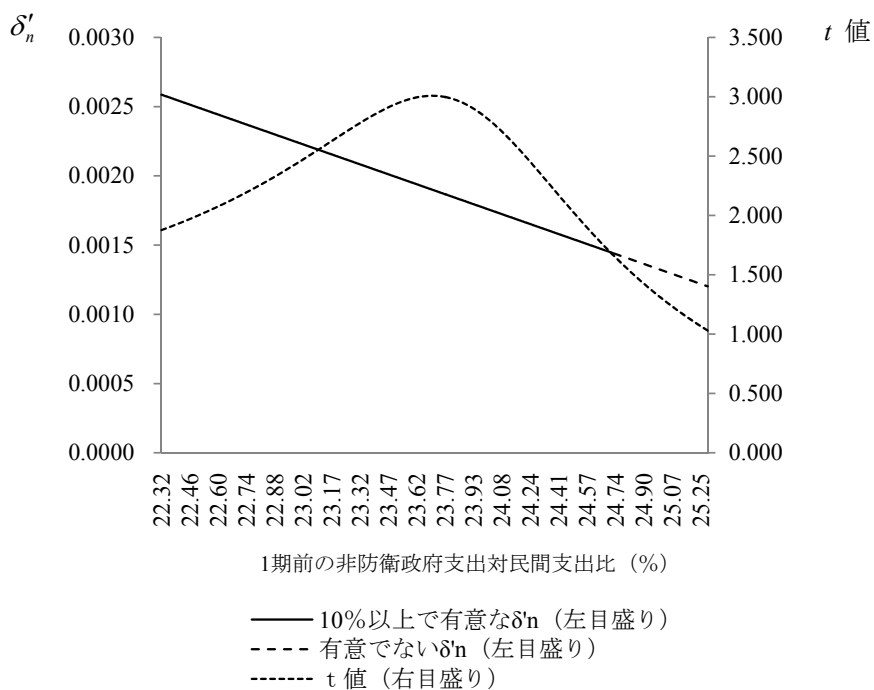
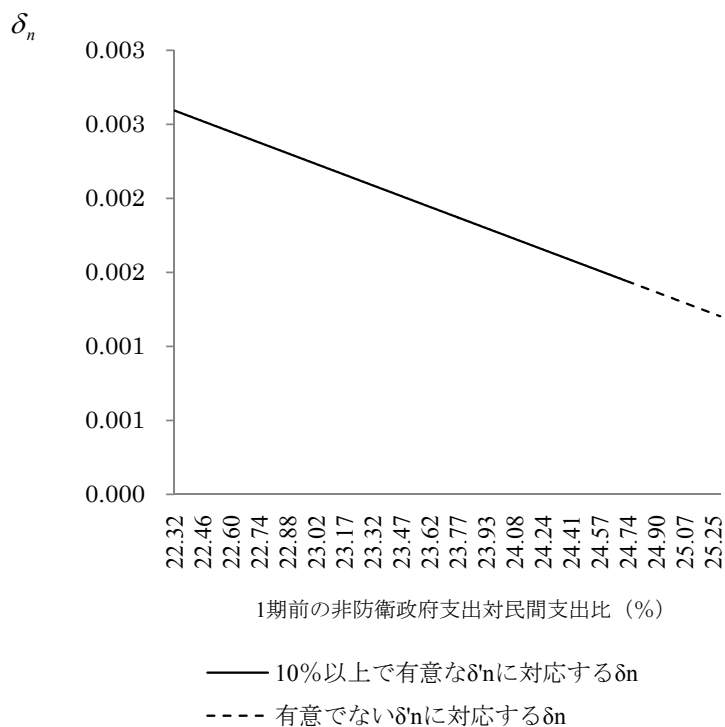
ポスト冷戦期における $\delta'_m$ とその $t$ 値は図3に示されている。四半期データで見た冷戦期の前期における防衛支出の対GDP比は4.04%以上7.00%以下の範囲をとる。同比率がこの範囲にあるとき、 $\delta'_m$ は-0.0010以上0.0030以下の値をとり、同比率が上昇するにつれて $\delta'_m$ は低下していくが、 $\delta'_m$ が10%水準以上で有意にゼロと異なるのは同比率が5.23%以下のときで、このとき $\delta'_m$ は0.008以上0.0030以下となる。また同比率が5.23%を超えると $\delta'_m$ は10%水準でも有意にはゼロと異ならなくなる。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4.04%以上5.23%以下であるときには $\Delta M/Y_{-1}$ が1標準偏差だけ上昇するとこの有意な $\delta'_m$ の値だけ経済成長率が押し上げられることを意味する。ポスト冷戦期における $\Delta M/Y_{-1}$ の標準偏差は0.0031958である。期間中に $\delta'_m$ が有意となる1期前の防衛支出の対GDP比を上記範囲に限定し、この標準偏差と1期前の防衛支出の対GDP比を用いれば、防衛支出の1%上昇による経済成長率押し上げ効果は0.014%以上0.038%（平均0.027%）、年率換算で0.055%以上0.150%以下（平均0.107%）であったことがわかる。さらにポスト冷戦期における $\delta_m$ が図4に示されており、 $\delta_m$ は-0.0010以上0.0030以下の範囲をとってやはり1期前における防衛支出の対GDP比が5.23%のとき最小値0.0008をとる。つまり、ポスト冷戦期においては冷戦期とは異なっており、米国政府は防衛支出を拡大させて経済成長率を押し上げようとするのであれば防衛支出の対GDP比を5.23%以下に維持しなければならないことになる。したがって同比率が5.23%以下のときのみ防衛部門経済の生産要素の限界生産力が算出された $\delta_m$ の値だけ非防衛部門経済のそれを上回ることを表している。

表 7 改善後における三部門モデル

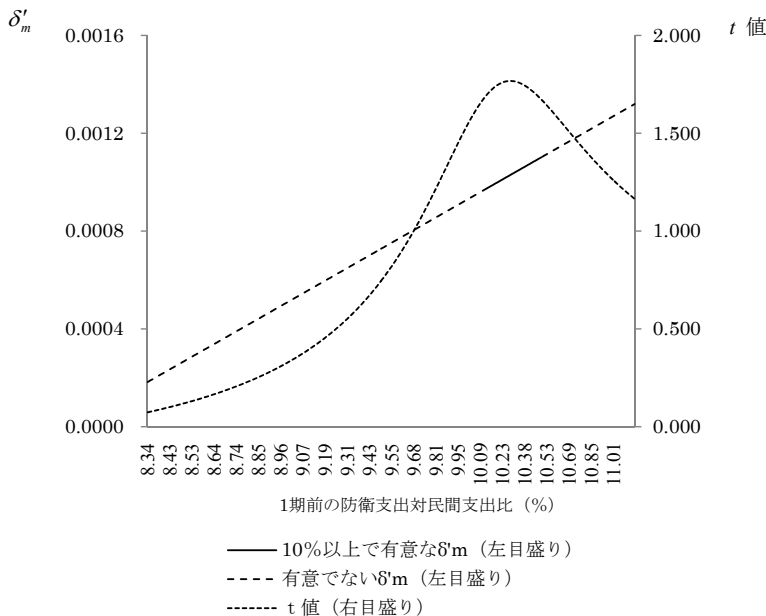
推定期間	1980 年 I - 1991 年 IV ( $n=48$ )					1992 年 I - 2015 年 III ( $n=95$ )				
推定式番号	(4.13)		(4.14)			(4.15)		(4.16)		
推定方法	OLS		PW			OLS		PW		
変数	推定係数	$t$ 値	VIF	推定係数	$t$ 値	推定係数	$t$ 値	VIF	推定係数	$t$ 値
定数項	0.020	1.606		0.030	3.390**	0.004	0.787		0.002	0.440
$\frac{I}{Y_{-1}}$	-0.114	-1.260	1.840	-0.180	-2.878**	0.004	0.136	1.180	0.011	0.339
$\frac{\Delta L}{L_{-1}}$	0.953	9.858***	1.580	0.995	15.129***	0.632	9.149***	1.190	0.621	8.046***
$\frac{\Delta N}{Y_{-1}}$	0.002	2.373*	1.490	0.002	2.843**	0.002	3.529***	1.150	0.002	3.555***
$\left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}}\right)$	0.000	0.475	1.380	0.000	0.623	0.000	0.653	1.090	0.000	0.440
$\frac{\Delta M}{Y_{-1}}$	0.000	0.217	1.280	0.001	1.378	0.001	2.858**	1.180	0.001	2.874**
$\left(\frac{\Delta N}{Y_{-1}}\right)\left(\frac{P_{-1}}{N_{-1}}\right)$	-0.001	-1.226	1.320	-0.000	-0.334	0.001	1.827†	1.090	0.001	2.282*
$\delta_n$		1.002			1.002		1.002			1.002
$\delta_m$		1.000			1.001		1.001			1.001
$\bar{R}^2$		0.742			0.870		0.507			0.462
$SE$		0.005			0.004		0.004			0.004
$DW$		2.740			2.148		1.646			1.994

(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。

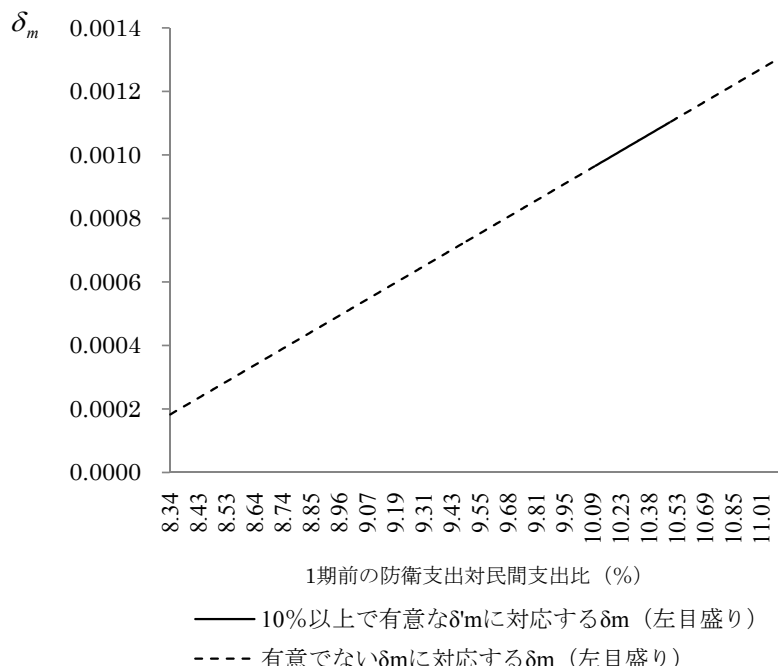
同様の手法で交差項を書き換え、それらを構成する分数を標準化してあらためて三部門モデルを推定した。その推定結果は表7に示されている。まず冷戦期についてOLSを用いて得られた推定結果を推定式番号(4.13)から見よう。すべての説明変数のVIFが2を下回っており、多重共線性の発生を抑制できたものと考えられる。表5における推定式番号(4.5)と比較して、第1変数と第2変数の係数推定値および $t$ 値には大きな違いは見られないが、二部門モデルの推定結果と同様に標準化した変数を用いた第3変数、第4変数、第5変数および第6変数で係数推定値の絶対値は大きく低下した。 $t$ 値は第3変数で改善して5%で有意になったが、その係数推定値および $t$ 値は別途求めなければならない。政府非防衛部門経済から民間部門経済への外部効果は(4.5)では負であったがここでは正になっている。防衛部門経済から民間部門経済への外部効果も負であるが有意ではない。 $\bar{R}^2$ は0.7を超えて説明力が高いものの、 $DW$ が2.740であり、5%水準で誤差項に1次の系列相関ありと判断できるのであらためてPW法で本モデルを推定した。その推定結果は推定式番号(4.14)に示されている。 $DW$ は2.148まで低下し、5%水準で誤差項に1次の系列相関はないと判断できるようになった。第1変数は10%で有意になったが符号条件を満たしていない。第2変数の係数推定値と $t$ 値は推定式番号(4.5), (4.5), (4.13)とほぼ同じである。第3変数から第6変数までの係数推定値は推定式番号(4.13)とほとんど変化はない。第3変数の有意水準がわずかに上昇して1%で有意になっている。第4変数の係数推定値、つまり非防衛部門経済から民間部門経済への外部効果と、第6変数、つまり防衛部門経済から民間部門経済への外部効果は推定式番号(4.5), (4.5), (4.13)と同じくそれぞれ正と負であるが有意ではない。

図5 冷戦期の $\delta'_n$ とその $t$ 値（三部門モデル）図6 冷戦期の $\delta_n$ （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(4.14)を採択する。そこから得られた $\delta'_n$ 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22.32%以上25.29%以下であった。 $\delta'_n$ が10%以上の水準で有意にゼロと異ならないのは同比率が22.32%以上24.72%以下のときであり、このとき $\delta'_n$ は0.0014以上0.0026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22.32%以上23.31%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 $\delta'_n$ 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 $\Delta N/Y_{-1}$ の標準偏差は0.0018387である。期間中に $\delta'_n$ 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最小で0.135%、最大で0.260%、年率に換算すると最小で0.543%、最大で1.046%であったことがわかる<sup>5</sup>。つまり、米国政府は1期前における政府非防衛支出の対民間支出比を22.32%以上23.31%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。 $\delta'_n$ から得られた $\delta_n$ のグラフは図6に示されている。 $\delta_n$ は0.0012以上0.0026以下の範囲をとるが、有意な $\delta'_n$ に対応する $\delta_n$ 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24.72%のときの0.0014、最大値は同比率が22.32%のときの0.0026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上回っていたことになる。

図7 冷戦期の $\delta'_m$ とその $t$ 値(三部門モデル)

<sup>5</sup> 三部門モデルでは二部門モデルとは異なり、1期前の政府非防衛支出の対民間支出比からその各値に対応する1期前の政府非防衛支出の対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期前の政府非防衛支出の対GDP比を算出し、それらを用いて実際に米国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政府非防衛支出の同効果の算出についても同様である。

図8 冷戦期の  $\delta_m$  (三部門モデル)

冷戦期の三部門モデルの推定結果 (4.14) から得られた  $\delta'_m$  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8.34%以上11.18%以下であった。 $\delta'_m$  が10%以上の水準で有意にゼロと異なるのは同比率が10.10%以上10.49%以下のときであり、このとき  $\delta'_m$  は0.0010以上0.0011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。説明変数の  $\Delta M / Y_{-1}$  は標準化されているので、防衛支出の対民間支出比が10.10%以上10.49%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  $\delta'_m$  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  $\delta'_m$  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、米国経済が得ていた防衛支出の1%上昇による実際の経済成長率押し上げ効果は最小で0.052%、最大で0.060%、年率に換算すれば最小で0.210%、最大で0.240%であったことがわかる。 $\delta'_m$  から得られた  $\delta_m$  のグラフは図8に示されている。 $\delta_m$  は0.0002以上0.0013以下の範囲をとるが、有意な  $\delta'_m$  に対応する  $\delta_m$  の最小値は1期前における防衛支出の対民間支出比が10.10%のときの0.0001、最大値は同比率が10.49%のときの0.0011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上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(4.15)に示されている。冷戦期と異なって第1変数が符号条件を満たすようになったが有意ではない。第2変数の係数推定値は0.1%で有意であり、冷戦期に比べて0.3超の低下が見られる。第3変数および第4変数の係数推定値はそれぞれ正と負であり、ともに有意ではない。つまり、政府の非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ことを意味する。第5変数は従来の手法による分析結果と比べて係数推定値が大きく低下した。冷戦期の分析結果である推定式番号

(4.13) および (4.14) の 0.002 とはほぼ同じ 0.001 であり, 1%で有意になった. 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が負であったのに対して正に変わっており, しかも 10%で有意となって正の外部効果が存在することを示している.  $\bar{R}^2$  は 0.5 を超える程度で説明力が高いとはいえない.  $DW$  が 1.646 なので 5%水準で誤差項に 1 次の系列相関があるともないとも判断できない. ここでも PW 法によってあらためて本モデルを推定した. その結果は推定式番号 (4.16) に示されている.  $DW$  は 1.994 まで上昇し, 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. 推定結果は OLS によるそれと大きな変化は見られないが第 6 変数は  $t$  値が上昇して 5%で有意になった.

図 9 ポスト冷戦期の  $\delta'_n$  とその  $t$  値 (三部門モデル)

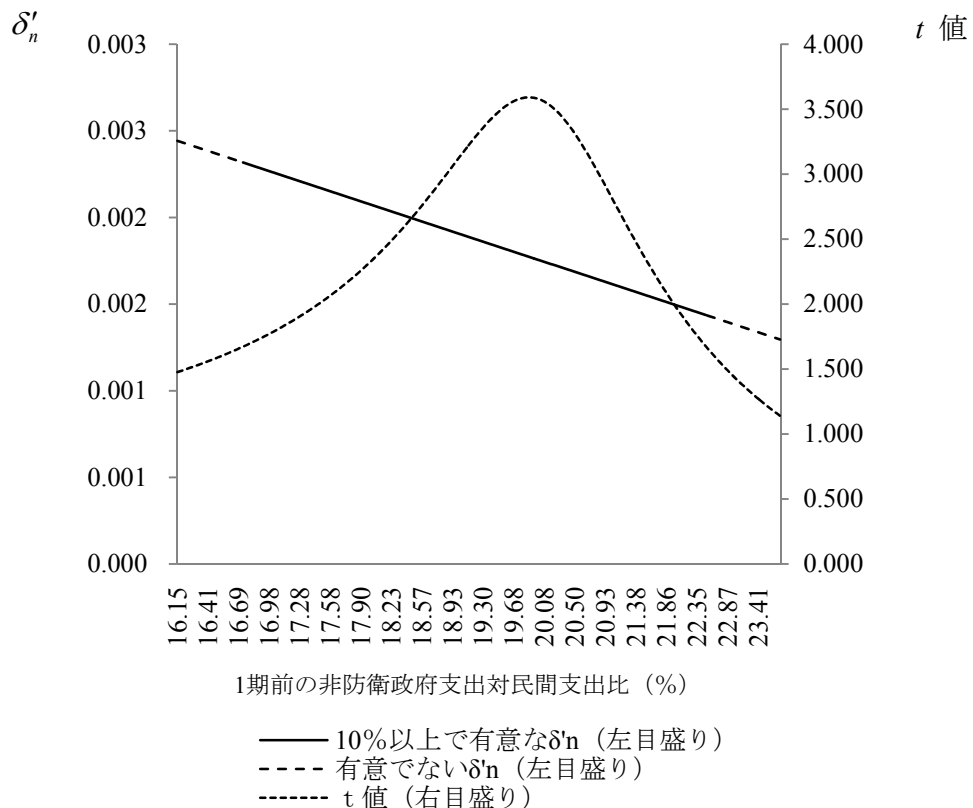
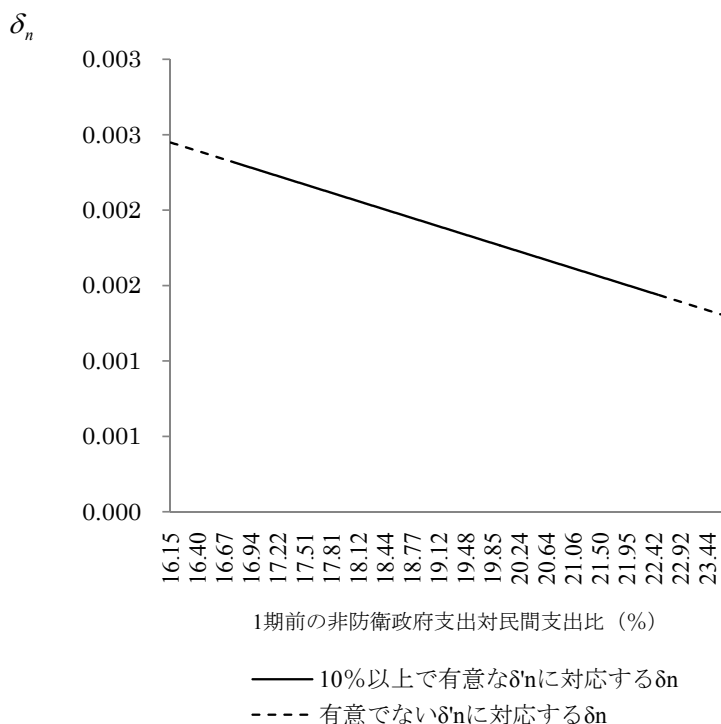


図 10 ポスト冷戦期の  $\delta_n$  (三部門モデル)

ポスト冷戦期の三部門モデルの推定結果としてこの(4.16)を採択する。そこから得られた $\delta'_n$ とその $t$ 値は図9に示されている。ポスト冷戦期における1期前の政府非防衛支出の対民間支出比は16.15%以上23.81%以下であった。 $\delta'_n$ が10%以上の水準で有意にゼロと異なるのは同比率が16.73%以上22.50%以下のときであり、このとき $\delta'_n$ は0.0014以上0.0026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22.32%以上23.31%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 $\delta'_n$ の値だけ経済成長率が押し上げられることを意味する。ポスト冷戦期における $\Delta N/Y_{-1}$ の標準偏差は0.0032637である。期間中に $\delta'_n$ 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、冷戦期と同様の手法で政府非防衛支出の1%上昇による実際の経済成長率押し上げ効果を求めると、最小で0.076%、最大で0.097%、年率換算で0.306%以上0.389%以下であったことがわかる。 $\delta'_n$ から得られた $\delta_n$ のグラフは図10に示されている。有意な $\delta'_n$ に対応する $\delta_n$ 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24.72%のときの0.0014、最大値は同比率が22.50%のときの0.0023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上回っていたことになる。

図 11 ポスト冷戦期の  $\delta'_m$  とその  $t$  値 (三部門モデル)

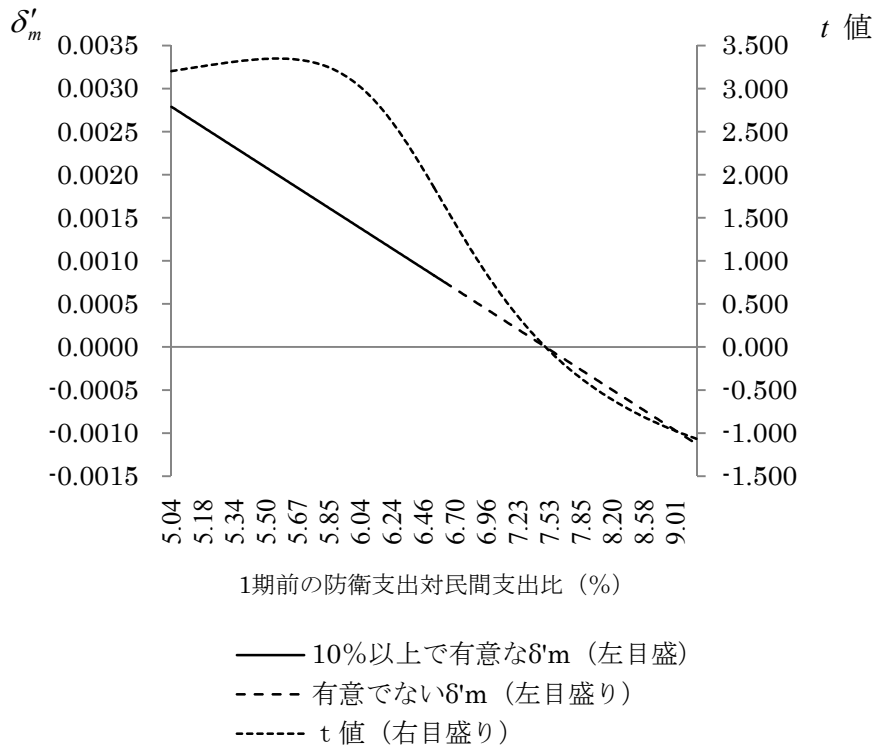
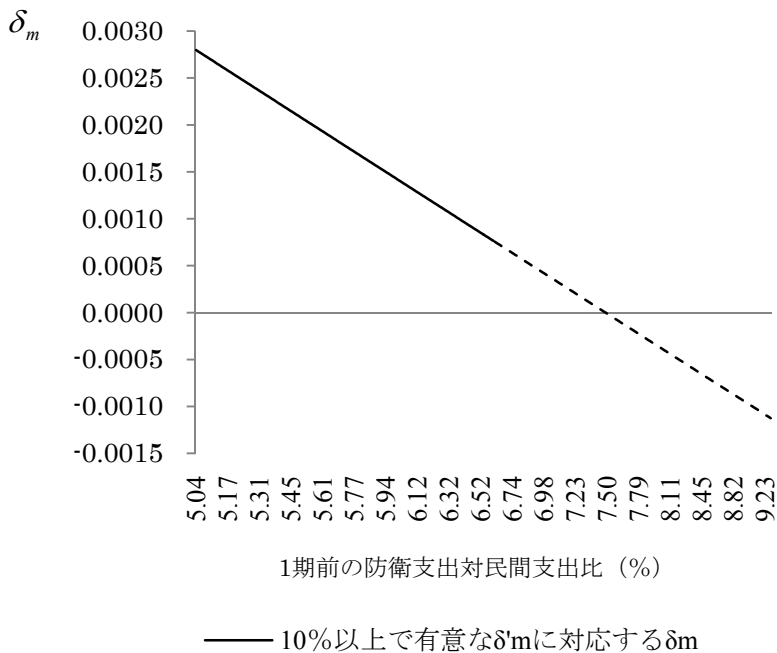


図 12 ポスト冷戦期の  $\delta_m$  (三部門モデル)



(4.16) から得られた  $\delta'_m$  と  $\delta_m$  はそれぞれ図 11 および図 12 に示されている。この期間、1 期前における防衛支出の対民間支出比は 5.04% 以上 9.31% 以下の範囲をとり、これに対応して  $\delta'_m$  は - 0.0011 以上 0.0028 以下の範囲をとっている。ただし、 $\delta'_m$  が 10% で有意となるのは同比率が 5.04% 以上 6.61% 以下の範囲に限られ、このとき  $\delta'_m$  は 0.0008 以上 0.0028 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低下する。したがって、防衛支出の対民間支出比が 5.04% 以上 6.61% 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  $\delta'_m$  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  $\delta'_m$  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、同様の手法で米国経済が得ていた防衛支出の 1% 上昇による実際の経済成長率押し上げ効果を求めると、最小で 0.013% 以上 0.035% 以下、年率換算で 0.051% 以上 0.141% 以下であったことがわかる。また、有意な  $\delta'_m$  に対応する  $\delta_m$  の最小値は 1 期前における防衛支出の対民間部門支出比が 6.61% のときの 0.0008、最大値は同比率が 5.04% のときの 0.0028 であり、この同比率がこの範囲にあるときのみ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ることになる。

#### 4. 結論

本論文では米国の商務省経済統計局と労働省労働統計局が提供する 1979 年第 4 四半期から 2015 年第 3 四半期までのデータを用い、冷戦期とポスト冷戦期に分けて Feder-Ram モデルの二部門モデルと三部門モデルを推定した。その際、先行研究でしばしば指摘されてきた多重共線性発生を抑制するため、安藤 (2015) が用いた分析手法を踏襲して説明変数に含まれる交差項をあらためて書き直し、そこに含まれる 2 つの変数を標準化した。また、交差項を構成する 2 つの分数は連続変数であるがその一方をあえて 0.01 を間隔とする離散変数に作り替え、この変数を 0.01 ずつ変化させて説明変数の 1 つでもある交差項を構成するもう一方の分数の推定係数と  $t$  値を求めた。その結果、第 1 に、すべての説明変数の VIF は低下し、多重共線性の発生が抑制されるようになった。第 2 に、二部門モデルからは冷戦期とポスト冷戦期ともに防衛支出の対 GDP 比を特定の範囲内に制限することで、三部門モデルからは両期間ともに防衛支出の対民間支出比を特定の範囲内に制限することで、米国は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が明らかにされた。ただし、防衛支出拡大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る。第 3 に、ポスト冷戦期では二部門モデルにおける防衛部門経済から非防衛部門経済への、そして三部門モデルにおける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し、それら弾性値はともに 0.001 (年率換算で 0.004) であることが明らかにされた。これに対して、冷戦期ではいずれのモデルにおいても有意な外部効果は確認されなかった。つまり、ポスト冷戦期にあたる現在、米国は防衛支出の対 GDP 比を 5.23% 以下のレベルで維持しつつ防衛支出を拡大すれば非防衛部門経済だけでなくマクロ経済全体をも成長させることができ、防衛支出の対民間支出比を 16.73% 以上 22.50% 以下に維持しつつ防衛支出を拡大すれば民間部門経済だけにとどまることなくマクロ経済全体を成長させることができるのである。

ただし、説明変数の 1 つである前期の GDP に対する今期の民間投資の比率  $I / Y_{-1}$  の係数  $\alpha$  は二部門モデルでは非防衛部門経済の、三部門モデルでは民間部門経済の資本の限界生産力と定義されるが、その推定係数は必ずしも有意な正にはならないこと、また、防衛支出拡大と経済成長との間の同時性バイアスについては冷戦期のみ棄却されることには注意が必要である。

## 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巻, pp.1-8.
- 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.
- 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. (1990) "Ridge Regression Analysis of the Defence-Growth Tradeoff in the United State," *Defence Economics*, Vol. 2, pp. 29-37.
- 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.

## 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。