

中国の軍事支出のトレンド推計

状態空間モデルによる接近¹

Estimation of the Trend of China's Military Expenditure
An approach with the State-Space Models

土屋 貴裕

慶應義塾大学 SFC 研究所上席所員 (訪問)
防衛大学校総合安全保障研究科後期課程特別研究員

Takahiro Tsuchiya

Senior Visiting Researcher, Keio Research Institute at SFC
Junior Research Fellow, National Defense Academy

中国の軍事支出は、公表国防支出の約 1.4 倍から 24 倍とまで言われており、国際社会の計上とのズレが生じている。中国の軍事支出を観測される国防支出から推定される未知のパラメータとして捉えた場合、(1) 国防支出の自己回帰的側面による変動、(2) 経済成長による影響とそれに伴う変動、(3) その他の変数による影響とそれに伴う変動、によって規定される状態変数であると考えることが可能である。そこで本稿では、中国の軍事支出のトレンド(成長率)が、これらの変数によって説明可能かどうかを、状態空間モデルによって検討する。

China's military expenditure is said to be 1.4 to 24 times larger than the official national defense expenditure. As a result a gap with the international society's estimations emerges. If China's military expenditure is treated as an unknown parameter to be presumed from the national military expenditure, it is possible to estimate it as a state parameter, which depends on the following variables; (1) changes in auto-regression of the national defense expenditures; (2) the impact of the economic growth and changes according to it; (3) the impact of other variables and changes according to them. The purpose of this paper is to examine whether these variables can explain the trend of China's military expenditure according to the *state-space model*.

Keywords: 中国、国防支出、軍事支出、状態空間モデル、カルマン・フィルター

1 問題の所在

東西冷戦終結後、多くの国で軍事支出が抑制・削減されたが、東アジアにおいては、中国の「国防支出」が、1982 年以降、一貫してプラス成長を遂げており、天安門事件が発生した 1989 年以降 21 年連続で 2 桁の対前年伸び率を示してきた²。このため、

著しい軍事力の拡張を行っているように感じられることから、世界の耳目を集めるだけでなく、近隣諸国にとって大きな懸念要因として、いわゆる「中国脅威論」の論拠の 1 つとしてこれまでに数多くの言及がなされてきた。これに対して、これまで中国は、「国防支出」の値を「正確な数字」とし、「国防支出」

の急増も中国内のインフレ動向に伴う対策である等と説明してきた³。

「国防支出」の内訳は、中国が1995年に発表した『中国の軍備管理と軍縮』によって、(1) 国防部所轄の人員の生活費（生活類）、(2) 部隊・機関の活動維持費（発展類）、(3) 装備費（維持類）の3つの費目から構成されていることが示されている⁴。しかし、中国が公表している「国防支出」は、全軍事支出の一部に過ぎないことが、既に多くの研究者らによって指摘されている。具体的には、兵器調達費や国防関連の研究開発費などは全てが公表「国防支出」に含まれているわけではないと考えられている⁵。たとえば、平松（1995）によれば、「中国の軍事支出は国防費、国防科学研究費、国防基本建設費、民兵事業費、人民防空費などからなり、中国の国家財政支出に計上されている国防費は、全軍事支出の一部にすぎない」という⁶。そのため、先行研究では、「中国の軍事支出は、国家財政支出の国防費以外の項目にも配分されているばかりか、地方財政支出、さらにはそのいずれにも入ってこない支出（軍隊予算外経費）もあり、すべてを合計すれば、かなりの金額に達する」ことが指摘されている⁷。

このことから、本研究では、中国政府が公表している財政支出項目の一部としての「国防支出」を指す語として「公表国防支出」あるいは「国防支出」を用いる⁸。他方、中国の公表「国防支出」と国際社会の計上による「軍事支出」は、定義と範囲が異なると考えられるため、中国においては公表国防支出以外にも計上もしくは支出されているであろう、軍事関連支出の総額を指す語として「軍事支出」を用いる。

もし、公表されている「国防支出」が維持的な経費に限られるのであれば、中国の「軍事支出」の全体像はどのようになっているのかという疑問が提起されよう⁹。しかし、中国の軍事支出は、「真の」軍事支出額が全く公表されておらず、中国の公表国防支出が、人員生活費を中心とした「消耗性支出」によって構成されており、兵器の調達や科学研究費については、公表国防支出とは別の予算項目において予算が計上されている可能性が高いと考えられる

ものの、それぞれに関する情報が極めて乏しい状態にあることから、「軍事支出」総額を正確に把握することは困難である。そのため、中国の「軍事支出」の推計には大きな誤差を伴う。中国の軍事支出を推計（推測）する際、どこまで国防関連費に含めるかという範囲と、その金額をどう評価するかという換算の問題が存在することから、中国の「真の」軍事支出推計額は、「公表国防支出」の「1.4倍程度から24倍」と非常に幅があり、その推計の困難さがうかがえる¹⁰。いずれにしても、中国の「軍事支出」額の推計方法や推計値について、コンセンサスはいまだ得られておらず、丹羽・松木（2001）でも指摘されているように、限られた情報に基づいて軍事支出額の推計を行なった場合には、大きな誤差を伴う結果となる¹¹。

このように、中国の軍事支出についてその正確な値を知ることは、様々な不確定要素が存在することから難しい状況にある。しかし、中国の軍事支出の一定量を占めると考えられる公表国防支出については、その値が毎年公表されていることから、中国の「軍事支出」を観測される「国防支出」から推定される未知のパラメータとして捉えた場合、それは、(1) 「国防支出」の自己回帰的側面による変動、(2) 経済成長による影響とそれに伴う変動、(3) その他の変数による影響とそれに伴う変動、によって規定される状態変数であると考えることが可能である。

そこで本研究では、未知のパラメータである中国の軍事支出を、観測される公表国防支出を始めとする諸変数から状態変数として記述することが可能であるという仮説を検証する。具体的には、国防支出関数の推計に関する先行研究から、観測変数としての国防支出と、状態変数としての軍事支出を、それぞれ異なる変数からなる連立方程式の体系をとるものと捉えて、状態空間モデル（State-Space Model、以下「SSM」と表記）によって中国の軍事支出のトレンド（成長率）が、国防支出と経済成長、その他の経済変数によって説明可能かどうかを検討する¹²。

2 国防支出関数による決定要因分析

観測変数である中国の公表国防支出は、どのよう

な要因によって決定されているのであろうか。中国の国防支出関数を推計している主な先行研究としては、以下の4つが挙げられる。

$$+ 0.137D_1 - 0.213D_2$$

$$(2.308) \quad (-2.196) \quad (2-1)$$

$$R^2 : 0.927 \quad D.W : 1.866 \quad Durbin's h : 0.490$$

・竹中 (1997)¹³ : Klare (1993) によるアジア軍拡の特徴を検証すべく、中国や日本を含む東アジア11カ国の軍事支出関数を推計している¹⁴。データは、米国軍備管理・軍縮局 (U.S. Arms Control and Disarmament Agency : ACDA) の値を用いており、対象期間は1979年から1992年までである。中国の軍事支出関数については、変数減少法により以下のモデルが有意な結果が得られたものとして提示されている¹⁵。

(2) 鄧小平戦略期 (1981-2002年、n=22)

$$LnME(t) = -0.306 + 0.108LnY(t) + 0.887LnME(t-1)$$

$$(-1.464) \quad (2.682) \quad (19.124)$$

$$- 0.060D_2$$

$$(-1.544) \quad (2-2)$$

$$R^2 : 0.997 \quad D.W : 1.946 \quad Durbin's h : 0.127$$

$$ME = 23145.5 + 0.010783Y + 0.091623B$$

$$(14.8207) \quad (14.3161) \quad (2.64026)$$

$$+ 0.029833Soviet$$

$$(3.99421) \quad (1)$$

$$AdjR^2 : 0.986432 \quad D.W : 2.80429$$

なお、MEは公表された国防支出(億元)、Yは名目GDP(同)、ME(t-1)は前年の国防支出(同)、D1は戦争年を1とし、それ以外を0とするダミー変数、D2は国防支出の抑制が意図された時期を1とし、それ以外を0とするダミー変数である¹⁷。回帰分析の結果は、いずれも概ね有意な値を示しており、毛沢東戦略期においては、「GDPの変化率、前年の国防費の変化率、戦争遂行、意図的抑制の4つの説明変数により、約93%が説明できる」としている。ただし、鄧小平戦略期における意図的抑制(D2)は10%有意水準で棄却されるため、必ずしも有意な値であるとはいえない¹⁸。また、計測結果から、「毛沢東戦略期のMEのYに関する弾力性は、鄧小平戦略期のそれより大きく国防費を伸ばしていたこと」を読み取っている。

なお、便宜上ここでは、「中国軍事支出」をME、「自国GNP」をY、「自国財政収支」をB、「ソ連軍事支出」をSovietと表記した。この結果、中国の軍事支出はGNPと財政支出による制約条件がかかっており、冷戦時代においてはソ連の影響を受けている、と考えられる。

・駒形 (2004)¹⁶ : 公表国防支出の変動要因を明らかにすべく、1952年から2002年までの公表国防支出と名目GDPを、(1)毛沢東戦略期(1952-1980年)と(2)鄧小平戦略期(1981-2002年)として分け、それぞれの値を対数化して、以下のモデルによって推計を行っている。

・陳 (2005)¹⁹ : 需要側-供給側モデルを構築して分析を行っており、連立方程式の1つとして、国防支出関数を推計している。1985年から2000年までを対象として、被説明変数に国防支出DM(t期)を、また説明変数に1人当たり国民総生産DGDPC(t期)、財政支出DNG(t期)、貿易収支DTB(GDP比、t期)、国防支出DM(t-1期)、戦争ダミーIC(台湾海峡危機、t-1)を用いた以下のモデルにより重回帰を行っている。

(1) 毛沢東戦略期 (1952-80年、n=29)

$$LnME(t) = -0.851 + 0.321LnY(t) + 0.662LnME(t-1)$$

$$(-1.857) \quad (2.735) \quad (5.246)$$

$$\begin{aligned}
 DM = & -0.04 + 0.007DGDPC + 0.08DNG + 0.012DTB \\
 & (1.82) \quad (1.15) \quad (5.38) \quad (1.18) \\
 & + 0.002DM_{-1} - 0.014IC_{-1} \\
 & (0.01) \quad (0.22) \quad (3) \\
 R^2 : & 0.84 \quad D.W : 2.04
 \end{aligned}$$

この結果、1人当たりGDPと貿易収支が国防支出に与える影響は「不明瞭」であり、80年代の国防支出が「経済建設の大局に従うものであったことと関係があると考えられる」、と述べている。また、台湾海峡危機の影響も顕著に表れてはならず、「1995年の短期的な台湾海峡危機が国防支出の大幅な増加を招くことはなかった」、と結論づけている。さらに、財政支出の係数が有意かつ正の効果があることは、「一般的な経験と矛盾する」ものであるとしている。

・盧・欧 (2006)²⁰：中国の軍事支出の決定要因について、経済成長連立方程式モデルを構築して分析を行っている。被説明変数を国防支出(t期)、説明変数をGDP(t期)、GDP(t-1期)、国防支出(t-1期)の3つからなる内生変数(Sum)と、脅威/潜在脅威国の軍事支出(Threat)としているが、米国、ソ連、台湾の軍事的脅威や緊張関係に基づく軍事支出乗数によって中国の国防支出のデータを調整している点に特色がある。そのため、公表国防支出の決定要因ではなく、あくまで中国の軍事支出の決定要因を明らかにすることに主眼が置かれていることがわかる。1953年から2001年までを対象とし、対象期間全体と、1953年から1979年、1980年から2001年に期間を分割した推計も行っている。1953年から2001年までを対象とした推計結果は、以下の通りである。

$$\begin{aligned}
 M = & (1 - 0.029512) * 0.37 * 153.7033 + 0.029512Sum \\
 & (0.046745) \quad (4.841042) \\
 & + (1 - 0.029512) * 0.021102Threat \\
 & (2.263685) \quad (4) \\
 R^2 : & 0.950082 \quad D.W : 1.263583
 \end{aligned}$$

この結果、中国の軍事支出は、当期および前年のGDPと前年の国防支出に基づき、脅威/潜在脅威国の軍事支出への反応からなる、という結論を導き出している。ただし、両者とも係数の値は小さく、他の変数による説明の余地を残している。また、時期分割の結果から、中国の政策変化と軍事支出との間には負の相関関係がみられると分析している。

以上の先行研究から、(1) 被説明変数の自己回帰、(2) 経済成長、(3) 財政状況、(4) 他国の軍事支出や顕在的・潜在的軍事的脅威による影響(戦争ダミーを含む)の4つが、中国の国防支出ないしは軍事支出の主な決定要因として挙げられる。(2)を時期分割することによる軍事支出と経済成長との関係の変化については、駒形(2004)が、計測結果から「毛沢東戦略期のMEのYに関する弾力性は、鄧小平戦略期のそれより大きく国防費を伸ばしていたこと」を読み取っている²¹。また、経済状況などに鑑みた国防支出の意図的抑制をダミー変数として表現している。(3)の国防支出ないしは軍事支出と財政収支の関係については、陳(2005)では、財政支出が有意かつ正の値をとる結果に対して、「一般的な経験と矛盾する」ものとしている。しかし、竹中(1997)も指摘しているように、「一般的」には、軍が国家ないしは政党の統制下にあり、経済が未発達もしくは発展途上の国家において、財政黒字の拡大は軍事支出余力を高める一方、財政赤字はその余力を減じる効果が強く現れると考えられるため、財政支出の拡大は、国防支出および軍事支出の制約条件としては負の値をとるものと考えられよう。また、(4)の顕在的・潜在的軍事的脅威による制約は、中国が「準戦時」におかれていることを示しており、これらの影響下で軍事支出および国防支出を決定していることが推察される。そのため、関係諸国の軍事支出、あるいは戦争による支出の増大を何らかの形で考慮する必要があるだろう。

また、軍事支出の決定要因と国防支出の決定要因とが直接は結びつかないことから、一般的に軍事支出の増減に直接影響を与えられられる脅威/潜在的脅威国の軍事支出、すなわち米国やソ連、およ

び台湾の実質軍事支出成長率の値が、国防支出の説明変数として必ずしも有意な値とはならない、ということが示されている。このことから、盧・欧(2006)や竹中(1997)が示しているように、軍事的脅威は中国の国防支出に直接影響を与えているというよりも、中国の軍事支出に影響を及ぼしていると考えることが妥当であるように思われる。

3 中国軍事支出のトレンド推定

3.1 状態空間モデルによる定式化

本節では、SSMを用いて、未知のパラメータである中国の軍事支出を、観測される公表国防支出を始めとする諸変数から状態変数として記述することは可能であるか、可能であれば、どのような説明変数によって記述しうるか、ということを検証する。

SSMの特徴は、時系列を観測方程式と状態遷移方程式という2つの方程式によって表現し、その変化を観測雑音や状態雑音などの動きに求める点にある²²。その際、本研究では一般性の高さから考え、再帰的なアルゴリズムであるカルマン・フィルターを利用して状態空間モデルの推定を行う²³。この方法は、回帰分析では誤差として与えられていたものを雑音という明示的な形でモデルに取り組みることが可能であり、外生的なショックや非観測変数(状態変数)をモデルに内部化することができる。そのため、本手法は、中国の軍事支出という未知のパラメータについて、時間的に変化する時変パラメータとして推定を試みることでできる妥当な手法であるといえよう。

モデルの定式化にあたっては、前節における国防支出関数に関する先行研究を踏まえて、軍事支出と国防支出の性質の差異に着目して推定を試みた。

第1に、観測方程式では、国防支出関数に関する先行研究に基づき、財政収入(GR)、戦争ダミー(D1)、抑制ダミー(D2)を基として、科技研究費(RD)を説明変数に含めて検討を行った²⁴。上記の変数に加えて、状態変数(State Variable、以下「SV」と表記)SV*によって観測方程式を定式化した。

第2に、状態遷移方程式では、(1)状態変数である軍事支出(ME)、(2)国防支出と軍事支出の決

定要因として共通すると考えられるGDP、および(3)その他独立性の高い他国の軍事支出や財政支出による支出制約などの変数によって、タイムラグを交えながら規定され得るものと考えた。具体的には、被説明変数かつ状態変数である軍事支出(ME、SV*)に対して、状態変数SV*の1期ラグ、GDP、ソ連・ロシア軍事支出(ME_RUSSIA)、台湾軍事支出(ME_TAIWAN)、米国軍事支出(ME_USA)、および国防支出を含む財政支出の対前年伸び率(GE)の各変数をt期から各3期ラグまで説明変数として加えて検討を行った。

(1) 観測方程式：

- ・被説明変数(観測変数)：国防支出(DE)
- ・説明変数：財政収入(GR)、科技研究費(RD)、戦争ダミー(D1)、抑制ダミー(D2)

(2) 状態遷移方程式：

- ・被説明変数(状態変数)：軍事支出(ME)
- ・説明変数：米国軍事支出(ME_USA)、ソ連・ロシア軍事支出(ME_RUSSIA)、台湾軍事支出(ME_TAIWAN)、経済成長率(GDP)、軍事支出(ME(t-1))、財政支出(GE)²⁵

(3) 対象期間とデータの加工：

データが利用可能な時点である1952年から2008年までをサンプルとして分析を行った。ただし、成長率ないしは対前年伸び率、およびラグを使用するため、実際の推計期間は1954年から2008年である²⁶。また、科技研究費(RD)のデータは、『中国統計年鑑』における財政支出項目の見直しにより、見直し以前の数値との比較ができないため、1954年から2005年までのデータを使用し、それ以降を欠損値とした。

各変数は、「居民価格指数」(CPI)により1978年基準で実質化し、対前年伸び率を計算、パーセンテージ表記した値を用いた。表1は、以上のような手続きで算出された各変数の記述統計量を示している。なお、本論文における分析では、状態空間モデルを用いて時系列分析を行うが、時系列分析ではデータの定常性(Stationary)が前提視さ

れる。もしデータが定常でない場合には、定常となるよう変数を変換しなくてはならない。データが非定常の場合、階差をとり定常過程になるものを階差定常 (Difference-stationary) という²⁷。

そこで、グレンジャーの因果関係の検証にあたり、各変数に対して、単位根検定を行なった (表2参照)。単位根検定は、松浦・McKenzie (2001) に従い、ADF検定とPP検定の2種類を行なった²⁸。ADF検定におけるラグの長さについては、SIC (Schwarz Information Criterion) 基準、PP検定におけるバンド幅はNewey-Westにより決定した。この結果、本研究に用いる時系列データは基本的にレベル定常の性質を有していることが示された²⁹。

3.2 状態空間モデルによる推定値

以上の変数について、変数減少法によりモデルの定式化を試みた結果、変数およびラグ次数の増減によって有意な計測結果が得られた2つのモデル、SSM_01とSSM_02、およびフィルタリング推定量SV1とSV2について、比較考察を行う³⁰。なお、状態空間モデルの推定には、「状態変数の初期値」を与える必要があるが、初期化条件に関する情報を有していないことから、本研究では、状態変数ベクトル SV_t^* の初期値を、1ステップ平均分散 $SV_{10}^*=0$ 、および同分散行列 P_{10} を、不確定性を反映した任意の大きな数値として初期値を設定している³¹。また、すべてのパラメータの初期値について、対応する係数ベクトルのカレント値として設定している。それぞれ

表1 記述統計量

	DE	GR	GE	ME USA	ME TAIWA	ME RUSSIA	GDP
平均値	5.238902	8.474244	8.745983	0.981945	5.972116	0.161086	8.129109
標準偏差	13.2528	14.50792	15.66768	6.562312	10.94285	15.47416	8.093719
最大値	32.8405	44.4403	45.56759	19.18054	31.01477	35.57692	23.7345
最小値	-25.77909	-46.43374	-52.37072	-13.34899	-23.20006	-76.12903	-27.80422

表2 単位根検定 (unit root test) の結果

変数名		ADF 検定		PP 検定	
		トレンド無し	トレンド有り	トレンド無し	トレンド有り
DE	レベル	-6.046987***	-6.379865***	-6.092505***	-6.379865***
	ラグ次数	0	0	1	0
GR	レベル	-6.326944***	-6.449755***	-4.920553***	-5.269249***
	ラグ次数	1	1	24	36
GE	レベル	-6.697133***	-6.732979***	-5.640686***	-6.641302***
	ラグ次数	1	1	54	54
ME USA	レベル	-4.334048***	-4.284704***	-4.366926***	-4.324470***
	ラグ次数	0	0	2	2
ME TAIWAN	レベル	-5.222753***	-5.706550***	-5.157915***	-6.300504***
	ラグ次数	0	0	9	20
ME RUSSIA	レベル	-2.153448	-2.121457	-6.233792***	-6.216810***
	ラグ次数	2	2	5	5
ME RUSSIA	一階差	-10.79522***	-10.69497***	-15.54954***	-15.43364***
	ラグ次数	1	1	3	3
GDP	レベル	-5.920264***	-7.037665***	-4.366942***	-7.680513***
	ラグ次数	1	2	54	35

※ *** は 1%水準、** は 5%、* は 10%水準で単位根の存在が棄却されることを示す。

表3 状態空間モデルによる軍事支出推定結果 (1)

モデル名: SSM_01

対象期間: 1954-2008年 (サンプル数=52)

係数 (変数)	回帰係数	標準誤差	Z 統計量	確率
$\beta_1(SV1_t)$	0.865303	0.007784	111.1646	0.0000
$\beta_2(GR_t)$	0.494262	0.003560	138.8481	0.0000
$\beta_3(D1_t)$	9.100746	0.079615	114.3101	0.0000
$\beta_4(D2_t)$	-9.368259	0.135157	-69.31367	0.0000
$\beta_5(RD_t)$	-0.101598	0.003619	-28.07235	0.0000
β_6 (定数項)	-9.499652	0.049915	-190.3165	0.0000
$\beta_7(SV1_{t-1})$	1.395117	0.008005	174.2847	0.0000
$\beta_8(ME_RUSSIA_{t-2})$	0.104649	0.004300	24.33976	0.0000
$\beta_9(ME_TAIWAN_t)$	0.161389	0.004257	37.91023	0.0000
$\beta_{10}(ME_USA_{t-3})$	-0.334994	0.006294	-53.22818	0.0000
最大対数尤度:	-1256.965	赤池情報量基準:		51.7128
パラメータ数:	10	シュワルツ基準:		52.09894

れの推定結果は、表3および表4の通りである。

観測方程式 (5) は、財政収入 (GR)、戦争ダミー (D1)、抑制ダミー (D2)、科技研究費 (RD) を説明変数に含めたモデルとなっている。上記の変数に加えて、状態変数である軍事支出 (SV1) によって観測方程式を定式化した。また、 ω_t は観測雑音ベクトルを指しており、本研究では分散を1とおいた。

$$DE = \beta_1 SV1_t + \beta_2 GR_t + \beta_3 D1_t + \beta_4 D2_t + \beta_5 RD_t + \omega_t \quad (5)$$

状態遷移方程式 (6) は、被説明変数かつ状態変数である軍事支出 (ME、SV1) に対して、GDPの3期ラグ、状態変数 SV1 の1期ラグ、ソ連・ロシア軍事支出 (ME_RUSSIA) の2期ラグ、台湾軍事支出 (ME_TAIWAN)、および米国軍事支出 (ME_USA) の3期ラグを含めた形となっている³²。また、 ν_t は観測雑音ベクトルを指しており、本研究では分散を1とおいた。

$$SV1_t = \beta_6 + GDP_{t-3} + \beta_7 SV1_{t-1} + \beta_8 ME_RUSSIA_{t-2} + \beta_9 ME_TAIWAN_t + \beta_{10} ME_USA_{t-3} + \nu_t \quad (6)$$

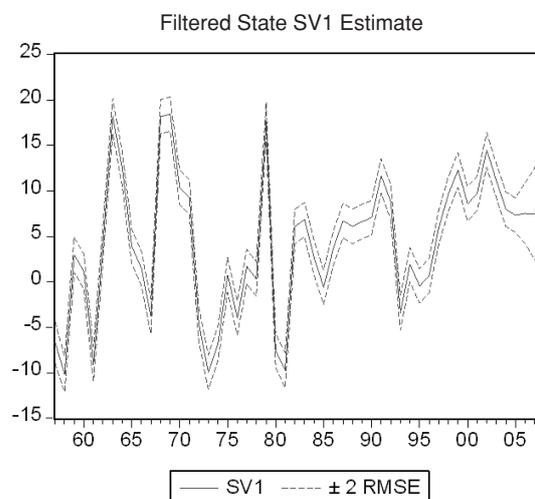


図1 軍事支出 (状態変数) (1)

SSM_01では、国防支出とトレードオフの関係にある科技研究費 (RD) と抑制ダミー (D2) の符号がマイナスを示しており、有意に効いているが、これらのマイナスの影響が大きく出ているためか、

フィルタリング推定量である状態変数である軍事支出 (SV1) の対前年比伸び率トレンドが全体的に国防支出と同じ範囲か、下回るレベルであるという結果を導いている。そこで、科技研究費も軍事支出の一部として含まれていると考えて、観測方程式から除くとともに、軍事支出の制約条件の1つとなる財政支出の対前年比伸び率 (GE) を状態遷移方程式に含めたのが、次の SSM_02 である。

観測方程式 (7) は、国防支出関数の推計に基づき、財政収入 (GR)、戦争ダミー (D1)、抑制ダミー (D2) を説明変数に含めたモデルとなっている。上記の変数に加えて、状態変数である軍事支出 (SV2) によって観測方程式を定式化した。また、 ω_t は観測雑音ベクトルを指しており、本研究では分散を1とおいた。

$$DE = \beta_1 SV2_t + \beta_2 GR_t + \beta_3 D1_t + \beta_4 D2_t + \omega_t \quad (7)$$

状態遷移方程式 (8) は、被説明変数かつ状態変数である軍事支出 (ME、SV2) に対して、GDP の3期ラグ、状態変数 SV1 の1期ラグ、ソ連・ロシア軍事支出 (ME_RUSSIA) の2期ラグ、台湾軍事支出 (ME_TAIWAN)、および米国軍事支出 (ME_USA) の3期ラグ、および軍事支出の制約条件の1つとなる国防支出を含む財政支出の対前年比伸び率 (GE) を含めた形となっている、また、 ν_t は観測雑音ベクトルを指しており、本研究では分散を1とおいた。

$$SV2 = \beta_5 GE_t + \beta_6 + GDP_{t-3} + \beta_7 SV2_{t-1} + \beta_8 ME_RUSSIA_{t-2} + \beta_9 ME_TAIWAN_t + \beta_{10} ME_USA_{t-3} + \nu_t \quad (8)$$

SSM_02 による推定結果 (表4) は、SSM_01 に比べて、状態変数である軍事支出のトレンドが説明変数のマイナス係数に引きずられておらず、概ね良好な結果を導いていることが見て取れる。以上の状態空間モデルによって推定された状態変数 SV2 については、図2の通りである。

表4 状態空間モデルによる軍事支出推定結果 (2)

モデル名: SSM_02

対象期間: 1954-2008年 (サンプル数=52)

係数 (変数)	回帰係数	標準誤差	Z 統計量	確率
$\beta_1(SV2_t)$	0.557154	0.004667	119.3844	0.0000
$\beta_2(GR_t)$	0.271091	0.002607	103.9899	0.0000
$\beta_3(D1_t)$	6.207820	0.069184	89.72972	0.0000
$\beta_4(D2_t)$	- 12.34929	0.101099	- 122.1503	0.0000
$\beta_5(GE_t)$	- 0.358517	0.008176	- 43.84863	0.0000
β_6 (定数項)	- 8.416601	0.067056	- 125.5163	0.0000
$\beta_7(SV2_{t-1})$	1.462717	0.006841	213.8021	0.0000
$\beta_8(ME_RUSSIA_{t-2})$	0.164245	0.005138	31.96844	0.0000
$\beta_9(ME_TAIWAN_t)$	0.067580	0.006254	10.80557	0.0000
$\beta_{10}(ME_USA_{t-3})$	- 0.717004	0.010774	- 66.55106	0.0000
最大対数尤度:	- 1289.780	赤池情報量基準:		49.99153
パラメータ数:	10	シュワルツ基準:		50.36677

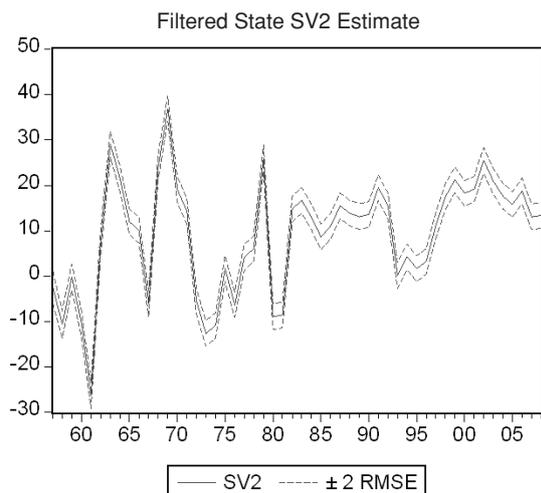


図2 状態変数 SV2

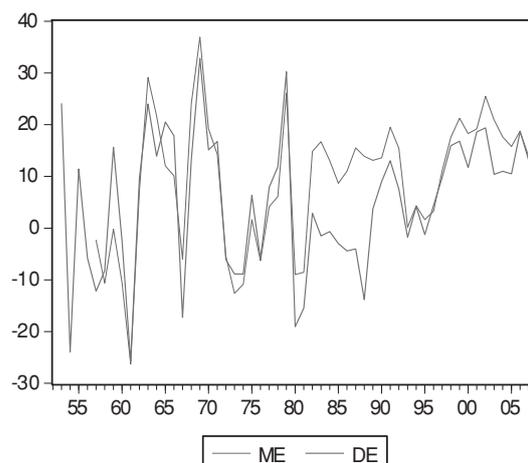


図3 状態変数と観測変数

上記の推定結果は、状態変数である軍事支出のトレンドが説明変数のマイナス係数に引きずられておらず、良好な結果を導いていることが見て取れる。また、得られた軍事支出は、国防支出と比較的近似したトレンドを示しているものの、1980年代も10%近い高い伸び率が維持されていたことが示された。

3.3 まとめ

以上のSSMによる推定の結果、国防支出関数を基とした観測方程式と、経済成長率の影響や他国の軍事的脅威を説明変数に持つ状態遷移方程式によって定式化したモデルは、統計的に有意なものとなり、国防支出とは異なる変数によって規定されながらも、状態変数としての軍事支出トレンドを得ることができた。SV2を軍事支出の状態変数MEとおくと、SSMによる軍事支出のトレンド推定値MEは、観測値である国防支出とほぼ同じ軌跡を描いており、国防支出の変動と近い値を示しているものの、国防支出に対して意図的抑制が働いていると考えられていた1980年代においても対前年比伸び率は増加傾向にあることが示されている(図3参照)。この推定値からは、冷戦末期における他国の軍事的脅威への関心が衰えていなかったと捉えることが可能であろう。

4 結論

本研究によって、未知のパラメータである中国の「軍事支出」が、観測される「国防支出」から推定される状態変数として、状態空間モデルを用いて説明可能であることが示された。また、推定結果から、国防支出と軍事支出とは、それぞれ異なる決定要因によって規定されていること、軍事支出が他国の脅威に対してラグを伴いながら反応していることが示された。このことから、以下の事柄が考察される。軍事支出の対前年比伸び率のトレンドは、概ね公表国防支出の対前年比伸び率と符合していることから、中国の軍事支出のトレンドを分析する上で、公表国防支出の推移は重要な指標の1つとして注視する必要がある。ただし、本研究は、国防支出関数の推計に関する先行研究に用いられている変数を中心に、3期ラグまでを含む変数減少法によって定式化を行っていること、状態変数の初期化条件に関する情報が欠如していることなどから、理論的説明の点で、十分に説得的ではない。そのため、本研究による中国の軍事支出のトレンド推計に関する一次的接近を基として、中国の国防支出と軍事支出、それぞれの定義と範囲、および決定要因に関する研究を深め、本研究の頑強性を検証するとともに、今後モデルの再検討を試みる必要があるものと考えられる。

データの制約上、必ずしも十分な統計資料が整わない実証研究では、個々の数値に見られる推計値と実際値の乖離は避け難い。不透明な中国の軍事支出について、中国公表国防支出の金額の多寡を論じることや、公表国防支出と他国の軍事支出との国際比較、および軍事支出総額の推定を行うこと、あるいは、中国が保有する装備の推移から軍事力を論じることや、その戦闘能力推定、および国際比較などを行うということは、中国の軍事力を把握しようとする試みとして意義があるものと思われる。しかし、未知のパラメータである軍事支出を状態変数としてトレンド推定した本研究もまた、中国の軍事支出に関する客観的な情報を付与することができるものと考えられる。本研究で得られた結論は、さらなる詳細な分析が必要であり、本研究による一次的接近を更に発展させる必要があると考える。

注

- 1 本論文は、一橋大学大学院経済学研究科における修士論文の一部を大幅に加筆・修正したものである。本論文にあり得べき誤りは、全て筆者に帰属する。なお、本論文に記された内容や意見は、全て筆者個人に属し、筆者の所属先の公式見解を示すものではない。
- 2 ここでいう「国防支出」とは、全国人民代表大会の審議を経て公表される国防予算とその決算値であり、國務院国防務部が所轄する国家財政支出の一項目を指す。
- 3 ただし、国防費の増加分とほぼ見合った比率でインフレが進行しているから、増額した国防費は上昇した物価によって帳消しになっているというもっともらしい見方は見当違いである点に留意しなければならない。「中国自身も改革当初から繰り返しそのような説明をしている。しかし、中国のような社会主義社会では、価格は国家によって統制されてきた。価格の統制が経済成長を阻害する重要な要因であったところから、鄧小平時代に入るとともに統制価格から自由価格への改革が進行しているが、基幹産業、とりわけ軍事産業の価格は引き続き低価格に抑えられている」。平松 茂雄「中国の国防費は軍備増強を測る『物差し』か?—上—」『世界週報』76(13) (時事通信社、1995年4月11日)、pp.17-18。
- 4 中華人民共和国國務院新聞弁公室編『中国的軍備控制与裁軍』(邦訳『中国の軍備管理と軍縮』、中華人民共和国國務院新聞弁公室、1995年11月17日) 参照。
- 5 「兵器・装備の生産費は経済建設費の項目のなかの基本建設投資額、兵器・装備の開発費は社会文化教育費のなかの科学研究費にそれぞれ計上されているとみられている。具体的な内容はいっさい不明であるが、たとえば科学研究費が58年に倍増し59年、60年と増えたことは、核兵器開発の決定と関係がありそうである」。平松 茂雄『中国人民解放軍』(岩波書店、1987年)、p.100。
- 6 平松 (1995)、pp.17-18。
- 7 平松、同上、同頁、および United States Department of Defense The Pentagon. “RESOURCES FOR FORCE MODERNIZATION: Defense Budget Trends.” *Annual Report to Congress: The Military Power of the People's Republic of China 2005*, 2005, pp.21-22 参照。
- 8 中国および日本において、「国防費」と「国防支出」という語は、ほぼ同義として用いられているが、本論文では混同を避けるため、「国防費」という語は引用に限定して使用する。
- 9 茅原 郁生「中国の国防費をめぐる新たな兆候」『正論』276 (サンケイ出版、1995年8月)、p.202。
- 10 駒形 哲哉「中国の国防財政に関する考察 カバリッジ、予算過程、変動要因」『三田学会雑誌』97巻3号 (三田学会、2004年10月)、p.36(338)、および駒形 哲哉「第16章 軍事財政」村井友秀・阿部純一・浅野亮・安田 淳編著『中国をめぐる安全保障』(ミネルヴァ書房、2007年)、p.320。推計を試みている代表的な研究機関としては、ランド研究所、ストックホルム国際平和研究所、英国国際戦略研究所などが挙げられる。例えば、Wang Shaoguang. “The Military Expenditure of China, 1989-98.” *SIPRI Yearbook 1999*, Appendix 7D では、1989-1998年を対象に推計している。同推計は、公表国防支出に武装警察部隊支出および兵器貿易額の合計額から計算していると見られ、1993年の軍事支出を公表国防支出のおよそ1.7倍と推定している。また、丹羽・松本 (2001) は、1978-1998年を対象に、公表国防支出に国家備蓄増加額および軍事R&D支出の合計額から推定している。この結果、1998年時点で公表国防支出の3.2-3.3倍の値を導き出している。丹羽 春喜・松本 隆「中国軍事支出動向についての推計と考察」『問題と研究』第31巻3号 (海風書店、2001年12月)、pp.34-60 参照。なお、The Military Balance では、推計における大きな誤差は平均購買力平価 (PPP) 値の想定の違いによるものであると述べられている。
- 11 丹羽・松本 (2001)、p.45。
- 12 状態空間モデルを用いて未知のパラメータとして軍事支出のトレンドを推定する試みは、本研究が初めてである。当該方法は、本来は制御工学の研究者によって開発された。状態空間モデルは、(1) 可変パラメータモデル、(2) 自己回帰異同平均モデル、(3) 季節調整モデル、(4) 経済変数の予測問題、(5) 恒常消費または恒常所得の推定等、観測されない変数を推定すること、などに対して有効である。また、残差やパラメータを逐次計算することも重要な要素であると言える。
- 13 竹中 平蔵「アジア軍拡の政治経済分析」『21世紀アジアの発展条件』(日本貿易振興会アジア経済研究所、1997年)、pp.45-67。
- 14 Klare(1993)では、「アジア軍拡の特徴として、中国という不確定要因がきわめて大きな役割を演じていること、また軍事(兵器)産業の育成が国内の産業基盤強化策と密接に結びつけて論じられていることが強調されている」。竹中、同上、p.47。詳しくは、Klare, M.T., “The Next Great Arms Race.” *Foreign Affairs*, 1993, Vol.72-73, pp.136-152 参照。
- 15 以下、推計結果の値は、上段が係数、下段がt値を示す。
- 16 駒形 (2004)、pp.35(337)-60(362)。
- 17 戦争が行われた年には国防支出が増大するという仮定を置き、ダミー変数D1を取り入れている(戦争年=1、それ以外=0)。戦争に関わる支出は、戦争の態様や軍事的脅威の対象によって重点的に支出される分野が異なることが推察されることが考えられるが、このダミー変数は、隣接地域との大陸本土境界での戦争を

- 中心に考え、離島での衝突や国内紛争への軍事力投入は含んでいない。これは、離島での衝突および国内紛争への軍事力投入は単年度の局地的対応として、当該年度の国防支出額を増額させるだけの影響はない、と判断したものと考えられる。ダミー変数 $D1 = 1$ としているのは、1952年、53年（以上、朝鮮戦争）、54、55、58年（以上、台湾海峡）、62年（中印戦争）、69年（中ソ紛争）、79年（中越戦争）の各年次である。また、国防費を抑制する意図を持ったかどうかという点からダミー変数 $D2$ をおいている。このダミー変数は、国防支出の抑制が意図された時期 = 1、それ以外 (= 0)。 $D2 = 1$ としたのは、57、58年、81-88年の各年次である。なお、「諸外国の国防費の動向も本来、説明変数に取り入れるべきであろうが、国防費のカバレイジの相違や為替レートの問題もあり、ここでは明示的に取り入れていない」。以上のような想定の下に、毛沢東戦略期と鄧小平戦略期それぞれの時期について回帰分析を行っている（隣接地域との大陸本土境界での戦争が発生していない鄧小平戦略期の $D1$ は全て0のためモデルから除外される）。駒形 (2004)、pp.55(357)-56(358)。
- 18 この点に関して、駒形 (2004) では国防費の対前年比の変化が大きいのを理由として考察している。
- 19 陳炳福「西方国家对国防支出的测算: 差異与問題」『中国国防経済学 2004』(経済科学出版社、2005年)、pp.83-93。
- 20 盧周来・欧陽亮「軍費開支決定的新古典模型及对中国大陆的经验研究」姜魯鳴 執行主編『国防経済学: 2005』(中国財經出版社、2006年)、pp.30-51。
- 21 駒形 (2004)、pp.56(358)-57(359)。
- 22 「状態空間モデルの特徴は、推定誤差をインプット・ノイズと考え、それが前期と今期の状態変数の遷移を一義的に決め、今期の状態変数が決まるとそれが今期の構造モデルのアウトプット（被説明変数など）を一義的に決めると見なす点にある。状態変数の推定方法はカルマン・フィルターで行う」。猪口孝他編『国際政治辞典』(弘文堂、2005年)、pp.464-465。詳しくは、榊原英資・薬師寺泰蔵『社会科学における理論と現実』(日本経済新聞社、1981年)、pp.247-282 参照。
- 23 カルマン・フィルターは、定常仮定を前提とせず、また観測値も有限であることを許容するなど、ウィーナフィルタなどと比べて一般性が高いとされている。詳しくは、谷崎久志『状態空間モデルの経済学への応用』(日本評論社、1993年)、廣松毅・浪花貞夫『経済時系列分析の基礎と実際』(多賀出版、1993年)などを参照。
- 24 近年のハイテク技術の開発をはじめ、核兵器開発などの研究開発は、中国の場合非常に裾野が広く、国防支出だけで賄っているとは考え難い。科技研究費は国防支出だけでなく、國務院の管轄において、広く軍事支出と言われる分野でも支出されている。ハイテク技術の開発に際しては、国家科学技術委員会と国防科学技術工業委員会が、國務院の関連部門と共に、軍民の専門家を組織して「ハイテク研究発展計画要綱」を編成しているように、国防支出における科学研究費は、そうした軍事支出の一部として構成、編成されていると考えられる。すなわち、国防支出における研究開発費との連動性が想定されるため、観測方程式の定式化にあたり検討対象とした。
- 25 財政支出 (GE) は、国防支出を含む支出を 1978 年基準で実質化し、対前年比伸び率を計算した値であり、国防支出を除く財政支出対前年比伸び率 (G) とは異なる変数である。
- 26 ただし、階差、ラグを使用した場合には、その分だけ推計期間は短くなる。また、推計対象期間の時系列データについて、CPI により 1978 年基準で実質化し、対前年比伸び率を計算した。
- 27 非定常な性質を持つデータとしては、主に以下の 3 種類のモデルが存在する。
 (1) ランダムウォーク $\Delta y_t = \rho y_{t-1} + u_t$
 (2) ドリフト付きランダムウォーク $\Delta y_t = a + \rho y_{t-1} + u_t$
 (3) ドリフト+トレンド項 $\Delta y_t = a + \rho y_{t-1} + b_t + u_t$
- 28 ADF (augmented Dickey-Fuller) 検定、および PP (Phillips-Perron) 検定など、単位根検定の詳細については、松浦克己・Colin McKenzie『Eviews による計量経済分析』(東洋経済新報社、2001年)などを参照されたい。
- 29 唯一、ソ連・ロシアの軍事支出対前年比伸び率 (ME_RUSSIA) が、ADF 検定では 1 階差で定常となることが示された。
- 30 具体的には、Z 値を 0 と仮定した変数増加法で逐次ラグ変数を追加する形でモデルにあてはめ、説明変数の候補すべてが含まれたフルモデルを基に、モデルに含まれている各独立変数について、偏回帰係数が有意とならない (係数の Z 値が最小となる) 変数を 1 つずつ減少させている。その際、モデル内の他の変数、および導かれる状態変数が統計的に有意になっているかを確認し、モデルの選択を行っている。また、本稿における状態変数の推定には、フィルタリング推定量を用いており、スムージングは行っていない。
- 31 初期値については、J. ダービン・S.J. クーブマン著、和合肇・松田安昌訳『状態空間モデリングによる時系列分析入門』(シーエービー出版、2004年)、pp.28-31 参照。誤差が平均 0 のガウス分布に従うと仮定した場合、状態変数ベクトル $SV^*_{t|t-1}$ は、 SV^*_t の最小平均平方誤差推定量、 P (分散行列) の 1 ステップ前分散 $P_{t|t-1}$ は $SV^*_{t|t-1}$ の平均平方誤差となる。
- 32 このモデルの定式化は、中国の国防支出と軍事支出の決定要因は必ずしも一致しないという仮説に基づき、軍事支出の説明変数には、関係諸国の軍事支出に対してタイムラグを交えながら規定され得るものと考え、上述の変数を加えた。

参考資料

- 中華人民共和国国家統計局編『中国統計年鑑』、中国統計出版社、各年版。
- 中華人民共和国国家統計局国民経済総合統計司著、日本統計協会訳『新中国五十年統計資料彙編：日本語 CD-ROM 版』、日本統計協会、2003 年。
- Stockholm International Peace Research Institute. *SIPRI yearbook: world armaments and disarmament*, Stockholm; New York: Humanities Press. (ストックホルム国際平和研究所『SIPRI 年鑑』、メイナード出版、各年度版。)
- The International Institute for Strategic Studies. *The Military Balance*, Oxford University Press. <各年度版>
- 『中華人民共和国国家統計局』ホームページ URL: <http://www.stats.gov.cn/>
- 『International Monetary Fund: IFS On-Line』ホームページ URL: <http://ifs.apdi.net/>

[2010. 7. 28 受理]

[2010. 12. 17 採録]