

EAST ASIA FORUM

2023年

第19号

東アジア論壇

日本華人教授會議・NPO中日學術交流センター

目次

代表寄稿

日中平和友好条約締結45周年記念シンポジウムに寄せて	段瑞聡	... 2
----------------------------	-----	-------

論文

カタストロフィー的な国際関係を避けられるのか？	岑智偉	... 4
-------------------------	-----	-------

中国共産党の中国に対する「領導」はどのように実現されたか —中国の統治構造の実態と課題—	熊達雲	... 36
---	-----	--------

外国人介護労働者に対する日本人の態度と影響要因 4つの大都市圏からの証拠	戴二彪	... 61
---	-----	--------

コロナショック、中国社会保障とリスク金融資産の保有	馬欣欣	... 80
---------------------------	-----	--------

「台湾有事」の虚構性とそれに対する中国の戦略から 連想される朝鮮半島の平和と統一問題への示唆	朱建榮	... 105
---	-----	---------

科学技術フロンティア

データ駆動的ネットワーク数字孪生流量予測フレームワーク （ネットワークデジタルツイン 向けのデータ駆動型トラフィック予測フレームワーク）	李睿棟	... 111
--	-----	---------

日本華人教授会議活動	日本華人教授会議事務局	... 115
------------	-------------	---------

編集後記	『東アジア論壇』編集部	... 118
------	-------------	---------

代表寄稿

日中平和友好条約締結 45 周年記念シンポジウムに寄せて

段 瑞聡（慶應義塾大学 教授）

2022 年度の年次シンポジウムは日中国交正常化 50 周年を記念するものでした。そして今年度のシンポジウムのテーマは「日中平和友好条約締結 45 周年記念」です。45 年前の 1978 年に、鄧小平副総理と福田赳夫総理は歴史的な決断を下し、「日中平和友好条約」を締結しました。1972 年の「日中共同声明」においても、「日中平和友好条約」においても、「両国間の恒久的な平和友好関係」の発展、「すべての紛争を平和的手段により解決し及び武力又は武力による威嚇に訴えないこと」、そして覇権を求めないことが明記されております。

日中平和友好条約調印後、中国では日本ブームが起きました。われわれはその頃から日本語を勉強し始めました。以来、日中両国は多くの分野で協力を進め、人的交流、文化交流、対中 ODA、経済協力、科学技術の発展など、多くの分野で互いに利益を享受してきました。また、国際的な問題においても協力して平和と安定を維持する役割を果たしてきました。

しかし、近年の日中関係は決して良好とは言えません。ご存じのように、日本人の中国に対する親しみをもつ割合が低迷し続けております。日本では「台湾有事」、「戦う覚悟」、そして「新しい戦前」といった言説が飛び交っております。このような状況を目の当たりにして、正直個人的には大変憂慮しております。長年日中戦争を研究してきた私として、日本と中国はまたいつか来た道に戻ってしまうのではと、時々本当に懸念しております。

そのため、私は日中関係を再正常化させる必要があると痛感しております。そこで、大変僭越ではございますが、私個人の考えとして、以下 5 つの提言をさせていただきたいと思っております。

提言 1: 日中両国が原点に戻り、「日中共同声明」、「日中平和友好条約」の内容を再確認し、それを遵守することです。日中両国にはかつて日中戦争という不幸な時期がありました。先人たちの多大なご尽力によって、ようやくここまでたどり着きました。日中両国はこれ以上負の遺産を増やしてはいけないと思っております。

提言 2: 両国首脳相互訪問の実現です。両国首脳相互訪問は、日中関係を一層強化し、対話の場を提供することができます。そうすることによって、直接のコミュニケーションが促進され、信頼関係が築かれると思っております。

提言 3: 両国のメディアが客観的に相手国を報道することです。メディアは国際関係において重要な役割を果たします。両国のメディアに客観的かつ公平に相手国について報道していただきたいと思います。そうすることによって、日中間の誤認知（誤解や偏見）を減少させ、対話の土台を広げることができると思います。

提言 4: 研究者としてはもっと日中関係を体系的に研究する必要があると思います。日中関係をより深く理解し、改善するために、研究者の役割は不可欠です。独立した研究や学術的な対話をもっと積極的に行うべきだと思います。そのためには、日中両国の研究者が自由に行き来し、活発に交流を行う環境が求められています。

提言 5: 民間交流の促進です。日中関係を再正常化させるためには、民間交流の強化が不可欠です。文化交流、青少年交流、市民団体の交流などを通じて、人々が相手国の文化や価値観を理解し、友情を深められる機会を増やす必要があります。

日本と中国の間には「4つの基本文書」があります。近年、「第5の文書」をつくるべきだとの声が出ております。数年前、福田康夫元総理にインタビューした時、もし「第5の文書」をつくるなら、どのような内容がいいかと聞いたら、福田元総理は、どのような国際秩序をつくるか、日中がどのように協力していくかがとても重要だとおっしゃいました。

いま国際社会の分断が進んでおります。ウクライナ戦争、イスラエルとハマスの対立がその象徴であります。また異常気象による自然災害も多発しております。それらの問題を解決するためには、日本と中国がいっそう協力する必要があると思います。日中両国の友好と協力を築いていくことは、両国のみならず、世界の平和と安定にも貢献するものと信じております。

付記: 本稿は2022年10月21日に慶應義塾大学三田キャンパスに開かれた日本華人教授会議年次シンポジウムにおける閉会の辞を加筆修正したものです。関係者の皆様に改めて御礼申し上げます。



(2022年10月21日、慶應義塾大学三田キャンパス)

論文

カタストロフィー的な国際関係を避けられるのか？¹

Can Catastrophic International Relations Be Avoided?

岑 智偉（京都産業大学教授）

目次

1. はじめに
2. ゼロサム論から見た日中関係
3. 国際関係のカタストロフィーモデル
 - 3.1. 基本モデル+ a
 - 3.2. 外交政策のジレンマとしてのカタストロフィー
4. 国際関係のカタストロフィー現象とその解釈
 - 4.1. 日中関係の事例
 - 4.2. 国際関係のカタストロフィーをもたらす要因
 - 4.3. カタストロフィー的な国際関係を回避できるのか
5. 結論と課題

参考文献

¹本論文は岑（2013）を大幅に修正し、日本華人教授会主催の「日中平和友好条約締結 45 周年記念シンポジウム」（2023年10月21日）と2023年度日本政治法律学会秋季大会（2023年10月28日）で報告したものである。

要 旨

2000年以降、日中間の経済関係は益々緊密になってきた。ゼロサム論から見れば、日中経済関係はゼロサムの関係ではなく、補完的な関係であることは明らかである。しかしその一方、両国の政治関係は益々緊張的なものとなり、正にゼロサムの関係となりつつある。その典型的な例は、最近の日本「処理水太平洋排出」を巡り両国間の政治と外交関係が急に悪化していることである。この現象は2013年の両国間の政治と外交関係の悪化とよく似ている。日中両国間の政治と外交関係はこれまで例を見ない緊張感を極めている。この現象は数理モデルのカタストロフィー（Catastrophe）現象とよく似ている。本論文は吉田（1996）の国際関係のカタストロフィーモデルを用いて、2013年の経験を踏まえながら、日中間の緊張関係状態に至るプロセスとその結果を解析し、日中関係がカタストロフィーに陥った要因について検討した。

本論文では、日中関係がカタストロフィーに陥った主な要因として、長年の両国間のパーセプション・ギャップ（*perception gap*）の存在とアメリカというファクターの存在にあると考えている。日中間の緊張状態を改善するには、まず、両国の関係がカタストロフィーに陥った原因、すなわち、両国の関係を悪い方向に導いた要因を早急に解明し、それらを改善していくと共に、日中間の非ゼロサムの経済関係を最大限に活用していくことである。

キーワード：ゼロサム論、国際関係のカタストロフィー、パーセプション・ギャップ

1. はじめに

2000年以降、日中間の経済関係は益々緊密になってきた²。ゼロサム論から見れば、日中経済関係はゼロサムの関係ではなく、非ゼロサムの関係であることは明らかである。

まず、日本側から日中経済関係を見てみると、2000～2022年における日本対中輸出の年平均増加率は5.5%（日本対世界輸出の増加率は1.96%）であり³、需要側から見れば、当該期間の日本実質GDP成長率（0.56%）の38.15%は対中輸出によって達成されたことがわかる⁴。また、2000～2022年における日本対世界貿易黒字（累計）の33.3%は対中貿易によるものであることも明らかである⁵。

日中貿易を見る限り、2000年以降の日中経済関係は緊密な相互依存関係であることがわかる。JETRO（2023b）によれば、2000～2022年における日本の対中輸出の中で、割合が最も多い品目は資本財であり、2000～2022年の日本対中輸出総額⁶の54.83%を占めており、日本対世界同類輸出額の17.33%を占めている。対中資本財輸出の中で、特に電気機械と一般機械の割合が多く、それぞれ日本対中輸出総額の22.9%と21.1%を占め、日本対世界同類輸出額の20.9%と17.6%を占めている。その他、工業原料、とりわけ粗原料と繊維品の対中輸出額も多く、2000～2022年における工業原料（粗原料と繊維品）の対中輸出は日本対世界同類輸出額の22.3%（36.6%と37.7%）を占めている。日本の対中輸出は中国の対日需要であることは言うまでもない。資本財や工業原料等における日本対中輸出の増加は、日本にとっては経済利益（GDP成長に対する寄与）の増加であるが、中国からしてみれば、これらの財に対する日本への依存度が高まっていることを意味する。

日本と中国の緊密な経済関係は日本海外現地法人の経済活動にも現れている。2000～2022年において、中国に所在している日本海外現地法人の売上高の年平均成長率は9.52%（2010年の第2四半期と2021年の第1四半期はそれぞれ50.2%と47.2%）であり、この期間における日本海外現地法人の売上高に占める中国での割合は繊維が28.7%、電気機械が28.5%、一般機械が27.1%、金属が26.3%、全業種が18.5%である。一方、日本海外現地法人の従業員に占める中国での割合を見ると、電気機械が39.9%、繊維が39.0%、一般機械が

² 関（2002）と寺町（2015）を参照。

³ JETRO（2023a）による試算。

⁴ 内閣府（2023）による試算。この試算によれば、2000～2022年の日本実質GDP成長率は0.56%であり、その成長率に対する日本対世界輸出の寄与率は85.16%であった。一方、JETRO（2023a）によると、その期間の日本対中輸出による日本対世界輸出への寄与率は44.8%であったことがわかる。よって、概算として、2000～2022年における日本対中輸出による日本実質GDP成長率への寄与率は約38.15%（ $=0.8515 \times 0.448 \times 100\%$ ）であったことがわかる。第2節では日中経済関係についてより詳しく分析している。

⁵ JETRO（2023a）による試算。この試算によれば、2000～2022年における日本対世界貿易黒字（累計）は2,851億ドルであり、その中で、対中貿易黒字（累計）は949億ドルであったため、この期間の日本対世界貿易黒字の33.3%は対中貿易黒字によるものがわかる。なお、中国の貿易構造を考慮し、対中輸出入総額を中国本土と香港を合わせたものとして考えている。

⁶ JETRO（2023b）には香港関連のデータがないため、ここの対中国輸出は中国本土のみのものである。

34.8%、非鉄金属が 34.04%、全業種が 25.8%であることがわかる⁷。

日中経済関係は日本国内の消費にも影響を及ぼしている。2015 年以降、日本を訪れている中国の観光客数は年間 400 万人を超えており、2015 年以降の日本における中国観光客による観光収入は年間 1 兆円を超えている。2015、2016 年、2017 年、2018 年と 2019 年における中国観光客による観光収入はそれぞれ 1 兆円 4,174 億円、1 兆 4,754 億円、1 兆 6,947 億円、1 兆 5,450 億円と 1 兆 7,704 億であり、それぞれ日本の海外観光客による観光収入の 40.8%、39.4%、38.4%、34.2%と 36.8%を占めている⁸。

次に、中国側から日中経済関係を観てみると、2000～2022 年における日本対中輸入の年平均増加率は 4.7%（日本対世界輸入の増加率は 2.25%）である。2000～2022 年の日本対世界輸入額に占める対中輸入の割合は 21.74%であり、日本対世界輸入における対中輸入の寄与率は 12.29 である。日本対中輸入が増えていることは、中国の対日輸出の増加を意味する。対中輸出と同様に、対中輸入の増加も日中経済関係の緊密さを示している。

中国に所在している日本海外現地法人や日系企業は中国国内への直接投資や現地雇用等を通して、中国経済に影響を与えていると思われる。2011 年の日本対中直接投資は 63 億ドルに上り、香港などを除くと、日本の対中直接投資額は中国において 1 位となっていた。また、2010 年度、中国における日本現地法人が雇用している常時従業員者数は 148 万人であり、日系企業または日系関連企業で働いている中国人労働者数は約 920 万人であったことがわかる（三尾、2012）。

以上のように、日中経済関係は緊密な補完的關係であることは明らかである。しかしその一方、両国の政治と外交関係は益々緊張的なものとなり、正にゼロサム的な関係となりつつある。その典型的な例は、最近の日本の「処理水太平洋排出」を巡り両国間の政治と外交関係が急に悪化していることである。この現象は 2013 年の尖閣諸島（中国では釣魚島）の日本国有化を巡る両国間の政治と外交関係の悪化とよく似ている⁹。日中両国間の政治と外交関係はこれまで例を見ない緊張感を極めている。この現象は数理モデルであるカタストロフィー（Catastrophe）現象とよく似ている¹⁰。本論文は吉田（1996）の国際関係のカタストロフィーモデルを用いて、以上のような日中関係をもたらす要因を数理的に解明し、その上、展望として、カタストロフィー的な国際関係を回避できるのかについて検討する。

論文は以下のように構成される。第 2 節では、ゼロサム論から日中関係について考察する。第 3 節は、第 2 節で確認された事実、つまり、日中関係のような、経済は「非ゼロサム的」な補完関係でありながら、政治と外交は「ゼロサム的」な緊張関係になっていることを現実的背景として、国際関係のカタストロフィーモデルに経済関係や国内の政治状況と

⁷ 経済産業省（2023）による試算。

⁸ 国土交通省『観光白書』（各年）を参照。

⁹ 言論 NPO（2022）によれば、2022 における日本人と中国人を調査対象とする日中共同世論調査では、相手国に対する印象が良くないと思っている人の割合は、日本は 87.3%であり、中国は 62.2%である。一方、2013 年と 2014 年の同世論調査では、相手国に対する印象が良くないと思っている人の割合は、中国は 92.8%であり、日本は 93%であった。

¹⁰ カタストロフィーとは複雑系における不連続な変化（突然の変化）のことを言う。

第3国の要因を追加的要素として取り入れた上、外交政策のジレンマとしてのカタストロフィーが起きる要因とそれに至るプロセスを理論的に解析する。第4節は政治と外交が急激に悪化している日中関係を国際関係のカタストロフィーの実例として、日中間の緊張関係状態に至るプロセスとそれをもたらす要因を明らかにし、カタストロフィー的な国際関係を回避できるのかについて理論的に検討する。第5節は結論と今後の課題について言及する。

2. ゼロサム論から見た日中関係

国際関係の中で、「ゼロサム」的な関係と「非ゼロサム」的な関係がある。表2-1は2つの関係を整理しまとめている。

表2-1 ゼロサムと非ゼロサムの国際関係

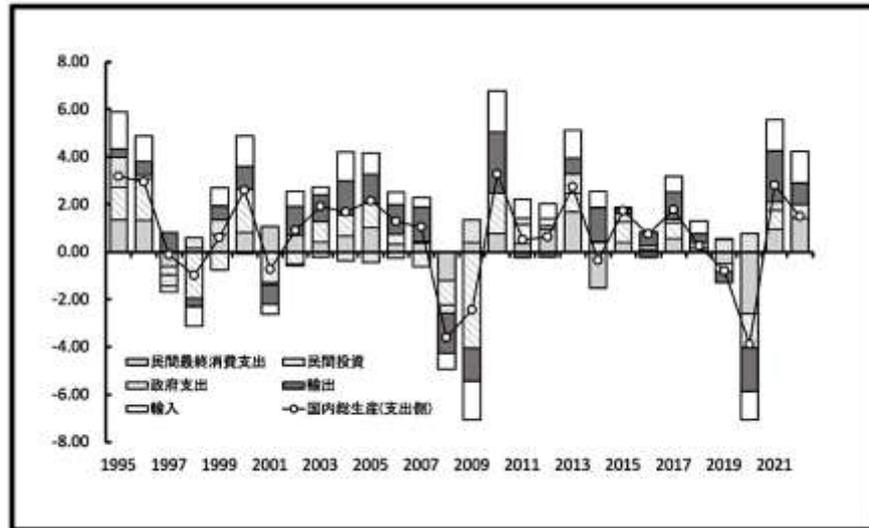
	ゼロサムの国際関係	非ゼロサムの国際関係
2 国間	$A国の利益 + B国の利益 = 0$ \Downarrow $A国の利益 = -B国の利益$	$A国の利益 + B国の利益 = \Delta > 0$ $\&$ $A国の利益 = \Delta - B国の利益 > 0$ $B国の利益 = \Delta - A国の利益 > 0$
多国間	$A国の利益 + B国の利益 + C国の利益 = 0$ \Downarrow $A国の利益 = -(B国の利益 + C国の利益)$ $B国の利益 = -(A国の利益 + C国の利益)$ $C国の利益 = -(A国の利益 + B国の利益)$	$A国の利益 + B国の利益 + C国の利益 = \Delta$ $\&$ $A国の利益 = \Delta - (B国の利益 + C国の利益) > 0$ $B国の利益 = \Delta - (A国の利益 + C国の利益) > 0$ $C国の利益 = \Delta - (A国の利益 + B国の利益) > 0$

(出所) 筆者作成。

表2-1で示されているように、ゼロサムの国際関係とは、相手国の利益は丁度自国の負の利益であると考えられる関係である ($A国の利益 = -B国の利益$)。一方、非ゼロサムの国際関係とは、相手国の利益により自国の利益の一部が減らされてしまうが、相手国との共通利益 (Δ) により、それ以上の利益が生まれると考える関係である ($A国の利益 = \Delta - B国の利益 > 0$)。本論文は2つの考え方を合わせてゼロサム論と称す。

以下では、ゼロサム論から日中関係について考察する。図2-1は1995～2022年における日本の実質GDP成長率と需要側の寄与率を図示したものである。折れ線は日本の実質GDP成長率であり、積み上げ棒は実質GDP成長率に対する各需要の寄与率を表している。

図 2-1 日本の実質 GDP 成長率と需要側の寄与率



(出所) 内閣府 (2023) より筆者作成.

図 2-1 からわかるように、需要側から見れば、1995～2022 年における日本の実質 GDP 成長率は日本の民間消費と民間投資及び日本対世界輸出によって支えられていたことがわかる。図 2-1 を見ると、1995～2022 年において、日本は 7 回¹¹の 2%を超えた実質 GDP 成長率を達成しており、その中の 5 回では、実質 GDP 成長率に対する日本対世界輸出の寄与率は 25%を超えており¹²、そのうちの 4 回では、日本対世界輸出における対中輸出の寄与率は 20%を超えていた¹³ (図 2-1 を参照)。単純計算をすれば、需要側から見た場合、2005 年、2010 年、2013 年、2021 年の日本実質 GDP 成長率の 5.7%～21.0%は対中輸出によるものであることがわかる¹⁴。表 2-2 は図 2-1 をまとめ、2000～2020 年と 1999～2022 年における日本の実質 GDP 成長率と需要側の寄与率を示している。

表 2-2 日本実質 GDP 成長率と各需要の寄与率 (%)

	実質 GDP	民間消費	民間投資	政府支出	純輸出	輸出	輸入
2000-2020	0.41	39.37	-6.53	35.47	18.93	92.64	73.71
1999-2022	0.64	42.84	16.53	21.51	11.37	77.74	66.37

(出所) 内閣府 (2023) より筆者作成

¹¹ 内閣府 (2023) による試算。この試算によれば、1995 年、1996 年、2000 年、2005 年、2010 年、2013 年と 2021 年の日本実質 GDP 成長率はそれぞれ 3.2%、3.0%、2.6%、2.2%、3.3%、2.73%と 2.8%であったことがわかる。

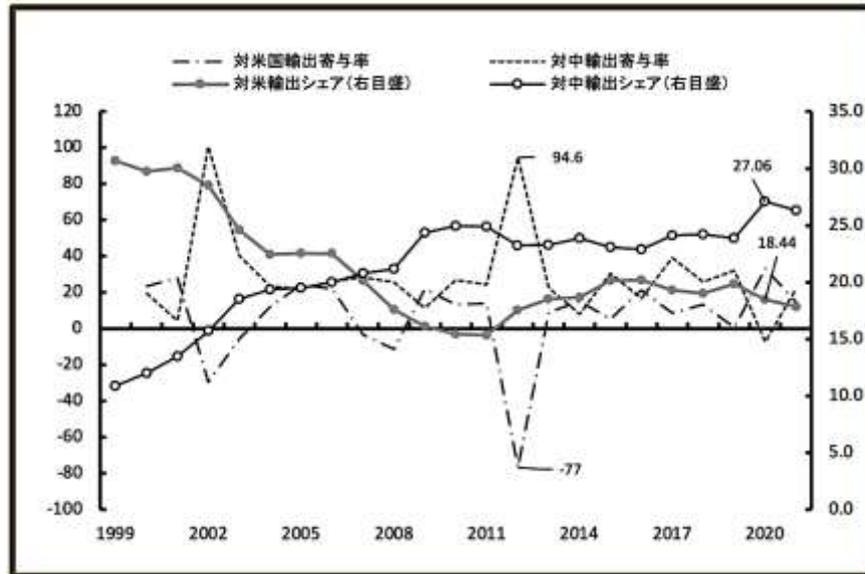
¹² 内閣府 (2023) による試算。ちなみに、2000 年、2005 年、2010 年、2013 年と 2021 年の日本対世界輸出による日本実質 GDP 成長率への寄与率はそれぞれ 37.8%、58.1%、78.7%、25.3%と 60.3%であった。

¹³ JETRO (2023a) による試算。それによれば、2005 年、2010 年、2013 年と 2021 年の日本対世界輸出に対する対中輸出による寄与率はそれぞれ 21.9%、26.7%、22.5%と 22.3%であったことがわかる。

¹⁴ 脚注 12 と脚注 13 のデータを用いて計算すれば、2005 年、2010 年、2013 年と 2021 年の日本実質 GDP 成長率に対する対中輸出による寄与率はそれぞれ、12.7%、21.0%、5.7%と 13.4%であったことを確認できる。計算方法については脚注 4 を参照。

日中経済関係は日本の対米と対中の輸出入についての関連指標（シェアや寄与率と貿易収支等）の変化からも時系列的に確認できる。図 2-2 は 1999～2022 年における日本対世界輸出における対米と対中の輸出のシェアと寄与率の推移を図示している。

図 2-2 日本対世界輸出における米国と中国のシェアと寄与率



(出所) JETRO (2023a) より筆者作成。

図 2-2 から読み取れるように、2007 年以降、日本対世界輸出に占める対米と対中の輸出シェアの順位が逆転し、2007～2022 年の日本対中輸出シェアは対米輸出シェアの 18.3%を上回り、23.9%となっている。なお、この期間における対米と対中の輸出額の合計は日本対世界輸出額の 42.1%を占めている。一方、日本対世界輸出における各国の寄与率について見ると、米国より中国の寄与率の方が高く、2000～2020 年と 1999～2022 年における米国と中国の日本対世界輸出における寄与率はそれぞれ-15.64%と 4.16%（米国）、72.54%と 40.0%（中国）であった。表 2-3 は 2000～2020 年と 1999～2022 年の日本の対米と対中の輸出入の状況をまとめている。

表 2-3 日本の対米と対中の輸出入

		対米		対中	
		2000-2020	1999-2022	2000-2020	1999-2022
貿易収支 (億ドル)		12,642	14,29	923	956
輸出	シェア (%)	20.10	20.20	21.97	21.97
	寄与率 (%)	-15.64	4.16	72.54	40.0
	日本経済成長への貢献 (%)	-14.49	3.23	67.20	31.10
輸入	シェア (%)	11.11	11.23	22.02	21.91
	寄与率 (%)	-1.10	3.84	41.97	24.50
	日本経済成長への貢献 (%)	-0.81	2.55	30.94	16.26

(出所) JETRO (2023a) より筆者作成

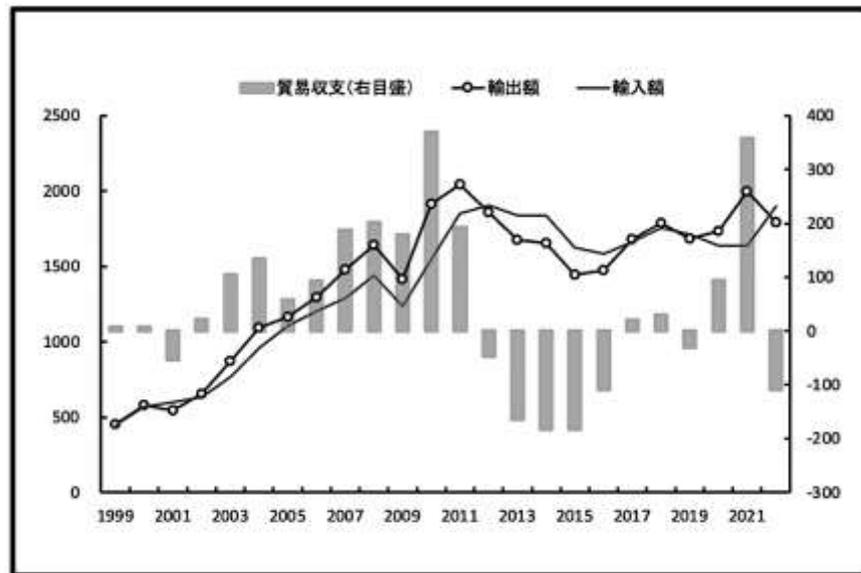
表 2-2 と表 2-3 によれば、2000～2020 年と 1999～2022 年における日本実質 GDP 成長率は 0.41%と 0.64%であり、日本の実質 GDP 成長率に対する日本対世界輸出の寄与率はそれぞれ 92.6%と 77.7%であったことがわかる。一方、2000～2020 年と 1999～2022 年における日本対世界輸出における対中輸出の寄与率は 72.5%と 40.0%であったため、2000～2020 年と 1999～2022 年の日本実質 GDP 成長率の 67.2%と 31.1%は対中輸出によるものであることはわかる（表 2-3）。

対中輸出と同様に、日本対中輸入も年々増えていることがわかる。2002 年より日本対中輸入額も対米輸入額を上回り、2000～2020 年と 1999～2022 年における日本対世界輸入に占める対中輸入の割合はそれぞれ 22.02%と 21.91%であり、その寄与率は 41.97%と 24.5%であったことがわかる（表 2-3）。前述のように、日本の対中輸出は中国の対日需要であり、日本の対中輸入は中国の対日輸出である。2000 年以降における日本の対中輸出入の増加は日中経済関係が益々緊密な相互依存関係になっていることを示唆する。

図 2-3 は 1999～2022 年における日本対中輸出入と貿易収支（単位：億ドル）の推移を示している。図 2-3 からわかるように、2000 年以降、日本対中国の輸出も輸入も年々増えていることがわかる。当然のことであるが、その間、両国の貿易収支が互いに黒字になったり赤字になったりしている。図 2-3 で示されているように、2001 年、2012～2016 年、2019 年と 2022 年を除けば、日本対中貿易収支は黒字である。一方、対中輸出と対中輸入の両方を考慮する対中純輸出（＝対中輸出－対中輸入）を見てみると、2000～2020 年と 1999～2022 年における日本対世界純輸出における対中純輸出の寄与率はそれぞれ 30.57%と 15.5%であり、両期間における対中純輸出による日本実質 GDP 成長率への寄与率は 5.8%と 1.8%であったことがわかる¹⁵。

¹⁵ 表 2-3 より、2000～2020 年と 1999～2022 年における対中純輸出の寄与率は以下のように計算される。すなわち、 $30.57\% = 72.54\% - 41.97\%$ 、 $15.5\% = 40\% - 24.5\%$ である。表 2-2 と表 2-3 より、両期間における日本実質 GDP 成長率に対する対中純輸出の寄与率は $5.8\% = (0.1893 \times 0.3057) \times 100\%$ 、 $1.8\% = (0.1137 \times 0.155) \times 100\%$ のように計算される。

図 2-3 日本の対中輸出入と貿易収支



(出所) JETRO (2023a) より筆者作成.

対中輸出入の増加は中国で活躍している日系企業の経済活動に影響されていることは言うまでもない。表 2-4 は日本外務省により集計された日系企業の海外拠点数である。それによれば、2022 年の時点では、日系企業の海外拠点数は 79,519 であり、そのうちの 69.6% に相当する 55,375 の日系企業はアジアに集積しており、39.4% に相当する 31,324 の日系企業は中国に集積しおり、その中の一部は日本の海外現地法人であると思われる。

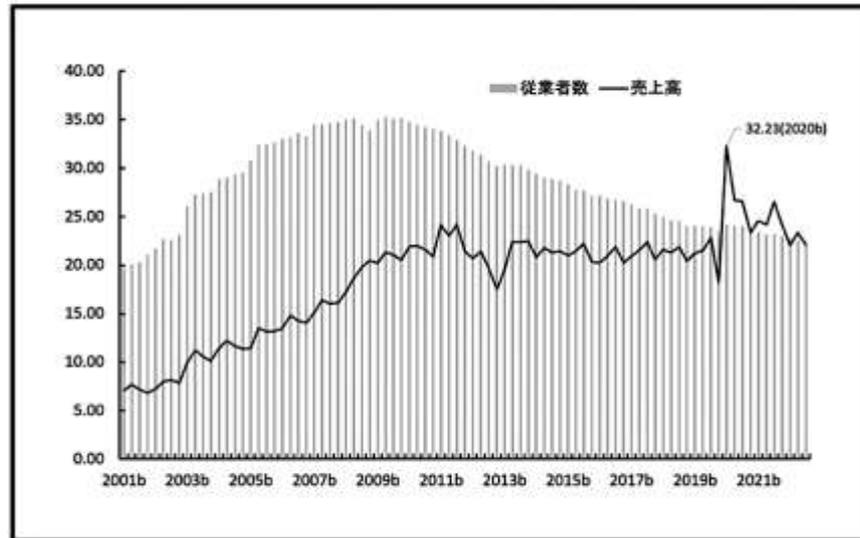
表 2-4 日系企業の海外拠点数

地域(国)名	日系企業海外拠点数	割合(%)
アジア	55,375	69.64
中国	31,324	39.39
大洋州	1,344	1.69
北米	9,644	12.13
中南米	2,866	3.60
欧州	8,356	10.51
中東	962	1.21
アフリカ	972	1.22
合計	79,519	100

(出所) 外務省 (2022) より筆者作成.

図 2-4 は日本海外現地法人の中国における売上高と従業員の割合の推移 (2001 年の第 2 四半期~2022 年の第 4 四半期) を示している。

図 2-4 日本海外現地法人の売上高と従業員の割合（中国）



(注) 2002a~2002dはそれぞれ2002年の第1四半期~第4四半期を表している。その他の年も同様である。

(出所) 経済産業省(2023)により筆者作成。

図 2-4 によれば、2009 年の第 1 四半期から 2022 年の第 4 四半期までの日本海外現地法人の売上高の 2 割は中国から得られていることがわかる。新型コロナウイルス感染症による世界パンデミックが起きた 2020 年、2021 年と 2022 年においても、日本の中国における海外現地法人の売上高の割合はそれぞれ 25.9%、24.7%と 22.9%であり、とりわけ 2020 年の第 4 四半期の中国における売上高の割合は 32.23%にも上っていた。一方、2005 年以降、日本海外現地法人の従業員における中国での割合は 3 割を超えており、2014 年の第 1 四半期以降は 2 割強となっている。

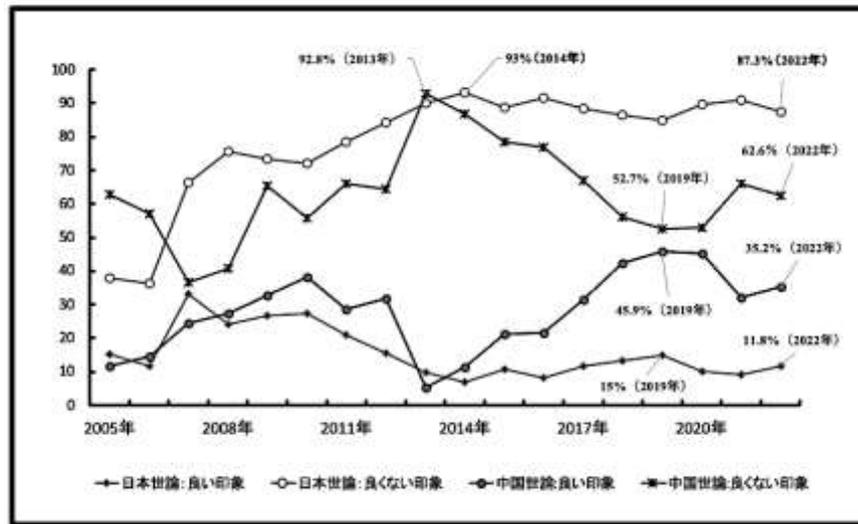
以上のように、ゼロサム論から見れば、2000 年以降、日中間の経済関係は「ゼロサムの」な関係ではなく、「非ゼロサムの」な関係であることは明らかである。しかしその一方、両国の政治と外交の関係は益々緊張的なものとなり、正に「ゼロサムの」な関係となりつつある。図 2-5 は言論 NPO (2023) が公表した 2022 年の日中共同世論調査結果を図示している。図 2-5 でわかるように、2022 年における日本と中国の互いの国に対する国民感情の悪化を示す指標である、相手国に対する良くない(悪い)印象をもっている人の割合は、日本は 87.3%、中国は 62.6%である。2005 年から時系列的に見ると、両国の国民感情が悪化方向に転じたのは 2011 年からである(図 2-5)¹⁶。そのピークとなったのは 2013 年であり、尖閣諸島(中国では釣魚島)の日本国有化を巡る両国間の政治と外交関係の悪化がその要因であると思われる。

2014 年以降、中国の日本に対する国民感情は徐々に良い方向に変わり、2019 年では、中

¹⁶ 2008 年の毒餃子事件から日中間の国民感情が悪くなり始めたと思われる。

国国民の日本に対する良い印象とと思っている人の割合は 52.7%であり、良くない印象とと思っている人の 45.9%を上回った。そのため、2019 年において、来日の中国観光客数は最も多く、9,594 万人となり、その年の来日海外観光客数の 30.1%を占めていた。2019 年の中国観光客による日本への観光収入は 1 兆 7,704 億であり、2019 年の日本の海外観光客による観光収入の 36.8%を占めている¹⁷。しかし、日本の中国に対する国民感情は 2014 年以来、殆ど変わらず、中国に対する良くない印象をもっている人の割合は 8 割という非常に高い水準に止まっている（図 2-5）。

図 2-5 第 18 回日中共同世論調査（2022 年）



(出所) 言論 NPO (2022) より筆者作成.

表 2-5 は両国の国民感情（日中共同世論調査結果）と経済関係（輸出入増加率）の関係を統計的に示す指標である相関係数の検証結果をまとめている。検証期間は 2005～2022 年である。

表 2-5 国民感情と経済関係（輸出入増加率）の相関係数

	対中輸出増加率	対中輸入増加率
日本世論：中国に対し良い印象を	0.3473 (0.1579)	
日本世論：中国に対し良くない印象を	-0.3065 (0.2161)	
中国世論：日本に対し良い印象を		0.0229 (0.9283)
中国世論：日本に対し良くない印象を		-0.3644 (0.1371)

(注) 括弧内の数値は「相関係数はゼロである」(帰無仮説)を検定するための P 値である。

¹⁷ 国土交通省『観光白書』（2022 年）を参照。

表 2-5 でわかるように、日中間の緊密な経済関係は両国の国民感情に殆ど影響を与えていないことがわかる。例えば、日本側の国民感情（中国に対する良い印象と良くない印象）と両国の経済関係（対中輸出増加率）の相関係数はそれぞれ 0.3473 と -0.3065 であるが、統計的には有意ではない¹⁸。中国についても同じである。中国側の国民感情（日本に対する良い印象と良くない印象）と両国の経済関係（対中輸入増加率）のそれぞれの相関係数は 0.0229 と -0.3644 であるが、統計的には有意ではない。非常にわかりづらい現象であるが、表 2-3 と図 2-3（経済的関係）、図 2-5（政治的関係）を見る限りでは、日中関係は国際関係の事例の中で、「ゼロサム」的な関係（政治関係）と「非ゼロサム」的な関係（経済関係）が併存する典型的な例であることが明らかである。以下では、このような国際関係の生成と要因を、国際関係のカタストロフィーモデルを用いて数理的に解明する。

3. 国際関係のカタストロフィーモデル

吉田（1996）は国際関係、とりわけ 2 国間の外交関係についてのカタストロフィーモデルを構築し分析を行っている¹⁹。島・吉田（2009）はそのモデルを拡張しナッシュ均衡の数値例を用いて分析を進めている。本論文はこの 2 つの分析で展開しているモデルを基本モデルとして、さらに 2 国間の国際関係に影響を与えると思われる各国の国内政治状況と第 3 国の要因、そして 2 国間の経済関係を追加的な要素としてモデルに取り入れた拡張モデル（以下では本モデルとする）を用いて、日中間の緊張関係状態に至るプロセス及びその要因、そしてその結果がもつ現実的意味を解析し吟味する。

3.1. 基本モデル + α

吉田（1996）は外交政策を政策変数とする第 1 国と第 2 国の国益関数をゼロサムのに考え、以下のように定義している。

$$\begin{aligned} U_1 &= a_1 X_1 + b_1 X_2 & (a_1 > 0, b_1 < 0) \\ U_2 &= a_2 X_2 + b_2 X_1 & (a_2 > 0, b_2 < 0) \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 U_1 (U_2)、 X_1 (X_2) はそれぞれ第 1 国（第 2 国）の国益と第 1 国（第 2 国）が取る外交政策を表す。第 1 国を i 国、第 2 国を j 国とすると、吉田（1996）は第 k 国 ($k =$

¹⁸ 表 2-5 において、2 つの相関係数の P 値はそれぞれ 0.1579 (15.79%) と 0.2161 (21.61%) であるため、2 つの相関係数についての帰無仮説である「相関係数は 0 である」は 10% の有意水準でも棄却されず、統計的に「相関係数は 0 である、すなわち、検定対象の変数間に関係があることは認められない」という仮説を採択することになる。中国の相関係数についても同様な検定を行っている。

¹⁹ Poston and Stewar (2014) はカタストロフィー理論についてより詳しく解説している。

i, j) が強行的な外交政策を取るならば、 $X_k = 1$ とし、譲歩または宥和的な外交政策を取るならば、 $X_k = -1$ であると仮定している。よって、第*i*国が強行的な外交政策を行えば、この国 (*i*国) の国益にプラスの効果を与えるが、相手国 (*j*国) の国益にはマイナスの効果をもたらしてしまう ($a_k > 0, b_k < 0$)。第1国 (第*i*国) と第2国 (第*j*国) をプレイヤー1とプレイヤー2とすれば、(1) 式についての利得表は以下のようにまとめられる。

表 3-1 外交政策による国益の利得表

$X_2 \backslash X_1$	1	-1
1	$a_1 + b_1$ $a_2 + b_2$	$-a_1 + b_1$ $a_2 - b_2$
-1	$a_1 - b_1$ $-a_2 + b_2$	$-a_1 - b_1$ $-a_2 - b_2$

(出所) 吉田 (1996) の表 7-1 より抜粋。

$|b_k| > |a_k|$ (相手国の外交政策に敏感に反応し、自国の国益は相手国の外交政策に強く影響される) と仮定すると、第1国と第2国は $(X_1, X_2) = (1, -1)$ または $(X_1, X_2) = (-1, 1)$ となるような外交政策を行うならば、表 3-1 の利得表より、それぞれの国の国益は以下のようになる。

$$\begin{aligned} U_1 &= a_1 - b_1 > 0, & U_2 &= -a_2 + b_2 < 0 \\ U_1 &= -a_1 + b_1 < 0, & U_2 &= a_2 - b_2 > 0 \end{aligned} \quad (2)$$

これは第2国が譲歩し、第1国は強行的な外交政策を取るならば、第2国の国益が負となり ($U_2 < 0$)、第1国の国益が正となる ($U_1 > 0$) ことを意味する。逆の場合は逆である。両国が共に強行的な外交政策 ($(X_1, X_2) = (1, 1)$) または譲歩 (宥和) 的な外交政策 ($(X_1, X_2) = (-1, -1)$) を取る場合、第1国と第2国の国益は以下のようになる。

$$\begin{aligned} U_1 &= a_1 + b_1 < 0, & U_2 &= a_2 + b_2 < 0 \\ U_1 &= -a_1 - b_1 > 0, & U_2 &= -a_2 - b_2 > 0 \end{aligned} \quad (3)$$

以上のように、1国のみが強行的な外交政策を行うなら、この国に利益 (プラスの国益) を与えるが、相手国には不利益 (マイナスの国益) を蒙らせてしまう (式 (2))。一方、両国が共に宥和的な外交政策を行うのであれば、双方にも利益 (プラスの国益) を与えられるが、両国が共に強行的な外交政策を取るなら、互いに不利益 (マイナスの国益) をもたらしてしまう (式 (3))。表 3-2 は以上のことを整理しまとめている。

表 3-2 各国の外交政策と国益の関係 ($|b_k| > |a_k|$)

各国の外交政策	外交政策に影響される各国の国益	
$(x_1, x_2) = (1, 1)$	$U_1 = a_1 + b_1 < 0; U_2 = a_2 + b_2 < 0$	(a1)
$(x_1, x_2) = (1, -1)$	$U_1 = a_1 - b_1 > 0; U_2 = -a_2 + b_2 < 0$	(a2)
$(x_1, x_2) = (-1, 1)$	$U_1 = -a_1 + b_1 < 0; U_2 = a_2 - b_2 > 0$	(a3)
$(x_1, x_2) = (-1, -1)$	$U_1 = -a_1 - b_1 > 0; U_2 = -a_2 - b_2 > 0$	(a4)

(出所) 筆者作成

表 3-2 で示されているように、両国が共に宥和的な外交政策を行うのであれば (表 3-2 の式 (a4))、双方にもプラスの国益を与えられるが、残念ながら、ゼロサム的な外交関係 ($a_k > 0, b_k < 0; X_k \in [-1, 1]$) を前提とする基本モデルでは、表 3-2 の式 (a2) と式 (a3) のように、強行的な外交政策を選ぶ国のみが、その国の国益が大きくなる。よって、このモデルにおける第 1 国と第 2 国にとっての支配的な戦略は両国が共に強行的な外交政策を選択する戦略である。すなわち、 $(X_1, X_2) = (1, 1)$ である (式 (a1))。第 1 国と第 2 国が共に支配的な戦略を選択した結果としての「ナッシュ均衡」は「囚人のジレンマ」となる。表 3-3 はその数値例である。

表 3-3 外交政策による国益の利得表 (数値例)

$X_2 \backslash X_1$	1	-1
1	(-0.1, -0.2)	(-1.1, 0.8)
-1	(1.1, -0.8)	(0.1, 0.2)

数値例 : $a_1 = 0.5, b_1 = -0.6, a_2 = 0.3, b_2 = -0.5$

吉田 (1996) と島・吉田 (2009) の分析では、国際関係の中で経済的な要素を全く考慮していない。しかし、前述のような日中間の経済関係を考えるならば、それらの要素も両国の国益に一定の影響を与えていると思われる。経済的要素 ($z_i E_{ij}$) を i 国の国益関数に取り入れると、 i 国の国益関数は以下ようになる²⁰。

$$U_i = a_i X_i + b_i X_j + z_i E_{ij} \quad (a_i > 0, b_i < 0) \quad (i \neq j) \quad (4)$$

ここで、 E_{ij} は両国間の相互的経済関係を表す。両国間の相互的経済関係はこれまでの日中経済関係のような補完的關係であれば、 $z_i > 0, E_{ij} > 0$ となる²¹。

²⁰ 以下の分析の全てについて、 j 国の行動は i 国の行動と同様に考える。

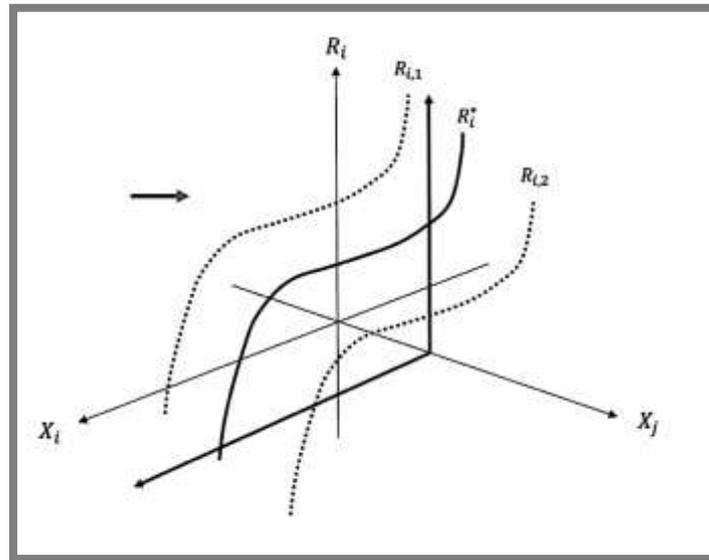
²¹ E_{ij} を i 国と j 国の経済関係の合成関数のチェーンルール (連鎖律) として考えることができる。 $y_i = f(x_i)$ は i 国の GDP

以上のように、各国の外交政策はそれぞれの国の国益に影響を与え、当然ながら、それらの外交政策は両国間の外交関係状態にも影響を及ぼしていると考えられる。よって、次に配慮すべきことは外交政策と両国間の外交関係状態の関係である。吉田（1996）は両国が認識する相手国に対する外交関係状態を以下のように3次関数として定義している。

$$\begin{aligned} R_1 &= c_1 X_1^3 + d_1 X_2^3 & (c_1, d_1 < 0) \\ R_2 &= c_2 X_2^3 + d_2 X_1^3 & (c_2, d_2 < 0) \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 R_1 (R_2) は第1国 (第2国) が認識する第2国 (第1国) に対する外交関係状態を表す。 R_1 (R_2) の値が正であれば、両国の外交関係状態が良好的であり、その値が負であれば、両国の外交関係状態が険悪的であると認識される。一方、式 (5) でわかるように、両国間の外交関係状態は各国の外交政策に影響されており、相手国または自国が強行的な外交政策を取るほど、両国間の外交関係が悪くなる ($c_k, d_k < 0; X_k \in [-1, 1]$)。逆の場合は逆である。図 3-1 はこれらの関係を図示している。図 3-1 は吉田 (1996) の図 7-1 を3次元グラフとして再表現したものである。

図 3-1 外交政策と外交関係状態



(出所) 筆者作成。

図 3-1 で示されているように、矢印方向を視角として見た (R_i, X_i) 面における 3 次関数曲線 (式 (5)) である $R_{i,1}$ 、 R_i^* (太線の曲線) と $R_{i,2}$ はそれぞれ i 国が認識する j 国に対する

(y_i) と対世界輸出 (ex_i) の関係を、 $ex_i = g(ex_j)$ は i 国の対世界輸出と i 国の対 j 国の輸出 (ex_j) の関係を表すとすれば、 j 国の輸出による i 国の GDP への影響を表す合成関数は $y_i = f(g(ex_j))$ のように表すことができる。前述の日本対中輸出による日本実質 GDP への寄与 (貢献) を現実的背景として考えるならば、 $g'(ex_j) > 0$ と $f'(ex_i) > 0$ であり、よって、 E_{ij} はチェーンルールとして、 $E_{ij} = dy_i/dex_j = f'(ex_i)g'(ex_j) > 0$ となると考えられる。

外交関係状態である。 R_i^* を*i*国が思っている目標水準の外交関係状態であるとすると、 $R_{i,1}$ と $R_{i,2}$ はそれぞれ*j*国がより宥和的外交政策 ($R_{i,1}$) またはより強行的外交政策 ($R_{i,2}$) を行った場合の、*i*国が認識する*j*国に対する外交関係状態水準である。すなわち、(R_i, X_i) 面における R_i^* 曲線の上方に位置する $R_{i,1}$ は、 R_i^* に比べて、 X_j が取る値が小さく、よって、*i*国が認識する*j*国に対する外交関係状態 $R_{i,1}$ は R_i^* より良好的である。一方、 R_i^* 曲線の下方に位置する $R_{i,2}$ は、 R_i^* に比べて、 X_j が取る値が大きく、よって、*i*国が認識する*j*国に対する外交関係状態 $R_{i,2}$ は R_i^* より陰悪的である。外交政策の意思決定者はできる限り、維持したいと考える目標水準の外交関係状態 R_i^* から乖離しないように外交政策を決定する (吉田、1996)。しかしその一方、 R_k は自国または相手国の外交政策により変わりうる。

表 3-4 と表 3-5 は様々な外交政策と外交関係状態の関係をまとめている。表 3-4 は $|d_k| > |c_k|$ (相手国の外交政策に敏感に反応し相手国を強く警戒する) と仮定した場合の諸関係であり、表 3-5 は $|d_k| < |c_k|$ (外交関係状態は自国の外交政策に左右されると考える) と仮定した場合の諸関係を示している。

表 3-4 各国の外交政策と外交関係状態 ($|d_k| > |c_k|$)

各国の外交政策	自国が認識する相手との外交関係状態	
$(x_1, x_2) = (1, 1)$	$R_1 = c_1 + d_1 < 0; R_2 = c_2 + d_2 < 0$	(b1)
$(x_1, x_2) = (1, -1)$	$R_1 = c_1 - d_1 > 0; R_2 = -c_2 + d_2 < 0$	(b2)
$(x_1, x_2) = (-1, 1)$	$R_1 = -c_1 + d_1 < 0; R_2 = c_2 - d_2 > 0$	(b3)
$(x_1, x_2) = (-1, -1)$	$R_1 = -c_1 - d_1 > 0; R_2 = -c_2 - d_2 > 0$	(b4)

(出所) 筆者作成.

表 3-5 各国の外交政策と外交関係状態 ($|d_k| < |c_k|$)

各国の外交政策	自国が認識する相手との外交関係状態	
$(x_1, x_2) = (1, 1)$	$R_1 = c_1 + d_1 < 0; R_2 = c_2 + d_2 < 0$	(c1)
$(x_1, x_2) = (1, -1)$	$R_1 = c_1 - d_1 < 0; R_2 = -c_2 + d_2 > 0$	(c2)
$(x_1, x_2) = (-1, 1)$	$R_1 = -c_1 + d_1 > 0; R_2 = c_2 - d_2 < 0$	(c3)
$(x_1, x_2) = (-1, -1)$	$R_1 = -c_1 - d_1 > 0; R_2 = -c_2 - d_2 > 0$	(c4)

(出所) 筆者作成.

式 (5) でわかるように、両国または 1 国が強行的な外交政策を行うなら外交関係状態が悪化し、反対に両国または 1 国が譲歩すれば、外交関係状態が良くなる。しかし、 $|d_k| > |c_k|$ ($k = i, j$) と仮定すれば、式 (b2) と式 (b3) でわかるように、強行的な外交政策を行った方が相手国に対する外交関係状態が良好的になると認識し²²、そうでなければ相手国に対する外交関係状態が陰悪的になると認識される (表 3-4)。一方、 $|d_k| < |c_k|$ と仮定

²²こじつけて解釈すれば、これは相手国に強気を示せば、それが抑止力となり外交関係が安定的になると考えるような外交関係状態に対する認識である。

した場合、式 (c2) と式 (c3) で示されているように、強行的な外交政策より宥和な外交政策を行った国の方が認識する相手国に対する外交関係状態は良好的であり、そうでなければ険悪的である (表 3-5)。

このように、第 k 国は自国の国益を高めようとするれば、より強行的な外交政策を取る必要があるが、相手国との外交関係状態を悪化させてしまう。これは基本モデルからの1つの重要な帰結だと思われる。吉田 (1996) は第 k 国 ($k = i, j$) の外交政策の意思決定者は外交手段を選択する際に、自国の国益 U_k を望ましい目標水準 U_k^* に近づけようとしながら、同時に外交関係を維持したいというアンビバレンス (ambivalence) の中で判断しなければならないと指摘した (吉田、1996、p228)。その結果として、予想される外交上のパフォーマンスである $\varphi(U_k, R_k)$ と目標水準である $\omega(U_k^*, R_k^*)$ の距離を最小にする外交政策は外交政策の意思決定者にとっての最適な外交政策である。このパフォーマンスと目標水準の距離、いわば外交政策から生まれる不満の水準はポテンシャル関数 $V_k = (U_k - U_k^*)^2 + (R_k - R_k^*)^2$ で示される。それを最小するように最適化を行い解析すれば、各国の外交政策決定のメカニズムを解明できる (吉田、1996)。よって、第 i 国の外交政策の意思決定者は他国 (第 j 国) の外交政策 X_j を所与のパラメーター²³として、以下のように、ポテンシャル関数を最小にするように X_i を選択し最適な外交政策を考える。

$$\min_{X_i} V_i = \min_{X_i} (a_i X_i + b_i X_j + z_i E_{ij} - U_i^*)^2 + (c_i X_i^3 + d_i X_j^3 - R_i^*)^2 \quad (6)$$

前述のように、本論文は第 i 国の国益目標 U_i^* に影響を与えると思われるその国の政治状況 σ_i とその他の要因 ς (例えば、第3国の要因) をも考慮している。よって、以下の式 (7) のように、これらの要因を追加的な要素として国益の目標関数に取り入れる。

$$U_i^* = U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma)) \quad \frac{dU_i^*}{d\sigma_i} = \frac{dU_i^*}{dX_i^*} \frac{dX_i^*}{d\sigma_i} > 0; \quad \frac{dU_i^*}{d\varsigma} = \frac{dU_i^*}{dX_i^*} \frac{dX_i^*}{d\varsigma} > 0 \quad (7)$$

第 i 国の国益目標 U_i^* と国内の政治状況 (例えば、選挙や国内マスメディアの報道等) σ_i との関係は式 (7) のようにプラス的な関係であると考えられる²⁴。一方、その他の要因 (例えば、第3国の要因) ς と国益目標 U_i^* の関係は状況により様々である²⁵。例えば、日米中関係について考えてみると、アメリカのアジア太平洋地域における戦略変化は日本の対中外交政策にも一定の影響を与えていると思われる。日本の外交政策はアメリカの新しい戦略に左右されないのであれば、 $\partial U_i^* / \partial \varsigma = 0$ となるが、現実的には $\partial U_i^* / \partial \varsigma > 0$ となる可能性が

²³ 現実的には第 i 国が X_j を予想しながら外交政策を行っていると思われる。

²⁴ 国内のマスメディア報道や選挙等は往々にして強行的な外交政策 ($\partial X_i^* / \partial \sigma_i > 0$) を導く可能性があると考えられる。よって、 $\partial X_i^* / \partial \sigma_i > 0$ となるため、 $dU_i^* / d\sigma_i = \partial U_i^* / X_i^* \times \partial X_i^* / \partial \sigma_i > 0$ となる。

²⁵ 例えば、アメリカの外交政策は日本と中国にそれぞれの影響を与えているが、日本と中国の国益関数に及ぼす効果は異なる。

高いと思われる²⁶。一方、中国はそれらに対抗するために、 $\partial U_j^*/\partial \varsigma > 0$ となるような政策を取る可能性も高いと思われる。よって、現在の日中関係を考える場合、アメリカというファクターの存在により、日本と中国はいずれも国益目標 (U_i^* と U_j^*)を更に高めていこうとする可能性があると考えられる。

国内の政治状況 σ_i や第3国の要因 ς は目標水準の外交関係状態 R_i^* にも影響を与えていると思われる。 σ_i 、 ς と目標水準の外交関係状態の関係を $R_i^* = R_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma))$ とする。 $X_{i,\sigma_i}^*(\sigma_i, \varsigma) > 0$ 、 $X_{i,\varsigma}^*(\sigma_i, \varsigma) > 0$ 、 $R_i^{*'}(X_i^*(\sigma_i, \varsigma)) < 0$ を考慮すれば、 σ_i 、 ς と R_i^* の関係は $dR_i^*/d\sigma_i < 0$ 、 $dR_i^*/d\varsigma < 0$ となる可能性が高いと思われる。(6)式の最適化のための1階条件(必要条件)は以下の式で示される。

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_i}{\partial X_i} &= 2a_i(a_i X_i + b_i X_j + z_i E_i - U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma))) + 6c_i X_i^2 (c_i X_i^3 + d_i X_j^3 - R_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma))) \\ &\equiv 6c_i^2 (X_i^5 + \alpha_i X_i^2 + \beta_i X_i + \gamma_i) = 0 \end{aligned} \quad (8)$$

式(8)の X_i の諸係数は以下の式(9)の通り、それぞれ α_i 、 β_i と γ_i として定義されている。

$$\alpha_i \equiv \frac{d_i X_j^3 - R_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma))}{c_i}; \quad \beta_i \equiv \frac{a_i^2}{3c_i^2}; \quad \gamma_i \equiv \frac{a_i(b_i X_j + z_i E_{ij} - U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma)))}{3c_i^2} \quad (9)$$

基本モデルにおいて、第 i 国の外交政策の意思決定者にとっての最適な外交政策は、式(8)と式(9)から求められた「最適外交政策の組み合わせの集合」である S_i (式(10))で定義されている。この集合の性質を分析することにより、各国の外交政策決定のメカニズムを明らかにすることができる(吉田、1996、p.230)。

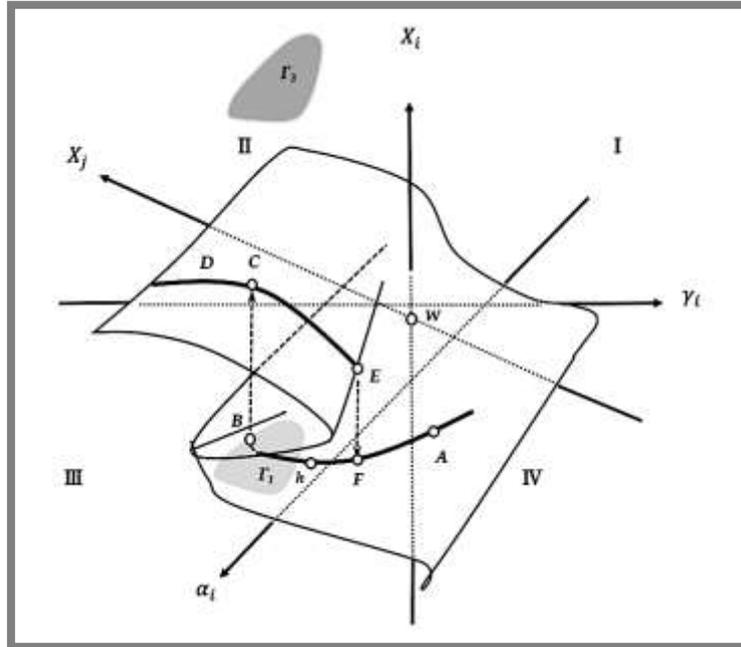
$$S_i = \left\{ (X_i, \alpha_i(X_j), \gamma_i(X_j)) \mid X_i^5 + \alpha_i(X_j)X_i^2 + \beta_i X_i + \gamma_i(X_j) = 0 \right\} \quad (10)$$

「最適外交政策の組み合わせの集合」 S_i を図示すれば、図3-2で示されている折り畳みのような曲面となる。この曲面の特徴として、ある領域(楔形 Γ_1 の上方の領域)において、曲面は三価のねじれた曲面となる。その領域では、 X_i は三価の値となり、第 j 国の外交政策

²⁶ つまり、 $\partial X_i^*/\partial \varsigma = 0$ かつ $\partial U_i^*/\partial X_i^* > 0$ であれば、 $\partial U_i^*/\partial \varsigma = \partial U_i^*/\partial X_i^* \times \partial X_i^*/\partial \varsigma = 0$ となるが、 $\partial X_i^*/\partial \varsigma > 0$ かつ $\partial U_i^*/\partial X_i^* > 0$ であれば、 $\partial U_i^*/\partial \varsigma = \partial U_i^*/\partial X_i^* \times \partial X_i^*/\partial \varsigma > 0$ となる。日米同盟を考えるならば、 $\partial X_i^*/\partial \varsigma > 0$ となる可能性が高いと思われる。

X_j と一対一の対応ではなくなる（吉田、1996、p.231；島・吉田、2009、p.271）。なお、図3-2で示されている楔形の Γ_1 はねじれた曲面を $(\alpha_i\gamma_i)$ 面に射影したものである。

図3-2 最適外交政策の集合 (1)



(出所) 吉田 (1996) 図 7-2 を参照に筆者による作成。

基本モデルの1つの特徴として、最適外交政策は図3-2で示されている曲面全体ではなく、図3-2と図3-4で示されている $\alpha_i\gamma_i$ 曲線を曲面 S_i に射影した曲線という制約が付される（吉田、1996、p.231）。そして、図3-4において $\alpha_i\gamma_i$ 曲線（例えば、「イ」曲線）とねじれた曲面の射影（例えば、楔形の Γ_1 ）とが重なったときにカタストロフィーが起きる。

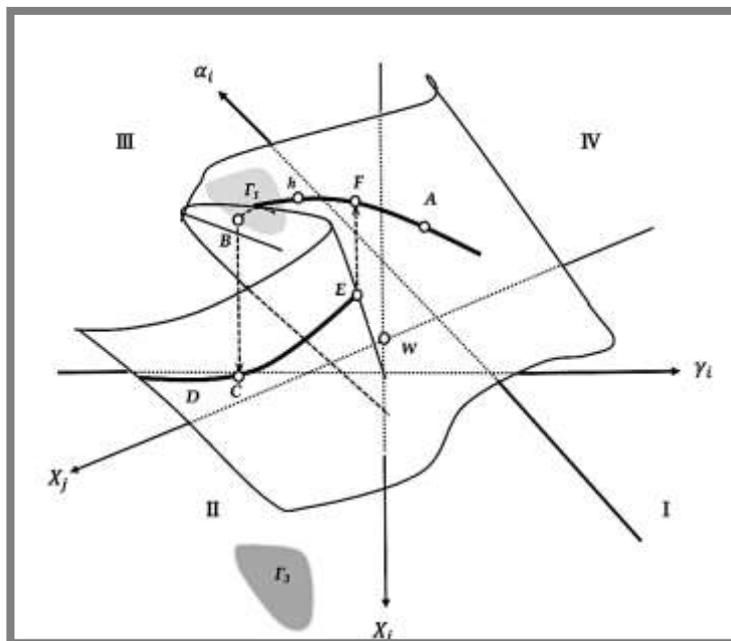
基本モデルは非常に複雑な数理モデルである。このモデルは吉田（1996）の図7-4と図7-5（本論文の図3-4）、図7-7（本論文の図3-2）と図7-8（本論文の図3-6）に集約される。吉田（1996）の図7-5（本論文の図3-4）と図7-8（本論文の図3-6）を正確に理解すれば、基本モデルにおける最適外交政策とカタストロフィーの関係を理解できる。よって、基本モデルを正確に理解するには、図3-4と図3-6の関係を正しく理解しなければならない。本論文は以下のように、図3-2を各視角から立体的に観察しながら基本モデルの本質を理解し、それをういて本論文の議論を展開する。そのため、本論文は図3-3と図3-5を追加する。その工夫により、図3-4と図3-6の関係、基本モデルの考え方を明確にする。

まず、以下のステップで図3-2と図3-3、図3-4の関係を明らかにする。視角を変え、(1) 図3-2を図3-3のように再表現する。図3-3は図3-2を裏返して見たものである。(2) 図3-3を右下から見たものとして図3-4を図示する。図3-4は図3-3における $(\alpha_i\gamma_i)$ 面の α_i と γ_i を基軸として、 α_i と γ_i の関係を示す $\alpha_i\gamma_i$ 曲線を描いたものである。吉田（1996）とは異なり、

図 3-4 は X_i と X_j をも図に反映している。前述のように、 $\alpha_i \gamma_i$ 曲線は曲面 S_i に射影した曲線であり、基本モデルでは「最適外交政策の実現可能集合」として定義されている（吉田、1996）。 $\alpha_i \gamma_i$ 曲線の形状は以下の式 (11) に規定されている。 α_i は γ_i の単調減少関数である²⁷。なお、式 (11) は式 (9) より求められている。

$$\alpha_i = \frac{27d_i c_i^5}{a_i^3 b_i^3} \left(\gamma_i - \left(-\frac{a_i}{3c_i^2} (U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma)) - z_i E_{ij}) \right) \right)^3 - \frac{R_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma))}{c_i} \quad (11)$$

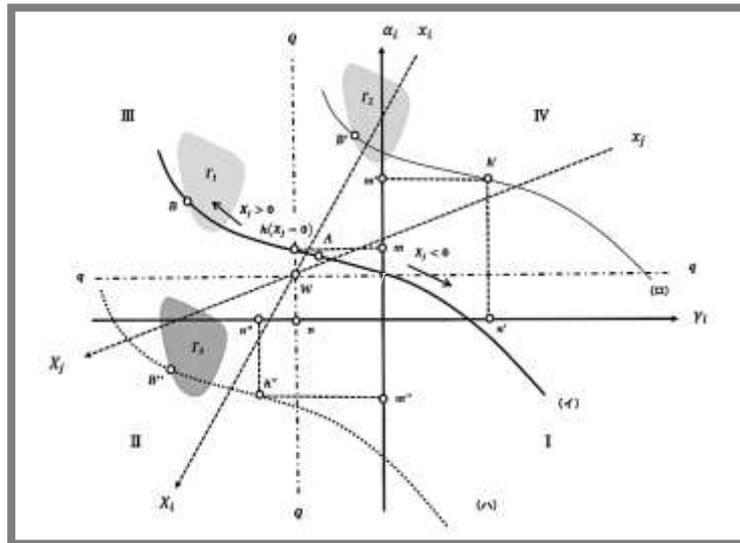
図 3-3 最適外交政策の集合 (2)



(出所) 筆者作成 (図 3-2 を裏返して見たものとして描いた)。

²⁷ これらについて、吉田 (1996、p.232) と島・吉田 (2009、pp.271-pp.273) は詳しく解説している。

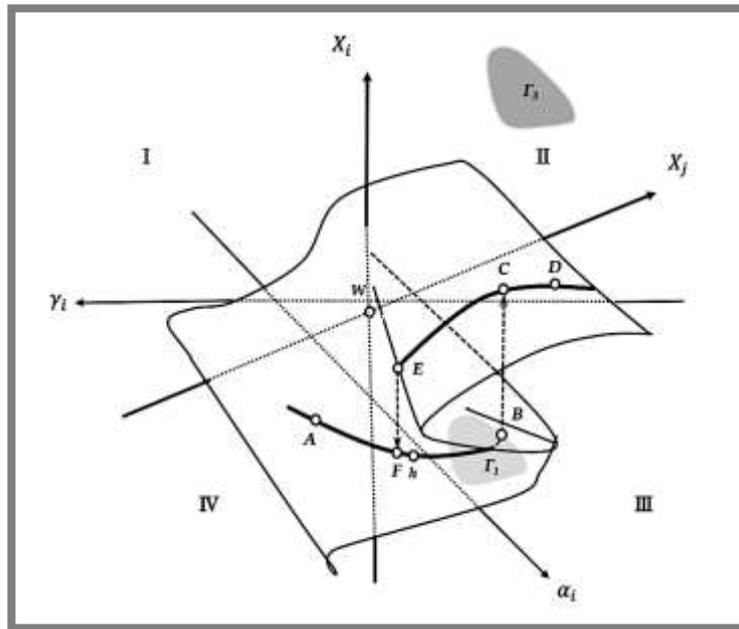
図 3-4 (α_i, γ_i) 面への写像



(出所) 島・吉田 (2009) 図 15.2 を参照に筆者による作成。

基本モデルのもう 1 つの特徴は、図 3-2 や図 3-3 で示されている曲面 S_i に射影した $\alpha_i \gamma_i$ 曲線 (図 3-4 の「イ」線) と曲面 S_i の三価のねじれた部分の $(\alpha_i \gamma_i)$ 面への射影 (図 3-4 の楔形の Γ_1) との関係解析しながら、 $\alpha_i \gamma_i$ 曲線における j 国の外交政策に対する i 国の最適外交政策 (j 国の外交政策に反応しながら修正していくような i 国の外交政策) の軌跡 (図 3-4) を、図 3-6 に示されている i 国の「最適反応曲線」である \tilde{X}_i に表している (吉田、1996、pp.231-pp.235 ; 島・吉田、2009、p.273)。よって、基本モデルにおける最適外交政策とカタストロフィーの関係を正しく解析するには、図 3-3 と図 3-5 から「抽出」された図 3-4 と図 3-6 の関係を正確に理解することは重要である。図 3-6 は図 3-5 から得られたものであるため、図 3-2 と図 3-5、図 3-6 の関係を明らかにすることも必要である。図 3-2 を図 3-5 のように再表現してみる。図 3-5 は図 3-2 を反対方向から見たものとして描いている。そして、図 3-5 の右側から見たものは図 3-6 である。以上のように、図 3-3～図 3-6 の全ては図 3-2 を立体的に各視角から見たものであることがわかる。

図3-5 最適外交政策の集合 (3)

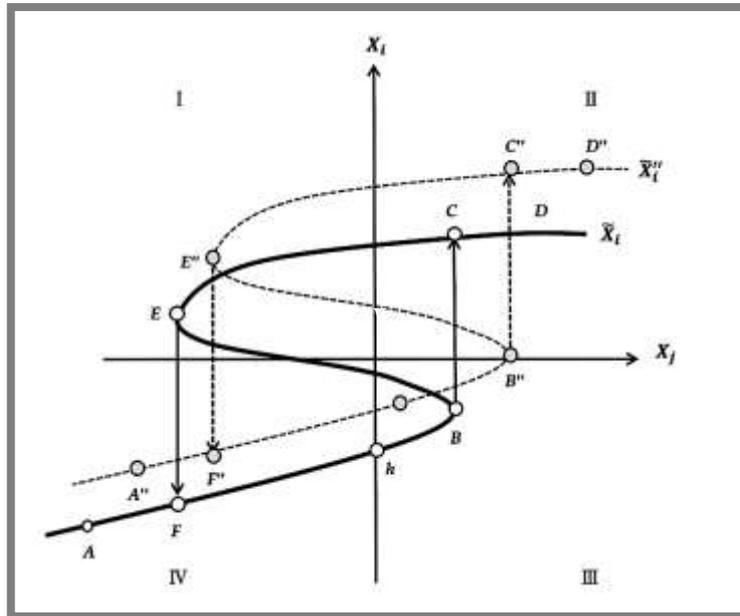


(出所) 筆者作成 (図3-2を反対方向から見たものとして描いた)。

図3-4(「イ」線)と図3-6(\tilde{X}_i 曲線)を用いて、基本モデルの考え方を整理しておこう。まず、基本モデルではカタストロフィーが以下のような状況で起きると考えている。すなわち、図3-4において、曲面 S_i に射影した $\alpha_i\gamma_i$ 曲線(図3-4の「イ」線)と曲面 S_i の三価のねじれた部分の射影である楔形の部分(図3-4の Γ_1 部分)を重ねたとき、カタストロフィーが起きる。一方、カタストロフィーに至るプロセスは「最適外交政策の実現可能集合」である $\alpha_i\gamma_i$ 曲線と i 国の「最適反応曲線」である \tilde{X}_i (最適外交政策の修正過程)によって示される。基本モデルでは、 i 国の最適外交政策は相手国(j 国)の外交政策に反応して決めたものである一方、「イ」線上において、 i 国の最適外交政策は相手国(j 国)の外交政策の変化に応じて常に修正していく。その修正の軌跡は図3-6における i 国の「最適反応曲線」 \tilde{X}_i で示される(吉田、1996)。よって、カタストロフィーは「最適反応曲線」 \tilde{X}_i 上において表現される。例えば、 \tilde{X}_i 線において、ある状態(例えば、 B 状態)から他の状態(例えば、 C 状態)にジャンプすることはカタストロフィーとして解釈される²⁸。 B 状態から C 状態へのジャンプは図3-2または図3-5において矢印で示されている。以上のように、基本モデルの考え方は図3-4と図3-6に集約されていることがわかる。以下では、この2つの図を用いながら、基本モデルを拡張した本モデルで日中関係を事例として、国際関係における最適外交政策とカタストロフィーの関係を解析する。

²⁸ B 状態も C 状態もカタストロフィーが起きる領域に入っている(図3-2を参照)。

図3-6 カタストロフィーが起きる場合



(出所) 筆吉田 (1996) の図 7-8 を参照に筆者による作成。

3.2. 外交政策のジレンマとしてのカタストロフィー

最適外交政策とカタストロフィーの関係をより明確にするために、本モデルはまず各国が取りうる外交政策 X_k ($k = i, j$) を 4 つの領域に区分する。図 3-4²⁹ を用いて説明する。各国が取りうる外交政策の領域として、I は $X_i > 0, X_j < 0$ ($X_i W X_j$ 領域: i 国は強行的、 j 国は宥和的) の領域、II は $X_i > 0, X_j > 0$ ($X_j W X_i$ 領域: i 国も j 国も強行的) の領域、III は $X_i < 0, X_j > 0$ ($X_j W X_i$ 領域: i 国は宥和的、 j 国は強行的) の領域、IV は $X_i < 0, X_j < 0$ ($X_i W X_j$ 領域: i 国も j 国も宥和的) の領域である。これらの領域について、図 3-2～図 3-6 において全て共通している。以下の分析では、この 4 つの領域を考慮しながら、国際関係のカタストロフィー現象を数理的に解明する。

まず、図 3-4 の「イ」線を用いて、 i 国の最適外交政策の行動を示す $\alpha_i \gamma_i$ 曲線の性質を明確にする。前述のように、 $\alpha_i \gamma_i$ 曲線は式 (11) に規定されている。式 (1) と式 (5) により、式 (11) の右辺の第 1 項の係数は $27d_i c_i^5 / a_i^3 b_i^3 < 0$ であることがわかる。よって、 $\alpha_i \gamma_i$ 曲線（「イ」線）は α_i が γ_i の単調減少関数であるような 3 次関数となる³⁰。「イ」線は i 国の「最適外交政策の実現可能集合」として定義されている。その理由は以下の通りである。 α_i と γ_i のいずれも相手国 (j 国) の外交政策 (X_j) の関数 (式 (9)) であり、「イ」線上の全ての点はそれぞれ相手国 (j 国) の外交政策に反応した結果としての i 国が取る最適外交政策であるため、その線は i 国「最適外交政策の実現可能集合」としてみなされる。一方、

²⁹ 他の図についても同様である。

³⁰ 島・吉田 (2009, pp.270～pp.273) を参照。

式 (9) より、 $\alpha'_i(X_j) > 0$ 、 $\gamma'_i(X_j) < 0$ であることがわかる。よって、「イ」線において北西方向に位置する点であるほど、相手国の外交政策が強行的 (X_j の取る値が大き) であるため、それに反応して*i*国が取る最適外交政策も次第に強行的になっていく³¹。それと反対に、「イ」線において東南方向に位置する点であるほど、相手国の外交政策が宥和的 (X_j の取る値が小) であり、それに反応して*i*国が取る外交政策も宥和的になっていく³²。図 3-4 における X_i 線と X_j 線の交わる点である W はその分岐点であり、 W 点に対応する「イ」線上の h 点は X_j の値がゼロとなる点である。

続いて、「イ」線上の h 点について確認する。「イ」線は式 (11) を図示したものであり、 h 点は式 (11) より求められた極限值 (γ_i^* , α_i^*)³³を表すと同時に、 $h(X_j = 0)$ となる点も表している。 γ_i^* の値を式 (9) の γ_i 関係式に代入すれば、点 h における X_j が $X_j = 0$ となることがわかる。前述の $\alpha_i\gamma_i$ 曲線の性質を合わせて見てみると、(図 3-4)「イ」線上の h 点より左上 (北西方向) の領域は、III ($X_i < 0, X_j > 0$) の領域であり、 h 点より右下 (東南方向) の領域は、IV ($X_i < 0, X_j < 0$) または I ($X_i > 0, X_j < 0$) の領域である。よって、(1) 「イ」線上における*i*国が取る最適外交政策は、 $h(X_j = 0)$ 点より北西方向に位置するほど、相手国 (j 国) の強行的な外交政策 ($X_j > 0$) に対抗して、より強行的なものになっていく。これに対し、(2) $h(X_j = 0)$ 点より東南方向に位置するほど、相手国が宥和的な外交政策 ($X_j < 0$) であるため、*i*国が取る最適外交政策はより宥和的なものになる。このように、*i*国の最適外交政策は*j*国の外交政策に反応しながら徐々に修正していく (脚注 31 と脚注 32 を参照)。その修正の軌跡は図 3-6 の S 字型の*i*国の「最適反応曲線」 \tilde{X}_i に表されている。前述のように、基本モデルは、曲面 S_i に射影した $\alpha_i\gamma_i$ 曲線 (図 3-4 の「イ」線) と曲面 S_i の三価のねじれた部分の射影である楔形の部分 (図 3-4 の Γ_1 部分) を重ねたとき、カタストロフィーが起きる。これを図 3-4 において示せば、上述の (1) に当たり、互いの外交政策は「イ」線における $h(X_j = 0)$ 点より北西方向に強行的になっていく場合である。互いの外交政策調整が「イ」線が楔形の Γ_1 部分と重なる B 点に至ると、 B 点から C 点へのジャンプ (図 3-6) が生じ、カタストロフィーが起きる。吉田 (1996) はそのような外交政策における突然の大転換も最適外交政策の結果であると考えている。

³¹ 図 3-1 の R_i^* と $R_{i,2}$ を用いて確認しよう。図 3-4 の「イ」線上における北西方向の領域では X_j の取る値が大き、図 3-1 の $R_{i,2}$ に相当する。 $R_{i,2}$ は目標水準 R_i^* に比べてより陰悪的である。もし、*i*国はそれを認識し表 3-4 の式 (b2) のような外交政策 ($|d_k| > |c_k|$) を取るのであれば、 $R_{i,2}$ 線上において、*i*国はより強行的な外交政策を取る可能性が高い。これにより、両国の外交関係がさらなる悪い方向になっていく。これを図 3-4 で見れば、 $\alpha'_i(X_j) > 0$ 、 $\gamma'_i(X_j) < 0$ であるように、*i*国の最適外交政策は「イ」線の北西方向に修正していく。

³² 図 3-1 の R_i^* と $R_{i,1}$ を用いて確認する。図 3-4 の「イ」線上における東南方向の領域では X_j の取る値が小さく、図 3-1 の $R_{i,1}$ に相当する。 $R_{i,1}$ は目標水準 R_i^* に比べて良好的である。もし、*i*国はそれを認識し表 3-5 の式 (c2) のような外交政策 ($|d_k| < |c_k|$) を取るのであれば、 $R_{i,1}$ 線上において、*i*国はより宥和的な外交政策を取る可能性が高い。これにより、外交関係がさらなる良い方向になっていく。これを図 3-4 で見れば、*i*国の最適外交政策は「イ」線の東南方向に修正していく。

³³ 極限値は次のように求められる。式 (11) を偏微分すると、 $\alpha'_i(\gamma_i) = 3 \times 27d_i c_i^5 / a_i^3 b_i^3 (\gamma_i + a_i / 3c_i^2 (U_i^* - z_i E_{ij}))^2$ が得られる。この 2 次方程式を解くと、極限値 $(\gamma_i^*, \alpha_i^*) = (-a_i / 3c_i^2 (U_i^* (X_i^*(\sigma_i, \varsigma)) - z_i E_{ij}), -R_i^* (X_i^*(\sigma_i, \varsigma)) / c_i)$ が求められる。

最後に、国際関係のカタストロフィーを最適外交政策の結果と見る理由について見てみる。いま、 i 国の最適外交政策は A 点にあったとする。 A 点はIVの領域 ($X_i < 0, X_j < 0$) にあり、両国とも宥和的な外交政策を行った外交関係状態である (図 3-4)。しかし、何らかの要因により、相手国 (j 国) の外交政策は徐々に $h(X_j = 0)$ 点より北西方向に変化し、図 3-4 のIII領域に変わった場合、図 3-1 より i 国が認識する j 国に対する外交関係状態 $R_{i,2}$ は、 i 国の目標水準の外交関係状態 R_i^* より陰悪的である。 i 国もそれに反応して、表 3-4 の式 (b2) となるような外交政策を取りながら、図 3-4 の「イ」線上において徐々に東南から北西方向へ (図 3-4 と図 3-6 の A 点から B 点への方向) と自国の最適外交政策を修正していく。 i 国の最適外交政策の方向修正は図 3-4 のIII領域の「イ」線が楔形の Γ_1 部分と重なる B 点に至ると、図 3-6 (図 3-5) のように、 i 国の外交政策は突然 B 点から C 点にジャンプ (大転換) し、カタストロフィーが起きる。 C 点はIIの領域 ($X_i > 0, X_j > 0$) にあり、 i 国も j 国も強行的な外交政策を行う領域である。よって、 C 点は前述の「囚人のジレンマ」となる「ナッシュ均衡」であり、その均衡は安定的な均衡である。「イ」線上における i 国の最適外交政策の修正軌跡は「最適外交政策の実現可能集合」として定義されているので、最適外交政策の修正結果であるカタストロフィーも最適外交政策の結果であるとみなされる。

突然の外交政策の大転換について、吉田 (1996) は「どの国でも丸く収めたい外務省と、国益追求の各省の対立は不可避である、この結果、相手国の外交政策はヒステリシスを持ち容易に変化しないが、ある点に至ると突然大転換することが最適外交政策となる」(吉田、1996、p.234) と指摘している。よって、このような不連続な変化であるカタストロフィー現象は、「外交の意思決定者の気まぐれや不合理的行動の結果というより、外交関係の状態を良好に維持しながら国益を追求しようとするジレンマの中の最適化行動、すなわち、合理的行動の結果である」(吉田、1996、p.234)。これは、国際関係のカタストロフィー現象は外交政策のジレンマとしての結果であるとも読み取れる。しかし、なぜ相手国が次第に強行的な外交政策を取り、 A 点から B 点への方向転換の要因とは何か等について疑問が残る。以下の節では、日中関係を事例として、外交政策転換の要因を含め、国際関係のカタストロフィー現象を解析する。

4. 国際関係のカタストロフィー現象とその解釈

式 (11) で示されているように、 $\alpha_k \gamma_k$ ($k = i, j$) 曲線は各国の目標水準 $\omega(U_k^*, R_k^*)$ と相手国の外交政策 X_k に依存している。よって、第 i 国の最適な外交政策とその結果である外交関係状態を見る場合、(i) 相手国 ($k = j$ 国) の外交政策に対する自国 ($k = i$ 国) の反応的な変化；(ii) 自国の政策目標水準 $\omega(U_k^*, R_k^*)$ の設定とそれを変えさせる要因を考慮する必要がある。以下では本モデルを用いて、日中間の緊張関係状態に至るプロセス及びその要因、そしてその結果がもつ現実的意味を解析し吟味する。

4.1. 日中関係の事例

まず、図 3-4 と図 3-6 の*i*国の例を用いて、(i) について見てみよう。前述のように、*i*国が取る最適外交政策の領域として、 α_i 軸の左下の領域（正確には図 3-4 の*W*点の左下）では*i*国が強行的な外交政策（ $X_i > 0$ ）を行う領域であり、 α_i 軸の右上の領域（正確には図 3-4 の*W*点の右上）では*i*国が譲歩または宥和的な外交政策（ $X_i < 0$ ）を行う領域である。前述のように、*i*国の最適外交政策は相手国（*j*国）の外交政策（ X_j ）に影響され、*i*国の外交政策は相手国（*j*国）の外交政策に反応しながら自国の外交政策を修正していく。これは図 3-4 の「イ」線を用いて確認できる。「イ」線上にある*h*（ $X_j = 0$ ）点は*i*国の外交政策が相手国（*j*国）に影響されない点である。しかし、この点を超えると、*i*国の外交政策は相手国（*j*国）の外交政策に反応しながら修正していく（「イ」線上で動く）。前述のように、*h*点より左上（北西方向）では、相手国（*j*国）の外交政策は強行的（ $X_j > 0$ ）であるため、それに反応して*i*国の外交政策も徐々に北西方向に修正していくが、*B*点に至るまでのⅢ領域では*i*国の外交政策（図 3-4 のⅢ領域）は強行的というよりも、宥和的な外交政策を行うことが最適である（吉田、1996、p.234）。しかし、相手国（*j*国）がさらなる強行的な外交政策を続け、*i*国の外交政策修正が*B*点に至ると、*i*国は突然外交政策を大きく転換させ強行的な外交政策の*C*点に至り、カタストロフィーが起きる（図 3-4 と図 3-6）。図 3-6 でわかるように、*C*点は両国が共に強行的な外交政策を行うⅡの領域（ $X_i > 0, X_j > 0$ ）にあり、本モデルの「囚人のジレンマ」となる「ナッシュ均衡」である。一方、*h*点より右下（東南方向）では、相手国（*j*国）の外交政策は宥和的（ $X_j < 0$ ）であるため、*i*国の外交政策は東南方向に修正していく。東南方向はⅠとⅣの領域であり、とりわけ、Ⅳは両国が共に宥和的な外交政策を行う領域（ $X_i < 0, X_j < 0$ ）である。

続いて、(ii) について見てみよう。式 (11) より、*i*国の「最適外交政策の実現可能集合」である $\alpha_i\gamma_i$ 曲線は自国の目標水準 $\omega(U_i^*, R_i^*)$ に依存し、その目標水準は*i*国の国内政治状況 σ_i とその他の要因（第 3 国の要因） ζ に影響される（ $U_{i,\sigma_i}^*(\sigma_i, \zeta) > 0$ 、 $U_{i,\zeta}^*(\sigma_i, \zeta) > 0$ 、 $R_{i,\sigma_i}^*(\sigma_i, \zeta) < 0$ 、 $R_{i,\zeta}^*(\sigma_i, \zeta) < 0$ ）。そのため、国内政治状況と他の要因（第 3 国の要因）により、*i*国の「最適外交政策の実現可能集合」である $\alpha_i\gamma_i$ 曲線がシフトさせられる可能性がある。前述のように、国内政治状況（選挙やマスメディアの報道等）により、*i*国は自国の国益目標 U_i^* をさらに高めていこうとする可能性がある³⁴。そして、前述のように、日米中関係を考える場合、日本と中国ともアメリカというファクター（第 3 国の要因）により自国の国益目標水準が高められていく可能性がある。一方、国内政治状況と第 3 国の要因により、*i*国の目標水準の外交関係状態 R_i^* が低くさせられる可能性がある。よって、これらの要因により、*i*国の $\alpha_i\gamma_i$ 曲線は左右または上下の方向にシフトさせられる³⁵。基本モデルでは

³⁴ 中米関係を考える場合、正にそれに当てはまる。

³⁵ $U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \zeta))$ の値が大きくなるほど、 $\gamma_i^* = -\alpha_i/3c_i^2 (U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \zeta)) - z_i E_{ij})$ の値（負の値）も大きくなる。よって、 $\alpha_i\gamma_i$ 曲線は γ_i 軸の原点よりさらに左の方向にシフトする。一方、 $c_i < 0$ であり、 $R_i^* \in [-R_i^*, +R_i^*]$ であるため、

このようなシフトは曲面 S_i 上において起こると考えているが、本モデルは $\alpha_i\gamma_i$ 曲線のシフトは曲面 S_i の移動によりもたらされると考える。よって、図 3-4 における「イ」線から「ハ」線へのシフト、または「ロ」線から「イ」線へのシフトは曲面 S_i のシフトによりもたらされたものであるとみなされる。「イ」線は、「ロ」線に比べると、両国の外交関係状態が良くなくであり、「ハ」線に比べると、両国の外交関係状態が良好的であるが、「ハ」線は両国の外交関係状態が最も陰悪的であり、図 3-6 の i 国の「最適反応曲線」 \bar{X}_i'' に相当する。一方、両国の経済的関係が緊密的になるほど、 z_iE_{ij} の正の効果が大きくなるほど、 $\alpha_i\gamma_i$ 曲線は右にシフトする可能性が考えられる³⁶。

以上のモデルを最近の日中関係に適用すると、(i) について、第 2 節で示されたように、2008 年の「毒餃子事件」を機に、2011 年から日中両国の国民感情が悪い方向に転じ、2013 年の尖閣諸島（中国では釣魚島）問題で両国の国民感情がさらに悪化した（図 2-5）。2008 年から 2013 年までの五年間、双方は自国の国益目標水準 U_i^* を高めていこうとしたことは明らかである。図 3-4 で言えば、その期間において、互いの「最適外交政策の組み合わせの集合」である曲面 S_i は Π の領域に移動した結果、「最適外交政策の実現可能集合」である $\alpha_i\gamma_i$ 曲線は「ロ」線から「イ」線にシフトした。2013 年と 2014 年において、互いの最適外交政策は B 点に至り、 B 点から C 点への大転換であるカタストロフィーが起きたと思われる。

一方、(ii) について見てみると、第 2 節の図 2-5 で示されているように、2014 年以降、中国の日本に対する国民感情は徐々に良い方向に変わり、2019 年では、来日の中国観光客数は 9,594 万人となり、その年の中国観光客による日本への観光収入は 1 兆 7,704 億にも達した。しかしその一方、日本の中国に対する国民感情は 2014 年以来、殆ど変わらず、中国に対する良くない印象をもっている人の割合は 8 割という非常に高い水準に止まっている。この現象をどう解釈すべきか。可能性として、本モデルで示されているように、2014 年以降、日本の国益目標 U_k^* は国内政治状況（マスメディアの報道等） σ_k により高められ、 $\alpha_i\gamma_i$ 曲線はさらに左の方向にシフトしたのではないか。または、2013 年に起きた B 点から C 点への大転換（カタストロフィー）は日本においてその状態（ナッシュ均衡）が未だに維持されたままである。しかし、これらのいずれも推測であり、明らかな解明とはなっていない。但し、2023 年の「処理水海洋放出」問題については、2013 年に比べると、 z_iE_{ij} の正の効果があつたかもしれないが、さらなるカタストロフィー（例えば、「イ」線から「ハ」線へのシフト）は起きていないと思われる。

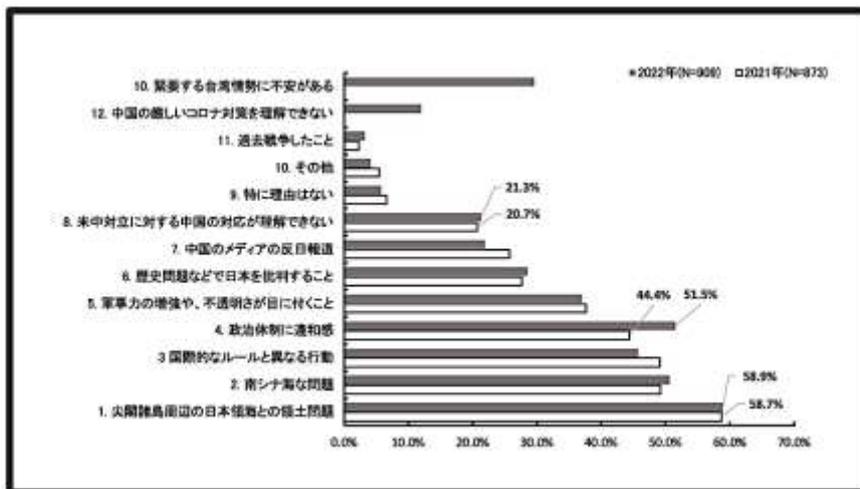
4.2. 国際関係のカタストロフィーをもたらす要因

$R_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma))$ の値が低くなるほど、 $\alpha_i^* = -R_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma))/c_i$ の値が小さくまたは負になるので、 $\alpha_i\gamma_i$ 曲線は α_i 軸に沿って下方にシフトする。

³⁶ $z_i > 0$ であり、 z_iE_{ij} の効果が大きいであるほど、 $\gamma_i^* = -a_i/3c_i^2(U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma)) - z_iE_{ij})$ の値（ $U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma)) - z_iE_{ij}$ の部分）が小さくなり、それによって、 $\alpha_i\gamma_i$ 曲線は γ_i 軸に沿って右の方向にシフトする可能性がある。

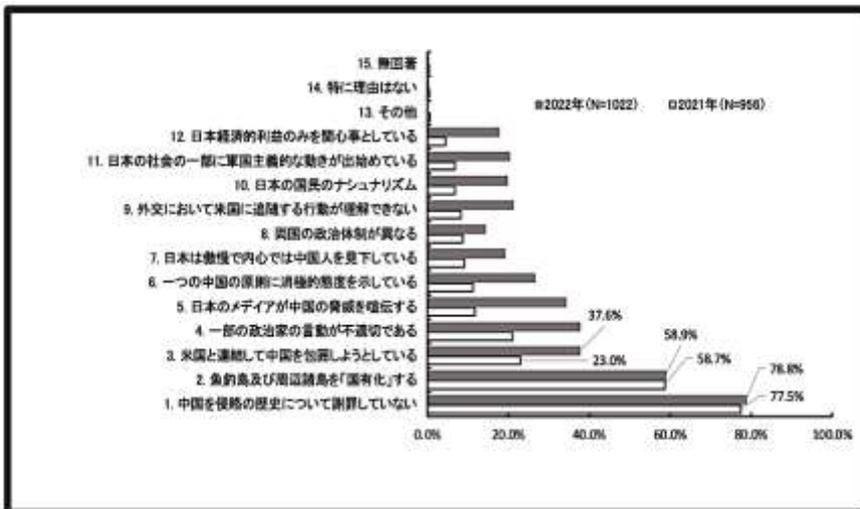
日中関係がカタストロフィーに陥った要因として、(1) 長年、両国間のパーセプション・ギャップ (perception gap) の存在、(2) アメリカというファクターの存在が挙げられる。両国間のパーセプション・ギャップは両国の歴史観や戦前と戦後についての認識の差異などにより生じたと考えられる。早稲田大学劉傑教授は2010年12月6日の日本記者クラブでの講演で、日本と中国の歴史の認識について、中国は足し算で日中間の歴史を考えているのに対し、日本は引き算で考えていると指摘した。つまり、日中間の歴史を見る場合、中国は日清戦争まで日中間の歴史を追及しているのに対し、日本は戦後の歴史だけを重視している。歴史としての事実は変わらないが、それらを理解する方法論が異なれば、パーセプション・ギャップが生じる。

図4-1 相手国に対する良くない印象の理由 (日本)



(出所) 言論 NPO (2022) より筆者作成.

図4-2 相手国に対する良くない印象の理由 (中国)



(出所) 言論 NPO (2022) より筆者作成.

図4-1と図4-2は言論NPO（2023）が公表した日本と中国の相手国に対する良くない（悪い）印象をもつ理由である。それによれば、両国の相手国に対する良くない（悪い）印象をもつ理由として、領土問題については、日本も中国も58.9%であるが、歴史問題については中国の方が78.8%であり、国の制度問題については日本の方が51.5%である。よって、歴史問題と国の制度問題について両国間にパーセプション・ギャップがあると思われる。

一方、前述のように、その他の要因（第3国の要因であるアメリカというファクター）により、 $\partial U_i^*/\partial \varsigma > 0$ ($\partial U_j^*/\partial \varsigma > 0$) である可能性が非常に高い。言論NPO（2023）が公表した2022年の日中共同世論調査結果によると、自分にとっての最も重要な国についての調査結果では、日本にとっての最も重要な国の第1位はアメリカ（53.3%）、第3位は中国（5.7%）、わからないは22.7%である。これに対し、中国にとっての最も重要な国の第1位はロシア（27%）、第2位はアメリカ（23%）、第3位は中国（15%）である。この調査結果から明らかであるように、日本にとっても中国にとってもアメリカの存在が非常に大きいことがわかる。

齊藤（2020）によれば、2012年の前後から、アメリカはアジア太平洋リバランス政策へと展開した。前述のように、その政策展開は日本と中国はいずれも国益目標（ U_i^* と U_j^* ）を更に高めていこうとする可能性が高い。では、なぜアメリカは東アジアにおいて、 $\partial U_i^*/\partial \varsigma > 0$ ($\partial U_j^*/\partial \varsigma > 0$) をもたらすような政策を展開しているのか。政治的な理由はともかく、アメリカの経済状況を見れば、その解答が得られるかもしれない。近年、アメリカの世界における経済的プレゼンスは年々低下している。アメリカの世界に占めるGDPの割合は名目も実質も2割までに低下し、それに対し、中国の世界に占めるGDPの割合は年々上昇している。2022年の世界銀行経済データ（World Development Indicators）によれば、2021年のアメリカと中国の実質GDPはそれぞれ20.5兆ドルと15.8兆ドルであり、中国の実質GDPはアメリカの実質GDPの77%となっている。一方、『世界経済予測』（2023年6月）によれば、2022年、2023年、2024年、2025年の各国の予測経済成長率として、アメリカは2.1%、1.1%、0.8%と2.3%であるが、中国は3.0%、5.6%、4.6%と4.4%である。これらの予測経済成長率を参考に、2021年から2031年までのアメリカと中国の平均経済成長率をそれぞれ2%と4%とすると、前述の2022年の世界銀行の実質GDPデータを用いて計算すれば、2031年において、中国の実質GDPはアメリカの実質GDPの93.5%になる。一方、貿易収支からみれば、近年のアメリカ対世界貿易収支（財とサービス）における巨大な赤字は解消されていない。2022年におけるアメリカ対世界貿易赤字は1兆1,910億ドルであり、その中で、対中貿易赤字は3,818億ドルであり（大原、2023）、アメリカ対世界貿易赤字の約32.1%となっている。更に、止まらない国内インフレ等により、世界経済におけるアメリカの経済の存在感を低下させるだけでなく、アメリカ経済自体にも影響を与えている。アメリカは東アジアにおいて自分の存在感を維持していくには、日中、或いは日韓の間に適度な緊張感があつた方が戦略的であると考えられる。つまり、日中間の外交関係において、 $\partial U_i^*/\partial \varsigma > 0$ ($\partial U_j^*/\partial \varsigma > 0$) であつた方がアメリカにとってプラスの国益となるかもしれない。

い。しかし、 $\partial U_i^*/\partial \sigma_i > 0$ ($\partial U_j^*/\partial \sigma_j > 0$) と $\partial U_i^*/\partial \varsigma > 0$ ($\partial U_j^*/\partial \varsigma > 0$) のいずれも前述の $\alpha_i \gamma_i$ 曲線を Π の領域（両国とも強行的な外交政策を行う領域）に導いていく可能性がある。しかし、もし図 3-4 の $\alpha_i \gamma_i$ 曲線は「イ」線から「ハ」線までにシフト（図 3-6 の「最適反応曲線」 \bar{X}_i から \bar{X}_i'' までにシフト）すれば、事態はより深刻になる。

4.3. カタストロフィー的な国際関係を回避できるのか

21 世紀以降の世界において、国際関係のカタストロフィーのような現象は多く見られている。基本モデルはこれらの複雑な現象を解明するための 1 つの重要なアプローチである。しかし、第 3 節で疑問として挙げている、なぜ相手国が次第に強行的な外交政策を取るのか、そして、A 点から B 点への方向転換の要因とは何かについては解明されていない。これらを解明しなければ、カタストロフィー的な国際現象を回避できない。まず、なぜ相手国が次第に強行的な外交政策を取るのかということについて考えてみよう。本モデルで示しているように、カタストロフィーの要因である、i 国の「最適外交政策の実現可能集合」である $\alpha_i \gamma_i$ 曲線の形状とそのシフトは相手国（j 国）の外交政策（ X_j ）と自国の目標水準 $\omega(U_k^*, R_k^*)$ の設定に大いに依存している。i 国の目標水準の設定は国内の政治状況や他の要因（第 3 国の要因）に左右されるので、i 国の外交政策は自国の国内問題に依存している。さらに、表 3-4 の式 (b2) と式 (b3) で示されているように、相手国を強く警戒し ($|d_i| > |c_i|$)、ゼロサム的に外交政策 ($(X_i, X_j) = (1, -1)$ より、 $R_i = c_i - d_i > 0$) を考えれば、i 国の外交政策 (X_i) そのものも自国の国内政治状況 σ_i や他の要因（第 3 国の要因） ς に左右される可能性があり、 $X_i = X_i(\sigma_i, \varsigma)$ 、 $X_{i,\sigma_i}(\sigma_i, \varsigma) > 0$ 、 $X_{i,\varsigma}(\sigma_i, \varsigma) > 0$ となれば、問題はより複雑となる。その意味において、相手国（j 国）の外交政策（ X_j ）も自国の国内政治状況や他の要因（第 3 国の要因）に左右される。よって、式 (9) は以下のように修正される。

$$\alpha_i \equiv \frac{d_i X_j^3(\sigma_j, \varsigma) - R_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma))}{c_i}; \quad \gamma_i \equiv \frac{a_i(b_i X_j(\sigma_j, \varsigma) + z_i E_{ij} - U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma)))}{3c_i^2} \quad (12)$$

このように、相手国（j 国）も自国の国内政治状況 σ_j 他他の要因（第 3 国の要因）に左右されるのであれば、 $X_{j,(\sigma_j, \varsigma)}(\sigma_j, \varsigma) > 0$ 、 $X_{j,\varsigma}(\sigma_j, \varsigma) > 0$ となり、相手国の外交政策（ X_j ）が徐々に強行的となることがわかる。

一方、前述のように、日中間の長年のパーセプション・ギャップの存在は、互いの国の目標水準を強行的な外交政策の方向に導く可能性がある。日中関係のように、「非ゼロサム」な補完的経済関係がありながら、「ゼロサム」な政治と外交関係が併存しているのは、経済を上回る以上の国間の不信感があり、その結果として、 $U_i^*(X_i^*(\sigma_i, \varsigma)) > z_i E_{ij}$ が成立しているかもしれない。その意味で、日中のような国際関係を改善し、カタストロフ

一的な国際関係にならないためには、まずはその不信感を改善することであると思われる。また、日中間の非ゼロサムの経済関係を最大限に活用していくことであろう。

5. 結論と課題

2000年以降、日中間の経済関係は益々緊密になってきた。ゼロサム論から見れば、日中経済関係はゼロサムの関係ではなく、補完的な関係であることは明らかである。しかしその一方、両国の政治関係は益々緊張的なものとなり、正にゼロサムの関係となりつつある。その典型的な例は、最近の日本「処理水太平洋排出」を巡り両国間の政治と外交関係が急に悪化していることである。この現象は2013年の両国間の政治と外交関係の悪化とよく似ている。日中両国間の政治と外交関係はこれまで例を見ない緊張感を極めている。この現象は数理モデルのカタストロフィー（Catastrophe）現象とよく似ている。本論文は吉田（1996）の国際関係のカタストロフィーモデルを用いて、2013年の経験を踏まえながら、日中間の緊張関係状態に至るプロセスとその結果を解析し、日中関係がカタストロフィーに陥った要因について検討した。

本論文では、日中関係がカタストロフィーに陥った主な要因として、長年の両国間のパーセプション・ギャップ（perception gap）の存在とアメリカというファクターの存在にあると考えている。日中間の緊張状態を改善するには、まず、両国の関係がカタストロフィーに陥った原因、すなわち、両国の関係を悪い方向に導いた要因を早急に解明し、それらを改善していくと共に、日中間の非ゼロサムの経済関係を最大限に活用していくことである。

参考文献

- [1] 大原典子（2023）「2022年の米国貿易赤字は輸入増加で過去最大に」JETRO『地域・分析レポート』（<https://www.jetro.go.jp/biz/areareports/2023/4c84e12f823e7278.html>；2023年11月28日閲覧）
- [2] 外務省（2022）『海外進出日系企業拠点数調査（2022年調査結果）』（https://www.mofa.go.jp/mofaj/ecm/ec/page22_003410.html；2023年11月28日閲覧）
- [3] 言論NPO（2022）「第18回日中共同世論調査（2022年）結果」（<https://www.genron-npo.net/world/archives/13950-2.html>；2023年11月28日閲覧）
- [4] 経済産業省（2023）『海外現地法人四半期調査（長期時系列表）』

- (<https://www.meti.go.jp/statistics/tyo/genntihou/result-1.html> ; 2023年11月28日閲覧)
- [5] 国土交通省『観光白書』（各年）(<https://www.mlit.go.jp/statistics/file000008.html> ; 2023年11月28日閲覧)
- [6] 島義博・吉田和男（2009）「国際関係のカタストロフィーモデル」（吉田和男・井堀利宏・瀬島誠編『地球秩序のシミュレーション分析』日本評論社、第15章）
- [7] 齊藤孝弘（2020）「米中関係とアジア太平洋の安全保障」日本国際情報学会誌『Kokusai-Joho』5巻1号。
- [8] 岑智偉（2013）「国際関係のカタストロフィー現象とその解釈：日中関係を例として」『京都産業大学世界問題研究所紀要』、28、347-358。
- [9] 関志雄（2002）「中国の台頭とIT革命の進行で雁行形態は崩れたかー米国市場における中国製品の競争力による検証ー」RIETI Discussion Paper Series 02-J-006。
- [10] 寺町信雄（2015）『国際貿易論と日中貿易』成分堂。
- [11] 内閣府（2023）『国民経済計算（GDP統計）』内閣府経済社会総合研究所。
(<https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/menu.html> ; 2023年11月28日閲覧)
- [12] 日本政府観光局（2023）『日本の観光統計データ』
(<https://statistics.jnto.go.jp/graph/#graph--inbound--consumption--transition> ; 2023年11月28日閲覧)
- [13] 三尾幸吉郎（2012）「日中対立と両国経済に与える影響～『日本から見た中国』と『中国から見た日本』の違いは」『基礎研レター』ニッセイ基礎研究所
(https://www.nli-research.co.jp/files/topics/40224_ext_18_0.pdf?site=nli ; 2023年11月28日閲覧)
- [14] 吉田和男（1996）『安全保障の経済分析』日本経済新聞社。
- [15] Poston Tim and Ian Stewar（2014）*Catastrophe Theory and Its Applications*, Dover Publications.
- [16] JETRO（2023a）「日本の貿易相手国TOP50（rank_top50_99-22）」
(<https://www.jetro.go.jp/world/japan/stats/trade/> ; 2023年11月28日閲覧)
- [17] JETRO（2023b）「主要国・地域別×財別輸出入（1999～2022年）」
(<https://www.jetro.go.jp/world/japan/stats/trade.html> ; 2023年11月28日閲覧)

論文

中国共産党が中国に対する「領導」はどのように実現されたか

～中国の統治構造の実態と課題～

熊 達雲（山梨学院大学特任教授）

1 まえがき

2013年12月10日に開催された中国共産党中央経済工作会議において習近平国家主席は演説のなかで、「中国の特色ある社会主義には多くの特徴があるが、最も本質的な特徴は中国共産党の領導（指導）を堅持することだ」と指摘した^①。それ以来、習近平をはじめ、中国の指導部はこの主張を繰り返し強調してきた。実は、中国社会における中国共産党の位置づけについて、毛沢東は、1954年9月15日に開催された第一期全国人民代表大会第一次会議における開幕辞で「我々の事業を指導する中核的な力は中国共産党である」と述べたことがある^②。改革開放政策が導入されてから、文化大革命のマイナス影響を減少させるために、政権党たる共産党と政府の業務の分担が強調され、共産党の地位が揺らぎかねない局面に直面して、事実上のトップである鄧小平は中国共産党の指導を堅持することを四つの基本原則の一つとして提起し、憲法にも盛り込まれた。しかし、中国共産党が領導を堅持することを中国の特色ある社会主義の最も本質的な特徴だと唱えたのは習近平が最初ではないと思われる。ここでいう中国の特色ある社会主義とは計画経済を止め、市場経済を取り入れた経済運営の体制を指すものだと考えられる。

本論は、主に中国社会に対する中国共産党の領導が実現されるメカニズムに焦点を絞り、中国の統治構造の現状を分析し、その課題を検討しようとするものである。

2 中国の統治構造の現状について

周知のように、三権分立の政治体制を遂行している西洋諸国と違い、中国は「民主集中制」の原則を貫く全国人民代表大会制をとっている。中国憲法の規定によれば、民主集中制とは三つの側面から構成されているという。

すなわち、①人民代表機関と人民との関係は、「全国人民代表大会と地方の各級人民代表大会はいずれも民主的に選出され、人民に対して責任を負い、人民の監督を受ける」こと、②人民代表機関とその他の国家機関との関係は、「国家行政機関、監察機関、裁判機関、検察機関はいずれも人民代表大会によって選出され、人民代表大会に対して責任を負い、人民代表大会の監督を受ける」こと、③中央と地方の国家機関の職権区分は、「中央と地方の国家機関の職権の区分は、中央の統一的指導の下で、地方の主体性、積極性を

十分に発揮させる原則に従う」とされている^③。第一の分野は民主の側面，第二の分野は民主と集中の二側面，第三の分野は主に集中の側面がそれぞれ体现されている。

日本で「政治機関」と名付けられている立法機関，行政機関，司法機関等は，中国では「国家機関」と称され，その中で国家権力機関とその他の国家機関に分けられている。そして，機関の種類も西洋諸国より多く設置されている。国家機関の中には，権力機関，行政機関，軍事機関，監察機関，裁判機関，法律監督機関などがある。以下は種類に応じて解説してみたい。

2.1 国家権力機関に関する規定

国家権力機関は人民代表大会とされ，役割分担の面をみれば，西洋諸国の立法機関に相当すると考えられる。中央集権制度を取っている中国では，人民代表大会は，最高国家権力機関と地方権力機関と分けられている。

憲法では，まず日本国憲法にある国民主権にあたる規定を設け，国家権力の所在と国家権力を行使する機関を明らかにした。憲法に曰く，「中華人民共和国のすべての権力は人民に属する。人民が国家権力を行使する機関は全国人民代表大会と地方各級人民代表大会である。人民は法律の規定に基づき，さまざまなルートと形式を通して，国家事務，経済と文化事業，社会事務を管理する」と（第2条）。

それに続き，人民代表大会の性格と権限については次のように定められている。すなわち，「中華人民共和国全国人民代表大会は最高の国家権力機関である。全国人民代表大会と全国人民代表大会常務委員会が国家の立法権を行使する」と（第57条，第58条）。

また，地方においては省・直轄市・自治区，県・市・市管轄区，郷・民族郷・鎮で人民代表大会を設立し，県以上の人民代表大会では常設機関の常務委員会を設けるとし，「省，直轄市の人民代表大会とその常務委員会は，憲法，法律，行政法規に抵触しない前提の下で，地方性法規を制定し，全国人民代表大会常務委員会に届出をする。区を設置する市の人民代表大会とその常務委員会は，憲法，法律，行政法規と本省，自治区の地方性法規に抵触しない前提の下，法律の規定に基づき地方性法規を制定し，本省，自治区の人民代表大会常務委員会に報告して承認を受けた上に施行することができる」と定められている（第95，96，100条）。

上記の規定を見れば，中国の全国人民代表大会と常務委員会は「最高の国権機関であり，唯一の立法機関である」と位置づけられている日本の国会にあたる。ただ，両者の間に三つの面で相違が存在している。一つ目は，日本の国会は衆議院と参議院の二院制だが，中国の人民代表大会は一院制で，人民代表大会と常設機関たる常務委員会という二階制となっている。そして，立法権は人民代表大会と常務委員会によって分担されている。二つ目は，唯一の立法機関と定められている日本国会とは違い，中国の人民代表大会と常務委員会には唯一の地位が与えられていない。これは，日中両国で法律に関する認識が異なることに原因があると考えられる^④。三つ目は，日本の国会は最高の国権機関とされているが，

行政権、司法権と同等の権力に過ぎず、他の二権に対しては統率権が認められていない。それに対し、中国の人民代表大会は、民主集中制の原則に基づき、他の国家権力に対して監督権を持っている。

また、人民代表大会では立法権を司る以外に、国家主席、総理大臣などの国家機関の人事権を握り、社会経済事務に関する政策の決定権を持っており、形式上は最高の国家権力機関となっている^⑤。

2.2 その他の国家機関に関する規定

上記の国家権力機関に対し、行政機関や司法機関等は、その他の国家機関と位置づけられている。その中には、国家主席をはじめ、国務院、国家監察委員会、最高人民法院、最高人民検察院などが含まれている。以下は順に簡単に解説する。

まず、国家主席についてみてみよう。中国では国家主席が設けられ、国家元首の地位が付与されている。憲法では、中華人民共和国の主席、副主席は全国人民代表大会が選挙する（第79条）。国家主席の職権は全国人民代表大会の決定及び全国人民代表大会常務委員会の決定に基づき、法律を公布すること、国務院総理、副総理、国務委員、各部の部長、各委員会の主任、審計長（会計検査院の院長）、秘書長（官房長官）を任免すること、国の勲章と荣誉称号を授与すること、特赦令を発令すること、非常事態または戦争状態を宣言すること、動員令を発令することなどが与えられている（第80条）。このほか、国家を代表して国事活動に携わり、外国からの使節の受け入れ、外国へ使節の派遣、外国との条約または重要な協定書の締結に対する承認または廃止を行う権限が与えられている（81条）。国家主席は多くの権限が付与されているように見られるが、象徴的な存在で、実権を持っていないのが現実である。

次に、国務院について解説する。中華人民共和国国務院、すなわち中央人民政府は、日本の内閣に相当し、憲法上では、最高国家権力機関の執行機関であり、最高の国家行政機関であると位置づけされている（第85条）。どの国でもそうだが、国の行政機関は、一国の枢要として最も重要な位置にあり、その国のすべての管理事務を司っている。中国の国務院も政治、経済、社会管理、教育、文化、衛生、国民の動員、宗教事務、国際関係事務を問わず、すべて取り扱うことになっている（89条）。ただし、連邦制の国々や地方自治制度を実施している日本とは大きな違いが存在している。つまり、上記の国々では国家の行政機関が地方事務に対して直接に指揮命令ができないのに対し、中国の国務院は、国家の最高行政機関として、地方政府に対し指揮命令権を行使し、監督することができる。そして、地方政府は、その指揮命令に従わなければならないとなっている。

第三に、国家監察委員会についてみてみる。改革開放政策の遂行と市場経済へのシフトに従い、すべてとあってよいほど、政権党たる共産党のメンバーが政治ないし社会・経済事務に対する管理権を与えられているのに対し、監督のメカニズムが厳密ではなかった。このことが原因で、共産党の内部は、腐敗が蔓延する傾向が強く、国民から不満ないし憤

瀧の声がますます強くなっていた。共産党内では共産党員の腐敗、不正、背任等の行為に対する取り締まりの役割を担当する「規律検査委員会」という組織があるが、国の機関ではないため、「双規」という取締まりの措置は、憲法の原則に違反するとよく指摘されている。共産党員の腐敗を防止、撲滅するとともに、法治精神にも逆らわないために、2018年に中央と地方各級で国家監察委員会が設置されることになった。

憲法では、監察委員会は国の監察機関であり、国家監察委員会及び地方各級監察委員会を設置し、国家監察委員会は最高監察機関である。国家監察委員会は地方各級の監察委員会の活動を指導し、上級監察委員会は下級監察委員会の活動を指導する。また、国家監察委員会は全国人民代表大会と全国人民代表大会常務委員会に対して責任を負い、地方各級の国家監察委員会は、それを設置した国家権力機関及び一級上の監察委員会に対して責任を負う、と(123~125条)。

また、「国家監察法」によれば、国家監察委員会は下記の機関と職員に対する監察業務を担当することとなっている^⑥。

(1) 中国共産党機関、人民代表大会及びその常務委員会、人民政府、監察委員会、人民法院、人民検察院、中国人民政治協商会議の各級委員会機関、民主諸党派機関及び工業商業連合会機関の公務員、並びに『中華人民共和國公務員法』を参照して管理を受ける職員

(2) 法律、法規の授権又は国家機関の法に基づく委託を受けて公共事務を管理する組織において公務に従事する職員

(3) 国有企業の管理者

(4) 国営・公営の教育、科学研究、文化、医療衛生、スポーツなどの単位で管理に従事する職員

(5) 末端の大衆的自治組織において管理に従事する職員

(6) 法に基づき公職を履行するその他の職員

また、監察権限や監察手法に関する監察法の規定をみれば、いままで、警察機関及び検察機関が担当していた一部分の業務を監察委員会に引き継がせるようになった。なお、監察委員会の運営現状をみると、共産党所属の規律検査委員会の職員は監察委員会の職員でもあり、二つの機関は看板だけ異なるが、内部構造はほぼ同じである。このようなシステムを採り入れたのは権威性が高まったと同時に、法治性が強調されるためではないかと思われる。その中で、法治精神に違反すると批判を受けていた行政措置たる「双規」も司法的措置の「留置」と変わった。

第四に、裁判機関と検察機関について検証してみる。日本を含む西洋諸国では司法機関といえば裁判機関を意味するが、中国では司法機関は裁判機関と検察機関が含まれている。裁判機関である人民法院は組織体制としては四級制を採っているが、裁判は二審終審制を取っている。また、最高人民法院を頂点に、普通裁判所と専門裁判所の二通りの裁判機関が設けられている。裁判は裁判所の独立裁判とされており、裁判官を中心とした裁判独立とは異なるメカニズムが敷かれている。それに、冤罪の発生を防ぐといような目的で設置

される「裁判委員会」も中国独自のシステムといえよう。なお、中国の裁判所は、審級独立があまり強調されず、むしろ、「最高人民法院は地方の各級人民法院と専門人民法院の裁判業務を監督し、上級人民法院は下級人民法院の裁判業務を監督する」こととなっている。かつ、「最高人民法院は全国人民代表大会及び全国人民代表大会常務委員会に対して責任を負う。地方の各級人民法院は、それを設置した国家権力機関に対して責任を負う」と定められており（憲法第128～133条）、西洋諸国の三権分立が否定されている。

司法機関の一角を占める検察機関は、国の法律監督機関とされており、主に捜査権、公訴権を行使する。また、検察機関は民事公益訴訟権及び行政事件公益訴訟権を与えられている。『公益訴訟事件の検察における法律適用の若干問題に関する最高人民法院、最高人民検察院の解釈』によれば、人民検察院は、生態環境の破壊及び資源保護、食品薬品安全分野における多くの消費者の合法的権益の侵害など社会公共の利益を損なう行為を発見した場合、法により公告を出すことができる。規定した公告期間が満了したにも関わらず、法律に規定された責任機関及び関連組織が訴訟を提起しない場合、人民検察院は人民法院に訴訟を提起することができる（第13条）。

そして、人民検察院は、生態環境及び資源の保護、食品薬品の安全、国有財産の保護、国有土地使用権の譲渡などの分野で監督管理の職責を負う行政機関が違法に職権を行使し、又は不作為により、国家利益又は社会公共利益が侵害されたことを発見した場合、行政機関に検察建議を提出し、法により職責を履行するよう督促したにもかかわらず、行政機関は規定期間内に職責を履行し、かつ書面で回答しない場合には、人民検察院は法により人民法院に訴訟を提起することができる（第21条）^⑦。

検察機関の組織体制は、裁判機関とほぼ同じ原則を踏まえ設置されている（第134～138条）。

裁判機関と法律監督機関との間では、業務を分担し、互いに牽制をしなければならないと同時に、訴訟事務を取り扱う過程で相互に協力し合うようにすべきだと憲法が規定している（140条）。

3 権力配置における中国共産党の領導への保障システム

これを検討するには、中国憲法において中国共産党の位置づけについてどのように定められているかをみてもみる必要がある。

まず、憲法前文では1840年から始まった中国の近代以来の苦難に満ちた歩みを振り返ったうえで、中華人民共和国の樹立という新民主主義革命の勝利とその後遂行した社会主義事業の成果は、「中国共産党が中国各民族の人民を指導し、多くの困難と危険を乗り越えて勝ち取ったものである」と指摘し、中国共産党の業績及びそれに基づく全国に対する指導の正当性の源を強調し、これからの社会主義現代化の建設を進める過程で、引き続き中国共産党の指導を貫かなければならないと宣言した。

次に、正文の第1条で、「中華人民共和国は労働者階級が指導し、労働者・農民同盟を

基礎とする人民民主主義独裁の社会主義国家である」という国の性格を決めた上で、「社会主義制度は中華人民共和国の根本的な制度である。中国共産党の指導は中国特色のある社会主義の最も本質的な特徴である」と共産党の指導的地位を決めた。

中国共産党の中国に対する全面的な領導は、まさに憲法の前文と第1条の規定を法的根拠としている。それに基づいて、中国共産党は立法権、行政権、監察権、裁判権、法律監督権に対する領導を行っている。以下では、中国の支配構造の現状を踏まえて、中国共産党のガバナンスの特徴、共産党統治のメカニズムについて分析を試みる。

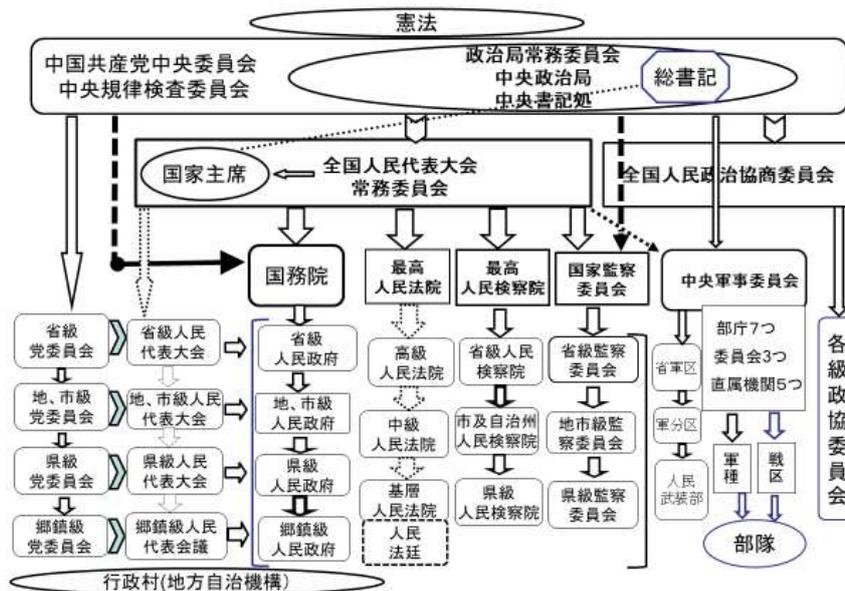


図1 中国における統治機構の配置図

出典：筆者作成

図1の中国における統治機構の配置図を見れば、中国共産党は中国に対する統治は次のようなメカニズムを構築しているのではないかとと思われる。

第一に、中国共産党は憲法・法律に則って国政を取り扱うとともに、共産党の党内法規に基づいて共産党の各級組織と共産党員に対する統治を行っている。

中国憲法は中国共産党の指導的地位を定めたが、中国共産党規約によれば、共産党は憲法と法律の範囲内で活動をしなければならないと明確に定められている^⑧。また、2014年10月23日に中国共産党第十八期中央委員会第四次全体会議で採択された決議では、さらに「中国共産党中央のいかなる組織や個人も憲法・法律の権威を尊重しなければならない、憲法・法律の範囲内で活動をしなければならない、憲法・法律に基づいて権力や権利を行使し、職責や義務を履行しなければならない、憲法・法律を超える特権を持ってはならない」と強調している^⑨。そして、「全国各民族人民、すべての国家機関と武装力、各政党と各社会団体、各企業・事業組織は憲法を活動の根本的な準則とし、憲法の尊厳を守り、憲法の

実施を保証する職責を負わなければならない。憲法違反はすべて追及し、是正しなければならない」と訴え、憲法違反行為に対する追及、処罰まで主張している。この中にある各政党とはいうまでもなく共産党が含まれている。

他方、共産党が憲法・法律に基づいて執政することは、党が憲法・法律に基づいて国政運営を行うことを要求するだけでなく、党が党内法規に基づいて党を管理・統治することも要求するとされている。

しかし、国政活動と共産党の党内事務との境が明確でないため、共産党が党内法規に基づいて共産党所属の組織や加盟構成員に対して取り締まりを行う場合に、中国の各階層の行政、司法等の国政に取り組んでいる職員の殆どが共産党員の身分を有する者なので、ややもすれば、共産党が行政等の国政に対し干渉を加え、ないし取り替わって直接に国政を取り扱っている誤解を民衆に与えているのも事実である。

第二に、共産党は全国人民代表大会という国権機関を経由して立法権、行政権、裁判権、法律監督権、国家監察権、軍事力に対する指揮権を確保し、国政の運営を遂行している。

上記決定の中では三つの統一が唱えられている。まず、共産党が立法に対する指導、法執行への保障、司法に対する支持、率先して法律の順守に対する堅持、法による治国といった基本方略を法による執政という基本方式と統一する。次に、共産党が全局を統括することを、人民代表大会、政府、政治協商会議、裁判機関および検察機関を協調して法による職能の履行、活動の展開と統一する。最後に、共産党が人民を指導して憲法・法律を制定・実施することを、共産党が憲法・法律の範囲内での活動を堅持することと統一する。上記の統一を踏まえ、共産党は法定手続きを通じて自党の主張を国家意志とし、共産党により推薦する候補者を国家政権機関の指導者とし、国家政権機関を通じて国家と社会に対する共産党の指導を実施していくとなっている。すなわち、中国共産党は国の立法、司法、行政、監察機関、経済、文化組織と人民団体に積極的に、独立して責任を持たせながら、諸機関を協調しあい、活動するシステムを取っている。

この中で、政権党としての共産党と、立法機関としての全国人民代表大会、行政府としての國務院の相互関係は、図2に示された通りである。

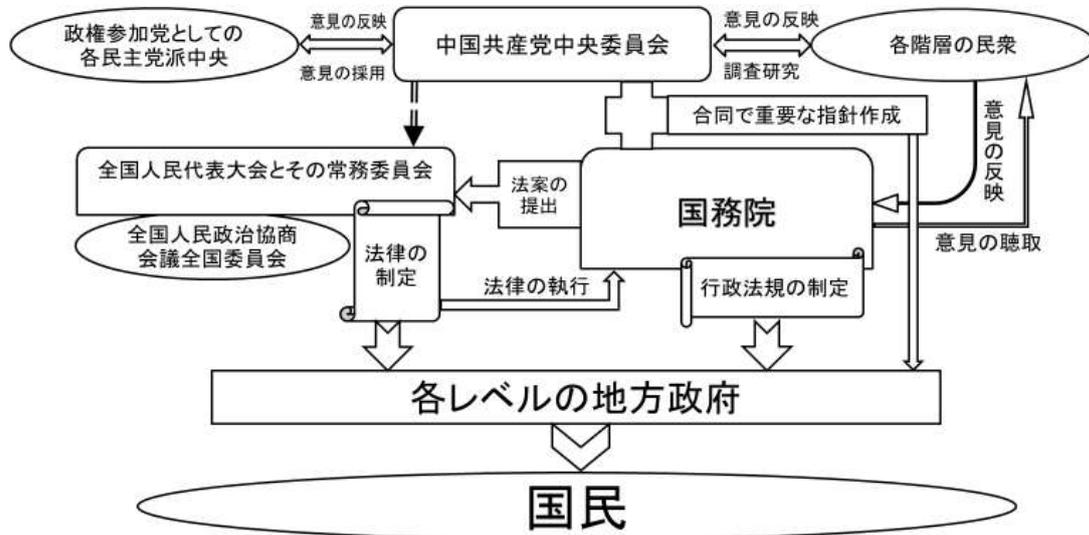


図2 中央における意思決定と執行システム

出典：筆者作成

図2を見れば、中国共産党は、国务院に対して共産党指導部の執政の方針等を伝達するが、国务院の国政を取り扱う準拠法は、全国人民代表大会で採択された法律であり、その執行にあたり全国人民代表大会の監督を受け、そこに対し責任を負わなければならない。他方、国务院は、共産党中央部の指導方針を踏まえ、法律に基づき行政を取り扱う場合に、行政法規を作成し、その執行を操作可能にして各級政府を経由して実行に付すこととなっている。

また、共産党指導部は、最高行政機関の国务院に対して、チャイナセブンの2人に行政のトップとナンバーツーを兼務させ、政治局委員に副総理または国务委員を兼任させ、行政府の人事をコントロールすることによって、行政府を共産党の事実上の配下に置き、組織・人事の面で共産党の政策方針等を実現させるシステムを敷いている(図3)。

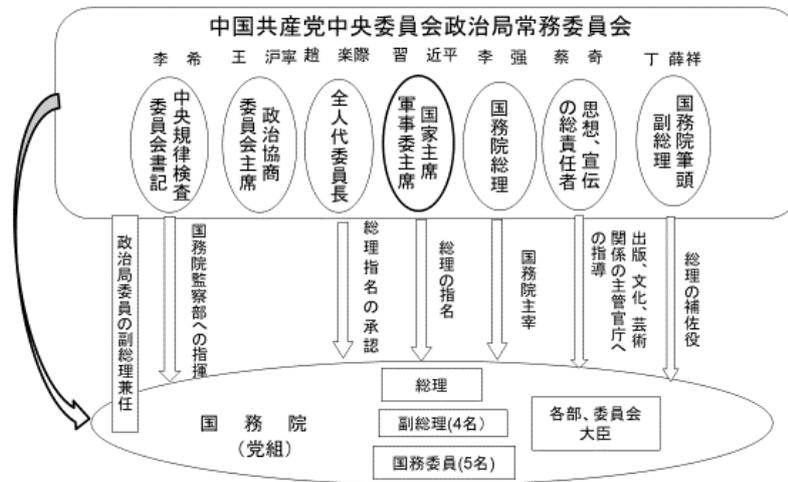


図3 共産党最高指導部の構成員と行政との関係図 (人事部分)

出典：筆者作成

第三に、参政議政の機関としての政治協商委員会を設置し、チャイナセブンの中でランキング四番目の人物を同委員会のトップに送り出し、共産党以外の政治勢力、社会団体ないし各分野の民衆の意見を吸い上げ、共産党の主義主張の代表性と民意の広範性を充実させ、共産党支配の正当性を強化する。

憲法において、全国人民政治協商会議に、国家機関という地位を賦与していないが、中国の政治システムで大きな存在として重要な役割を果たしている。それに関して、憲法の前文では次のように述べられている。

「中国人民政治協商会議は、幅広く代表的な統一戦線組織であり、これまで重要な歴史的役割を發揮してきたが、今後は国政、社会生活、対外友好活動において、社会主義現代化建設を進め、国の統一と団結を守る闘いにおいて、重要な役割をより發揮するであろう。中国共産党が指導する多党協力と政治協商制度は長期にわたって存在し、發展するであろう」(憲法前文)と。すなわち、「中国人民政治協商会議章程」によれば、中国人民政治協商会議は各階層の政治勢力を結集する愛国統一戦線とされ、中国共産党が指導する「多党協力」と「政治協商」の重要な機構であり、社会主義的民主を發揚する重要な形式であり、国家ガバナンスシステムにおける重要な構成部分であり、中国の特色を備えた制度的配置である。この統一戦線に入っているのは「すべての社会主義労働者、社会主義事業の建設者、社会主義を擁護する愛国者、祖国統一を擁護し、中華民族の偉大な復興に力を尽くす愛国者で、民主諸党派と各人民団体の形で参加することとなっている」という^⑩。

現在、中国人民政治協商会議は北京に設置される全国人民政治協商会議と県レベル以上

の各地方に設置される各級人民政治協商会議から構成されている。第14期全国人民政治協商会議の在り方をみれば、現在のメンバーは共産党を含む9つの政党と労働者総組合をはじめとする7つの人民団体、工業界、農業界、科学技術界など14の界別（分野）及び無党派人士、香港、マカオなどからの特別招待者、全部34の政治団体及び界別からなり、委員の人数は2172人となっている。

中国共産党(99人)	文化芸術界(112人)
中国国民党革命委員会(65人)	科学技術界(107人)
中国民主同盟(65人)	社会科学界(73人)
中国民主建国会(65人)	経済界(108人)
中国民主促進会(45人)	農業界(70人)
中国農工民主党(45人)	教育界(103人)
中国致公党(30人)	体育界(24人)
九三学社(45人)	新聞出版界(49人)
台湾民主自治同盟(20人)	医薬衛生界(96人)
無党派人士(65人)	対外友好界(46人)
中国共産主義青年団及び中華全国青年連合会(36人)	社会福祉と社会保障界(35人)
中華全国労働組合総会(63人)	環境資源界(85人)
中華全国婦女連合会(67人)	少数民族界(101人)
中華全国工商業連合会(65人)	宗教界(69人)
中国科学技術協会(43人)	特別招待香港人士(124人)
中華全国台湾同胞連誼会(14人)	特別招待マカオ人士(29人)
中華全国帰国華僑連合会(26人)	特別招待人士(83人)

<https://web.shobserver.com/wx/detail.do?id=573885> 20230409 アクセス

表1 全国政治協商会議第14期委員会の界別及び委員の人数（2023年4月現在）

出典：上観新聞（<https://web.shobserver.com/wx/detail.do?id=573885>）より筆者作成

「中国人民政治協商会議章程」第3条の規定によれば、中国人民政治協商会議の主要な職能は「政治協商」、「民主的監督」、「参政議政」とされている。「政治協商」とは、国政と地方の重要な政策および各分野の重要な問題について、政策決定の前と政策決定の実施中に協商を行い、建言を行うことである。「民主的監督」とは、憲法や法律と法規の実施、行政の執行にあたり、人民大衆の切実な利益にかかわる現実的な問題の解決・実行状況、国家機関とその職員の活動などについて、改善の意見、批判または具体的な提案を提出する方式を通じて行う協議式監督である。「参政議政」とは、国政の重要な課題および人民大衆が普遍的に関心を持つ問題について、調査研究を踏まえた報告、提案、建言案等の提出を通じて、中国共産党と国家機関に意見や提案と実施を要望することである。

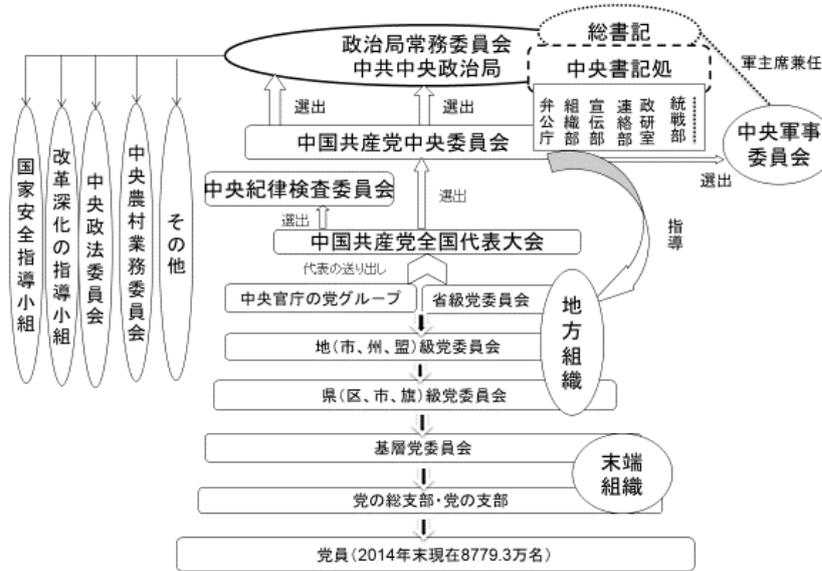


図4 中国共産党の組織図

出典：関連資料をもとに筆者作成

第四に、地方統治においては横軸では共産党系列の各級党委員会を設置し、各級地方の地方国家機関を通して行政社会事務を取り扱ると同時に、縦軸では業務系列にそって中央国家機関の指揮命令を各級の地方政府に貫かせるとなっている。図4の「中国共産党の組織図」によれば、中国共産党は省・自治区・直轄市，地区専署・地区レベル市，県・県レベル市，郷・鎮といった四級行政レベルに対して，地方各級の党委員会を設置し，そこを通して共産党中央部の指示命令を各該当レベルの行政，監察，裁判，檢察機関に貫徹させ，共産党の一元化の指導を維持する。

他方，行政系列，監察委員会系列，裁判系列，監察系列の各級の機関内では，「党组」が設けられ，機関の長を担当する共産党員出身のナンバーワンを党组書記に任命し，当該級の機関に対する共産党による統治を実現させる^⑩。各級の党委員会と党组との区別については，前者は当該地域内で設置され，共産党員の代表大会を開催し，党委員会を成立し，投票をへて党の書記を選挙する，それに対し，後者は各種の機関内に設置され，党组書記は共産党員による選挙を経ずに共産党の上位指導機関により任命される。

国家機関の縄張り主義を防止し，共産党中央の政策や戦略をスムーズに実行させるために，共産党の各級委員会で国政または地方業務の性格に応じて各種の委員会または指導小組という議事機関を設け，性格が近い各種の機関を跨って一括して指揮命令を行う。例えば，情報，治安，司法，檢察，公安など諸機関の業務，人事について共産党指導部では中央政法委員会という組織を設けて統括を行う。国家の外交政策，外交管理および海洋權益の維持などの外交事務に対して，共産党中央指導部直属の中央外事業務委員会事務室に

より統括を行う。不完全な統計によると、中国共産党最高指導部内においてこのような議事機関は20近く設けられている。

4 国政運営における中国共産党の統治手法

中国共産党は、選挙により政権党となる外国政府と違い、選挙の失敗を恐れることなく、ほしいままに勝手な政策を施行することができるのではないかと推測する人がいるのだろう。

しかし、現実には、それほど簡単ではない。中国の歴史上、君主と民衆との関係は、舟と水との関係に擬えられてきた^⑩。民衆の意見に耳を傾け、国政を運営しなければ、民衆から倒される危険に付きまとうことがよくわかる。中国共産党は、同党が「中国の労働者階級の先鋒隊であると同時に、中国人民と中華民族の先鋒隊であり、中国の特色ある社会主義事業の指導的中核であり、中国の先進的生産力の発展の要求を代表し、中国の先進的文化の前進方向を代表し、中国の最も広範な人民の根本的利益を代表している」^⑪と自ら位置づけしているのは、そのような意味合いを持っていると思われる。それがゆえに、中国共産党は社会活動を展開し、国政を運営するにあたり、国民は何を考え、何を求めているかをその政策決定の出発点とせざるを得なくなるのである。

全体的に言えば、中国共産党は国政の運営にあたり、慎重且つ実務的な姿勢をもって取り組んでいるといえる。それを検証してみれば次のような統治手法が指摘される。

第一に、共産党が中国の全ての事業における中核的な指導だと位置づけられていながら、共産党の各級指導部は、大所高所に立って戦略的な設計、重要方針の策定、共産党の組織的拡張、共産党員に対する教育・監督といった党の業務に専念し、国政に関する具体的な業務執行を各種の業務機関に任す方針を取っているように感じられる。ある特定の業務の推進を重視する姿勢を示すために、各級の共産党指導部は国務院を頂上とする各級の行政機関と連名で決定または通達という形で共産党員や民衆に呼びかけ、全社会の力を結束させて国政を遂行することがよくあるが、国政の遂行主体はあくまでも各級、各種の国家机关である。例えば、中国では改革開放政策をスムーズに推進していくためには農業の改革を先行しなければならず、食料の安定的な供給が保障されなければ中国社会の安定が期待できず、農村の振興を実現しなければ、中国式現代化の実現も不可能だというコンセンサスが形成されている。したがって、農業の安定的な発展に関する政策は、もっとも重視されている。この背景の下、改革開放が遂行されてきたこの40年以上の期間に、毎年第一号の政策文書は決まって共産党中央指導部と国務院が合同で公表する農業に関するものであるが、実際に農業政策を具体化させるのは各級の政府および所属の業務機関となっている。

共産党が国民の動員や大政方針の策定における指導的地位にとどまり、具体的な国政の運営を各種の国家机关に任す統治手法は、各分野の職員の主动性および意欲性を引き出し、プロの手法により国政を効率的に取り扱い、国民にサービスを提供するのに有利であ

る。同時に、いざという時に備え、共産党は最後の救済装置として役割を果たす含みもあるのだろう。

第二に、法律の作成や政策の策定において「大衆路線」が貫かれている。大衆路線とは何か。『中国共産党規約』では次のように定められている。「すべては大衆のためで、すべては大衆を頼りにし、大衆から来て大衆の中へ入り、党の正しい主張を大衆の自動的な行動に転化させる」という。つまり、政府が取り扱うすべての事業は、終極の目標が国民のために利益をもたらす、それを遂行する方法がすべて国民の力を利用する。何をやるか、どのようにやるかについては国民からその知恵を吸い取り、遂行を決定した事務が現実にも適合するかどうかは国民の実践によってチェックを受ける。そのようにして初めて政府の主義主張は国民に納得され、自らそれを実行に付すであろう。

大衆路線を実行するには主に次の三つの手法が考えられる。

一つ目は、調査研究を重視し国民の意見をなるべく政策に生かすように努めることである。つまり、重大な政策を策定する場合に、必ずや現場での聞き取りなどの方法をもって調査を行い、国民及び社会全体の要望およびニーズを理解したうえで、政策の軽重緩急を決める。

調査研究を重視し始めたのは毛沢東であるといわれている。1930年代井冈山根拠地の時代に、毛沢東は中国革命の根本的な問題が何かを探求するために、根拠地周辺の地方に深入りし、調査を行った上で著した「反対本主義」及び1941年9月に延安で女性生活調査団に対し行った講話「関于農村調査」^⑭は、政策策定に対する調査研究の重要性を強調していた。特に「調査を経なければ発言権がない」^⑮という理念は、政権党になった後の共産党に継承され、執政の過程に生かされている。2023年3月に国務院総理に選出された李強氏も就任後初の記者会見において「事務室に引きこもれば問題だらけで、人民大衆の中に入れば問題解決の方法がいたるところにある」と自分の今までの歩みを振り返り、調査研究の重要性を強調してみせた^⑯。

法律案や政策案の策定にあたり、起草者から政府役人または共産党の最高指導部の構成員まで地方へ赴き、視察を行い、自ら現場の事情を把握しようと努めるとともに、関係者と座談会または懇談会を開き、草の根の意見を直接に聞き入れる。例えば、『立法法』を制定するとき、『立法法（専門家建議稿）』の起草を委嘱された中国社会科学院法学研究所の教授李步雲は、まず『立法理論研究』課題組を立ち上げ、調査研究に取り組んだ。法学研究者、大学教員、博士課程の在籍者など多くの人から構成された課題組は、法案建議稿を起草するために、10以上の省、市、自治区に対し調査を行った。建議稿ができた後、また、公聴会やシンポジウムを開いて500人以上の有識者から意見を聴取し、『立法法（専門家建議稿）』を四稿まで書直したという^⑰。

最高指導部も新しい政策を制定し、または新事業を推進する前に、必ず地方視察を行い、社会の現状を把握しようとする。例えば、18期3中全会の「全面的に改革を深化する若干問題に関する中共中央の決定」を策定する場合に、中央最高指導部は関係する専門家を中

南海に迎え入れ、重要な理論的問題や現実について意見を聴取するのみでなく、常務委員の7人は、全員北京を離れ、地方へ赴き、各方面の意見を聞き取るように努めた。清華大学教授胡鞍鋼の統計によれば、7人の常務委員は各地方への調査研究は延べ35回にもおよび、足跡を全国の大部分の省級地方に留めた。そして、その決定の意見聴取稿ができた後、討議に参加した人は数千人に達し、地方や官庁及び軍隊の高層責任者のみでなく、各分野の専門家、実務家も含まれているという¹⁸。

二つ目は、民衆の多くにより理解できず、社会世論に大きな意見対立が存在する法律案、または政策案については性急に結論を出し、施行を急ぐことなく、時間をかけて説明作業を丁寧に行い、コンセンサスを達したのち施行に付すことである。人民大衆の長期的な利害関係にある事業についてはこのような手法がよく取られている。

その中で、典型的な事例は物権法の制定であろう。本来、中国では法律案が全国人民代表大会または人民代表大会常務委員会で3回の審議を経た後、採決に回すこととなっている。しかし、私有権を承認し、私有財産を保護する物権法の制定により不法占有による財産を正当化し、貧富格差を助長するマイナスの作用に注目し¹⁹、社会上では物権法の制定に反対する意見が強く存在していた。それに、北京大学の法理学教授鞏献田が物権法草案に対する批判の公開状を発表したことをきっかけに、5回も審議を受けた物権法案の採決は棚上げし、より広範に調査研究を行い、民衆の意見を聴取した上でその懸念を解消するため、草案条文の訂正をしながら、8回も審議をへてようやく採決に付された²⁰。

三つ目は、直接に大衆へ訴え、国民の政治参加を動員して事業の推進力を強化することである。中国共産党は一枚岩ではない。時には意見の相違が激しく、コンセンサスをなかなか得にくい場合がある。とくに、最高指導部のなかで、政策の形成及び遂行をめぐる意見が統一できず、または、中央の政策が既存利益集団または一部の地方によって妨害されるときに、この手法はよく使われる。毛沢東による人民公社、大躍進キャンペーン、文化大革命の発動、鄧小平による改革開放政策の導入、天安門事件直後の改革加速の重大令及び習近平による腐敗撲滅のキャンペーンなどがその典型的な事例といえよう。

ただし、この手法は両刃の剣とも言われている。例えば、毛沢東が劉少奇ら毛沢東の路線に反対する勢力を倒すために、青年学生へ直接に訴えて、その熱狂的な支持を得て引き起こした文化大革命は、中国社会の大混乱及び経済の後退をもたらした。他方、鄧小平が文化大革命の支持派の抵抗を抑えて国民へ直接に訴え、改革開放を遂行せよと号令し、民衆の強い支持を得て導入した改革開放政策は、中国の民衆生活の改善と国力の向上をもたらした。

上述したように、複数の側面を有する大衆路線について良し悪しという二分法で評価するのは難しい。確かに、中国共産党は大衆路線を推進していく過程で、大衆の意思を口実に誤った事業の遂行をしたマイナスの歴史もあったが、それを証拠にして大衆路線を酷評し、完全に否定するのは²¹不適切と考えられる。中国共産党は正に長期間にわたって大衆路線を堅持することにより、日に日に強くなり、たった28年間でアメリカの強い支持を受

けた国民党政権を打倒し、改革開放政策を導入し、経済建設にシフトしてから約40年間でアメリカに次ぐ経済大国に築き上げたことは事実である。したがって、大衆路線を実行する過程に犯した誤りをもって、大衆路線を否定することは、まさにドライバーが過失で事故を引き起こしたことで自動車に責任を帰することと同じように理屈が通じないではないだろうか。

第三に、新しい社会事業の展開、または重要な政策の遂行にあたり漸進主義と実験主義が取られている。1970年代末から始まった改革開放政策の導入が好例であろう。周知のように、中国で鎖国から開国へシフトする開放政策、計画経済から市場経済へ転換する改革事業は、歴史上前例のない歴大且つ冒険的な事業といえよう。国民からの理解と支持を受けず、進み方が社会経済の発展度合いに合致しなければ、途中で挫折してしまうリスクが伴う。そのために、中国共産党指導部と政府は、漸進的な手法を用いて慎重に模索しながら前へ進むことにした。まず、真理かどうかをチェックするものさしが何かの議論を展開して国民の慣性的な考え方を正した。次に、改革開放の目標を「まずまずの生活の実現」とし、経済発展の恵みを国民生活の改善と結びつけることにより国民の支持を取り付ける。さらに、既存の社会状態に強すぎる衝撃を与えないために、改革の方向選択は突破しやすい農業から着手し、漸次に工業・商業、社会管理といった難しい分野に拡張していく漸進主義を採用した。経済特別区の設置による資本主義的な経営手法の導入と実験、条件を揃えた一部の民衆が先駆けて豊かな生活を手にすることが認められる「先富論」、過程重視よりも結果重視が訴えられる「猫論」、試験錯誤をしながら事業を成功させる「石論」といったような理念および手法を取ったために、改革開放政策は中国社会に大きな混乱を引き起こさずに順調に進めることができた。

近代的納税制度の導入も実験主義と漸進主義に則って成功したといえる。市場経済の深化に伴い、それまでの計画経済体制下に敷かれた利益納付制度が時代遅れとなり、財政収入の大幅低下により中央政府は、地方政府から借金をして国政の運営を維持せざるを得ないという最悪の局面にあったほどである。利潤納付のシステムから国税地方税を分割徴収する近代的な税制の導入を断行する決意を有する共産党指導部と中央政府は、地方政府の反発を緩和し、制度の導入を順調に進めるために、近代的税制の導入が中国の長期的、均衡的發展に対する意義をキャンペーンするとともに、一気に旧制度を廃止し、新制度に切り替える手法を取らずに、1992年から遼寧省など9つの地方を選定して分税制の実験をはじめ、実験した上で法律を制定し、1994年になってついに近代税制を確立した。

第四に、学習型政党の整備という手法を活用し、共産党をして世界の最新知識を理解し、中国の問題点を把握し、中国の発展方向性をリードすることの力を絶えず高めていく政権党に築き上げていく。「学習型の政党」建設は2002年共産党総書記に就任した胡錦涛指導部が提起したものである。それ以来、現習近平指導部によって継承され、制度化している。この学習会は、中共中央集体学習の統計によれば、習近平が総書記を担当する18～19期中央委員会の10年間に、84回も開催された。

番号	日付	学習の内容	講師	講師の職務	番号	日付	学習の内容	講師	講師の職務
1	2017/10/27	第19期共産党代表大会の精神の学習と実行について	なし	常務委員の意見交換	22	2020/7/30	国防と軍事建設の強化について	陳崇華	軍事科学院研究員
2	2017/12/8	国家のビッグデータ戦略の実施、デジタル中国の建設に加速について	傅云	北京理工大学副学長、中国科学院院士	23	2020/9/28	我が国の考古最新発見とその意義について	陳星燿	中国社会科学院考古研究所所長
3	2018/1/31	近代化経済システムの整備について	なし	政治局委員の意見交換	24	2020/10/16	量子科学研究及び応用の前景について	孫其坤	清華大学副学長、中国科学院院士
4	2018/2/24	中国の憲法及び法による治国の全面的推進について	李林	中国社会科学院学部委員、研究員	25	2020/11/30	我が国の知的所有権の保護強化について	蔣建明	北京大学法学院教授、北京大学國際知的所有権研究中心主任
5	2018/4/23	《共産党宣言》及びその時代的意義について	王宇杰	中央編訳局研究員	26	2020/12/11	国家の安全業務を切実に展開することについて	張麗	中国現代國際关系研究院院長
6	2018/6/29	共産党の政治建設について	戚安民	中央組織部副部長	27	2021/1/28	「第14次五カ年計画」期の我が国の発展に良い局面を切り開く重点活動について	なし	政治局委員の意見交換
7	2018/7/31	軍隊の有償サービスの完全停止について	胡曉華	軍隊の有償サービスの完全停止業務指導小組事務局常務副主任	28	2021/2/26	国民皆保険の社会保険システムの整備について	胡曉華	中国社会保険学会会長
8	2018/9/21	鄉村振興戦略の実施について	韓長斌/劉永富	農業部部長/全国政協農業及び農村委員会副主任	29	2021/4/30	新しい情勢下における中国の生態文明建設の強化について	王金南	生態環境部環境企画院院長
9	2018/10/31	AI発展の現状と趨勢について	喬文	北京大学教授、中国工程院院士	30	2021/5/30	我が国の国際コミュニケーション能力の構築について	孫維海	復旦大学教授
10	2018/11/26	中国歴史上の史実について	ト恩群	中国社会科学院史学研究所研究員	31	2021/6/25	革命的資源を生かし、革命の伝統を継承することについて	なし	習近平学と理論を結びつける形式
11	2018/12/13	国家監察体制の改革深化について	馬森述	中央規律検査委員会・国家監察委員会法規室主任	32	2021/7/30	人民軍隊に対する共産党の絶対的指導を堅持し、建軍100年の奮闘目標を全力で実現することについて	肖天亮	国防大学教授
12	2019/1/25	オールメディア時代とメディアの融合発展について	叶善新	人民日報媒体技術株式会社総経理	33	2021/9/29	我が国の生物安全建設について	吳孔明	中国工程院院土、中国農業科学院副院長
13	2019/2/22	金融サービスの完備、金融リスクの防止について	謝多	シノクロード基金有限責任会社党委書記、取締役会長	34	2021/10/18	我が国のデジタル経済の健全なる発展について	呂建	中国科学院院土、南京大學学長
14	2019/4/19	五四運動の歴史的意義と時代的価値について	李玉琦	中央団校務部教授、中国青少年研究中心研究員	35	2021/12/6	中国特色のある社会主義法治システムの整備について	徐顯明	中国法学会副会長
15	2019/6/24	初志と使命を健忘し、自己革命を進めることについて	薛業利	中央党史と文獻研究院研究員	36	2022/1/24	新量子ビット・カーボンニュートラル目標の達成に向けた取り組みについて	なし	政治局委員の題目学習および経験の交流という形で行われる。
16	2019/7/30	軍事政策制度の改革の推進について	邵巨忠	軍事科学院研究員	37	2022/2/25	中国における人権発展の道について	曹立群	中国人権研究会秘書長
17	2019/9/24	新中国の国家制度と法律制度の形成と発展について	于志剛	全国人大常務委員会、憲法と法律委員会委員	38	2022/4/29	法に基づき我が国の資本の健全な発展に対する規範化について	劉元春	中国人民大学副学長、教授
18	2019/10/24	ブロックチェーン技術発展の現状とトレンドについて	陳英	浙江大學教授、中国工程院院土	39	2022/5/27	中華文明の源を探索するプロジェクトについて	王鶴	中国社科院歴史学部主任、研究員
19	2019/11/29	中国の緊急管理システムと能力整備について	孫瀾	清華大学教授	40	2022/6/17	取って代われない、取って代われない、取って代われないシステムの整備について	劉東順	中央規律検査委員会・国家監察委員会專案監督管理室主任
20	2020/5/29	民法典の切実の実施について	黃薇	全国人大常務法制工作委员会民法室主任、中国法学会行政法研究会副会長	41	2022/7/28	新時代における軍隊強化の人才育成戦略について	沈志華	軍事科学院軍隊政治工作研究院院長
21	2020/6/29	新時代における共産党の組織路線を深く学習・理解し、貫徹・実行することについて	胡金焜	中央組織部副部長					

表2 第19期中共中央政治局の集団学習の概要

出典：『中共中央集体学習』<https://www.12371.cn/special/lnzzjtxt/>
(2023年4月20日アクセス)

学習会はどのような形で主に何を勉強したのだろうか。表2の第19期中央政治局が5年間で開催した全41回の集団学習の内容を検証すると、次のようなことが分かる。

まず、学習会は共産党全国代表大会が終了後から始まり、全人代が開催される3月、ゴールデンウィークのある5月、夏休みの8月以外、ほぼ毎月1回の頻度で開催されている

22. また、共産党全国代表大会が開催される年に、大会開催の準備に時間の余裕がないため、9月から大会が終了するまでの10月に休講となっているようである。

次に、学習会は三つの方式で進行しているように思われる。一つ目は講師を招き、講師の講演内容をめぐり議論を展開する方式である。二つ目は政治局委員が独自に勉強し、勤務の実際と結びつけて経験または感想を交流しあう方式である。三つ目は現場の見学をした上で議論を展開する方式である。上記の「第19期中共中央政治局の集団学習の概要」から分かるように、一つ目の方式が一番多く採用されており、41回中の36回、87.8%を占めている。

また、学習の内容は、豊富で、政治、法治、経済、社会保障と管理、科学技術、国防軍事、鄉村建設、国際問題、メディアなど、中国ないし世界でも注目を浴びた話題を学習の内容としている。「中国共産党18～19期中央政治局集団学習の内容に関する種類別統計」によれば、もっとも多いのは政治類で24回、次は経済の11回、法治の10回、社会保障と管理の9回、国防軍事の8回となっている。但し、第19期ではアメリカが中国に対して科学技術面で封鎖し、デカップリングが激しくなったため、科学技術に関する学習は第18期の1回から4回となり、AI技術、ブロックチェーン技術、量子科学研究及び応用といった最先端の技術も学習のテーマとしている。

最後に、学習会では必ず習近平総書記による総括が行われ、学習の意義や講義の話題に対する中国政府の思慮及び対応方法について所見を述べ、学習の内容と中国政府の施策との連携関係を表明する。

政治局委員会の集団学習の様子は、必ずテレビなどのメディアによって報道される。その目的は概ね次のように指摘することができると考えられる。まず、社会発展や科学技術が猛烈なスピードで進んでいる時代から取り残されないため、共産党は時代の発展とともに進み、中国式現代化を実現するために絶えず知力を更新し充実させていく努力を弛まなくしている師範的作用を示し、共産党の先進性を訴える。次に、激務に取り組んでいる最高指導部の役員でさえ、学習に時間を費やしている模範的な行為を通して、共産党員や普通の民衆に学習に対する熱意と自覚を引き出そうとする。最後に、学習の内容を公開することにより、中国共産党指導部及び中国政府が当面関心を寄せている問題点と方向性を国民に示し、民衆からの注目、支持と協力を呼びかける作用が期待される。

第五に、「实事求是」を共産党の執政理念としている。本来、「实事求是」という言葉は今から2000年前の漢代に、著名な歴史学者班固が著した書籍『漢書』にその源を遡ることができる²³。清代中期に実学の思想が高まるに従い、漢代の「实事求是」の考え方が再び重視されるようになり、それを学問研究の基本的な方法とした。

1941年、マルクス主義に対する共産党内の間違った学習の方法及び態度を正そうとして、毛沢東は『改造我們的学習』（我々の学習を改善しよう）を発表し、实事求是を理論と実践とを統一させる科学的な態度として提起し、マルクスの基本的原理を中国の現実と結びつけなければならないと唱えた。毛沢東がいう。「『実事』とは客観的に存在しているあら

ゆる事物であり、『是』とは客観的事物の内部関係、すなわち規則性である。『求』とはそれに対する我々の探究である」と²⁴。

それ以来、「实事求是」は中国共産党の学習に対する態度及び方法から、政権党及び政府が事業および政策を遂行する指針と原則となった。文化大革命終了後、改革開放政策を導入するにあたり、鄧小平はまさに「实事求是」を生かして、改革開放に懐疑的な態度を取る人々を納得させたのである。彼は次のように指摘した。「一つの党、国、民族においては、何もかも書物から出発し、思想が強直化し、迷信が流行るのであれば、前へ進むことができず、その生命力が停止し、党が減び、国が亡びるのだらう」²⁵と。ここで、鄧小平は实事求是の重要性を共産党や国家の存亡にかかわる高度まで引き上げたのである。

確かに、中国共産党規約は最終目標を共産主義社会の実現に設定したが、改革開放を国策として実施して以来の40数年間にわたって中国政府が相次いで導入した中長期の政策は、ほぼ中国の現実を踏まえて制定されたものだといえる。文化大革命終了までに実施してきた、時代をあまりにも超越し、現実を無視した一連の左翼的な施策は見直された。計画経済から商品経済の導入をへて市場経済へのシフト、所有権制度の全人民所有から混合経済所有制への転換、農民の生産意欲性が損なわれる人民公社の廃止、農地を集団所有とし、農業経営を各農家に任す下請け生産体制の定着、江沢民の三つの代表の理念、胡錦濤の科学的発展観および習近平の新時代中国特特色社会主義思想の創出などは中国の政治、経済、社会発展の現実を見つめた上で形成され、「实事求是」の理念に則った結晶だという。特に、まずまず裕福な社会が実現したのち、中国社会の主要矛盾は「民衆の日増しに増大するより裕福な生活へ欲望と不均衡で不十分な発展との間の矛盾」という判断が出され、当面、中国の主な課題は、国民に均質でハイレベルの物質及び精神的な製品を供給するために、経済発展を最高の課題にしなければならないと提起されたのは「实事求是」の表れの一つであろう。

全体的に言えば、中国共産党は、政権樹立前に「武装闘争、党の建設、統一戦線」といった3つの神器を頼りに28年間で政権党としての地位を手にした。政権党となった後は、武闘闘争から経済建設に切り替え、党の建設強化と統一戦線を加えた新しい3つの神器を頼りに、統治を維持・強化し、40数年間を費やして貧しくて遅れた中国をアメリカに次ぐ世界で2番目の経済大国に築き上げた。これは中国共産党が中国の民衆に支持され続いた大きな原因であろう。

5 共産党統治の問題と課題

上述したように、中国共産党は上述した統治構造と統治手法を頼りに中国建国以後の社会発展を導いてきた。しかし、中国共産党は、依然として解決しなければならない多くの問題を抱えている。その中で、最も大きな問題は、共産党内の腐敗行為の深刻化である。つまり、各級の国家・社会事務の管理に関する各種の権力を賦与された一部の共産党員は、共産党に加盟したときに発した「随時に党と人民のために個人の全てを犠牲にする覚悟で

ある」という誓いの言葉をすっかり忘れ、私腹を肥やすための手段を選ばないのである。これにより、私利を図らないことを規約に盛り込んだ共産党のイメージが損なわれ、国民からの信用を失いつつある。

このような共産党の存亡にもかかわる深刻な問題を抱え、2012年に共産党の総書記として選ばれた習近平、および彼を中核とする最高指導部は、就任するや否や、共産党内の腐敗問題にメスを入れ、大々的に腐敗撲滅のキャンペーンを展開した。当初、多くの人々が最長でも1~2年で終結するであろうと予測したこの腐敗撲滅のキャンペーンは、10年間も続き、3期目の総書記になった習近平は依然としてそれを停止する気配を見せない。

「巡視」と「双規」（現在は留置）といった手段を頼りに、民衆の協力と支持を受けて共産党内の腐敗行為に対する取り締まりは大きな成果を収めたといえる。第18期と第19期中央規律検査委員会が共産党全国代表大会で行った活動報告によると、18~19期中央委員会任期の10年間に、腐敗役員に関する立件数は461.1万件、政治・行政処分を受けた共産党員出身の役員は452.9万人に及ぶ計算となる。2021年12月現在、共産党員の人数は全部で9671.2万人と統計された。それに対し腐敗に手を出し、政治・行政処分を受けた共産党員の比率は約4.68%に過ぎないが、これほど膨大な数の共産党員が変質してしまった問題の深刻さを等閑視してはならない。

これは国民の信用に対する裏切りといってもよい大問題であろう。その原因について、中国共産党指導部は、改革開放政策が施行されたこの数十年間において、精力を社会・経済発展に注いだ代わりに、中国社会主义市场经济の新しい時代的发展に合わせて、共産党員に対する教育と監督を緩め、制度的整備の手を抜いたところがあると素直に反省している。

他方、共産党のイデオロギーに一線を画している西洋諸国では、「腐敗の根源は共産党独裁である」と見ている²⁶。彼らからみれば、中国共産党及びその統治は「専制的」であり、共産党に対する社会的監督ができないでいることにあるとしている。

共産党の一方支配により、共産党役員に対する自己監督が有効にならなかったことが一原因だとは首肯するが、全部とは言いきれないと思う。実にいうと、二党制または多党制を実施し、選挙をへて政権党が交替するいわゆる「民主」国家では、腐敗がないかといえ、そうは断言できないと考えられる。民主国家では、中国ほどの腐敗事件が検挙されていないことは、中国で腐敗と見なされ、検挙、処罰を受けなければならない多くの行為は外国ではむしろ正当化されているからであろう。例えば、アメリカでは、議会ロビー活動と巨額の金銭授受は問題にならないが、中国では犯罪行為として厳重に禁止されている。

現在、習近平を中核とする共産党最高指導部は、共産党に対する統治をより厳しくし、党内の監督に関する制度を整備し、腐敗者の官職を問わず、「虎やハエを共に退治」し、共産党内の腐敗を一掃しようとしている。そして、金持ちを志向するならば共産党役員を辞退すべきだとキャンペーンをして、自浄作用を期待している。

他方、市場経済が中国で定着し、一人当たりのGDPも先進国の仲間入りをしようとして

いる中国では、国民の誰もが、より多くの富を手にし、より裕福な生活を追求している。共産党員は、中国社会のエリートとして国家の各分野の管理業務に携わり、客観的にみれば、彼等は政治経済制度の整備、社会発展のために普通の人より骨を折り、努力をしたのは事実であり、普通の民衆と同じように幸福追求の権利がある。しかし、巨額の富が蓄積できた起業家出身のリッチたちと較べれば、自分の貢献と比例せず、僅かな所得しか手に入らない共産党員たちは失望が大きいであろう。現在、共産党指導部は、献身的精神に富む人材を共産党内に吸い込もうと努力しているが、モラルが高く、能力も高い者が国家・社会事務の管理役員の就任を遠慮する向きが見られている。こうなると、共産党の社会全体への統治能力が弱まり、経済発展や社会進歩が妨げられるに違いないであろう。

長い目でみれば、共産党員役員の腐敗防止に対し社会的監督のネットワークを整備していかなければならないとともに、役員たちが腐敗に手を出さずに、中産階級並みの裕福な生活を保障するために、社会発展や経済の成長に与えた寄与に比例し報いる制度の整備も急がなければならないと思われる。

他方、西洋学者は政体分類理論を用いて中国のような統治体制を分析する場合に、弱い合法性、過度な強制依存、政策決定の過度な集権、個人権力の制度規範に対する僭越などの要素により、内在的な脆弱性が存在し、崩壊運命が避けられないとみている。しかし、中国共産党及びその統治は一向に崩壊しない。これはなぜか。2003年、アメリカ人著名な中国研究専門家のアンドリューJ・ネイサン（Andrew J. Nathan 中国名：黎安友）は『民主』雑誌に『権威主義の強靱性』（Authoritarian Resilience）という論文を発表し、中国共産党の統治が簡単に崩れなかった原因は、主に中国共産党政体の四つの制度化努力によるものであると指摘した。つまり、最高指導部の権力継承制度に対する規範化が行われたこと、政治エリート集団を抜擢するにあたり、エリートの能力とモラルに対する考察を絶えず増やしていること、政体内部で制度性分化と機能性専門化を絶えず強化すること、大衆参加の制度体系を確立し、中国共産党の執政の合法性を最大限に強化することがそれである。そして、彼は、これらの方法は、中国共産党の政体自身が直面するすべての挑戦を効果的に解決できることを保証するとはいえないが、中国共産党の政体が効果的に時代の発展に適応せず、生き残ることができないという議論は当てはまらないと指摘している²⁷。

他方、中国では現在の共産党の統治構造と統治手法は完璧なものとは考えられておらず、そのシステムの整備及び法制化に対する努力が続いている。学界でもその統治構造の最適化のために様々な議論が展開されている。ここでは、主に「立憲党主論」と「党主導立憲制」を唱えるものを紹介してみたい。

「立憲党主論」を主張するのは劉大生（江蘇行政学院法政教研部教授）である²⁸。彼は中国共産党による一党支配を「党主制」と位置づけ、次の内容を中心とする立憲党主制の整備を提案している。

まず、共産党の権限を法律によって明確化する。それによって、現在のように共産党が法律で与えられていない権力まで行使する状況が見直されることになる。次に、共産党内

の意思決定に関する民主的プロセスは、党の規約だけでなく、法律による規範を設けなければならない。党の規約の改定も法律を照らして行われるべきである。また、各レベル（中央と地方）の人民代表大会の権限を明確化する。彼が言うには、現在の全国人民代表大会は「最高の国家権力機関」と憲法によって定められているが、事実上は共産党の指導に従わなければならないとなっている。現状と実態との一致性を満たすような規定をし、人民代表大会の権限を強化しなければならないという。さらに、共産党が政権党の地位を維持できるように、議席数の優位を法律で保証するとともに、多党協力体制を改善し、各レベルの人民代表大会において、「民主党派」と「無所属」代表の議席数を増やす。最後に、国家の権力を共産党と人民代表大会が共同して行使しながら、法律をもってその権限の分担及び相互にチェック・アンド・バランスのメカニズムを定める²⁹。

上記の劉大生の主張は、天安門事件終了直後という特別な時期に提起されたもので、社会に殆ど注目を浴びなかったが、共産党の統治の整備にとっては新しい視点を提起した面では評価すべきであると考えられる。

「党主導立憲制」を提起したのは、中国政法大学法理学研究所所長を務める柯慶華教授である。彼が言うには、現在、中国の政治体制は事実上、党主導立憲制、つまり憲法と党規約の二元憲政である。憲政とは憲法下の政治であり、党主導立憲制は憲政の1つの形式である。党主導立憲制とは、党が人民による立憲を指導し、党の権力と人民の権力が憲法の中に同時に存在する二元的な政治体制である。党主導立憲制は党主権ではなく人民主権であるという。そして、党主導立憲制は党の憲法制定権と政治的指導権を認めるが、立憲の党主制ではなく、一党憲政や党国憲政でもなく、党の指導の下での立憲政治制度であり、現代社会主義の立憲政治体制だと唱えている。

彼によると、中国は党主導立憲制を公に主張しないのは、現行の制度に自信が足りないことと、この独創的な制度のために理論的な根拠を見つけていないことにあると分析し、国の政治体制がいか悪いかを判断するには、その国の現実的な時代背景と発展の必要性に合致するかどうかを以て行うべきであると主張する。彼は、人権の保障、権力の相互制約・監督という立憲政治の二つの基本的な要素を踏まえてみる場合に、中国は英米など先進国のような憲政モデルではないが、憲政国家に違いないと指摘する。

ただし、彼は、党主導の立憲制が中国の現実ではあるが、現在は暗黙のルールで存在しており、その暗黙のルールを明瞭なルールにすべきであると主張している³⁰。そのために、彼は、党主導立憲制を導入するビジョンを打ち出し、次のような提言をしている。

「まず、『中国共産党規約』を『中華人民共和国憲法』に添付し、憲法と党規約の二元憲政体制を確立し、『中国共産党規約』を『中華人民共和国憲法』の規範内に盛り込む。次に、『中華人民共和国憲法』の中で「中国共産党の領導」という一章を設け、中国共産党の具体的な権力、具体的な指導方式、党と国家権力機関および国家機関等との関係などの内容について具体的かつ明確な規範を設ける。法的規則に沿って中国共産党全国代表大会の決議を全国人民代表大会の国家権力の配置に転換させ、中国共産党の指導を法治規則

下の指導と切り替え、政治を公開・透明な政治に変えるなど、明確な規則に基づき党主導立憲制を実施する。さらに、憲法と党規約の規則は人民主権と党の指導の有機的統一を体现しなければならない。党主導立憲制である限り、中国共産党が執政することは当然のことであるが、執政方式は民衆の政治参加の能力の向上に伴い次第に民主化していくべきであり、一定の段階になると、国家指導者の候補者は党内の民主的手続きに基づき指名されるが、最終的には必ず全国民の普通選挙によって選出されなければならない。最後に、憲法監督委員会や憲法裁判所を設置して憲法の施行を保証しなければならない³¹。

柯慶華教授の上記の主張は、共産党は憲法規定の範囲内で活動するという党規約の規定を具現化するもので、「共産党が強いか、法が強いか」という民衆の疑念を解消させ、共産党の統治を法制化させ、正当化させる方法である。一方、共産党に対する監督システムがより整備され、共産党員の腐敗に対しより有効に防止ネットを張る制度的な設計だと考えられるが、共産党指導部により採用されるかどうかは、今の時点では予測し難い。

6 むすびに

中国台湾出身の政治学者蘇起は、米国大統領エイブラハム・リンカーンの有名な演説にある『人民の人民による人民のための政治』を擬え、中国の政治を『国有・国の』『党治・党による』『民享・人民のため』と解説している。

彼によると、「国有」とは、中国の土地、自然資源及び重要な生産手段がいずれも国有（及び集団所有）であり、その使用及び経営については一部民間に帰属することを指す。これが「国家資本主義」と西洋諸国の資本主義との最大の相違である。

但し、「党治」は異色なものであるとされている。経済の急成長に伴い、多くの党・政府関係者が「権力を利用して私利私欲」を図ったため、国民は大きな不満を募らせている。習近平は、政権発足後、共産党に大きな治国の権力を与える一方で、党規律を厳格にし、党員の思想教育を強化し、全面的に汚職を粛清し続けた。この手を打たなければ、局部的な動乱は起こったかもしれない。ただし、これによるマイナスの影響も小さくなく、徐々に開放されてきた風潮が制限を受けるようになり、中国の国際的イメージが悪化し、中国の台頭に対する西側の疑念が深まったという。

「民享」とは、人民が物質的・精神的に満足することを指す。ハーバード大学、ピューセンター、その他の大規模な世論調査では、各国の指導者の施政に対する満足度を比較すると、いずれも中国が上位にランキングしていることがわかるという。

「国有」「党治」「民享」の制度は世界で唯一なもので、複製が極めて難しい。それは、それを育んだ土壌も唯一無二だからだと蘇起が総括した³²。

しかし、筆者から見ると、現在の中国統治構造を分析する場合に会社のガバナンスの視点を以て見る方が分かりやすい。もし中国を会社として分類する場合、中国という会社は株式会社ではなく、無限責任会社というように感じられる。つまり、共産党は無責任会社の社長を務め、経営に対しては全責任を負わなければならない。会社の経営が失敗

した場合、無限責任を追及されるので、それを発生させないようにするために、会社のすべての営業活動や個々の従業員の会社に対する忠誠心に対して神経質となることがある。これは、現在中国に存在している諸問題の根源であろう。前述の党主導立憲制はもしかすれば、無限責任体制を見直し、有限責任に切り替えるいい方法かもしれない。

注釈

※ 本稿は、比較経済体制学会 2022 年度全国大会の共通論題における報告に基づいて執筆したものである。藤井大輔(大阪経済大学)・横川和穂(神奈川大学)・柳学洙(北九州市立大学)諸先生から報告に対しコメントとご指摘をいただき、感謝を申し上げます。

- ① 習近平：「中国共产党领导是中国特色社会主义最本质的特征」『求是』，2020年7月16日。<http://dangjian.people.com.cn/n1/2020/0716/c117092-31785371.html>
- ② 毛沢東「偉大なる社会主義国家を建設するために奮闘しよう」1954年9月15日。『毛沢東文選』人民出版社，1999年6月第1版，第6巻，第350頁。
- ③ 『中華人民共和国憲法』第3条。以下は「憲法」と略称。
- ④ 中国の「立法法」では、憲法，法律，行政法規，規程，地方性法規等を法律の範疇とされている。
- ⑤ 中国人民代表大会について詳しくは加茂具樹『現代中国政治と人民代表大会～人代の機能改革と「領導・被領導」関係の変化』（慶応義塾大学出版会，2006年3月）を参照されたい。
- ⑥ 「中華人民共和国監察法」第15条。
- ⑦ 《两高关于检察公益诉讼案件适用法律若干问题的解释》
<https://cserl.chinalaw.org.cn/portal/article/index/id/182/cid/6.html> 2022年12月23日アクセス
- ⑧ 『中国共産党規約』前文。（中国共産党第20期全国代表大会に採択された最新版）。
- ⑨ 「法に基づいて国家統治を全面的に推進する若干の重大問題に関する中共中央の決定」（2014年10月23日中国共产党第十八期中央委员会第四次全体会議採択）
http://news.xinhuanet.com/politics/2014-10/28/c_1113015330.htm 20141028 アクセス
- ⑩ 「中国人民政治協商會議章程」前文
- ⑪ 詳しくは、唐亮『現代中国の党政関係』慶応義塾大学出版会，1997年3月，第8～30頁を参照されたい。

- ⑫ 藤原正 校訳『孔子家語』に「それ君は舟なり，庶人は水なり．水は舟を載する所以にして，亦舟を覆す所以なり」とあるのは最初である．岩波書店，1933年10月第1刷発行，2019年2月第9刷発行，第44頁．
- ⑬ 『中国共産党規約』（第20期共産党全国代表大会採択版）前文．
- ⑭ 「毛沢東文集」人民出版社，1993年12月第1版，第2巻，第378～384頁．
- ⑮ 「反対本主義」『毛沢東選集』人民出版社，1991年6月第2版，第1巻，第109頁．
- ⑯ 「李強总理出席记者会并回答中外记者提问」http://www.gov.cn/zongli/2023-03/13/content_5746555.htm#1 2023年4月13日アクセス
- ⑰ 李步雲「『中華人民共和國立法法（専門家建議稿）』起草に関する若干の問題」『中国法学』1997年第1期，第11頁．
- ⑱ http://news.ifeng.com/exclusive/scholar/detail_2013_11/11/31130690_0.shtml
アクセス：2013/11/15
- ⑲ 孫憲忠「物権法的制定与実施体现了思想解放」『北京日報』2008年4月28日．
- ⑳ 但見亮「物権法草案違憲論争の諸相」『中国研究月報』第61巻第11号（2007. 11）
（file:///E:/%E3%83%80%E3%82%A6%E3%83%B3%E3%83%AD%E3%83%BC%E3%83%89/Firefox/20230504172910_58ebafabd92e2e3a80d86b7bb7e88eda.pdf）を参照されたい．
- ㉑ 中兼和津次『毛沢東論』名古屋大学出版会，2021年4月，第98～104頁．
- ㉒ ただし，2019年の10月から翌年の2月まで3回休講している．その理由は不明である．
- ㉓ 班固（はんこ，紀元32年～92年）『漢書』「河間献王德伝」には河間献王の劉徳が「修学好古，実事求是」（学問を修め，古籍を好み，実事求是）だとある（『漢書』第53巻，中華書局，第2410頁）．
- ㉔ 『毛沢東選集』第3巻，第801頁．
- ㉕ 『鄧小平文選』第2巻，第143頁．
- ㉖ 例えば，日本産経新聞前中国総局長の伊藤正は「腐敗の根源は共産党独裁である」と断言している．https://jinf.jp/weekly/archives/11329_20230502 アクセス
- ㉗ NATHAN A J. Authoritarian Resilience [J]. Journal of Democracy, 2003, 14 (1) : 6-17. 唐亜林「从建国体制到党治国体制再到党兴国体制：中国共产党治国理政新型体制的建构」『行政论坛』2017年第5期，总第143期第7頁より転用．
- ㉘ 劉大生「党主立憲制を論じる—社会主義初級段階に見合う政治体制に関する研究」『社会科学』，1989年第7号．
- ㉙ 関世雄「長期政権を維持するための政治改革—「立憲党主制」に向けて—」
<https://www.rieti.go.jp/users/china-tr/jp/091030kaikaku.html> 2021年5月1日アクセス
- ㉚ 「憲法と党規約の二元憲政」（宪法与党章的二元宪政）（2015年3月6日刊行）
<http://www.aisixiang.com/data/84804.html> 20220501 アクセス
- ㉛ 「憲法と党規約の二元憲政」（宪法与党章的二元宪政）（2015年3月6日刊行）
<http://www.aisixiang.com/data/84804.html> 20220501 アクセス

³² 蘇起「中美制度竞赛：中国大陆篇」電子雜誌『海外看世界』May 16, 2020. <https://haiwaikanshijie.com/%E9%A6%96%E9%A1%B5-%7C-home/f/%E8%8B%8F%E8%B5%B7%7C%E4%B8%AD%E7%BE%8E%E5%88%B6%E5%BA%A6%E7%AB%9E%E8%B5%9B%EF%BC%9A%E4%B8%AD%E5%9B%BD%E5%A4%A7%E9%99%86%E7%AF%87%7C%E6%B5%B7%E5%A4%96%E7%9C%8B%E4%B8%96%E7%95%8C?blogcategory=%E5%BC%A0%E4%BA%91> 20220610 アクセス。

参考文献

- 蔡定劍『中国人大制度』社会科学文献出版社、1992年8月。
- 唐亮『現代中国の党政関係』慶応義塾大学出版会、1997年3月。
- 鄒聖華『中国政府体制』天津社会科学院出版社、2002年10月。
- 加茂具樹『現代中国政治と人民代表大会』慶応義塾大学出版会、2006年3月。
- 国分良成編『中国の統治能力』慶応義塾大学出版会、2006年9月。
- 周望『中国「小組機制」研究』天津人民出版社、2010年12月。
- 毛里和子『現代中国政治～グローバル・パワーの肖像』（第3版）、名古屋大学出版会、2012年5月。
- 熊達雲『法制度からみ現代中国の統治機構～その支配の実態と課題』明石書店、2014年6月。
- 天兒慧『中国共産党論』NHK出版、2015年9月。
- 張龔「多元一統的政治憲法結構—政治憲法學理論基礎的反思与重建」『法學研究』2015年第6期。
- 柯華慶「破除憲政姓“資”姓“社”的霧霾」國務院發展研究中心、2016-2-03
<https://www.chinathinktanks.org.cn/content/detail/id/v8m5vf13> 20220501 アクセス
- 唐亞林「体制到党治国体制再到党兴国体制：中国共产党治国理政新型体制的建构」『行政论坛』2017年第5期、总第143期。
- 白智立『中国国家治理模式及改革』廣東人民出版社、2018年10月。
- 本書編写組『中国共産党簡史』人民出版社・中共党史出版社、2021年2月。
- 中兼和津次『毛沢東論』名古屋大学出版会、2021年4月。
- 姚洋『共産党面臨的挑戰与政治哲学的重構』
https://mp.weixin.qq.com/s/cgW_HmNsy8UlouadhIF1qg 20221018 アクセス
- 柯華慶「馬克思主義中国化到中華馬克思主義」学党规 2022-10-11 01:06 刊行。
<https://mp.weixin.qq.com/s/iRwzU72wPwzn-IMC79USUw> 20221011 アクセス

論文

外国人介護労働者に対する日本人の態度と影響要因：

4つの大都市圏からの証拠*

戴 二彪

(アジア成長研究所教授、九州大学大学院経済学府客員教授)

要旨

本研究は、三大都市圏（東京都市圏・名古屋都市圏・大阪都市圏）と地方にある福岡都市圏（福岡市と北九州市が中心）など4つの大都市圏を対象とする「外国人介護労働者に対する都市圏住民の意識に関する調査」（「AGI-九大 2021年調査」）の個票データを用いて、外国人介護者に対する態度に与える住民の個人属性の影響を検証した。主な分析結果は次のように要約できる。

- ① 4つの質問で示されている外国人介護者に対する住民の態度について、回答者の「学歴」と「国際交流経験」は、すべて統計的に有意なプラスの影響を与えている。この分析結果は、先行研究とも一致している。
- ② 外国人介護者に対する住民の態度に関する4つの質問のうちの3つについて、回答者の「年齢」は、統計的に有意なプラスの影響を与えている。一方、この4つの質問のうちの1つについて、「ジェンダー（男性）」は統計的に有意なプラスの影響を与えている。
- ③ （福岡市と北九州市から構成される）福岡都市圏の住民は、三大都市圏の住民よりも外国人介護者に対して友好的な態度を持っている。
- ④ 住民の「地位」は、外国人からの介護サービスに対する態度に対して、マイナスの影響を与えている。

上の実証分析の結果を踏まえて、外国人介護者の受け入れをより効果的に推進するために、いくつかの対策を提言している。

* 本稿は、アジア成長研究所(AGI)2022年度研究プロジェクト報告書（代表者：戴）を微修正したものである。

1. 本研究の背景と目的

1.1 本研究の背景

日本は、世界で高齢化が最も進んでいる国の一つである。2021年に、65歳以上の高齢者が日本総人口の28.9%も占めている（総務省統計局, 2023）。高齢者（特に自立できない高齢者）の増加につれて、介護需要も急速に拡大している。厚生労働省の調査によると、2016年の介護労働者数は211万人であったが、2025年の必要介護者数は243万人に上昇し、少なくとも32万人の補充が必要と予測されている。しかし、国内介護者の推移状況を見ると、供給は需要の増加に追いつくことが非常に難しいと認識されている（厚生労働省, 2019）。

このような背景の下、日本では、外国人介護労働者の受け入れが介護者不足の対策として重視されつつある。しかし、外国人介護者の受け入れ規模はまだ期待に遠く及びない。2020年に、日本で働いている外国人介護労働者は約1.6万人に過ぎなかった^(注1)。これに対して、同年の台湾では、総人口が日本人口の20%未満でありながら、24.1万人の外国人介護労働者が働いている（台湾労働部, 2022）。

日本が外国人介護労働者を受け入れることについて進展が遅い背景には、労働力供給側（海外）と需要側（日本）の両方の原因があると考えられる。一方で、アジア諸国の経済成長や日本との賃金格差の大幅な縮小に伴い、従来の外国人労働者供給国においては日本への出稼ぎ意欲が低下している。もう一方で、日本国内の外国人労働者に対する保守的な態度も大きく影響していると考えられる。

日本のような民主国家では、外国人介護労働者の受け入れ政策は、国民の態度（意向）に大きく左右されているが、国民の間に態度の個人差もある。どのような個人属性が外国人介護労働者に対する態度に影響しているのか？関連政策を効果的に推進するためには、この問題を解明しなければならない。

1.2 本研究の目的

本研究では、需要側の要因に焦点を当てて、次の2つの問題を解明しようとする。

(1) 外国人介護労働者の受け入れについて、日本人（国内住民）はどのような態度をとっているのか？

(2) 日本人の外国人介護労働者への態度に対して、どのような個人属性が影響しているのか？

上の2つの問題に答えるために、本研究では、2021年3月にアジア成長研究所（AGI）と九州大学経済学研究院が共同で実施した「外国人介護労働者に対する都市圏住民の

意識に関する調査」(以下は「AGI-九大2021年調査」と称す)の個票(マイクロ)データを用いて、4つの大都市圏(東京都市圏、名古屋都市圏、大阪都市圏、および福岡都市圏)を対象に実証分析を行う。

本稿は、5節から構成される。次の第2節では、外国人労働者に対する受け入れ国住民の態度の影響要因に関する先行研究をレビューする。第3節では、本研究の分析枠組み(仮説・モデル)と使用されるデータを説明する。第4節では、仮説に対して実証分析を行う。最後の第5節では、分析結果に基づいていくつかの対策を提言する。

2. 先行研究のレビュー

経済のグローバル化に伴い、世界中の様々な産業において外国出身労働者のプレゼンスが増大している。しかし、国によって、その総人口に占める外国出身労働者の割合が大きく異なる。その原因は様々であるが、各国の外国人労働者の受け入れ政策の違いが重要な影響要因の一つになっている。

民主国家では、外国人労働者の受け入れ政策は国民の態度(意向)に大きく左右されているが、外国人労働者に対する国民の態度は、人々の個人属性(年齢、性別、教育レベル、所得、職業、地位、異文化交流経験など)に影響されるとみられている。先行研究では、受け入れ国住民の個人属性と外国人労働者に対する態度の関係について、次のように報告されている。

年齢：

先行研究によると、年齢は外国人介護者に対する態度に影響を与える。例えば、カナダを対象とするある研究では、高齢者ほど外国人介護者よりも母国語を話す介護者からの介護を希望する傾向が顕著である(Boyd, 2012)。また、日本で行われたある研究では、若い人ほど外国人労働者に対して受容的であることが分かる(Nakano & Toyoda, 2019)。この研究は、若い人ほど外国の文化に触れる機会があり、多様性に対してよりオープンな態度を持っている可能性が高いと示唆している。ただし、外国人介護労働者に焦点を当てる別の研究では、日本の地方圏(中国地域の広島県、山口県、島根県)において、逆に、高齢者ほど外国人介護者に対して受容的であると主張している(Lamb, 2022)。

ジェンダー：

ジェンダーが、外国人労働者に対する態度に影響を与える重要な個人属性と指摘されている。例えば、カナダで行われたある研究では、女性と比べ男性の方が外国人労働者の受け入れを支持する傾向があることが分かる(Liu & Li, 2020)。また、アメリカ

を対象とする研究でも、同じ傾向が報告されているが、女性は異文化背景を持つグループと一緒に働いた経験がある場合、外国人労働者の雇用を支持する可能性が高くなることが分かる (Citrin et al., 1997)。一方、カナダで行われた外国人介護者に対する態度の研究では、女性住民が女性の外国人介護者からの介護を希望する傾向が強いことが分かる (Boyd, 2012)。これらの研究結果は、ジェンダーが住民の外国人介護労働者に対する態度に無視できない影響を与えると示唆している。

学歴（教育レベル）：

いくつかの先行研究では、学歴が外国人労働者に対する態度の重要な影響要因であることが明らかになっている。たとえば、カナダで行われたある研究では、高い学歴を持つ人ほど外国人介護者に対して受容的であることが分かる (Boyd, 2012)。また、台湾で行われたある研究では、高い学歴を持つ人ほど、現地出身の介護者よりも外国人介護者を選好する傾向があると報告している (Chen et al., 2018)。これらの研究結果は、住民の学歴が外国人介護労働者に対するポジティブな態度を形成する上で重要な影響を与えることを示唆している。

職業：

住民の職業も外国人労働者に対する態度に影響を与えるとみられる。たとえば、日本を対象とする研究では、管理職や専門職にいる人々は、肉体労働者に比べて外国人介護者により支援的であることが示されている (Nakano & Toyoda, 2019)。

所得水準：

住民の所得水準と彼らの外国人介護労働者に対する態度との関係はやや複雑である。いくつかの研究では、高所得者は外国人介護者に対してより受容的であることが示されているが (Chen et al., 2018)、別の研究では逆の結果が得られている (Boyd, 2012)。また、アメリカを対象とする研究では、保守的な政治的見解を持つ住民の場合のみ、所得水準が外国人介護者に対する態度に有意な影響を与える (Citrin et al., 1997)。これらの結果から、所得水準が外国人介護労働者に対する態度に影響するが一貫性が足りないことが示唆される。

居住国（地域）：

一部の先行研究は、住民の外国人介護者に対する態度を分析する際には、居住地域・国の属性も考慮すべきだと指摘している。たとえば、Chen et al. (2018) の研究では、外国人労働者の受け入れに対する国の政策が住民の外国人介護者に対する態度に影響を与えると指摘されている。また、カナダで行われた研究では、一国の中でも地域によって外国人介護者に対する態度が異なることが示されている (Boyd, 2012)。

脅威感（脅威への感知度）：

外国人労働者に対する態度は、個人の脅威感にも影響される(Spierings & Zick, 2016)。アメリカで行われたある研究では、外国人労働者からの経済的競合を感じている人ほど、外国人労働者を受け入れることに反対する傾向があることが分かった (Citrin et al., 1997)。同様に、ドイツで行われた研究でも、自分の雇用の安定に対する脅威を感じている人ほど、外国人労働者を雇うことに対して支持しない傾向があることが分かった (Kunovich, 2009)。なお、女性住民は、治安状況の変化により敏感になるので、外国人労働者（特に男性労働者）の受け入れに対して男性住民以上に消極的であるという調査研究も少なくない。

国際交流経験（外国人との交流や異文化の体験）：

住民の国際交流経験も外国人労働者に対する態度に影響を与えると報告されている。カナダで行われた研究では、外国人と多く接触していた個人ほど、外国人労働者の雇用に支援する傾向があったという結果が出ている (Liu & Li, 2020)。同様に、ドイツで行われた研究でも、外国人労働者との良い交流を経験した個人ほど、外国人労働者の雇用に支援する傾向があったという結果が出ている (Kunovich, 2009)。これらの研究結果は、個人的な国際交流経験・異文化体験がステレオタイプ（固定観念、偏見など）を打破し、外国人労働者に対するより肯定的な態度を促進することができることを示唆している。

先行研究の分析結果から、次のことが要約できる。

(1) 諸個人属性のうち、学歴と国際交流経験（外国人との交流や異文化の体験）は、どの研究においても、介護者を含む外国人労働者に対する態度にプラスの影響を与えていると報告されている。

(2) 一般的に、治安や雇用などに対する不安を感じやすい個人は、外国人労働者の受け入れに対して否定的な傾向がある。たとえば、ほとんどの研究では、女性は、外国人労働者の受け入れに対して男性よりも消極的であると報告されている。

(3) 年齢・所得・職業などほかの個人属性も、介護者を含む外国人労働者に対する態度に影響するが、研究対象国（地域）・対象時期によってその影響は大きく異なる。

既存研究の状況を見ると、外国人労働者に対する態度と個人属性の関係について、まだ解明されていないことが少なくないと言える。特に、日本の場合、政府官庁や地方自治体・調査研究機構による外国人労働者の受入れに関する世論調査・意識調査が多く報告されているが（内閣府，2016；連合，2018；パーソル総合研究所，2019）、次の不足がある。

- ① 調査参加者（回答者）の個人属性が詳しく収集されておらず、個票データ（マイクロデータ）に基づく実証分析は非常に少ない。
- ② 調査票における質問は、ほとんど外国人または外国人労働者全体に関するものであり、外国人介護労働者に焦点を当てていない。

前述したように、日本では、外国人介護労働者の受け入れが介護労働力不足の対策として重視されつつあるが、受け入れ政策の推進は、国民の態度（意向）に大きく左右されている。外国人介護労働者の受け入れを効果的に促進するためには、外国人介護労働者に対する態度に焦点を当てて、個人属性による影響を詳しく分析・検証しなければならない。

3. 分析のフレームワーク

3.1 仮説

第1節で述べたように、民主国家では、外国人労働者の受け入れ政策は、国民の態度（意向）に大きく左右されている。日本における外国人介護労働者が期待した通りに増加していないが、外国人介護労働者の受け入れに対する日本国民の消極的態度が重要な原因の一つと考えられる。ただし、日本の国民の間に、外国人介護労働者の受け入れに対する態度の個人差もある。どのような個人属性が人々の外国人介護労働者の受け入れに対する態度に影響しているのか？関連政策を効果的に推進するためには、この問題を解明する必要がある。

本節では、先行研究における分析結果と日本の状況を踏まえ、次の仮説を立てたうえで、後述するアンケート調査で得られた個票データ（マイクロデータ）を用いて、個人属性が人々の外国人介護労働者に対する態度に与える影響を検証する。

- 仮説1：高学歴者ほど、外国人介護労働者の受け入れに対してより積極的である。
- 仮説2：国際交流経験のある者は、外国人介護労働者の受け入れにより積極的である。
- 仮説3：女性は外国人介護労働者の受け入れに対して男性より消極的である。
- 仮説4：高齢者ほど、外国人介護労働者の受け入れに対して積極的である。
- 仮説5：所得水準、職業、居住地域などの個人属性も、外国人介護労働者に対する態度に影響する。

3.2 実証分析に使用されている調査データ

本研究では、国内住民の外国人介護労働者に対する態度に与える個人属性の影響を検証するために、2021年3月にアジア成長研究所（AGI）と九州大学経済学研究院が共同で実施した「外国人介護労働者に対する都市圏住民の意識に関する調査」（「AGI-九大 2021年調査」）から得られたマイクロデータを用いた。この調査の概要は、表1に示されている。

表1 「AGI-九大 2021年調査」の概要

調査経費の提供者：アジア成長研究所（AGI）と九州大学経済学研究院
アンケート調査の企画・設計者：AGI（著者）
質問数：28問（うち：7問は回答者の個人属性に関する質問）
調査の対象地域：4つの都市圏（MA） (東京MA、名古屋MA、大阪MA、福岡MA)
回収された有効調査票（810）の地域構成： 東京（297）、名古屋MA（113）、大阪MA（170）、福岡MA（230）
調査の実施時期：2021年3月
調査の実施者：NTTコム オンライン・マーケティング・ソリューション株式会社
調査方式：NTTコム オンライン社の全国大規模顧客モニタリングネットワークを通じてオンライン式で記入してもらう

（出所）著者

この「AGI-九大 2021年調査」では、回答者の個人属性に関する7つの質問と回答者の外国人介護労働者に対する態度などに関する21の質問が設けられている（文末にある付録表を参照）。この調査から得られた個票情報は、前述の仮説を検証するための実証分析のデータソースとなっている。

3.3 モデル

本研究の実証分析で用いられたモデルは、ロジスティック回帰モデルである。ロジスティック回帰モデルとは、被説明変数Yが2値（0か1か）をとる回帰モデルである（式1）。ロジスティック回帰モデルにおける諸係数は、一般化線形モデル（GLM：Generalized Linear Model）として最尤推定法によって推計される。

$$P(Y=1) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)} \quad \dots (1)$$

ただし、

Y : 2つのカテゴリカルな値を持つ被説明変数。本研究では、外国人介護労働者にポジティブな態度を示す回答を1、そうでない回答を0とする。

X_i : 説明変数（調査票に回答する住民の個人属性）。

P : ある事象 ($Y=1$) が発生する確率。

式 (1) から、オッズ ($Y=1$ が発生する確率 (p) と発生しない確率 ($1-p$) の比率) が計算できる (式2)。

$$\frac{P(Y=1)}{1-P(Y=1)} = \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) \quad \dots (2)$$

さらに、式 (2) に基づいて、ある説明変数 X_i の変化 (一単位の増加) による事象 ($Y=1$) の発生可能性への影響を示すオッズ比(Odds Ratio)も計算できる。オッズ比とは、2つのオッズの比 (例えば、男性が外国人介護者にポジティブな態度を示すオッズと女性が同態度を示すオッズの比率) であり、次の式 (3) で計算される。

$$\text{オッズ比} = \exp(\beta_i X_i + \dots + \beta_n X_n) / \exp(\beta_i (X_i - 1) + \dots + \beta_n X_n) = e^{\beta_i} \quad \dots (3)$$

本研究の実証分析で得られるオッズ比の数値から、説明変数 X_i が1単位増えると、住民が外国人介護者にポジティブな態度を示す可能性がどの程度増大するかを読み取ることができる。

4. 個人属性による外国人介護労働者に対する態度への影響：実証分析の結果

4.1 被説明変数と説明変数

「AGI—九大 2021年調査」では、外国人介護労働者に対する態度などに関する21の質問が設けられているが、そのうち、表2に示されている4つの質問 (Q2、Q5、Q10、Q11) に関する回答は、国内住民の外国人介護労働者に対する態度を最も直接的に反映していると言える。

表2 外国人介護者に対する態度を反映する4つの質問と回答状況

Q2. 外国人介護者の流入により、地域経済は改善されると思いますか？あなたの考えに一番近いものをお答えください。			
		実数	%
1	外国人の雇用創出をし、外国人居住者の消費と定住を維持することによって、地域経済は活性化する	233	28.8
2	地域経済は活性化されるが、送金などでお金が日本から海外へ流れると思う	156	19.3
3	日本の経済は、外国人労働者がいなくても成長すると思う	53	6.5
4	実質的な経済成長は見込まれない	134	16.5
5	わからない	234	28.9
Q5. 外国人住民は、あなたの文化と地元の生き方を変えますか？あなたの考えに一番近いものをお答えください。			
		実数	%
1	外国人居住者は、私達の文化を変えることはなく、文化を豊かにするだけだ	134	16.5
2	外国人居住者が、私達の文化を完全崩壊させることはない	347	42.8
3	外国人居住者は、私達の文化を崩壊させる	101	12.5
4	外国人居住者は、私達の文化を著しく崩壊させる	35	4.3
5	わからない	193	23.8
Q10. 外国人から介護を受けることについて、どうお考えですか？あなたの考えに一番近いものをお答えください。			
		実数	%
1	外国人から介護を受けることに問題はない	119	14.7
2	心配な部分はあるが、外国人から介護を受けることにさほど問題はない	340	42.0
3	敬意は示すが、やはり偏見や不快感がある	124	15.3
4	私は外国人から介護を受けることはしない	71	8.8
5	わからない	156	19.3
Q11. 外国人の介護の質は、日本人の介護の質と同じだと思いますか？あなたの考えに一番近いものをお答えください。			
		実数	%
1	外国人の介護の質は、日本人の介護の質より優れていると思う	40	4.9
2	外国人の介護の質と日本人の介護の質は、同じだと思う	278	34.3
3	外国人の介護の質は、日本人の介護の質に比べて、少しだけ劣っていると思う	144	17.8
4	外国人の介護の質は、日本人の介護の質より劣っていると思う	71	8.8
5	わからない	277	34.2

(出所) 著者より作成。

本研究の実証分析では、表2に示されている4つの質問に対するポジティブな回答を1、その他の回答を0としている(表3を参照)。そして、各質問への回答を被説明変数として、ロジスティック回帰モデルを用いて第3節で設定されている仮説を検証する。モデルにおける諸変数の基本統計値は、表3に示されている。

表3 モデルにおける諸変数の基本統計値

変数	標本数	平均値	標準差	最小値	最大値	注
Q2a1	810	0.2877	0.4529	0	1	Q2への答え (a1=1, 他=0)
Q5a1a2	810	0.5938	0.4914	0	1	Q5への質問 (a1またはa2=1, 他=0)
Q10a1a2	810	0.5667	0.4958	0	1	Q10への質問 (a1またはa2=1, 他=0)
Q11a1a2	810	0.3926	0.4886	0	1	Q11への質問 (a1またはa2=1, 他=0)
Gender	810	0.6136	0.4872	0	1	ジェンダー (男性=1, 女性=0)
AGE	810	53.1480	12.730	20	86	年齢
Hiarea	810	0.0617	0.2408	0	1	高所得地域 (東京港区) ダミー
TOKYO	810	0.3667	0.4822	0	1	東京都市圏ダミー
NAGOYA	810	0.1395	0.3467	0	1	名古屋都市圏ダミー
OSAKA	810	0.2099	0.4075	0	1	大阪都市圏ダミー
FOKUOKA	810	0.2840	0.4512	0	1	福岡都市圏ダミー
Medcare	810	0.0284	0.1662	0	1	医療/介護サービス業 (Yes=1, No=0)
Hposition	810	0.1049	0.3067	0	1	地位 (会社部長以上などの管理職=1, 他=0)
Edulevel	810	4.6654	1.8665	0	7	教育レベル (0~7級の8レベル)
Higheredu	810	0.5926	0.4917	0	1	大卒学歴=1, 他=0
Foreignex	810	0.4025	0.4907	0	1	(外国人との) 国際交流経験 (有=1, 無=0)

(出所) 著者の計算より。

(注) 教育レベルは、0 (学歴なし) から7 (大学院修了) までの8レベル。

4.2 質問2の回答についての実証分析の結果

質問2とその答えの選択肢は次のように設計されている。

Q2. 外国人介護者の流入により、地域経済は改善されると思いますか？

(a1) 外国人の雇用創出をし、外国人居住者の消費と定住を維持することによって、地域経済は活性化する。

(a2) 地域経済は活性化されるが、送金などでお金が日本から海外へ流れると思う。

(a3) 日本の経済は、外国人労働者がいなくても成長すると思う

(a4) 実質的な経済成長は見込まれない

(a5) わからない

実証分析では、回答 a1 を1、他の回答 (a2~a5) を0として、ロジスティック回帰モデルに基づいて諸個人属性による回答への影響を検証した。分析結果は表4に示されている。

表4 質問2の回答についての分析結果

被説明変数: Q2への答え (a1=1; 他=0)									
モデル1					モデル2				
説明変数	Odds Ratio	Coef.	z	P>z	説明変数	Odds Ratio	Coef.	z	P>z
Gender	1.5691	0.4505	2.43	0.015	Gender	1.6185	0.4815	2.62	0.009
AGE	1.0065	0.0064	0.97	0.334	AGE	1.0064	0.0064	0.96	0.336
Hiarea	1.3825	0.3239	0.97	0.331	Hiarea	1.3830	0.3242	0.97	0.331
TOKYO	0.8531	-0.1589	-0.75	0.452	TOKYO	0.8586	-0.1525	-0.72	0.470
NAGOYA	0.7129	-0.3384	-1.24	0.216	NAGOYA	0.7103	-0.3421	-1.25	0.210
OSAKA	0.8894	-0.1172	-0.5	0.615	OSAKA	0.8829	-0.1245	-0.53	0.593
FOKUOKA	(omitted)				FOKUOKA	(omitted)			
Medcare	0.7830	-0.2446	-0.49	0.621	Medcare	0.7734	-0.2569	-0.52	0.604
Hposition	1.2193	0.1983	0.79	0.431	Hposition	1.2231	0.2014	0.8	0.423
Higheredu	1.4541	0.3744	2.13	0.033	Higheredu	-	-	-	-
Edulevel	-	-	-	-	Edulevel	1.08549	0.082	1.79	0.073
Foreignex	2.23675	0.805	4.92	0.000	Foreignex	2.24488	0.8087	4.94	0.000
_cons	0.12954	-2.044	-5.26	0.000	_cons	0.10843	-2.222	-5.12	0.000
LR chi2(10) = 50.83; Prob > chi2 = 0.0000					LR chi2(10) = 52.16; Prob > chi2 = 0.0000				
Log likelihood = -460.6168; Pseudo R ² = 0.0523					Log likelihood = -459.9528; Pseudo R ² = 0.0537				

(出所) 著者の計算より。

表4から、次のことが分かる。

- (1) モデル1の諸説明変数のうち、大卒学歴、国際交流経験、ジェンダーは、住民の「外国人の地域経済への貢献に関する評価」に対して有意なプラスの影響を与えている。学歴レベル(8分類)で大卒学歴を入れ替えたモデル2でも、学歴レベル、国際交流経験、ジェンダーは、住民の外国人に対する態度に有意なプラスの影響を与えている。また、国際交流経験、ジェンダー、大卒学歴に関するオッズの数値によると、国際交流経験のある者、男性、と大卒者が外国人の地域経済への貢献に対してポジティブな評価をする可能性は、国際交流経験のない者、女性、と非大卒者に比べて、それぞれ、2.23倍以上、1.56倍以上、1.45倍以上になっている。これらの結果は、第3節で立てられている仮説1、仮説2、仮説3をサポートしている。
- (2) モデル1とモデル2のいずれにおいても、年齢・高所得居住区・所在地域・職業・社会地位などの変数は、住民の外国人に対する態度に対して、統計的に有意なプラスの影響またはマイナスの影響を与えていない。

4.3 質問5の回答についての実証分析の結果

質問5とその答えの選択肢は次のように設計されている。

質問5. 外国人住民は、あなたの文化と地元の生き方を変えますか？

(a1) 外国人居住者は、私達の文化を変えることはなく、文化を豊かにするだけだ

(a2) 外国人居住者が、私達の文化を完全崩壊させることはない

(a3) 外国人居住者は、私達の文化を崩壊させる

(a4) 外国人居住者は、私達の文化を著しく崩壊させる

(a5) わからない

実証分析では、回答 a1 と a2 を 1、他の回答 (a3~a5) を 0 として、ロジスティック回帰モデルに基づいて個人属性による回答への影響を検証した。分析結果は、表 5 に示されている。

表5 質問5の回答についての分析結果

被説明変数: Q5への答え (a1 または a2= 1; 他=0)									
説明変数	モデル1				説明変数	モデル2			
	Odds Ratio	Coef.	z	P>z		Odds Ratio	Coef.	z	P>z
Gender	0.8469	-0.1662	-1	0.315	Gender	0.8670	-0.1427	-0.87	0.383
AGE	1.0146	0.0145	2.37	0.018	AGE	1.0151	0.0149	2.43	0.015
Hiarea	1.0515	0.0502	0.15	0.878	Hiarea	1.0537	0.0523	0.16	0.873
TOKYO	0.7073	-0.3463	-1.76	0.079	TOKYO	0.7015	-0.3546	-1.79	0.073
NAGOYA	0.5576	-0.5841	-2.44	0.015	NAGOYA	0.5475	-0.6025	-2.51	0.012
OSAKA	0.7036	-0.3516	-1.65	0.098	OSAKA	0.6955	-0.3631	-1.71	0.088
FOKUOKA	(omitted)				FOKUOKA	(omitted)			
Medcare	0.8154	-0.2040	-0.46	0.643	Medcare	0.7747	-0.2553	-0.58	0.562
Hposition	1.0896	0.0858	0.34	0.737	Hposition	1.0734	0.0709	0.28	0.782
Higheredu	1.5778	0.4561	2.91	0.004	Higheredu	-	-	-	-
Edulevel	-	-	-	-	Edulevel	1.139086	0.1302	3.18	0.001
Foreignex	1.963812	0.6749	4.33	0.000	Foreignex	1.950856	0.6683	4.28	0.000
_cons	0.586519	-0.534	-1.55	0.122	_cons	0.408958	-0.894	-2.32	0.020
LR chi2(10) = 43.88; Prob > chi2 = 0.0000					LR chi2(10) = 43.88; Prob > chi2 = 0.0000				
Log likelihood = -526.0062; Pseudo R ² = 0.0386					Log likelihood = -525.1605; Pseudo R ² = 0.0401				

(出所) 著者の計算より。

表5から、次のことが分かる。

- (1) モデル1とモデル2のいずれにおいても、学歴(大卒学歴または学歴レベル)、国際交流経験、年齢は、住民の「外国人の地域文化・社会への影響に

関する評価」に対して統計的有意なプラスの影響を与えている。そのうち、「国際交流経験」に関するオッズ比は最も高く、外国人との交流がある住民がポジティブな回答をする可能性が、交流経験のない住民の 1.95 倍以上にもある。また、学歴に関するオッズ比もかなり高く、大卒学歴の住民がポジティブな回答をする可能性が、ほかの住民の約 1.58 倍になっている。これらの結果は、仮説 1、仮説 2、仮説 4 をサポートしている。

- (2) モデル 1 とモデル 2 のいずれにおいても、回答者の居住地域を示す名古屋都市圏ダミーおよび東京都市圏ダミー、大阪都市圏ダミーは、(福岡都市圏ダミーに比べて) 住民の「外国人の地域文化・社会への影響に関する評価」に対してマイナスの影響を与えている (名古屋都市圏ダミー：5%の水準で有意。東京都市圏ダミーと大阪都市圏ダミー：10%の水準で有意)。
- (3) ほかに変数は、住民の「外国人の地域文化・社会への影響に関する評価」に、統計的に有意なプラスの影響またはマイナスの影響を与えていない。

4.4 質問 10 の回答についての実証分析の結果

質問 10 とその答えの選択肢は次のように設計されている。

質問 10. 外国人から介護を受けることについて、どうお考えですか？

- (a1) 外国人から介護を受けることに問題はない
- (a2) 心配な部分はあるが、外国人から介護を受けることにさほど問題はない
- (a3) 敬意は示すが、やはり偏見や不快感がある
- (a4) 私は外国人から介護を受けることはしない
- (a5) わからない

実証分析では、回答 a1 と a2 を 1、他の回答 (a3~a5) を 0 として、ロジスティック回帰モデルに基づいて個人属性による回答への影響を検証した。分析結果は、表 6 に示されている。

表6 質問10についての分析結果

被説明変数: Q10への答え (a1 または a2= 1; 他=0)									
説明変数	モデル1				説明変数	モデル2			
	Odds Ratio	Coef.	z	P>z		Odds Ratio	Coef.	z	P>z
Gender	1.0114	0.0113	0.07	0.945	Gender	1.0287	0.0283	0.17	0.862
AGE	1.0184	0.0182	2.95	0.003	AGE	1.0191	0.0189	3.05	0.002
Hiarea	0.6348	-0.4544	-1.42	0.157	Hiarea	0.6339	-0.4559	-1.42	0.156
TOKYO	0.9102	-0.0941	-0.48	0.630	TOKYO	0.8986	-0.1070	-0.55	0.586
NAGOYA	0.9001	-0.1053	-0.44	0.661	NAGOYA	0.8805	-0.1273	-0.53	0.597
OSAKA	0.8897	-0.1169	-0.55	0.580	OSAKA	0.8800	-0.1279	-0.6	0.546
FOKUOKA	(omitted)				FOKUOKA	(omitted)			
Medcare	1.4124	0.3453	0.75	0.453	Medcare	1.3194	0.2772	0.6	0.547
Hposition	0.6434	-0.4410	-1.77	0.077	Hposition	0.6279	-0.4654	-1.86	0.063
Higheredu	1.6200	0.4824	3.07	0.002	Higheredu	-	-	-	-
Edulevel	-	-	-	-	Edulevel	1.161545	0.1498	3.65	0.000
Foreignex	2.353103	0.8557	5.47	0.000	Foreignex	2.327936	0.845	5.39	0.000
_cons	0.308488	-1.176	-3.37	0.001	_cons	0.198565	-1.617	-4.13	0.000
LR chi2(10) = 56.03; Prob > chi2= 0.0000					LR chi2(10) = 59.95; Prob > chi2 = 0.0000				
Log likelihood = -526.2105; Pseudo R ² = 0.0506					Log likelihood = -524.2511; Pseudo R ² = 0.0541				

(出所) 著者の計算より。

表6から、次のことが分かる。

- (1) モデル1とモデル2のいずれにおいても、学歴（大卒学歴または学歴レベル）、国際交流経験、年齢は、住民の「外国人から介護サービスを受けることについての態度」に対して統計的に有意なプラスの影響を与えている。これらの結果は、仮説1、仮説2、仮説4をサポートしている。特に「国際交流経験」に関するオッズ比は最も高くなっており、外国人との交流がある住民は、外国人から介護サービスを受けることに対するポジティブな評価をする可能性が、交流経験のない住民の2.32倍以上にもあると読み取れる。
- (2) モデル1とモデル2のいずれにおいても、回答者の職場における地位（企業の部長級以上の管理職=1）を示すダミー変数（Hposition）は、「外国人から介護サービスを受けることについての態度」に対して、マイナスの影響を与えている（10%水準で統計的に有意）。
- (3) ほかの個人属性は、「外国人から介護サービスを受けることについての態度」に、統計的に有意な影響を与えていない。

4.5 質問 11 の回答についての実証分析の結果

質問 11 とその答えの選択肢は次のように設計されている。

質問 11. 外国人の介護の質は、日本人の介護の質と同じだと思いますか？

- (a1) 外国人の介護の質は、日本人の介護の質より優れていると思う
- (a2) 外国人の介護の質と日本人の介護の質は、同じだと思う
- (a3) 外国人の介護の質は、日本人の介護の質に比べて、少しだけ劣っていると思う
- (a4) 外国人の介護の質は、日本人の介護の質より劣っていると思う
- (a5) わからない

実証分析では、回答 a1 と a2 を 1、他の回答 (a3~a5) を 0 として、ロジスティック回帰モデルに基づいて個人属性による回答への影響を検証した。分析結果は、表 7 に示されている。

表 7 質問 11 についての分析結果

被説明変数: Q11への答え (a1 または a2= 1; 他 = 0)									
説明変数	モデル1				説明変数	モデル2			
	Odds Ratio	Coef.	z	P>z		Odds Ratio	Coef.	z	P>z
Gender	1.0348	0.0342	0.2	0.838	Gender	1.0439	0.0429	0.26	0.795
AGE	1.0233	0.0230	3.69	0.000	AGE	1.0236	0.0233	3.73	0.000
Hiarea	1.0553	0.0538	0.17	0.868	Hiarea	1.0546	0.0532	0.16	0.870
TOKYO	0.8148	-0.2048	-1.05	0.296	TOKYO	0.8106	-0.2099	-1.07	0.284
NAGOYA	1.1761	0.1622	0.68	0.497	NAGOYA	1.1644	0.1522	0.64	0.524
OSAKA	0.8126	-0.2075	-0.96	0.336	OSAKA	0.8084	-0.2127	-0.99	0.324
FOKUOKA	(omitted)				FOKUOKA	(omitted)			
Medcare	0.6236	-0.4722	-1	0.315	Medcare	0.6047	-0.5029	-1.07	0.285
Hposition	1.0962	0.0918	0.38	0.706	Hposition	1.0842	0.0809	0.33	0.740
Higheredu	1.2934	0.2572	1.61	0.108	Higheredu	-	-	-	-
Edulevel	-	-	-	-	Edulevel	1.081942	0.0788	1.88	0.060
Foreignex	1.869131	0.6255	4.09	0.000	Foreignex	1.857035	0.619	4.04	0.000
_cons	0.134003	-2.01	-5.59	0.000	_cons	0.106463	-2.24	-5.57	0.000
LR chi2(10) = 40.71; Prob > chi2 = 0.0000					LR chi2(10) = 41.68; Prob > chi2 = 0.0000				
Log likelihood = -522.2613; Pseudo R ² = 0.0375					Log likelihood = -521.7747; Pseudo R ² = 0.0384				

(出所) 著者の計算より。

表 7 から、次のことが分かる。

- (1) モデル1においては、国際交流経験と年齢は、住民の「外国人の介護サービスの質についての評価」に対して統計的に有意なプラスの影響を与えている。モデル2においては、国際交流経験・年齢とともに、教育レベルも統計的に有意なプラスの影響を与えている。これらの結果は、仮説1、仮説2、仮説4をサポートしている。特に「国際交流経験」に関するおオッズ比は最も高くなっており、外国人との交流がある住民が外国人の介護サービスの質に対してポジティブ的に評価する可能性が、国際交流経験のない住民の1.85倍以上にもあると読み取れる。
- (2) ほかの個人属性は、外国人の介護サービスの質についての評価に対して、統計的に有意な影響を与えていない。

5. 主な分析結果と政策示唆

5.1 本研究の主な分析結果の要約

本研究は、三大都市圏（東京都市圏・名古屋都市圏・大阪都市圏）と地方にある福岡都市圏（福岡市と北九州市が中心）など4つの大都市圏を対象とする「外国人介護労働者に対する都市圏住民の意識に関する調査」（「AGI-九大 2021年調査」）の個票データを用いて、外国人介護者に対する態度に与える住民の個人属性の影響を検証した。主な分析結果は次のように要約できる。

- ① 4つの質問で示されている外国人介護者に対する住民の態度について、回答者の「学歴」と「国際交流経験」は、すべて統計的に有意なプラスの影響を与えている。この分析結果は、仮説1と仮説2を支持しており、先行研究とも一致している。
- ② 外国人介護者に対する住民の態度に関する4つの質問のうちの3つについて、回答者の「年齢」は、統計的に有意なプラスの影響を与えている。一方、この4つの質問のうちの1つ（「外国人介護労働者による地域経済の貢献に対する評価」）について、「ジェンダー」（男性）は統計的に有意なプラスの影響を与えている。これらの結果は、仮説3と仮説4を部分的に支持している。
- ③ （福岡市と北九州市から構成される）福岡都市圏ダミーに比べて、3大都市圏のダミー変数は、住民の「外国人の地域文化への影響に関する評価」に対して、有意なマイナスの影響を与えている。この結果は、アジア諸国に近く、外国文化との交流歴も長い福岡都市圏の住民は、三大都市圏の住民よりも外国人介護者に対して開放的な態度を有していることを示している。
- ④ 住民の「地位」は、外国人からの介護サービスに対する態度に対して、マイナスの影響を与えている。

5.2 実証分析の結果に基づく提案

本研究の分析結果から、日本の外国人介護労働者の受け入れ促進策への重要な示唆が得られる。外国人介護者の受け入れをより効果的に推進するためには、以下の対策が必要である。

- (1) 大学・研究機関など地域社会の知的拠点は、移民政策関連の公開講座をより多く提供し、外国人労働力の受け入れの必要性や多文化共生の重要性に対する地域住民の理解を促進すべきである。
- (2) 国民の国際感覚を高めるために、日本政府と地方自治体は国際経験が減少傾向にある若者に対して、国際交流のチャンネル（交換留学プログラムなど）を増やし、より多くの支援を提供すべきである。
- (3) 世界に誇る安心・安全の社会環境を保つために、厳正な入国審査・法令順守教育・外国人労働者—地域住民交流の促進などを通じて、外国人の増加に伴う社会的摩擦の増加を最小限に抑制しなければならない。
- (4) 高い地位にある人々は、外国人の介護サービスに対する自身の需要が少ないものの、世論形成や政策決定に比較的に大きな影響力を持つ可能性があるため、彼らをターゲットにして、高齢者介護問題の深刻さと外国人介護人材の受け入れの必要性を一層理解してもらう必要がある。
- (5) 三大都市圏よりも外国人介護者に友好的な福岡都市圏（福岡市・北九州市を中心とする地域）は、アジアに近い地理位置・住みやすい居住環境・増大しつつある高齢者介護需要などの地域特性を生かして、国内外の介護人材を集め、高齢者介護サービス業及び養老関連産業を地域の成長産業として推進すべきである。

注釈

(注1) 日本は、主に次の4つの在留資格を通じて、外国人介護労働者を受け入れている。

① EPA 特定活動（介護福祉士候補者）

EPAとは、日本と外国の経済連携協定（Economic Partnership Agreement）の略称で、貿易の自由化に加え、投資、人の移動、知的財産の保護や競争政策におけるルール作り、様々な分野での協力の要素等を含む、幅広い経済関係の強化を目的とする協定である。

EPA自体は2018年8月時点で世界18か国・地域と発行・署名済みとなっており、その協定に基づいた経済交流が進められている。ただし、日本に、EPA介護

福祉士候補者を送り出して国は、インドネシア、フィリピン、ベトナムの3か国だけである。インドネシアは2008年から、フィリピンは2009年から、そしてベトナムは2014年から、この人材交流事業が始まった。

厚生労働者の資料によると、2019年の時点で、EPA 特定活動の在留資格で日本で働く外国人介護福祉労働者は3,587人である。

② 「技能実習」在留資格（介護分野）

介護分野においてこの在留資格は2017年から導入された。2020年現在、最長滞在期間が3年と設けられている「技能実習」在留資格で日本で働く外国人介護労働者は8,652人である。

③ 「特定技能（1号）」在留資格（介護分野）

介護分野においてこの在留資格は2017年から導入された。2020年現在、最長滞在期間が5年と設けられている「特定技能」在留資格で日本で働く外国人介護労働者は2,400人である。

④ 「介護」在留資格者（2017年～）

永住も可能な「介護」在留資格は、2017年から導入された。基本的には日本の介護福祉士資格を取得できれば介護士として日本で働き続ける。「在留外国人統計」によると、2020年（6月）現在、「介護」在留資格で日本で働く外国人介護労働者は1,324人である（出入国在留管理庁, 2022）。

上述した4つの在留資格の所持者人数を合計すると、2020年に日本で働いている外国人介護労働者は約1.6万人に過ぎなかった。

参考文献

厚生労働省（2019）「第8期介護保険事業計画に基づく介護職員の必要数について」

(https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000207323_00005.html)

出入国在留管理庁（2022）「在留外国人統計」（各年）

(https://www.moj.go.jp/isa/policies/statistics/toukei_ichiran_touroku.html)

総務省統計局（2023）「人口推計（2021年10月1日現在）」

(<https://www.stat.go.jp/data/jinsui/2021np/index.html>)

台湾労働部（各年）「統計調査：移工管理及運用調査」

(<https://www.mol.gov.tw/1607/2458/2478/>)

内閣府 (2004) 「外国人労働者の受入れに関する世論調査」

(<https://survey.gov-online.go.jp/h16/h16-foreignerworker/index.html>)

パーソル総合研究所 (2019) 「外国人雇用に関する企業の意識・実態調査」

(<https://rc.persol-group.co.jp/thinktank/data/employment-of-foreigners.html>)

連合 (2018) 「外国人労働者の受入れに関する意識調査 2018」

(<https://www.jtuc-rengo.or.jp/info/chousa/data/20181018-02.pdf>)

Boyd, M. (2012). Care of older people: The experiences of migrant care workers in England. *Journal of Social Policy*, 41(1), 79-96.

Chen, Y.-H., van Esch, M., Lin, L.-C., & Chen, H.-Y. (2018). Exploring the experiences of foreign care workers in Taiwan. *Journal of Transcultural Nursing*, 29(6).

Citrin, J., Green, D., Muste, C., & Wong, C. (1997). Public opinion toward immigration reform: The role of economic motivations. *The Journal of Politics*, 59(3), 858-881.

Kunovich, S. (2009). Attitudes toward low-wage immigration in Germany and the United States. *International Migration Review*, 43(1), 34-68.

Lamb, Austin (2022). *Perspectives on the Socio-Economic Impacts of Foreign Labor in the Japanese Senior Care Industry: Survey Evidence from the Three Major Stakeholders in Rural Society* (Doctoral dissertation of the University of Kitakyushu).

Liu, J., & Li, C. (2020). Determinants of attitudes towards foreign workers: Evidence from the Canadian General Social Survey. *Social Indicators Research*, 147(2), 441-458.

Lee, H. J. (2018). Security concerns and attitudes toward immigration: The role of threat perception and nationalism in South Korea. *International Migration*, 56(3), 105-122.

Nakano, Y., & Toyoda, A. (2019). Attitudes toward foreign labor in an aging society: A comparative study of Japan and the United States. *Journal of Asian Public Policy*, 12(1), 26-45.

Spierings, N., & Zick, A. (2016). Economic threat, anti-immigrant attitudes, and perceived competence of ethnic outgroups. *Political Psychology*, 37(3), 337-353.

論文

コロナショック、中国社会保障とリスク金融資産の保有*

馬 欣欣

(法政大学経済学部 教授)

第1節 はじめに

中国では、2019年12月下旬以降、新型コロナウイルスが猛威を振るった。中国国家衛生健康委員会によれば、新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の確認症例は2020年3月末時点で81,554名、死亡者は3,312名、致死率は4.06%となっている。2020年1月から、中国政府は全国ロックダウンを実施した。現在でも都市封鎖などの厳しいコロナ対策を実施している。企業生産が徐々に再開されたが、新型コロナウイルス感染症による輸入・輸出の減少や国内・海外消費の低迷により、高成長が続いてきた中国経済は、大きな打撃を受けた。コロナショックに対応し、2020年2月以降、中国政府は、経済刺激のための緊急財政対策を実施した。以前のリーマン・ショックによる金融危機とは異なり、今回のコロナショックに対応する財政対策には、社会保障の強化措置が強調された。社会保障政策の実施を重視し、それを通じて国民生活を安定化させる意図がうかがえる。

中国では、どのような社会保障政策を実施しているのか、コロナショックの後、どのような対策を取ったのか、そして社会保障政策は個人のリスク金融資産の保有にどのような影響を与えるのか。本稿では、制度的・実証的視点から、中国国家計調査のパネルデータに基づいて、これらの問題を明らかにする。

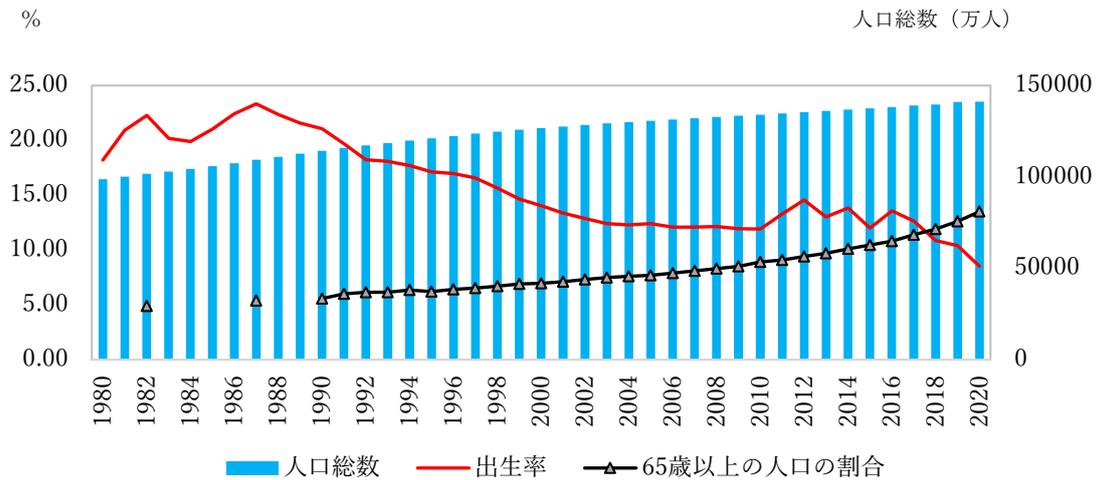
本稿では、まず、第2節では、中国人口高齢化の実態および社会保障政策の内容、主に公的年金、公的医療保険の改革およびその仕組みを解説する。第3節では、中国公的年金と金融市場を紹介し、そして第4節では、コロナショック後の中国社会保障対策と金融市場について述べる。第5節では、中国社会保障政策が個人のリスク金融資産の保有に与える影響を明らかにするため、パネルデータを用いて、実証研究を行う。最後には、得られた結論と政策示唆をまとめる。

第2節 中国高齢化の実態と社会保障政策の改革

* 転載元：馬欣欣(2023)「コロナショック、中国社会保障とリスク金融資産の保有」、アジア資本市場研究会(編)『コロナ後のアジア金融資本市場』、第7章、公益財団法人日本証券経済研究所。

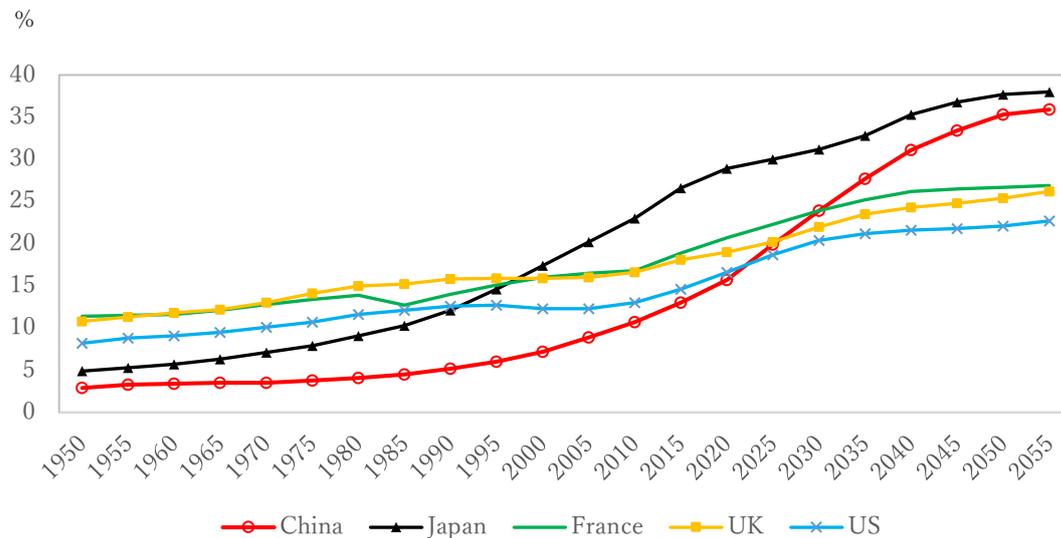
人口大国としての中国は、2010年以降世界第二の経済大国に躍進したと同時に、人口構造の少子高齢化も急速に進行している。国家统计局（NBS、2021）のデータ（図表7-1）に基づくと、65歳以上の人口の割合は1990年の5.6%から2000年に7.0%、2015年に10.5%、2020年には13.5%へと増加した。

図表7-1 中国における65歳人口の割合の推移



（出所）『中国統計年鑑 2021』のデータに基づき筆者作成。

図表7-2 65歳人口の割合の推移：国際比較



（出所）以下のデータに基づき筆者作成。日本以外：United Nations（2017）World Population Prospects: The 2017 Revision に公表されたデータ。日本: 1950-2015 データ：人口センサス（総務省）；2020-2060 データ：国立社会保障・人口問題研究所の計算結果。2020年以降の数値は予測値である。

また、**図表7-2**によると、2020年、65歳以上の人口が総人口に占める割合は中国が13.5%であったが、国連の推計によると、2060年、その割合が37.1%になると予測されている。人口高齢化の速度は、ヨーロッパ諸国（フランス、イギリスなど）や米国よりも中国の方が速い傾向がみられる。

先進国では、人口高齢化の重要な対策の一つとして、社会保障政策が実施されている。中国政府は、1990年以降、社会保障制度を改革し、公的年金、公的医療保険が全国民をカバーする社会保障制度を構築することを目指し、社会保障制度に関する改革を行っている。以下では、現行の中国社会保障政策（特に公的年金、公的医療保険）の変遷を概観する。日本や欧州などの先進国に比べ、中国社会保障の1つの大きな特徴として、戸籍制度（都市と農村戸籍）によって社会保障制度が異なることが挙げられる。

まず、公的年金制度の変遷（**図表7-3** 参照）に関しては、都市部の雇用労働者と公務員を対象とした公的年金が、1950年代労働保険に基づいて実施された。1995年から都市雇用労働者を対象とする公的年金制度が改革され、都市従業員基本年金保険に変更し、雇用労働者の年金保険料金を納付することなどが義務付けつけられた。都市従業員基本年金保険の適用者が雇用労働者である。非雇用労働者（たとえば、自営業者、非就業者、学生など）が公的年金にカバーされなかったため、2011年、新たな公的年金制度の1種として、政府は都市戸籍を有する非雇用労働者を対象とする都市住民基本年金保険を制定・実施した。一方、農村部では、2000年代までに、公的年金制度が実施されなかった。都市部と農村部の年金格差問題を是正するため、政府は2009年に農村一部の地域（試験地区）で、新型農村社会年金保険（「新農保」）に関する実験を開始した。「新農保」は農村戸籍住民を対象とした最初の公的年金保険制度である。2014年、政府は都市住民基本年金と「新農保」を一体化する改革を行い、両制度は都市農村住民年金保険に統合された。現在、都市従業員基本年金保険および都市農村住民基本年金保険はすべての国民をカバーし、制度上で「国民皆年金保険」となっている。

図表7-3 中国における公的年金

	都市		農村	
	名称	実施年	名称	実施年
計画経済期	労働保険による企業雇用労働者年金制度および公務員年金制度	1956年	なし	
市場経済期	都市従業員基本年金保険	1995年	新型農村社会年金保険（「新農保」）	2009年
	都市住民基本年金保険	2011年		
	都市農村住民基本年金保険	2014年	都市農村住民基本年金保険	2014年

（出所）筆者作成。

公的医療保険制度（**図表7-4** 参照）に関しては、都市戸籍を有する雇用労働者およ

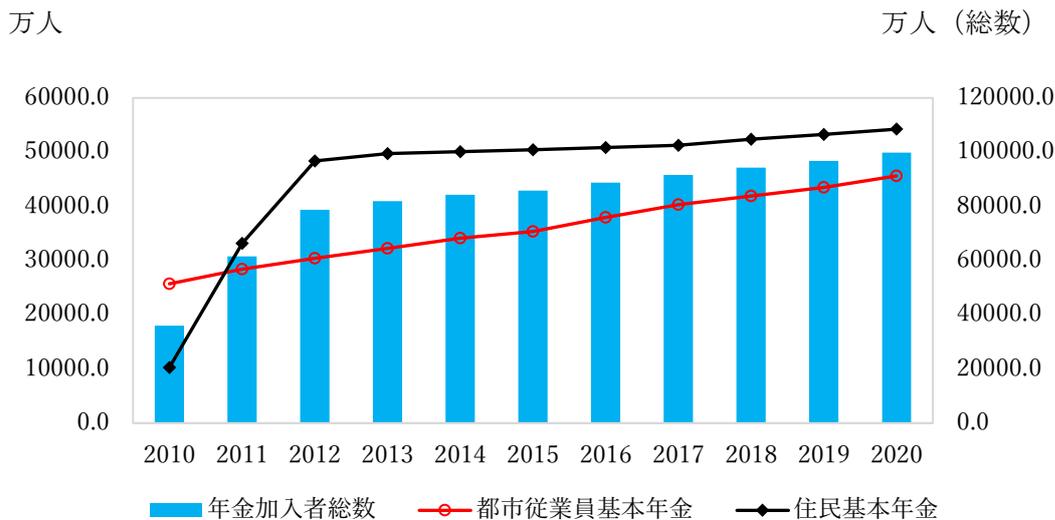
びその扶養家族を対象とした公的医療制度が、1950年代に実施された。1997年以降、この公的医療制度が改革され、都市戸籍を有する雇用労働者のみを対象とする都市従業員基本医療保険に変更した。2007年に新たな公的医療保険制度として、都市戸籍を有する非雇用労働者（自営業者、非就業者など）を対象とする都市住民基本医療保険が制定・実施された。一方、農村部では、1960年代に人民公社が管理した農村合作医療制度が実施された。1980年代初期、農村土地改革—農村家庭生産責任制度が導入された後、農業生産は集団単位（たとえば、人民公社）から世帯単位となったため、農村合作医療制度の維持・管理ができなくなった。2003年以降、新型農村合作医療保険制度（「新農合」）が徐々に実施された。さらに、2017年に政府は都市住民基本医療保険と「新農合」を一体化する改革を実施した。

図表7-4 中国における公的医療保険

	都市		農村	
	名称	実施年	名称	実施年
計画経済期	労働保険による企業雇用労働者および公務員の公費医療	1956年	農村合作医療	1960年代
市場経済期	都市従業員基本医療保険	1998年	新型農村合作医療保険（「新農合」）	2003年
	都市住民基本医療保険	2007年		
	都市農村住民基本医療保険	2017年	都市農村住民基本医療保険	2017年

（出所）筆者作成。

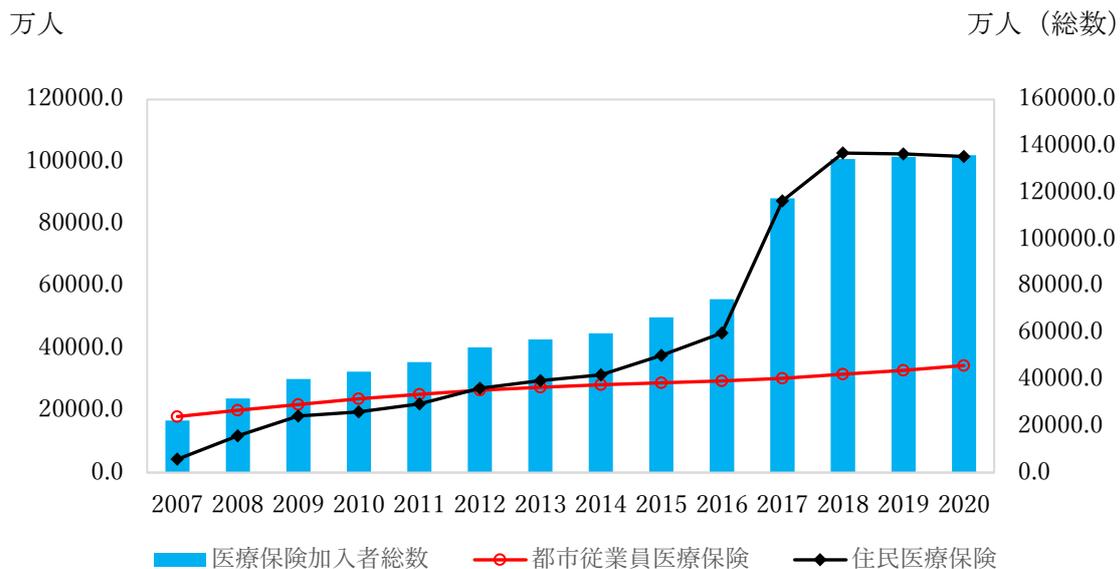
図表7-5 中国公的年金加入者数の推移（2010—2020年）



（出所）『中国統計年鑑2021』のデータに基づき筆者作成。

1990年以降、中国政府が社会保障制度の改革を促進した結果、公的年金および公的医療保険に加入する者の割合が増加した。図表7-5によると、2010年から2020年にかけて、都市従業員基本年金加入者数が2億5707万人から4億5621万人へ増加し、住民基本年金保険の加入者数は1億277万人から5億4244万人へと増加した。特に2014年以降、都市住民基本年金保険と新型農村社会年金保険を都市農村住民基本年金保険に統合した後、公的年金の加入者数が大幅増加した。2020年に、公的年金加入者総数は9億9865万人となっている。図表7-6によると、2007年から2020年にかけて、都市従業員基本医療保険の加入者数は1億8020万人から3億4455万人へ増加し、住民基本医療保険の加入者数は4291万人から10億1676万人へ増加した。特に2017年以降、都市住民基本医療保険と新型農村合作医療保険が統合した後、住民基本医療保険の加入者数が大幅増加した。2019年に、公的医療保険加入者数は13億5407.4万人、中国人口総数（14億5万人）に占める割合が96.72%となっている。

図表7-6 中国公的医療保険加入者数の推移（2007—2020年）



（出所）『中国統計年鑑2021』のデータに基づき筆者作成。

現在、都市従業員基本年金保険および都市農村住民基本年金保険、都市従業員基本医療保険および都市農村住民基本医療保険はすべての国民をカバーし、制度上で「国民皆保険」となっているが、都市と農村の戸籍によって公的年金および医療保険制度が異なり、社会保障の格差問題が存在している。たとえば、年金受給額に関しては、2018年中国健康と退職パネル調査（China Health and Retirement Longitudinal Study）に基づいて筆者が計算した結果によると、60歳以上のグループの平均年間年金受給額は、都市従業員基本年金保険

加入者が7,038元であったが、都市農村住民年金保険加入者が1,650元であった。都市と農村の戸籍によって公的年金制度が異なり、年金受給額の格差が大きいことがうかがえる。また、都市と農村によって、医療保険基金が異なり、適用された制度の内容（たとえば、適用できる疾病の種類、治療レベルなど）、償還率（あるいは医療費自己負担率）などが異なる（Ma, 2022；馬 2022）。たとえば、医療費自己負担率は、都市戸籍者がほぼ3割であるが、農村戸籍者が5～6割であった（馬 2015；胡等 2019）。雇用形態や戸籍によって参加できる社会保障制度が異なり、またそれぞれの社会保障制度の仕組みが異なるため、新たな格差問題—社会保障格差が問題視されている（Ma, 2022；馬 2022；于 2022）。したがって、社会保障制度が家計・個人の行動に与える影響は、戸籍によって異なると考えられる。この点に関しては、第5節では、実証研究に基づいて検証する。

第3節 中国公的年金と金融市場

中国公的年金基金の運営は金融市場の発展状況に関連している。年金制度を管轄する地方政府は、給付に充てられなかった部分（年金積立金）の運用について、これまで銀行預金、国債の売買に限定し、自己運用してきた。このような運用手法は、安全に運用できる一方、利回りは低く、近年は物価上昇分をカバーできない問題が生じた。

中国政府は、2015年8月に、年金積立金のリスク金融資産への投資（たとえば、株式投資など）を解禁した。中国全国社会保障基金理事会は、市場での年金積立金の運営を受託する機関として指定された。2016年には、全国社会保障基金理事会在年金積立金運用を受託する21社の金融機関、資産管理を受託する4社の銀行を公表した。全国社会保障基金は、少子高齢化など人口構造の変化による基本年金積立金の収支が赤字になった場合に備えて、2000年に創設された基金（赤字補填金）である。その財源は、年金保険料ではなく、国庫拠出金、国有企業の株式売却益、宝くじの収益金で構成されている。その運用は、全国社会保障基金理事会が担っている。運用方式は主に国内外の株式、証券ファンドなどのリターンが高い資産への投資であるが、海外投資も可能である。2012年以降、広東省や山東省などの地域は、年金積立金の運用に関する将来的な規制緩和を想定し、運用を受託して実験を行った。その結果、高い利回りを確保した。2015年、全国社会保障基金理事会が運営した年金積立金の収益率は15.2%と高かった。

そして、2016年3月末時点で、第一弾として、北京市、上海市、河南省、湖北省、広西チワン族自治区、雲南省、陝西省の7つの省が全国社会保障基金理事会と委託契約を結んで、その委託金額は合計3,600億元であった。各地域が管理する年金積立金を全国で合計すると、2015年末時点で、およそ4兆元（約73兆円）であった。集まった委託運用資金3,600億元の投資先は公表されていないが、新たな規定によると、投資先は中国の企業年金とほぼ同様で、海外投資は行ってはいけないと規定されている。2017年以降、年金積立金の委託運用資金・投資先はより多くなっている（図表7-7）。

図表7-7 中国年金積立金の委託運用資金の運用・投資先 (2017年)

運営・投資先	資産(残高)
銀行預金(普通預金・1年以内の定期預金)、中央銀行手形、国債(償還年限1年以内)、債券、年金商品、MMF	5%以上
銀行預金(普通預金・1年以内の定期預金)、協議預金、銀行間預金、金融債、企業債、地方政府債、転換社債、短期融資券(CP)、中期手形(MTN)、資産担保証券(ABS)、債券ファンド	135%以下
株式、株式ファンド、合同運営ファンド、年金商品	30%以下
国家の重大建設プロジェクト、重点企業のエクイティ投資	20%以下
国債先物投資	別途規定
株価指数先物取引	別途規定

(出所) 保険・年金フォーカス「中国年金積立金、株式運用が本格始動」(2017年4月18日発表)に基づき筆者作成。

第4節 コロナ後の社会保障対策と金融市場

中国経済は、「国家資本主義」、「混合型市場」、「混合型所有制」と言われている(加藤他 2013)。こうした国家資本主義の合理性に関しては、開発経済学における「開発独裁モデル」によれば、経済発展初期には、国家が主導する産業振興などの経済政策と政治独裁は、経済成長を促進する効果を持つと説明されている。

経済ショックが発生するとき、集権型政府は全国の財政を駆使し、大きな景気対策も実施できると考えられる。たとえば、2008年のリーマン・ショック後、中国政府が打ち出した4兆元の景気対策は、中国経済の回復に大きく貢献した。しかし、この対策は、中国地方政府や国有企業の債務を急増させ、不動産バブルといった後遺症をもたらした。コロナショックが発生した後、中国政府は速やかに一連の財政・税制政策を制定・実施した。リーマン・ショックの大規模財政支援政策(国有企業援助、公共事業プロジェクトなど)からの教訓を受けて、今回、コロナショックに対して、中国政府は大規模な財政支出を抑え、特別国債の発行、地方政府の債券発行、減税・社会保険料の引き下げの対策を中心にして緊急財政・税制対策を実施した。

図表7-8 コロナショックに対応する中国緊急税制・財政政策

項目	金額
政府財政支出	1兆元
特別国債の発行	1兆元
地方政府の債券発行	3.75兆元
減税・社会保険料の引き下げ	2.5兆元
合計	8.25兆元(約120兆円)

(出所) 中国政府資料に基づき筆者作成。

図表7-8では、コロナショックに対応する中国緊急税制・財政政策の類型と金額をまとめている。今回、中国政府は、政府財政支出1兆元、特別国債の発行1兆元、地方政府の債券発行3.75兆元、減税・社会保険料の引き下げ2.5兆元、合計8.25兆元（約120兆円）の政策を打ち出した。そのうち、税制対策は2.5兆元であり、総額（8.25兆元）の30.3%となっている。

新型コロナウイルス感染症が蔓延する時期、中国政府は全国でロックダウンを実施した結果、中小規模企業、大企業のいずれにおいても、雇用者賃金の支払い、家賃の支払い、借金返済などの資金問題が深刻化していた（馬 2020）。企業負担を軽減するため、2020年2月以降、一連の新たな政策も制定・実施した（図表7-9）。

図表7-9 コロナショックに対応する中国政府の社会保険料の引き下げ対策

公布時期	公布機関	政策名称
2020年2月21日	医保局、財政部および税務総局	従業員基本医療保険の保険料の定期的な削減に関する指導意見（医保発[2020]6号）
2020年2月25日	税務総局	企業の社会保険料の定期的な削減と免除の実施に関する通知（税総函[2020]33号）
2020年2月26日	住宅と都市・農村建設部、財政部、人民銀行	新型コロナウイルス感染性肺炎の流行に対応し、住宅積立基金を定期的にサポートする政策に関する通知

（出所）中国政府公表資料および国連開発計画（2020）に基づき筆者作成。

2020年2月21日、医保局、財政部および国家税務総局が「従業員基本医療保険の保険料の定期的な削減に関する指導意見」（医保発[2020]6号）を公布し、以下のことが規定されている。

- （ア）2020年2月より、基金収支のバランスを中長期的に確保することを前提にしたうえで、従業員の医療保険の保険料を負担するユニットに対し、徴収額を半額にする。保険金減額期間を5カ月以内とする。
- （イ）プールした保険基金の累計金額に基づき、6カ月以上の支払ができる地域で、保険料減額を実施する。支払ができる月数は6か月以下である地域に関しては、各省が検討して決める。後払いの方針を継続して実施し、後払い期間は原則6か月を超えないものとし、後払い期間中の延滞料を徴収しない。

また2020年2月25日、税務総局が「企業の社会保険料の定期的な削減と免除の実施に関する通知」（税総函[2020]33号）を公布し、新たな内容が定められている。

- （ア）払い戻しが必要な保険対象ユニット（企業等）の払い戻しを迅速に処理し、企業（特に中小企業）経営の困難を確実に緩和する。2月に支払われた社会保険料の支

払いを翌月の支払いと相殺する保険対象ユニットに対して、相殺するプロセスと運用方法を明確化し、相殺する業務を秩序正しく行う。

- (イ) 原則として延滞期間が 6 カ月を超えないことや、延滞期間中には延滞料が免除されることを厳格に履行する。社会保険料の支払者（労働者）が社会保険を十分に享受できることを確保する。

さらに 2020 年 2 月 26 日、住宅と都市・農村建設部、財政部、人民銀行が共同して「新型コロナウイルス感染性肺炎の流行に適切に対応し、住宅積立基金を定期的にサポートする政策に関する通知」を公布した。主な内容は以下の通りである。

- (ア) 新型コロナウイルス感染性肺炎の流行の影響を受けた企業は、2020 年 6 月 30 日までに規定にしたがって住宅積立基金の繰延支払いを申請できる。延滞支払期間は、従業員の通常の引き出しや住宅積立基金ローンの申請に影響を与えることなく、継続的に計算される。
- (イ) 新型コロナウイルス感染性肺炎の流行を受けた従業員の場合、2020 年 6 月 30 日まで、住宅供給基金ローンを返済できない場合、期限切れの処理は行わず、期限切れの記録として信用調査部門に報告されない。既に報告された場合、処理調整を行う。
- (ウ) 家賃の支払い負担が大きい従業員の場合、住宅積立基金ローンから家賃の引き出し額を合理的に引き上げ、引き出し期間を柔軟に調整する。

コロナ感染症流行の初期に、都市封鎖による企業減産、雇用減少などの負の影響を軽減するため、中国政府は早い段階に企業や労働者の両方を対象とする社会保険料の引き下げ対策および住宅保障政策を打ち出したことは、コロナショックに対応する有効な政策として評価できる。

第 5 節 実証研究：中国社会保障とリスク金融資産の保有

I 問題所在

社会保障政策は、先進国や発展途上国を含む世界中のほとんどの国で実施されている。公的年金や医療保険などの社会保障制度の実施は、老後の所得低下のリスクを軽減でき、また高額な自己負担医療費のリスクも軽減できるため、個人・家計のリスク金融資産の保有に正の効果を持つ可能性がある。他方で、社会保障の対象外である場合、予防的な貯蓄動機により、より高いリターンを求めため、リスクの高い金融資産を保有する可能性が高くなる。個人・家計は、将来の収入の不確実性に対応するために、リスクの高い金融資産の保有から高いキャピタルゲインを獲得するためのより高いインセンティブを持つことが指摘されている（Zhou et al. 2017 ; Angrisani et al. 2018）。このように、経済理論によると、社会保障政策がリスク金融資産の保有（あるいは家計ポートフォリオの選択）に与える影

響は明確となっていない。この課題を解明するため、実証研究を行う必要がある。社会保険への加入行動とリスクの高い金融資産の保有行動の両方がリスク選好度などの個人属性に影響されるため、分析では個人間の異質性の問題を考慮する必要がある。以下では、中国大規模なパネル調査の個票データを用い、個人間の異質性などの問題に対応したうえで、公的年金および医療保険は、どの程度中国人のリスク金融資産の保有（あるいはリスク金融市場への参加行動）に影響を与えるのかを明らかにする。

II 先行文献のサーベイ

家計ポートフォリオの選択行動に関する経済理論については、ライフサイクル仮説および恒常所得仮説に基づいて、Lehand (1968) は予備的貯蓄仮説を提唱した。その後、Sandmo (1970) と Dreze and Modigliani (1972) は、予防的貯蓄に関する複数期間モデルを発展させた。この仮説によると、予防的貯蓄がライフサイクル消費を平滑し、所得低下のリスクを減らすと説明されている。将来のリスクや不確実性が高くなると、より多くの貯蓄が発生するため、将来のリスクや不確実性がリスク金融資産の保有に影響を与える可能性が存在する (Hall 1978 ; Blanchard and Mankiw 1988; Browning and Lusardi 1996)。

社会保障はどのようにリスク金融資産の保有に影響を与えるのか。以下のように、社会保険加入と未加入の両方がリスク金融資産の保有を高める可能性が存在するため、理論上では明確な結論が得られない。

3つのチャネルによって社会保険加入がリスク金融資産の保有を高める効果を持つと考えられる。(1) 年金を受け取ることにより、老後の所得の不確実性を減らすことできる (Bertauand Haliassos1997; Nelissen 1998; Jensen and Richter 2004; Iskhakov and Keane 2021; Bottanetal 2021; Bai et al 2021)。(2) 公的医療保険への加入は、疾病を罹患するとき、自己負担医療費の高額の支払いによって引き起こされる貧困になるリスクを軽減できる (Sommers and Oellerich 2013; Korenman and Remler 2016; Chen et al.2019; Korenman et al.2021; Qin et al.2021)。(3) 公的医療保険への加入は、医療サービスの利用（たとえば、健診、外来治療、入院治療など）を増やし、健康状態を改善する効果を持つ (Jensen and Richter 2004; Wagstaff et al.2009; Antwi et al.2015; Mebratie et al 2019; He and Nolen 2019; Huang and Wu 2020 ; Ma and Oshio 2020)。上記の3つのメカニズムにより、社会保障にカバーされると、予防的貯蓄のインセンティブが減少し、リスクの高い金融市場への参加やリスク金融資産の保有の可能性が高くなる。

一方、以下の2つのメカニズムによって、社会保険未加入はリスク金融資産を保有する可能性を高める効果を持つことも考えられる。(1) 社会保険の対象外である場合、予備的貯蓄動機により、将来の収入の不確実性に対応するために、リスクの高い投資から高いキャピタルゲインを獲得するインセンティブが存在する。その結果、社会保険加入者に比べ、社会保険未加入者がリスク金融資産を保有する可能性が高くなる (Zhou et al. 2017 ; Angrisani et al. 2018)。(2) 観察されない個人間の異質性（性格、リスク選好度など）が、

社会保険への加入行動とリスク金融資産の保有行動に影響を与える。たとえば、社会保険加入者に比べ、社会保険に加入しないことを選択した者は、予備的貯蓄動機が少なく、リスク選好度が高いため、リスク金融資産を保有する可能性も高い。

以上のように、理論上で明確な結論が得られなかったが、多くの実証研究では、社会保険がリスク金融資産の保有を高める効果を持つことが示されている。たとえば、Angrisani et al. (2018) は、アメリカの健康と退職に関するパネル調査 (Health and Retirement Study) のデータと固定効果モデルを用い、米国では、メディケア (Medicare) が実施される前に、健康状態が良いグループに比べ、健康状態の悪いグループでは、医療費自己負担のリスクが高く、株式を保有する確率が低かったが、メディケアが適用された後、健康状態による株式保有の差異が小さくなったことを示している。

中国を対象とした実証研究に関しては、呉・周 (2015) は、2011 年中国家庭金融調査 (China Household Finance Survey : CHFS) のデータを用いた分析結果により、医療保険未加入者に比べ、医療保険加入者の場合、株式投資の可能性が大きくなり、また保有するリスク金融資産 (株式) が金融資産総額に占める割合が多いことを示している。宗等 (2015) は、CHFS2011 を用いて実証研究を行い、年金保険は、リスク資産を保有する可能性と保有割合 (リスクの高い金融資産が金融資産総額に占める割合) を高める効果を持つと指摘している。Zhou et al. (2017) は、2002 年中国家庭所得調査 (Chinese household Income Project Survey: CHIP) のデータを用いて実証研究を行い、医療保険が、中国都市住民の金融資産、特にリスク金融資産を保有する可能性を高める効果を持つことを示している。また、王・劉 (2021) は、CHFS2017 のデータと、Probit、Tobit および操作変数法を用い、公的年金および医療保険は、リスク金融資産を保有する確率および保有割合を高めると報告している。ただし、これまでの研究は、クロスセクションデータを用いた分析であり、内生性問題 (例えば、逆因果関係の問題や個人間の異質性問題など) が考慮されなかったため、分析結果にはバイアスが存在する可能性がある。そこで、本稿では、パネルデータおよびその分析手法を活用し、これらの計量分析の問題に対処したうえで、公的年金および医療保険がリスク金融資産の保有確率および保有割合に与える影響を明らかにする。

III 分析方法

(1) 推定モデル

基本モデルとして、ロジスティック回帰モデル (Logit) を用いてリスク金融資産を保有する確率を計測する。また、リスク金融資産を保有しないサンプルが存在するため、サンプル切断によるサンプル・セレクション・バイアス問題に対処するため、トービット回帰モデル (Tobit) を用いてリスク金融資産の保有割合を分析する。これらの推定式は式 (1) で示す。

$$RFA_i = a + \beta_{SC}SS_i + \beta_X X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式で、 RFA は被説明変数（リスク金融資産を保有するかどうかまたはリスク資産の保有割合）、 i は個人、 SS は社会保険要因（公的年金、公的医療保険）、 X はリスク金融資産の保有に影響を与える他の要因（たとえば、個人属性要因、所得要因、社会資本など）を示す。 β は推定係数、 ε は誤差項である。

ただし、(1) 式には、2つの計量分析問題が存在する可能性がある。第1に、真の誤差 u 、個人 i 固有の時間とともに変化しない要因 v に関連するものである。具体的には、式(1)では、 ε には個人固有の要因 v および真の誤差 u が含まれ、推定結果で個人間の異質性問題（heterogeneity）が発生する可能性がある。(2) 式で示される固定効果（fixed-effects: FE）あるいはランダム効果（random-effects: RE）モデルを用い、この問題に対処する。(2) 式で、 t は調査年次である。

$$RFA_{it} = a + \beta_{SC}SS_{it} + \beta_X X_{it} + v_i + u_{it} \quad (2)$$

第2に、逆因果関係（reverse causality）が存在する可能性がある。たとえば、リスク金融資産の保有によって、より高いキャピタルゲインを獲得する（所得上昇）可能性が高くなるため、より良い健康状態および長寿を好んで、公的年金および医療保険に加入するインセンティブが高くなる可能性がある。逆因果関係問題に対応するため、本稿では説明変数の一期ラグ項を活用するラグ変数（lagged variable : LV）モデルを用いる。前期($t-1$ 期)の社会保険加入状態（たとえば、2011年の公的年金加入状態、2011年の公的医療保険加入状態）が、現在(t 期)のリスク金融資産の保有（たとえば、2013年にリスク金融資産を保有したかどうか、2013年にリスク金融資産を保有した割合）に与える影響を計測する。(3) 式はLVモデル、(4) 式はLV_FEモデルをそれぞれ示している。 SS_{t-1} は前期社会保険の加入状態を示す。

$$RFA_{it} = a + \beta_{SC}SS_{it-1} + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$RFA_{it} = a + \beta_{SC}SS_{it-1} + \beta_X X_{it} + v_i + u_{it} \quad (4)$$

(2) データおよび変数の設定

本稿では、3時点（2011、2013、2015）の中国健康と退職パネル調査（China Health and Retirement Longitudinal Study : CHARLS）のデータを用いる。CHARLSは、2011年から2015年まで北京大学によって2年間隔で実施され、中国の代表的な地域を対象としている。調査は中国全国31省・直轄市のうち、29省・直轄市をカバーした。調査対象者は2011年時点で45歳以上の個人である。2011年に実施されたCHARLSのベースライン全国調査には、150の郡/地区および450の村/居住委員会の約10,000世帯と17,708人の個人が含まれている。追跡調査は2013年と2015年に実施された。CHARLSには都市部と農村部の住民が含まれている。CHARLSから、リスク金融資産（株式や債券など）、総金融資産、個

人属性要因（性別、教育、戸籍、婚姻状況など）や所得要因（家計収入、住宅所有）、社会資本要因などに関する情報を取得できる。異常値サンプル、無回答サンプル、欠測値のあるサンプルを削除した。

以下のような2種類のリスク金融資産保有変数を、被説明変数として設定した。

- ① リスク金融資産を保有する確率関数では、個人が株式と債券の両方を含むリスクの高い金融資産を保有するかどうかに関する二値変数（保有する場合=1，保有しない場合=0）を被説明変数として設定した。
- ② トービット回帰モデルでは、リスク金融資産の保有割合を被説明変数として用いた。保有割合は、リスクの高い金融資産（本稿では、株式、債券）を家計総金融資産で割って算出した。家計総金融資産は、リスクの高い金融資産（株式や債券）とリスクのない金融資産（貯蓄や現金など）の合計である。家族人数に基づいて、一人あたりリスク金融資産の保有割合を算出した。リスク金融資産の金額が0より大きい場合、リスク金融資産を保有すると定義される。

説明変数の設定に関しては、まず、重要な説明変数は、公的年金と公的医療保険加入のダミー変数（加入=1、未加入=0）である。CHARLSの調査項目における公的年金および医療保険の加入状態に関する質問に基づいて、回答者が5つの選択肢—（1）都市従業員基本年金、（2）農村住民基本年金、（3）都市農村住民基本年金、（4）都市住民基本年金、および（5）高齢者年金補助のいずれかの選択肢を選択した場合、公的年金加入とみなす。また、回答者が、6つの選択肢—（1）都市従業員基本医療保険、（2）都市住民基本医療保険、（3）新型農村合作医療保険、（4）都市農村住民基本医療保険、（5）公務員医療保険、（6）公的医療補助のいずれかの選択肢を選択した場合、公的医療保険加入とみなす。

次に、コントロール変数に関しては、以下のように設定した。

第1に、年齢、年齢の二乗、性別（1=女性、0=男性）、学歴（中学生および以下、高校、大学および以上ダミー）、既婚（1=既婚、0=その他）、都市戸籍、および健康状態（慢性病の数、調査年に入院した経験があるダミー、手段的日常生活動作[IADL]、基本的日常生活動作[BADL]）を個人属性要因として設定した。

第2に、所得要因の指標として、（1）1人あたり世帯収入（第1～第5所得五分位）および（2）持ち家ダミーの2種類の変数を設定した。

第3に、社会資本の影響をコントロールするため、家族の人数と社会参加ダミー変数を用いた。家族人数が多いグループ、および社会活動に参加するグループで、社会資本がより多いと考えられる。

第4に、金融市場における地域格差の影響を制御するために、4つの地域ダミー変数（東部、中部、西部、東北）を設定した。また、景気循環の影響と年次ごとのマクロ経済環境の変化をコントロールするため、年次ダミーを設定した。

図表7-10には各変数の記述統計量をまとめている。公的年金加入者の割合は61.7%、公的医療保険加入者の割合は93.5%となっている。リスク金融資産を保有する者の割合は15.4%であり、そのうち、株式、証券を保有する者の割合はそれぞれ14.8%、13.7%となっている。また、リスク金融資産保有者の割合は、社会保険未加入者が加入者より多い。さらに、*t*検定の結果によると、個人属性、家族要因で社会保険加入者と未加入者間の差異が存在する。そのため、分析では、これらの要因をコントロールする必要がある。

図表7-10 記述統計量

	全体 (a)	加入者 (b)	未加入者 (c)	<i>t</i> 検定 (b) vs. (c)	
				(b)-(c)	p-value
リスク金融資産保 有	0.154	0.148	0.318	-0.170 ***	0.000
株式保有	0.148	0.142	0.313	-0.171 ***	0.000
証券保有	0.137	0.130	0.314	-0.184 ***	0.000
公的年金加入	0.617				
公的医療保険加入	0.935				
年齢	59.791	59.802	59.494	0.308 **	0.031
女性	0.514	0.513	0.538	-0.025 ***	0.007
学歴					
中学校および以 下	0.876	0.876	0.869	0.007	0.254
高校	0.101	0.101	0.110	-0.009	0.166
大学および以上	0.022	0.022	0.022	0.000	0.778
既婚	0.865	0.868	0.790	0.078 ***	0.000
都市戸籍	0.217	0.213	0.330	-0.117 ***	0.000
慢性病	0.714	0.720	0.563	0.157 ***	0.000
入院	0.127	0.129	0.063	0.066 ***	0.000
IADL (0-7)	0.786	0.790	0.688	0.102 ***	0.006
BADL (0-10)	1.845	1.858	1.511	0.347 ***	0.000
一人あたり家計所 得	9519	9526	9319	207	0.676
家計負債	8401	8479	5837	2642	0.469
持ち家	0.889	0.890	0.862	0.028 ***	0.000
非就業者	0.325	0.323	0.386	-0.063 ***	0.000
社会参加	0.497	0.499	0.425	0.074 ***	0.000
家族人数	3.398	3.403	3.249	0.154 ***	0.000
地域					
東部	0.191	0.194	0.167	0.027 **	0.011
中部	0.212	0.209	0.248	-0.039 ***	0.000
西部	0.568	0.567	0.560	0.007	0.531
東北	0.030	0.030	0.025	0.005	0.156
調査年					
2011年	0.312	0.301	0.593	-0.292 ***	0.000

2013年	0.329	0.332	0.265	0.067 ***	0.000
2015年	0.359	0.367	0.141	0.226 ***	0.000
サンプル数	31,814	19,489	12,325		

(出所) CHARLS2011、2013、2015のデータに基づき筆者計測。

(注) * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。IADL:手段的日常生活動作;BADL:基本的日常生活動作。

IV 主な分析結果

(1) リスク金融資産の保有確率に関する分析結果

図表7-11では、社会保障がリスク金融資産を保有する確率に与える影響に関する分析結果をまとめている。以下のことが示された。

第1に、モデル1～4はクロスセクションデータ（2011～2015年）を用いた分析である。用いる説明変数の違いによって、4つのモデルに分けられている。これらの分析結果によると、公的年金と公的医療保険のいずれも、リスク金融資産を保有する確率を高める効果を持つことが示された。先行研究の結論に一致している（呉・周 2015； Zhou et al. 2017； 呉等 2017； 卢等 2019； 張・程 2019； 馬瑞 2020； 王・劉 2021）。

異なるコントロール変数の使用によって、公的年金および公的医療保険の効果が異なることがわかる。たとえば、個人属性要因を追加すると、公的年金の正の効果は小さくなったが、公的医療保険の正の効果は大きくなった。所得要因や社会資本要因を加えると、公的年金および公的医療保険の推定値の変化は小さかった。リスク金融資産の保有確率に対する社会保障の効果は、個人属性要因によってより大きく作用され、属性グループ（たとえば、都市と農村住民、中年齢者と高年齢者）によって、社会保障政策の効果が異なることを示された。

第2に、個人間の異質性問題を考慮し、FEモデル（モデル5）およびRE（モデル6）を用いて分析を行った。モデル5の分析結果により、公的年金および公的医療保険のいずれも、リスク金融資産を保有する確率に有意な影響を与えていない。観察できない個人の異質性がリスク金融資産の保有に大きな影響を与えることが示された。

第3に、逆因果関係問題を考慮して、LVモデル（モデル7とモデル8）を用いて分析を行った。社会保障がリスク金融資産を保有する確率を高める効果を持つことが示された。モデル1～4を用いた分析と同じような結果が得られた。

図表7-11 社会保障とリスク金融資産の保有確率

	係数	z 値
モデル 1: Logit		
公的年金	0.800 ***	7.30
公的医療保険	0.650 ***	3.04
モデル 2: Logit		
(説明変数：モデル 1+個人属性要因)		
公的年金	0.302 ***	2.82

公的医療保険	0.740	***	3.40
モデル 3: Logit (説明変数: モデル 2+所得要因)			
公的年金	0.333	***	3.01
公的医療保険	0.616	***	2.82
モデル 4: Logit (説明変数: モデル 3+社会資本要因)			
公的年金	0.328	***	2.90
公的医療保険	0.589	***	2.63
モデル 5: FE (説明変数: モデル 4 と同じ)			
公的年金	0.115		0.54
公的医療保険	-0.012		-0.02
モデル 6: RE (説明変数: モデル 4 と同じ)			
公的年金	0.348	**	2.22
公的医療保険	0.613	**	2.05
モデル 7: LV (説明変数: モデル 4 と同じ)			
公的年金	0.292	**	2.16
公的医療保険	0.617	**	2.03
モデル 8: LV_RE (説明変数: モデル 4 と同じ)			
公的年金	0.365	**	1.98
公的医療保険	0.866	**	2.11

(出所) CHARLS 2011、2013、2015 のデータに基づき筆者計測。

(注) 1. * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。

2. Logit: ロジット回帰モデル; FE: 固定効果モデル; RE: ランダム効果モデル; LV: ラグモデル、社会保険加入のラグ項 (t-1 期) を使用。

3. 個人属性要因 (年齢、年齢の二乗、性別、学歴、既婚、都市戸籍、慢性病、入院、手段的日常生活動作、基本的日常生活動作)、所得要因 (家計収入、住宅所有)、社会資本 (社会参加、家族の数)、地域、および年次ダミー変数を分析したが、表に掲載しなかった。

(2) リスク金融資産の保有割合に関する分析結果

図表 7-12 社会保障とリスク金融資産の保有割合

	係数	z 値
モデル 1: 基本モデル Tobit		
公的年金	0.005 ***	3.87
公的医療保険	0.004 *	1.92
モデル 2: モデル 1+個人属性		
公的年金	0.002	1.53
公的医療保険	0.005 ***	2.62
モデル 3: モデル 2+所得		
公的年金	0.002	1.57
公的医療保険	0.005 **	2.52

モデル 4: モデル 3+社会資本		
公的年金	0.002	1.57
公的医療保険	0.004 **	2.31
モデル 5: OLS		
公的年金	0.002	1.57
公的医療保険	0.004 **	2.31
モデル 5: 固定効果		
公的年金	-0.002	-1.11
公的医療保険	0.003	1.22
モデル 6: ランダム効果		
公的年金	0.001	0.68
公的医療保険	0.004 **	2.23
モデル 7: LV_Tobit		
公的年金	0.002	1.18
公的医療保険	0.002	0.86
モデル 8: LV_RE Tobit		
公的年金	0.002	1.24
公的医療保険	0.002	0.82

(出所) CHARLS 2011、2013、2015 のデータに基づき筆者計測。

(注) 1. * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。

2. Tobit : トービット回帰モデル ; FE: 固定効果モデル ; RE : ランダム効果モデル ; LV : ラグモデル、社会保険加入のラグ項 (t-1 期) を使用。

3. 個人属性要因 (年齢、年齢の二乗、性別、学歴、既婚、都市戸籍、慢性病、入院、手段的日常生活動作、基本的日常生活動作)、所得要因 (家計収入、住宅所有)、社会資本 (社会参加、家族の数)、地域、および年次ダミー変数を分析したが、表に掲載しなかった。

図表 7-12 には社会保障がリスク金融資産の保有割合に与える影響に関する分析結果をまとめている。以下のことが示された。

第 1 に、モデル 1~5 はクロスセクションデータを用いた分析である。モデル 1 の分析結果により、公的年金と公的医療保険のいずれも、リスク金融資産の保有割合を高める効果を持つことが示された。個人属性や他の要因を追加すると (モデル 2~5)、公的年金の効果が統計的に有意ではなかったが、公的医療保険は依然として保有割合に正の影響を及ぼし、また推定係数のサイズはほとんど変化しなかった。リスク金融資産の保有割合に対する社会保険の効果は、公的年金よりも公的医療保険の方が大きいことが示された。

第 2 に、個人間の異質性問題を考慮し、固定効果およびランダム効果モデル (モデル 5, 6 および 8) を用いて分析を行った。モデル 5 およびモデル 8 の分析結果によると、公的年金、公的医療保険のいずれも、リスク金融資産の保有割合に有意な影響を与えていない。観察できない個人の異質性要因 (たとえば、性格、能力、リスク選好など) が保有割合に大きな影響を与えることが示された。

(3) リスク資産種類別分析結果

リスク金融資産の種類によって、社会保障の効果が異なる可能性がある。通常、金融資

産のリスクは、債券より株式のほうが高い。本稿では、リスク資産を株式と債券の2種類に分けてそれぞれの推計を行った。

図表7-13では、株式や債券の保有確率に関する分析結果をまとめている。公的年金および医療保険が債券保有確率に与える影響は、ほとんど統計的に有意ではない。一方、公的年金および医療保険が株式の保有確率を高める効果を持つことが示された。ただし、個人間の異質性問題に対応すると、公的医療保険の有意性がなくなった。

図表7-14では、株式や債券の保有割合に関する分析結果をまとめている。図表7-13の結果に類似し、公的年金および医療保険が債券保有割合に与える影響は、ほとんど統計的に有意ではない。一方、公的年金および医療保険が株式の保有割合を高める効果を持つことが示された。

図表7-13 社会保障とリスク金融資産の保有確率（リスク金融資産種類別分析）

	(1)株式		(2)債券	
	係数	z値	係数	z値
モデル 1:Logit				
公的年金	0.482 ***	3.63	0.029	0.15
公的医療保険	0.800 ***	2.76	0.079	0.25
モデル 2:FE Logit				
公的年金	0.342	1.13	-0.102	-0.33
公的医療保険	0.988	1.37	-1.564	-1.34
モデル 3:RE Logit				
公的年金	0.652 ***	3.07	0.006	0.03
公的医療保険	1.100 **	2.46	0.030	0.09
モデル 4: LV_Logit				
公的年金	0.389 **	2.51	-0.028	-0.12
公的医療保険	0.408	1.27	1.161 *	1.62
モデル 5: LV_RE Logit				
公的年金	0.703 ***	2.69	-0.028	-0.12
公的医療保険	0.680	1.28	1.161 *	1.62

(出所および注) 図表7-11と同じ。

図表7-14 社会保障とリスク金融資産の保有割合（リスク金融資産種類別分析）

	(1)株式		(2)債券	
	係数	z値	係数	z値
モデル 1:Tobit				
公的年金	0.003 **	2.56	-0.001	-1.39
公的医療保険	0.004 **	2.21	0.001	0.79
モデル 2:FE				
公的年金	0.000	0.23	-0.002 **	-2.19
公的医療保険	0.004 **	2.15	-0.001	-0.84
モデル 3:RE				
公的年金	0.002 **	2.14	-0.001	-1.57

公的医療保険	0.004 ***	2.58	0.001	0.67
モデル 4: LV_Tobit				
公的年金	0.002	1.58	0.000	-0.49
公的医療保険	0.001	0.56	0.001	0.81
モデル 5: LV_RE				
公的年金	0.003 **	2.07	0.000	-0.49
公的医療保険	0.001	0.55	0.001	0.81

(出所および注) 図表 7-12 と同じ。

(4) グループ別分析

グループ間の差異を考慮し、LV_FE モデルを用いて年齢別、都市・農村戸籍別分析をそれぞれ行った。分析結果は図表 7-15 (年齢別) と図表 7-16 (戸籍別) にまとめている。

まず、年齢別の社会保障効果については、中年齢層 (45~59 歳) と高年齢層 (60 歳以上) に分けて推計した (図表 7-15)。(1) 公的年金に関しては、中年齢層で、公的年金がリスク金融資産の保有確率と保有割合の両方を高める効果を持つことが示された。一方、高年齢層で、正の効果は確認されなかった。公的年金がリスク金融資産の保有に与える影響は、年齢層によって異なることは明らかである。これらの分析結果は、先行研究 (王・劉 2021) の結果に類似している。(2) 公的医療保険に関しては、高年齢層で、公的医療保険がリスク金融資産の保有確率を高めることが確認された。年齢層によって、公的医療保険の効果は異なることが示された。

次に、戸籍制度の影響を考慮し、都市戸籍住民と農村戸籍住民に分けて分析を行った (図表 7-16)。都市戸籍住民と農村戸籍住民によって、公的年金、公的医療保険の効果がそれぞれ異なることが示された。具体的に言えば、公的医療保険は都市戸籍住民のリスク金融資産の保有確率を高める効果が確認されたが、公的医療保険は農村戸籍住民に有意な影響を与えていない。一方、公的年金は農村戸籍住民のリスク金融資産の保有確率を高める効果を持つことが示されたが、公的年金は都市戸籍住民に有意な影響を与えていない。

分析結果の理由は、主に中国社会保障制度が戸籍制度によって分断化されることにある。具体的には、まず、公的年金の効果に関しては、計画経済期に、都市戸籍労働者が公的年金制度の対象者であり、年金保険料を納付せずに、定年退職後年金給付を受給できることがあった。一方、体制移行期に、公的年金制度が改革され、雇用労働者が年金保険料を納付することなどが義務付けられた。つまり、都市戸籍者にとって、公的年金制度の改革によって、自己負担が増加した。一方、2000 年代までは、農村部で公的年金制度が実施されなかった。2009 年に開始した新型農村社会年金保険 (「新農保」) は、農村戸籍者を対象とした初めての公的年金である。しかも、中国政府が農村地域で公的年金制度を普及させるため、個々の保険加入者に対する補助金を提供し、年金保険料金を低く設定している。したがって、公的年金の効果は、農村戸籍者が都市戸籍者より大きいと考えられる。また、

公的医療保険に関しては、2000年代に、制度上で、全国民を対象とした公的医療保険制度が実施されているが、都市戸籍住民と農村戸籍住民によって、適用された制度の内容（たとえば、適用できる疾病の種類、治療レベルなど）や償還率（あるいは医療費の自己負担率）などが異なる。たとえば、医療費の自己負担率は、都市住民がほぼ3割で日本と同じであるが、農村住民が5～6割であった（馬 2015；胡等 2019；Ma 2022）。戸籍の違いによって、医療保険の仕組みや保険レベルには格差が生じているため、公的医療保険の効果は、都市戸籍者が農村戸籍者より顕著であることが考えられる。

図表7-15 社会保障とリスク金融資産の保有確率と保有割合（年齢別分析）

	(1) 保有		(2) 割合	
	LV_RE Logit		LV_RE Tobit	
45-59 歳				
公的年金	0.722	***	0.005	**
	(3.18)		(2.39)	
公的医療保険	0.461		0.002	
	(0.95)		(0.56)	
60 歳および以上				
公的年金	-0.715	**	-0.005	*
	(-1.88)		(-1.81)	
公的医療保険	1.781	**	0.003	
	(2.09)		(0.75)	

(出所) CHARLS 2011、2013、2015 のデータに基づき筆者計測。

(注) 1. * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。

2. Logit: ロジット回帰モデル; Tobit: トービット回帰モデル; RE: ランダム効果モデル; LV: ラグモデル、社会保障変数のラグ項 (t-1 期) を使用。

3. 個人属性要因 (性別、学歴、既婚、都市戸籍、慢性病、入院、手段的日常生活動作、基本的日常生活動作)、所得要因 (家計所得、住宅所有)、社会資本 (社会参加、家族の数)、地域、および年次ダミー変数を分析したが、表に掲載しなかった。

図表7-16 社会保障とリスク金融資産の保有確率と保有割合（都市と農村戸籍別分析）

	(1) 保有		(2) 割合	
	LV_RE Logit		LV_RE Tobit	
都市戸籍				
公的年金	0.181		0.009	
	(0.59)		(1.34)	
公的医療保険	1.317	**	0.009	
	(2.07)		(0.94)	
農村戸籍				
公的年金	0.512	**	0.000	
	(2.17)		(-0.13)	
公的医療保険	0.552		0.000	
	(0.92)		(0.16)	

(出所) CHARLS 2011、2013、2015 のデータに基づき筆者計測。

(注) 1. ** $p < 0.05$ 。

2. Logit: ロジット回帰モデル; Tobit: トービット回帰モデル; RE: ランダム効果モデル; LV: ラグモデル、社会保障

変数のラグ項 ($t-1$ 期) を使用。

3. 個人属性要因 (年齢、年齢の二乗、性別、学歴、既婚、慢性病、入院、手段的日常生活動作、基本的日常

生活動作)、所得要因 (家計収入、住宅所有)、社会資本 (社会参加、家族の数)、地域、および年次ダミー

変数を分析したが、表に掲載しなかった。

第6節 結論と政策示唆

1990年代以降、中国政府は、計画経済時期の社会保障制度を改革し、すべての国民をカバーする「国民皆保険」を実施している。コロナショック後、2020年2月以降、中国政府は、緊急財政対策を実施し、社会保険料の引き下げ・納付期間延長などの措置を実施した。高齢化社会となった国民生活を安定化させる姿勢が見られた。本稿では、中国社会保障制度 (特に公的年金、公的医療保険) の変遷を回顧したうえで、全国大規模なパネル調査のデータ (CHARLS) を用いて、社会保障が個人のリスク金融資産の保有に与える影響に関する実証分析を行った。得られた主な結論は、以下の通りである。

第1に、現行の中国社会保障は、戸籍制度 (都市住民、農村住民) によって分断化されている。たとえば、個人納付の社会保険料、政府補助金が異なるため、社会保険基金が異なっている。そのため、医療費の自己負担率や年金受給額などが異なる。都市戸籍住民に比べ、農村戸籍住民の社会保障レベルが低い。

第2に、中国政府は、2015年8月に、年金積立金の株式運用など、リスク資産への投資解禁を決定し、年金積立金の一部は、金融市場で運用できるようになったが、政府機関としての全国社会保障基金理事会は、積立金運用の管理・監督を行っている。今後、年金積立金の運用が中国金融市場、特に証券市場に与える影響を注目すべきである。

第3に、CHARLSのパネルデータに基づく実証分析の結果によると、(1) クロスセクションデータ分析結果で、公的年金および公的医療保険のいずれもリスク金融資産の保有確率および保有割合を高める効果を持つことが示されたが、個人間の異質性問題に対応した後、両者の効果が統計的に有意ではない。クロスセクション分析方法に基づく既存研究には、推定バイアスが存在することがうかがえる。個人間の異質性がリスク金融資産の保有に大きな影響を与えることが示された。(2) 社会保障の効果は、リスク金融資産の種類によって異なる。リスクの低い金融商品 (債券) に比べ、社会保障はリスクの高い金融商品 (株式) の保有を高める効果が顕著である。(3) グループ間の差異が存在する。年齢、戸籍によって社会保障の効果が異なる。公的年金の効果は、中年年齢層、農村住民グループで大きく現れ、一方で公的医療保険の効果は、高年齢層、都市住民グループで顕著である。

本稿の分析結果は、以下の政策含意を持つ。まず、実証分析の結果によると、個人間の異質性がリスク金融資産の保有に大きな影響を与えることが明らかになった。個人間の異質性は、個々の性格、認知能力および非認知能力、リスク選好度などによるものである

(Gong and Zhu 2019; Moret et al.2020)。個人間の異質性は、金融市場の不確実性を引き起こす可能性がある。金融市場を安定して発展させるため、適切な規制に基づいて金融市場を一定程度管理・監督を行うことは、必要である。現在、中国銀行保険監督管理委員会（「銀保監会」）、中国证券監督管理委員会（「証監会」）は、この重要な役割を果たしているが、金融市場に対する政府の管理監督と市場メカニズムのバランスを取る政策の実施は、中国政府の大きな課題となっている。また、証券市場を安定させるため、株式市場での情報開示、透明性の向上などの政策が必要である。また、グループ（都市と農村戸籍住民、若者層、中年層と高齢者層など）間の金融知識（financial literacy）の格差を縮小することによって、リスク金融市場への参加行動における個人間の差異を減らす可能性がある。健全な金融市場を発展させるため、低学歴者、高齢者や農村戸籍住民などを対象とする金融知識の普及は必要である（Balloch et al. 2015; Zou and Deng 2019）。

第2に、戸籍制度（都市戸籍、農村戸籍）によって、中国社会が分断化されている。制度的には、現行の公的年金保険、公的医療保険はすべての国民をカバーし、「国民皆保険」の目標が達成されたが、社会保障制度の仕組みが戸籍制度によって異なる。社会保障のレベルは農村戸籍住民が都市戸籍住民に比べて低く、社会保障の格差によって、消費格差や医療格差などの問題が生じた（Ma and Oshio 2020 ; Ma 2022 ; 馬 2022）。本稿の分析結果によると、戸籍によって社会保障のリスク金融資産の保有に与える影響は異なることが示されている。今後、格差を是正するため、農村戸籍住民の社会保障レベルをさらに高め、都市と農村の社会保障制度を一体化する改革を促進すべきである。農村戸籍住民の社会保障レベルを引き上げることによって、農村戸籍住民がより多くの株式投資行動を行う可能性が高くなる。その結果、ベンチャー企業がイノベーションを行う際に、直接金融による資金調達がより容易になり、経済成長は好循環になると考えられる。

最後に、実証分析の限界を指摘しておきたい。第1に、本稿では、固定効果モデルや時間ラグモデルを用い、個人間の異質性および逆因果関係問題に対処したが、分析結果に内生性問題は依然として存在すると考えられる。今後、操作変数法や自然実験法などを活用するさらなる分析は必要である。第2に、CHARLSの調査対象者は45歳以上の中高齢者である。若年層を含む実証分析は今後の課題としたい。第3に、分析期間

（2011—2015）に公的年金および医療保険の加入率が高い（特に公的医療保険の加入率が9割以上である）ため、分析結果に影響を与えると考えられる。また、年金受給額の影響に関する分析は、今後の研究課題となる。

参考文献

【英語】

- Angrisani, M., V. Atella, and M. Brunetti (2018) Public health insurance and household portfolio Choices: Unravelling financial “Side Effects” of Medicare. *Journal of Banking and Finance*, 93, 198–212.
- Antwi, Y.A., A.S. Moriya, and K. I. Simon (2015) Access to health insurance and the use of inpatient medical care: Evidence from the Affordable Care Act young adult mandate. *Journal of Health Economics*, 39, 171–187.
- Bai, C., W. Chi, T. X. Liu, C. Tang, and J. Xu (2021) Boosting pension enrollment and household consumption by example: A field experiment on information provision. *Journal of Development Economics*, 150: 102622.
- Balloch, A., A. Nicolae, and D. Phillip (2015) Stock market literacy, trust, and participation. *Review of Finance*, 19(5), 1925–1963.
- Bertau, C.C., and M. Haliassos (1997) Precautionary portfolio behavior from a life-cycle perspective. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(8–9), 1511–1542.
- Blanchard, O. J., and N. G. Mankiw (1988) Consumption: Beyond certainty equivalence. *American Economic Review*, 78 (2), 173–77.
- Bottan, N., B. Hoffmann, and D. A. Vera-Cossio (2021) Stepping up during a crisis: The unintended effects of a noncontributory pension program during the Covid-19 pandemic. *Journal of Development Economics*, 150:102635.
- Browning, M., and A. Lusardi (1996) Household saving: Micro theories and micro facts. *Journal of Economic Literature*, 34 (4), 1797–855.
- Chen, Y., J. Shi, and C. Zhuang (2019) Income-dependent impacts of health insurance on medical expenditures: Theory and evidence from China. *China Economic Review*, 53, 290–310.
- Dreze, J. H., and F. Modigliani (1972) Consumption decisions under uncertainty. *Journal of Economic Theory*, 5(3), 308–335.
- Gong, X., and R. Zhu (2019) Cognitive abilities, non-cognitive skills, and gambling behaviors. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 165, 51–69.
- Hall, R. E. (1978) Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86 (6), 971–987.
- He, H., and P.J. Nolen (2019) The effect of health insurance reform: Evidence from China. *China Economic Review*, 53, 168–179.
- Huang, X., and B. Wu (2020) Impact of urban-rural health insurance integration on health care: Evidence from rural China. *China Economic Review*, 64:101543.
- Iskhakov, F., and M. K. Keane (2021) Effects of taxes and safety net pensions on life-cycle labor supply, savings and human capital: The case of Australia. *Journal of Econometrics*, 223(2), 401–432.
- Jensen, R., and K. Richter (2004) The health implications of social security failure: evidence from the Russian pension crisis. *Journal of Public Economics*, 88(1–2), 209–236.
- Korenman, S., and D. K. Remler (2016) Including health insurance in poverty measurement: The impact of Massachusetts health reform on poverty. *Journal of Health Economics*, 50, 27–35.

- Korenman, S., D.K. Remler, and R. T. Hyso (2021) Health insurance and poverty of the older population in the United States: The importance of a health inclusive poverty measure. *Journal of the Economics of Ageing*, 18:100297.
- Leland, H. E. (1968). Savings and uncertainty: The precautionary demand for savings. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(3), 465–473.
- Ma, X., and T. Oshio (2020) The impact of social insurance on health among middle-aged and older adults in rural China: A longitudinal study using a three-wave nationwide survey. *BMC, Public Health*, (2020) 20:1842. doi:10.1186/s12889-020-09945-2
- Ma, X. (2022) *Public Medical Insurance Reform in China*. Springer.
- Mebratie, A.D., R. Sparrow, Z. Yilma, D. Abebaw, G. Alemu, and A. S. Bedi (2019) The impact of Ethiopia's pilot community-based health insurance scheme on healthcare utilization and cost of care. *Social Science & Medicine*, 220, 112–119.
- Moret, F., P. Pinson, and A. Papakonstantinou (2020) Heterogeneous risk preferences in community-based electricity markets. *Research*, 287(1), 36–48.
- Nelissen, J. H. M. (1998) Annual versus lifetime income redistribution by social security. *Journal of Public Economics*, 68(2), 223–249.
- Qin, L., C. Chen, Y. Li, Y. Sun, and H. Chen (2021) The impact of the New Rural Cooperative Medical Scheme on the “health poverty alleviation” of rural households in China. *Journal of Integrative Agriculture*, 20(4), 1068–1079.
- Sandmo, A. (1970) The effect of uncertainty on savings decisions. *The Review of Economic Studies*, 37 (3), 353–360.
- Sommers, B.D., and D. Oellerich (2013) The poverty-reducing effect of Medicaid. *Journal of Health Economics*, 32(5), 816–832.
- Wagstaff, A., L. Magnus, J. Gao, L. Xu and J. Qian (2009) Extending health insurance to the rural population: An impact evaluation of China's new cooperative medical scheme. *Journal of Health Economics*, 28(1), 1–19.
- Zhou, Q., K. Basu, and Y. Yuan (2017) Does health insurance coverage influence household financial portfolios? A case study in urban China. *Frontiers of Economics in China*, 12(1), 94–112.
- Zou, J., and X. Deng (2019) Financial literacy, housing value and household financial market participation: Evidence from urban China. *China Economic Review*, 55, 52–66.

【中国語】

- 国家統計局 (2021) 『中国統計年鑑 2021』、中国統計出版社。
- 胡令遠・袁堂軍・馬欣欣 (編著) (2019) 『冷戦後日本社会保障制度：对中国の啓示』、上海人民出版社。
- 卢亜娟・張雯涵・孟丹丹 (2019) 「社会養老保險对家庭資産配置の影響研究」、『保險研究』、第12期、108–119頁。
- 馬瑞 (2020) 「社会養老保險与我国居民家庭風險金融資産投資の影響—基於中国総合社会調査 (CGSS) の数拠研究」、『商業會計』、第11期、97–101頁。

宗慶慶・劉沖・周亜虹（2015）「社会養老保險与我国居民家庭風險金融資産投資—来自金融資産調査（CHFS）数拠」、『金融研究』、第10卷第424期、99-114頁。

王爽・劉喜華（2021）「社会保險对家庭資産配置的影響研究—基於医養結合角度的実証研究」、『長春理工大学学報（社会科学版）』、第3期、118-124頁。

吳洪・徐斌・李潔（2017）「社会養老保險与家庭金融資産投資—基於家庭微觀数拠の実証分析」、『財經科学』、第4期、39-51頁。

吳慶躍・周欽（2015）「医療保險、風險偏好与家庭風險金融資産投資」、『投資研究』、第5期、18-32頁。

張軍・程川南（2019）「社会保障对家庭資産選択的影響」、『重慶理工大学学報（社会科学）』、第11期、60-72頁。

【日本語】

加藤弘之・渡邊真理子・大橋英夫（2013）『21世紀の中国經濟篇—国家資本主義の光と影』、朝日新聞出版。

馬欣欣（2015）『中国の公的医療保險制度の改革』、京都大学学術出版会。

馬欣欣（2020）「コロナショックと中国緊急税制対策」『月刊税理』、第63巻第11号、88-99頁。

馬欣欣（2022）「中国公的医療保險制度の改革とその評価」、『社会保障研究』、第6巻第4号、421—438頁。

于洋（2022）「未完の年金制度改革」『社会保障研究』、第6巻第4号、389—403頁。

論文

「台湾有事」の虚構性とそれに対する中国の戦略から 連想される朝鮮半島の平和と統一問題への示唆

朱 建栄（東洋学園大学客員教授）

1. でっち上げられた「台湾有事」

近年、「台湾有事」がまことしやかに論じられている。2021年3月、米インド太平洋軍デービッドソン司令官（当時）が上院軍事委員会の公聴会で、「2027年までに、中国が台湾に軍事攻撃をしかけるリスクがある」と証言し、以降、「27年台湾侵攻」説が独り歩きした。同年12月1日、安倍晋三元首相は台湾とのオンライン会議で、「台湾有事はすなわち日本有事」「日米同盟で対処」と発言した。元外務副大臣佐藤正久氏は『知らないと後悔する 日本が侵攻される日』（幻冬舎新書、22年8月）を出し、この本とその後の一連の講演で、早ければ来年中国が攻めてくると予想し、遅くとも27年、武力統一に踏み切ると言い切った。最近では麻生自民党副総裁が訪台した際、「日米台が戦う覚悟を」と叫んだ。「台湾有事」論はもはや、日本の防衛政策の攻撃的方向への転換、防衛費大幅増の前提・根拠になっている。

確かに、台湾との統一は中国の悲願だ。香港、マカオの復帰後、それは屈辱的な近代史から取り残された最後のトラウマである。しかし香港、マカオ同様、平和統一が最善の道だと中国ではコンセンサスがある。鄧小平氏が「改革・開放」政策を取って以来の40年余り、中国は「武力統一」を一度も言っていない。2005年、「反国家分裂法」が制定され、「非平和的手段の行使」に関して、分離独立の阻止、外国勢力の介入など三つの前提を規定した。いわば、これらの極端なケースを除けば、武力統一の可能性を自ら封じたのだ。

昨年8月初め、米大統領の継承順位2位のペロシ下院議長（当時）の訪台は「レッドラインを踏み込んだ一歩」と深刻に受け止めた中国は、台湾島全体を囲んで軍事演習を行い、分離独立阻止の意志を示したが、直後に発表された「台湾白書」では、最大の誠意で平和統一を求める方針は変わらず、「武力行使は最後の、やむを得ない手段」と言明した。

2. 中国が考える「平和統一」の中身と道筋

中国の言う統一は、民主化した台湾を中華人民共和国の一地方に編入するものと誤解する人が多いが、鄧小平時代以降、「一つの中国」の枠の中で合意すれば、台湾は自分の政治制度を維持してよいと北京は繰り返し表明した。「中華連邦」の構想とも呼ばれている。

このような平和統一は短期的に実現できないため、昨年10月に開かれた第20回党大会の政治報告では、2035年の「初歩的現代化」、2050年の「全面的現代化」の実現を優先目標と位置付けられ、中心的任務は「経済建設」とし、ほかはこれに「服従・服務」として新「党規約」にも明記された。現代化を実現する過程で台湾との平和統一を実現するという基本的発想だ。

中国側の見方を総合すると、台湾統一戦略は次のように浮かんでくる。まず2030年前後まで米国と並ぶ経済技術力、軍事力といった総合的国力をつける。台湾問題解決の最大の阻害要因は米国と見なし、対等になれば初めて米側が平和統一を認めると判断している。

そして2035年頃、中国本土の国民所得は台湾と並ぶ水準に達成する見込みだ。その上で自身の全面的現代化を進めつつ、2050年までの平和統一の達成を目指す。

長期戦略に長ける中国だが、一つの本音がこのロングスパンの統一方針に隠されている。すなわち、急いで台湾を武力統一することは、国際社会で孤立ないし厳しい制裁を招き、中国自身の現代化実現の外部環境を失うとの認識だ。福建省等沿岸部と台湾との経済一体化も進んでおり、その住民たちも平和統一以外の選択肢を望まない。ウクライナ戦争の残酷さを目の当たりにし、中国でも反戦気分が一層高まっている。

習近平主席は最近の米中首脳会談で、「米国では中国が2027年か2035年に武力行使をするとの説があるが、このような計画に関する報告を受けたことがない」と説明した。

3. 米国は戦争を仕掛けてくる可能性がある

では台湾をめぐる戦争の危険性はないのか。中国では逆にそれへの警戒感を高めている。中国が手を出すのではなく、米国が台湾をテコにしてでも中国の国力を消耗させ、中国の台頭を抑え込むのに今後5年間は「ラストチャンス」と見て、一層挑発してくるのではないかと。

北京シンクタンクの研究員彭勝玉氏は次のように分析している。

「米国は台湾を犠牲にし、中国に早く戦争を起こさせるかもしれない。これによって西側世界を巻き込んで中国に対して長期にわたるエネルギー・経済・貿易封鎖・人的往来・金融など各分野での厳しい制裁と封鎖を敷くことが可能になる。仮に中国が台湾を制圧できても、中国の台頭を中断させることができる。米国が最も見たくないのは、中国に追い越されて世界最強国の地位から転落することだ。この執念は台湾の統一を見たくない気持ちよりも強い。どうせ台湾が統一されるのを止められないなら、今のうちに台湾をうまく

使い、台湾を犠牲にし、戦争で中国の正常な発展を遮断する。これは統一される前の台湾の最後の剰余価値かもしれない」。

興味深いことに、台湾当局の上層部も、トランプ政権当時、中国をわざと戦争に追い込む思惑があり、真珠湾攻撃前の日本に対する圧迫に似ていると分析していたと台湾の専門家がスクープした。20年夏に台北で開かれた会議で「台湾国安部門の上層部」は、「米軍は最近、故意に解放軍が定めた航行禁止区域を飛び越え、12海里から6海里までの領海曖昧区域の外を通り、以前とかなり異なる行動を見せている」「この手は太平洋戦争前夜、米国が手段と方法を選ばずに日本に開戦を迫ったのと似ている」と指摘し、「かつて貿易封鎖、資源チェーンの断絶、石油禁輸などを通じて、一步一步と日本を追い詰めたように、現在もほぼ同じ戦術で中国を追い詰めている」「中国が第一発を打てば、世界最大の武器工場、軍需工業複合体である米国は国全体の戦争マシンをフル動員する正当な理由が生まれ、小規模な戦争で経済的苦境と内政矛盾からも脱却できるようになる」と分析している。

もう一人の台湾元軍人で軍事評論家張競氏も、「歴史上、強権国家が自分の優位を守るために、様々な罫を仕掛けたり、武力行使の口実を作ったりする前例はいくらでもある」「現在、米国が絶えず圧力を加えているのは、その戦略において北京を、なるべく早く米国との決戦に引き込ませるため」「こうなれば、ワシントンは堂々たる理由と大義名分を持ち、国際社会で中国に対する全面的な抑え込みにかかれるようになる」と分析している。

米国内でも、一連の論争を経て、中国軍が一方的に台湾に攻め込むことはないだろうとの見方が広まっている。最近、10月29日付NYタイムズに、国務省とペンタゴンの中国問題顧問を歴任したBonnie S. Glaser氏は「No, Xi Jinping Is Not About to Attack Taiwan」と題する寄稿をし、中国による一方的な「台湾有事」の可能性をはっきりと否定している。しかし戦争の可能性が消えたわけではない。上述のGlaser氏は記事の中で次のように書いている。

Still, there are scenarios where Mr. Xi may feel compelled to take military action. If a future Taiwan government pushes for formal independence through a referendum or constitutional revision, Mr. Xi could conclude that the political risks of inaction — to him and the Communist Party — outweigh the risk of war. A move by an American president or Congress to restore diplomatic recognition to Taiwan — or return to the defense treaty that it had with Taipei before the United States switched diplomatic recognition to Communist China in 1979 — could similarly force Mr. Xi's hand, even if he is not confident of battlefield success.

(それでも、習氏が軍事行動をとらざるを得なくなるシナリオはある。将来台湾当局が国民投票や憲法改正を通じて正式な独立を推し進めた場合、習氏は不作為の政治的リスクが彼と共産党にとって戦争のリスクを上回ると結論付ける可能性がある。米国の大統領や議会が台湾に対する外交承認を回復しようとする動き、あるいは米国が1979年に共産中国に外交承認を切り替える前に台北と結んでいた防衛協定に戻る動きも同様に習氏の手を強制する可能性がある。戦争に勝つ自信がなくても。)

4. 朝鮮戦争の経験に基づく中国の対米戦略

中国は近年、総国力を米国に並ばせることを最優先し、それまでは正面衝突を最大限に回避する、という「新韜光養晦」戦略を形成したと見られている。GDPが米国に並ぶ目標を依然 2030～35年の間に設定している。

一方、中国の台頭を抑え込もうとする米国の基本戦略、「実力信奉主義」の覇権国家米国の本質を見抜いている中国は、いざ米軍が台湾海峡に介入して来ても勝てないように、人民解放軍の現代化、半導体などのハイテク技術の追い上げを急ピッチで進めている。

中国は朝鮮戦争の体験に基づいて米国の行動を判断し、対策を制定している。1950年末から52年までの段階では、米軍は核兵器を除くあらゆる武器を使って人民義勇軍と戦った。少しでも勝てると思う時は手段を択ばず、という米国の典型的なやり方だ。しかし53年に入って、勝てないと分かった時点で、休戦協定の調印に応じた。

もう一つエピソードもある。休戦交渉の段階で、李承晩政権は強硬に休戦に反対した。中国側代表がこれに関する懸念を表明したら、米側代表は「中朝と休戦協定に調印すれば、韓国の反対を我々が抑える」と回答した。米国がいざ変心したら、「リトルブラザー」の立場はどうでもよいことになる。

したがって、米国が侮れないような軍事力、ハイテク技術力を整備し、米側の恫喝」圧力に絶対負けないような決意と忍耐力を持つことが重要だ。米国に打ち勝つ秘訣の一つは我慢を重ね、根競べに負けないことだ。

5. 朝鮮半島問題への示唆

台湾問題は朝鮮半島の統一問題と似ているところが多い。両方とも冷戦時代の産物だ。21世紀の世界に残る冷戦の遺物として、台湾海峡を挟む分裂と半島の南北関係の両者が最も典型的なものとして挙げられる。そしてこれらの冷戦構造が今日も残る最大の要因は、米国の覇権主義的世界戦略とその思考様式にあると指摘することができる。

また、21世紀に入って米国は国力の低下と、イラク・アフガンでの失敗により、その覇権主義的目的を達成しようとする発想が変わらないが、自らの軍事衝突の第一線に立ったり、戦争に巻き込まれたりすることに代わって、紛争地の片方の勢力を支持し、対立を煽り、同じ民族の和解を妨害し、その後ろに立って漁夫の利を取るというやり方にシフトしている。これはウクライナ戦争と最近の中東紛争への対応にも現れている。台湾海峡と朝鮮半島に対しても恐らく今後は同じ手口を取っていくだろうと予想される。

台湾問題をめぐる中国の分析や対応方針に関する以上の検証から、朝鮮半島の統一問題及びその対応にとって、以下のようないくつかの示唆が見出せるのではないと思われる。

第一、米国はこれまでの数十年間、台湾問題と半島情勢を、自らの覇権を維持するための世界戦略に組み入れており、現在、その世界戦略の中心的柱にすらなりつつある。アン

グロサクソンの発想にも由来し、現地の分裂・対立で火中の栗を拾うことを得意とする米国は、中国大陸と台湾、朝鮮半島の南北統一を内心望んでいない。むしろ逆に、その分裂・対立を常態化・固定化すること、ひいては時々緊張情勢を醸し出して相手を汚名化し、相手をけん制し、弱体化することをよくやる。これに関してナイーブになってはならない。

第二、覇権国家米国は実力、軍事力しか信奉しない。時々価値観など美辞麗句を並べるが、自分の都合でよくダブルスタンダードを取る。1980年代では、半導体などハイテク分野で脅威を感じた対象の日本に対し、容赦なくバッティングした。昨今はパレスチナ民族に対するジェノサイドを実施しているイスラエルに対しては国際的孤立を押しも庇おうとしている。このような覇権国家に対し、自国の安全保障を自分で守り、自衛的軍事力を整備するのは当然である。中国は、台湾の分離独立を図る動きがレッドラインを越えたら、負け戦でも戦うとの決意を表明している。1950年9月から10月にかけて、米国を中心とする国連軍が鴨緑江付近まで迫り、中国の安定と安全に対する深刻な脅威だと見なし、毅然と義勇軍を派遣し、朝鮮人民軍とともに、相手を38度線に押し戻した。今日において、朝鮮民主主義人民共和国側は世界最強の米軍などを相手に、まだ脆弱な「休戦」状態の前で防衛力を整備することは当然の権利である。

第三、この中で核兵器の問題が出てくる。中国は自らの核兵器の先制不使用を宣言しており、朝鮮半島の非核化も主張している。それは、核兵器の北東アジアでのドミノ的拡散を防ぐ狙いととも、核開発をめぐる米朝間の対立が激化し、半島での緊張がエスカレートすることを懸念しているためである。また、米国がこれを理由に、半島に更に核兵器を持ち込み、ミサイル防衛システムの整備と称して地域での軍事的プレゼンスの強化、「東洋のNATO」の結成を警戒している。

そのため、中国は朝鮮半島の非核化を主張しつつ、対立双方の安全を確保するメカニズムの構築が必要と主張している。最近、米国などが北側の「非核化」だけを要求するスタンスに転じていることに、北京は警戒している。相手の本質的な安全保障を無視し、一方的な要求と圧力を加えることは朝鮮半島の恒久的な和平体制を構築することにとって有害無益だと考えている。

第四、自衛的な防衛力を整備すると同時に、最も根本的な対策は自身の持続可能な経済・技術力と社会システムを構築することである。中国は、押し付けられる戦争の脅威が切羽詰まったことでない限り、経済建設、「社会主義の現代化強国」を創り上げることを最優先するという長期戦略を制定している。自国の底力の発展は社会の安定にとって不可欠であり、また、全世界でより広く理解され支持され、とりわけ近隣諸国を味方につけていくことが必要だと認識している。

中国大陸は近年、台湾政権がどう変わろうと、台湾民衆との交流の拡大と深化を促進している。台湾の大学卒業の資格を中国本土のと同じ扱いにし、台湾の医師などの資格を認め、中国大陸で開業することを許可している。大陸に長期滞在する台湾人に対し、中国大

陸に住民とほぼ同じ形の ID カードを発行し、その生活と活動の便利を図っている。これらの交流は相互理解と信頼を促進し、長期的には平和統一を実現する基盤にもなると期待されている。

朝鮮民主主義人民共和国は中国とスケールが違い、置かれた環境も異なることが多いが、自らの経済力の整備、民衆の生活的水準の向上に対する優先的重視、同じ民族同士の交流・親近感の育成といった努力は、外来の干渉・陰謀を打破する根本的な力になると思われる。

科学技術フロンティア

数据驱动的网络数字孪生流量预测框架

(ネットワークデジタルツイン向けのデータ駆動型トラフィック予測フレームワーク)

李睿棟 (金沢大学 准教授)

最近几年，数字孪生因其在元宇宙等新兴应用中的卓越表现而受到学术界和工业界的广泛关注。网络数字孪生作为数字孪生的一个分支，继承了数字孪生的特点，将物理网络映射到虚拟空间，实现了与复杂现实世界网络的全面交互，促进了网络系统的进一步完善。

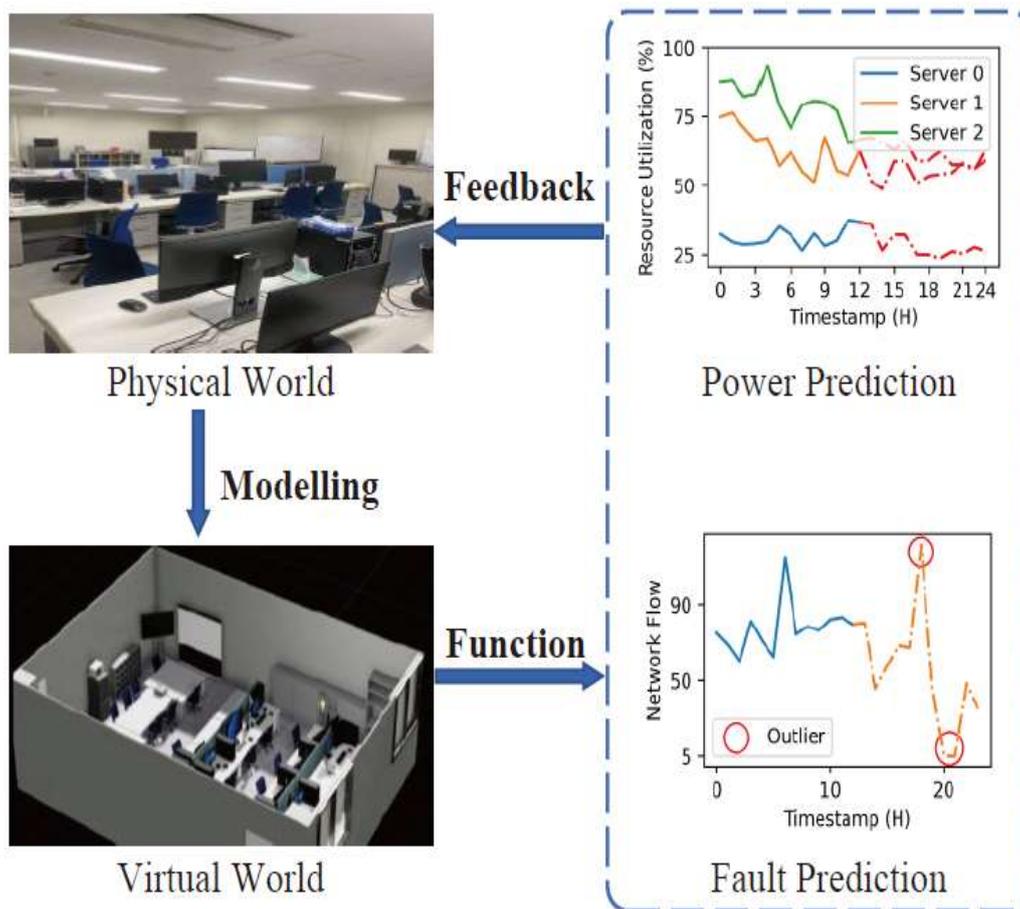


图 1. 实验室的网络数字孪生，包括建模、功能和反馈模块

网络数字孪生的一个示例如图 1 所示。首先将具有多个设备的物理实验室建模到虚拟世

界中，提供每个设备的数字表示，同时同步其网络状态。与传统物理网络检测后采取行动不同，数字孪生允许运营商根据模拟结果提前采取措施。例如，通过网络异常值预测来进行故障排除，通过每台服务器的功率预测来实现最佳资源分配。此外，基于物理网络的虚拟表示和进一步的预测，可以在虚拟网络中进行各种网络操作，包括网络规划、网络优化等。虚拟网络的模拟结果将反馈到物理网络中，将在不损害物理基础设施的情况下提高其性能。

先行研究调查了网络数字孪生的应用，认为大多数应用都是基于“假设”场景下的性能评估开发的，即提前预测网络性能随影响因素变化的程度。因此，网络数字孪生的关键在于准确预测物理网络的状态和行为，并将其有效反馈到真实网络中。换言之，网络流量预测是网络数字孪生中不同任务必不可少的前提组成部分，其在很大程度上决定了最终的实用性和价值。

虽然一些研究已认识到网络流量预测的重要性，并利用预测结果支持下游网络任务，但其框架仍局限于特定的网络数据和任务。许多框架使用单独的模型独立预测网络指标，忽略了不同层中特定指标的共享特性，大大增加了计算开销，导致结果不理想。此外，这些框架更注重拓展网络流量预测的应用场景，只强调预测的准确性，忽视了网络数字孪生对效率和灵活性的要求。

基于此，流量预测框架设计有如下要求：

1) 准确性：准确性一直被认为是流量预测最关键的指标，尤其是在复杂多变的网络环境中。网络数字孪生可以准确预测网络状态和行为，然后有效地向物理网络提供反馈，从而优化网络。同时，任何旨在降低网络复杂性的努力都是以达到令人满意的准确性为前提的。相反，不准确的流量预测会影响网络状态的实时同步，使网络的优化和维护变得更加复杂。因此，在网络数字孪生中，流量预测框架应保证下游网络任务的准确性，即使在网络出现故障的情况下也是如此。此外，一些与数据相关的因素也会影响流量预测的准确性值得关注，如输入序列长度和数据粒度。

2) 复杂性：由于虚拟网络需要将预测结果反馈给实际网络，因此必须确保预测框架具有较低的训练时间、推理时间和模型参数，以便及时更新网络数字孪生的状态。低廉的训练成本有助于交通预测框架的部署和更新。同时，这也是网络用户通过联合学习参与模型更新的动力。由于准确性和复杂性之间存在反向互动关系，预测框架应在这两个指标之间取得平衡。

3) 可扩展性：网络数字孪生会不断同步物理网络中来自新用户或节点的最新网络流量，从而产生大量流量数据。因此，传统的流量预测框架需要从头开始重新训练模型以适应新节点，这对于网络数字孪生场景来说并不实用，尤其是在需要低延迟预测的情况下。流量预测框架必须能够快速预测新节点的流量，并允许更新现有预测模型以适应新节点。这样，流量预测框架就能通过可转移模块和模型节省大量时间和计算资源。

为满足流量预测框架辅助不同下游网络任务的需求，我们根据数据特征和任务需求提出了数据驱动流量预测框架（图 2），该框架由数据采集模块、架构选择模块、预处理模块和预测模块四个模块组成。每个分层模块内的组件均可替换，并根据可用资源和网络需求进行

选择，从而与网络规划和资源分配等不同的下游网络任务相匹配。

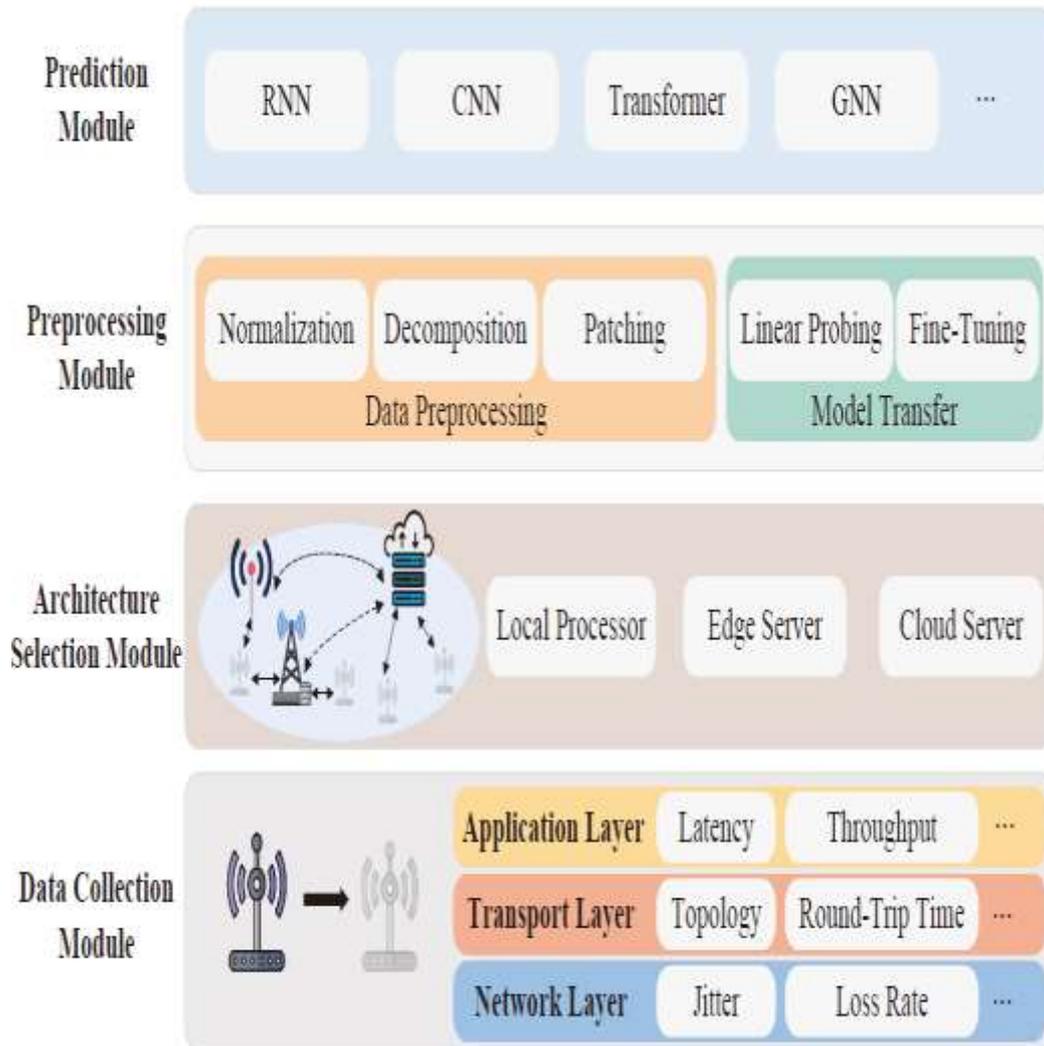


图 2. 网络流量预测框架设计

我们设计的高效的数据驱动流量预测框能迅速适应数字孪生领域中下游网络任务提出的严格要求。我们从时间、位置和特征维度将网络流量分为四个典型类别，并结合现实世界的数据集，找出不同流量类型的共性和独特性。随后，考虑到流量特征和下游任务要求，概述了明确为网络数字孪生设计的流量预测框架的必要指标。此外，我们提出的数据驱动的流量预测框架，它能有效满足对准确性、复杂性和可扩展性的要求。

尽管我们在本文中分析了网络流量的一般特征，并提出了一种高效的数据驱动的网络数字孪生流量预测框架，但要提高网络数字孪生流量预测的有效性，仍有几个有待解决的难题值得关注。

全面的网络数据集：在通信网络领域，已从不同层面和平台收集了大量数据集。然而，在评估网络数字孪生模型的性能时，却缺乏公认的数据集。网络数字孪生模型的数据集有助于探索网络特征，进一步提高网络的整体性能。例如，从仿真、测试平台和生产环境中收集的数据可以整合在一起，用于评估网络数字孪生模型的性能、和生产环境中收集的数据进行整合，以评估模型的性能。一个公开的综合网络数据集是非常重要和有益的。

精细化的性能要求：虽然我们的框架可以通过组合不同的模块和组件来实现出色的性能，但具体的组合策略部分取决于下游网络任务的要求。例如，当应用程序具有严格的延迟要求时，在云中部署基于变压器的模型并不是首选。相比之下，模型传输模块更容易采用。然而，不同网络任务的性能要求仍然有些模糊，缺乏统一的标准。因此，需要针对不同下游网络的定性标准来指导组合策略的优化。

预测框架的高效安全模型更新：虽然大规模模型有助于提高交通预测框架的准确性，但同时也带来了参数增加和训练成本提高等挑战。因此，可以采取更多措施来满足网络数字孪生的严格要求。一方面，在更新框架时，不同大规模模型的关键组件应被赋予更高的权重，如大模型中的注意力机制和图神经网络中的相邻矩阵。另一方面，网内计算、量子网络、联邦学习等先进技术的融合，有助于促进高效、安全的模型更新，进一步确保用户的隐私和安全。

参考文献

H. Nan, R. Li, X. Zhu, J. Ma, and D. Niyato, "An Efficient Data-driven Traffic Prediction Framework for Network Digital Twin," IEEE Network, DOI: 10.1109/MNET.2023.3335952, 2023.

日本華人教授会議活動記録

(2022年11月～2024年2月)

1. 学術活動・社会教育活動

(1) 【新春開始・総合オリエンテーション】

認定NPO 法人東京都日中友好協会主催・グローバル地域研究会・日本華人教授会議と共催

日時：2023年1月28日（土）

開催方式：ZOOM(日本語と英語)

講師：陳雲・劉文・奈良迫英光（院生6人）

司会：秋澤文芳 約50名参加

(2) 【新春公開セミナー・VUCA時代の中国経済を読み解く】

日時：2023年2月4日（土）

開催方式：ZOOM(日本語)

日本華人教授会議主催・東京大学グローバル中国研究拠点と共催・NPO 中日学術交流センター協賛

講師：戴二彪・嚴善平・洪詩鴻

討論：金堅敏等3人。

司会：康上賢淑 約100名参加。

(3) 【文理結合フォーラム・鹿児島コラボ学術会議・第1回】

日本華人教授会議主催・グローバル地域研究会と共催

日時：2月8日～11日

会場：鹿児島市市宝山ホール第3会議室

開催方式：ハイブリット（日本語・中国語）

講師：朱建榮、熊達雲、趙軍、沈潔、王曙光、朱炎、周璋生、王偉彬、吳曉林、郝仁平、温曉青、邢予青、鈴木晶、劉曙麗、李瑞雪（オンライン報告）、段瑞聡。

司会：康上賢淑 約60名参加。

(4) 【学術会議・新体制が決まった中国の全人代を読み解く】

日本華人教授会議主催・東京大学グローバル

中国研究拠点と共催

日時：2023年3月22日（水）

開催方式：ZOOM(日本語)

講師：朱建榮・津上俊哉・苑志佳

討論：戴二彪

司会：康上賢淑 約100名参加

(5) 【祝賀記念講演会・退職会員】

日本華人教授会議主催

日時：2023年3月27日（月）

会場：立正大学

開催方式：ハイブリット(日本語・中国語)

講師：杜進・程子学・沈潔

司会：康上賢淑 約60名参加

(6) 【公開講演・特別企画】

日本華人教授会議主催

日時：2023年6月3日（土）

会場：東洋大学白山キャンパス 2号館

開催方式：対面(中国語)

講師：何高潮（美国約翰霍普金斯大学傑出訪問教授）

司会：杜進・郝仁平 約50名参加

(7) 【公開講座・日米中大国戦略】

日時：2023年6月28日（水）

日本華人教授会議主催、NPO 中日学術交流センター共催

会場：法政大学市ヶ谷キャンパス

開催方式：ハイブリット（中国語）

講師：アメリカン大学・趙全勝教授

討論：杜進（拓殖大学名誉教授、日本華人教授会議会員）総括：段瑞聡（慶應義塾大学教授、日本華人教授会議代表）。

司会：李瑞雪 約50名参加。

(8) 【公開講座・日米中大国戦略】

グローバル地域研究会と広東省低炭企業協会主催・華人教授会と国際アジア共同体と共催

日時：2023年8月20日（日）・21日（月）
 会場：京都アカデミーフォーラム
 開催方式：対面（日本語・中国語・英語）
 講師：鳩山友紀夫・進藤栄一・郭洋春・大西広・于文傑・李光貞・劉文・福山秀夫・丁可・丁紅衛・陳雲・王振・李晶・宋磊・周瑋生・など30人以上
 司会：康上賢淑・中川十郎 約100名参加

(9) 【公開講座・中国と朝鮮半島をめぐる東アジア国際関係】

日本華人教授会議主催・NPO 中日学術交流センターと共催
 日時：2023年10月8日（土）
 会場：慶應義塾大学三田キャンパス南校舎
 開催方式：対面（中国語）
 講師：沈志華（華東師範大学教授）
 討論：朱建栄
 司会：段瑞聡 50名参加

(10) 日中平和友好条約締結45周年記念シンポジウム

日本華人教授会議主催・NPO 中日学術交流センターと共催
 日時：2023年10月21日（土）
 会場：慶應義塾大学三田キャンパス第1校舎
 開催方式：ハイブリット（日本語・中国語）
 講師：呉江浩・垂秀夫
 ・張雲・岑智偉・須川清司・朱欣・明日香壽川・岩田修一
 ファシリテーター：朱建栄・程子学
 コーディネーター：李春利
 司会：呂曉彤 約250名参加

2. 日中大学生スピーチコンテスト

(1) 【中国大学生選抜日本語スピーチコンテスト】

2024年3月12日、東京都内の一橋講堂において決勝大会を開催した（決勝参加者：16名）。中国各地の232の大学の3万名を超える学生が予選に参加した。

[東北ブロック予選]
 10月28日（土）於：吉林大学

[華東ブロック予選]
 11月5日（日）於：浙江工商大学
 [華北ブロック予選]
 11月11日（土）於：天津外国語大学
 [西北ブロック予選]
 11月18日（土）於：西安外国語大学
 [西南ブロック予選]
 11月19日（日）於：西南大学
 [北京ブロック予選]
 11月25日（土）於：對外經濟貿易大学
 [華南ブロック予選]
 11月26日（日）於：広東外語外貿大学
 [華中ブロック予選]
 12月2日（土）於：華中師範大学

10月28日（土）至12月2日（土）、上記の中国八ブロック予選会（地域決勝戦）に康上賢淑、朱炎、王敏、唐亜明、杜進、吳曉林、劉迪、趙軍が華人教授会議審査員として出張参加。

(2) 【全日本大学生中国語スピーチコンテスト・漢語橋日本予選 決勝大会】

「第4回全日本大学生中国語スピーチコンテスト・第22回「漢語橋」世界大学生中国語コンテスト」日本予選は、2023年5月27日（土）～5月28日（日）に4ブロックにて行われた。
 東日本ブロック（関東地方、北陸地方、静岡；担当：桜美林大学）。
 西日本ブロック（近畿地方、東海地方、中国地方；担当：神戸学院大学）。
 南日本ブロック（九州地方、四国地方、沖縄；担当：長崎大学）。
 東北・北海道ブロック（東北地方、北海道、長野・信越地方；担当：札幌大学）。
 決勝は2023年6月24日（土）に、東京の慶應義塾大学三田キャンパスで行われた。決勝戦の華人教授会議からの審査員は楊光俊、欒殿武であった。

3. 組織運営

★2023年3月27日（月）退職会員祝賀記念講演会が立正大学にて開催された。出席者は

下記の通りである（順不同、敬称略）。

退職会員：凌星光、馬成三、魏大名、周建中、沈潔、吳川、朱建榮、杜進、朱炎、王智新、程子学、任惠峰（計12名）

会員・事務局：金群、苑志佳、趙軍、李恩民、劉迪、陳迎、任向実、吳曉林、鈴木晶、鄭偉、時亮、康上賢淑、文光如（吳川夫人）、段瑞聡（計14名）。

杜進、程子学、沈潔の3氏より記念講演を行い、朱建榮が総括を行った。康上賢淑が司会を担当した。上記12名の退職者には常任副代表の金群より記念品を贈呈した。出席されなかった退職者（計17名）には郵送にて記念品を送付した。

★2024年新春交流会開催

開催期日： 2024年2月25日(日)

場 所： 慶応大学三田キャンパス

形 式： 学術交流会・ハイブリット
懇親会(オフライン)

司 会： 康上賢淑、劉曙麗

15:00-15:05 段瑞聡代表 挨拶

15:05-16:30 学術交流会

発 表 者：①熊達雲、②李曉東、③金堅敏

16:30-17:00 全員新春挨拶(1人ずつ)

(文責 事務局)

編集後記

桜が満開の3月末に、日本華人教授会議の年報『東アジア論壇』第19号（2023年）が遅ればせながらとうとう世に出ました。

『東アジア論壇』第19号には、日本華人教授会議代表の寄稿のほか、会員が執筆した5本の論文と1本の科学技術フロンティア紹介が掲載されています。内容は国際関係、政治制度、社会保障、高齢者介護と外国人労働者、台湾問題、科学技術動向など、日中両国が注目している重要な問題をカバーしています。さらに、過去1年間に日本華人教授会議が主催または参加した様々な活動も紹介されています。

2023年は新型コロナウイルスの流行が収束した後の初めての年であり、国際貿易・投資や人の往来が徐々に回復しています。しかし、近年低迷が続く日中関係はまだ改善されていません。日中両国間の学術交流と相互理解・共同发展を促進することを志している日本華人教授会議としては、「任重道遠」（「任重くして道遠し」）を痛感しています。

『東アジア論壇』は、日本華人教授会議会員の研究成果や関連活動を反映する重要な窓口です。投稿していただいた会員の皆様や日本華人教授会議事務局のご協力に心から感謝申し上げます。

『東アジア論壇』第19号編集部
戴二彪（アジア成長研究所）、劉迪（杏林大学）、李睿棟（金沢大学）

2024年3月31日