

# DISCUSSION PAPER SERIES

中国の人口政策による人口構造変化に関するシナリオ分析

李 晨陽 周 瑋生

2026年4月

RPSPP Discussion Paper No. 63

*RPSPP*

RITSUMEIKAN : POLICY SCIENCE & PUBLIC POLICY

Policy Science Association  
Ritsumeikan University  
2-150 Iwakura-cho, Ibaraki,  
Osaka 567-8570 Japan

# 中国の人口政策による人口構造変化に関するシナリオ分析

李 晨陽\*、周 瑋生\*\*

## 【要旨】

持続可能な発展のレベルは、人口の規模や構造、経済、資源、環境といった複数の要因によって制約される。将来の人口規模や人口構造の変化を予測することは、政府や政策立案者がより科学的で効果的な人口政策を策定し、持続可能な経済発展を達成するのに役立つ。本研究は、コホート要因法と改良した残差 PGM(1,N)モデルを用いて中国における将来の人口動態の変化を予測し、年齢別・男女別の人口規模と年齢構成を明らかにすることで、政府や政策立案者に重要な情報を提供することを目的としている。人口予測モデルを構築し、CPPS ソフトウェアを用いて、異なる合計特殊出生率となる 6 つの人口政策シナリオを設定し、2000 年から 2100 年までの中国の総人口、年齢構成、労働力の動向をシミュレーションした。この研究は、少子化、高齢化、資源不足や AI の活用など、中国が直面している人口問題に対処するのに役立つだろう。

キーワード：人口政策、コホート要因法、人口予測、中国

## I. はじめに

中国は大規模な新興国として、膨大な人口基数に、一人当たりの資源保有量の相対的不足、脆弱な生態環境などを加え、少子高齢化といった深刻な人口問題に直面している。第 7 回国勢調査結果によると、中国の総人口は 2020 年に 14 億 978 万人になり、性別構成では、性比（女性を 100 とする）は 104.80、年齢構成では、0～14 歳が 17.97%、15～64 歳が 68.50%、65 歳以上が 13.52%である。2010 年との比較では、0～14 歳の人口に占める子どもの割合は 1.37 ポイント増加し、15～64 歳の労働年齢人口の割合は 5.97 ポイント減少し、65 歳以上の高齢者人口の割合は 4.60 ポイント増加している(図 2) ([中国人口普查年鑑-2020](#)、[中国国家統計局](#))。

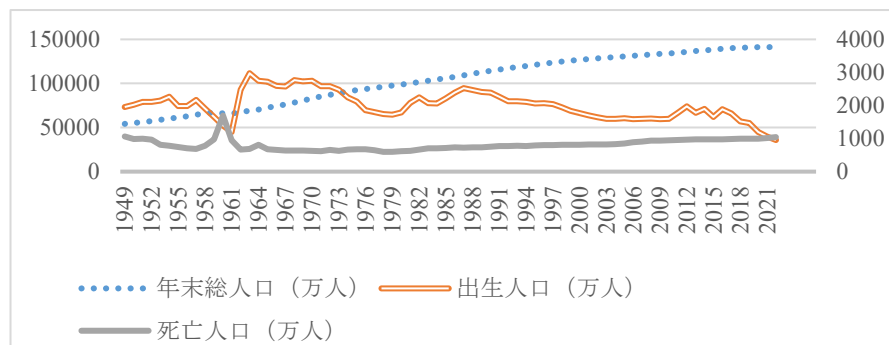


図 1 1949–2022 中国総人口・出生人口・死亡人口

出所) 国家統計局により作成。

\* 立命館大学大学院政策科学研究科 博士課程前期課程

\*\* 立命館大学政策科学学部 特任教授

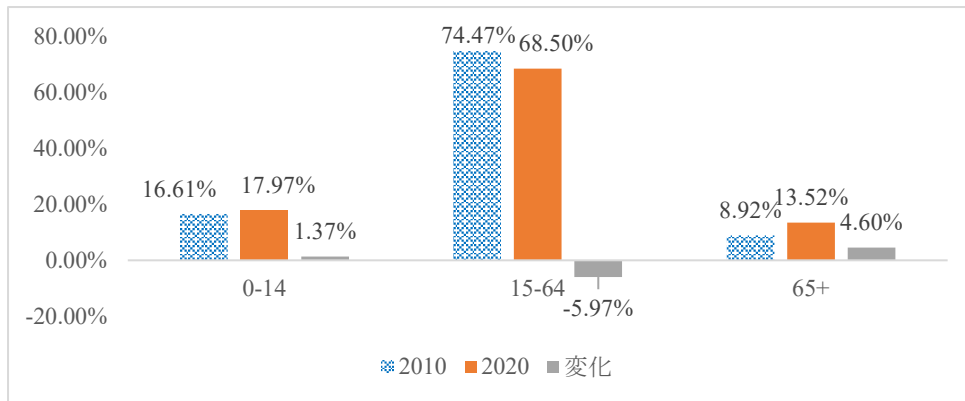


図2 2010年と2020年の年齢層別人口割合の変化  
出所) 第5回国勢調査と第7回国勢調査により作成。

中国政府は人口増加を抑制するため、1973年に「晩・稀・少」の計划生育政策を導入し、1978年には「国家は人口増加と経済社会開発計划を両立させるために家族計划を推進する」、「夫婦が1人の子供を産むことを推奨する」という家族計划政策が初めて憲法に書き込まれ、1979年に一人っ子政策を正式に実施し始めた。この一人っ子政策の厳格な実施により、中国は人口規模抑止に大いに寄与できた一方、上述のように65歳以上人口が1.9億(13%)を超え、少子高齢化社会に加速的に突入していた。そのため、2016年初め以降、中国は人口家族計划法を改正し、1979年以来実施されてきた一人っ子家族計划政策が正式に終了し、第二子の時代が始まったことを意味する。さらに、2021年、中国は「長期的なバランスのとれた人口発展のための少子化政策の最適化に関する決定」を発表し、3人っ子政策と支援措置を実施しはじめ(国務院、2021)、事実上の人口計划政策が終了したといえる。

中国の人口政策が人口構造に与える影響に関する研究は、「二人っ子政策」を中心に注目度が高まっている。歴史的な人口政策が人口構造に与える影響をマクロな視点から分析した研究の中には、歴史的な人口政策が中国におけるジェンダー不均衡、年齢不均衡、地域間人口不均衡の発生を招いたと主張し(張・王、2018; 呉ら、2020; 潘、2022)、人口の高齢化・少子化、生産年齢人口の減少、地方の空洞化の問題は将来的にも深刻になるとする研究もある(黄ら、2015; 穆、2015; 李・周、2018)。楊・万(2016)は、中国の人口政策変更の動的効果を分析し、「一人っ子政策」によって高齢化が少なくとも12年ほど前倒しされたことを示している。また、「二人っ子政策」に基づく人口予測の研究では、包括的な「二人っ子政策」が中国の出生人口の増加に資するとする研究もあるが(王、2018)、「二人っ子政策」の自由化、あるいは家族計划政策の完全自由化は都市部にのみ一定の効果があるとする研究もある(朱ら、2017)。さらに、他のいくつかの研究は、「二人っ子政策」の高齢化に対する減速効果を肯定しているが(王・戈、2016; 朱ら、2016; 孟ら、2016)、人口の最適化を推進しても、労働供給関係の不均衡や高齢化の進行を根本的に覆すことはできない(齊ら、2016; 翟ら、2016)。張(2021)は、人口学の数理モデルを構築し、2018年から2050年までの包括的な「二人っ子政策」の下での中国の人口動態を研究した。その結果、包括的「二人っ子政策」の下での中国の高齢化プロセスは、緩和することができ

るものの、総扶養比率と若年扶養比率の上昇を促進することがわかった。[王 \(2019\)](#) は、2015年の全国サンプル調査（人口の1.55%）を基に、2015年から2050年までの中国の人口構造の数値シミュレーションを行い、同様に、「二人っ子政策」によって高齢化をある程度遅らせることができることを実証した。また、合計特殊出生率（Total fertility rate、以下TFR）とは一人の女性が15-49才までに産む子どもの数の平均のことで、その国や地域の特異合計出生率の水準を示す重要な指標となる。包括的な「二人っ子政策」の実施に伴いTFRが2まで上昇すれば、中国はより大きな人口圧力に直面するが、人口構造は改善する（[周、2018](#)）、短期的には包括的な「二人っ子政策」が人口調整の全範囲に及ぼす効果は大きくない（[劉・石、2017](#)）。

そこで、本研究は、中国の将来の総人口数と年齢構成の変化傾向に焦点を当てている。コーホート要因法と改良した残差PGM(1,N)モデルで人口予測モデルを構築し、CPPSソフトウェアを使用して2000年から2100年までの中国の総人口、年齢構成、労働人口割合などの変化傾向をシミュレーションし、人口変動に対する様々な人口政策の影響について感度解析を行った。

## II.1 コーホート要因法による人口予測モデルの構築

人口予測によく使われるモデルには、線形回帰モデル、グレイモデル、ARIMAモデル、ニューラルネットワークモデルなどがある。しかし、これらの人口予測モデルはいずれもある程度の欠点を持っている。例えば、線形回帰分析はデータが線形関係に適合することを前提としているが、非線形データに対しては十分な精度が得られない、グレイ予測モデルの精度は長期予測に適さない可能性がある等である。そこで、本論文では、異なる年齢層間の人口移動と人口動態の変化をモデル化し、異なる段階での出生率、死亡率、移動率などの要因を考慮できるコーホート要因法に基づいて人口予測モデルを構築する。これを基に、国家人口と計画生育委員会が研究開発した中国人口予測システムソフトウェア（CPPS）を用いて予測を行う。CPPSソフトは、使い方がシンプルでわかりやすく、予測の質も高いのが特徴である（[李・石、2009](#)）。

人口予測モデルのフローを下図に示す：

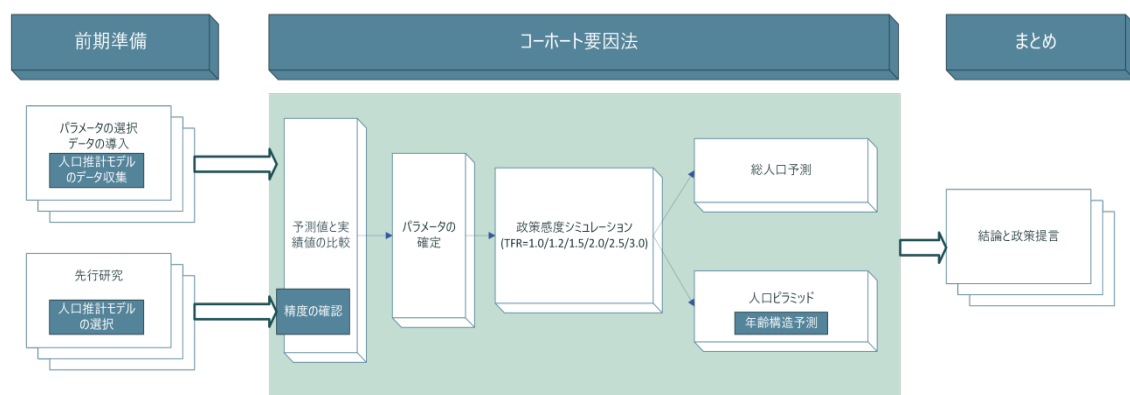


図3 人口推計モデルフロー

## II.2 データソース

本研究の基準人口データ（2000年の男女・年齢別人口、15-49歳の女性年齢別特殊合計出生率）は主に2000年中国第5回人口国勢調査により、男女年齢別生残率は「中国人寿保険業経験生命表(2000-2003)」により、2021年後の出生人口の性比、男女の平均余命と特殊合計出生率は国連世界人口推計 WPP ウェブサイトを参考にしている。

## II.3 人口データの品質評価

### II.3.1 人口データ品質検証方法

人口データを取得する主な手段は、人口統計や人口サンプル調査であるが、集計者や回答者の主観的・客観的な要因により、人口データの誤報告や漏れが発生することがある。従って、人口データの信頼性を確保するためには、人口データの質を評価することが重要である。人口データの質を評価するために用いられる方法はいくつかあるが、その中で最も一般的なのは、人口の年齢構造を評価することによって人口データの質を判断する方法である。年齢構造は人口データの重要な構成要素であり、その分布は異なる年齢層における人口の大きさを反映し、人口の構造や特徴に直接関係している。具体的な人口データの品質評価アルゴリズムは以下の通りである。

#### 1) 年齢選好度指数

年齢選好度指数は、人口統計データの品質を評価するためによく使われる指標である。人口年齢分布の理論値に基づき、実際に観測された年齢分布と理論分布との乖離度を算出し、データの質を反映させるものである。具体的な計算式は以下の通り：

$$IAP_a = \frac{p_a}{(p_{a-2} + p_{a-1} + p_a + p_{a+1} + p_{a+2})/5} * 100 \quad (1)$$

ここで、 $p_a$  は検査対象となる  $a$  歳の人の数である。 $IAP_a$  が 100 に近いほどデータの質が高く、110 を超えると年齢積み上げが存在し、数字が大きいくほど年齢積み上げが深刻であることを示し、100 未満は年齢積み上げが存在せず、その年齢で回避があることを示す。年齢積み上げと年齢回避は、人口調査においてよく見られる現象で、回答者が自分の本当の年齢ではなく、特定の年齢や年齢の種類（通常は 0 か 5 で終わる年齢）を申告することを好むことによって現れる。この年齢申告の選好は、調査者側と回答者側の主観的・客観的な影響によるもので、例えば、回答者は自分の年齢のある特徴がより有利または好ましいと考えるために年齢を申告し、年齢差別を回避したいために若い年齢層を申告する。これらの現象はいずれも、人口統計データの質を低下させ、質的にも影響を与える可能性がある。

#### 2) ウィップル指数 (Whipple's Index)

実際の調査では、0 と 5 で終わる年齢層で年齢の積み重ねや年齢選好が起こることが多く、人口動態調査データにおける年齢の積み重ねや年齢選好の測定にウィップル指数

(Whipple's Index) を利用することができる。その計算式を以下に示す：

$$WI = \frac{p_{25} + p_{30} + \dots + p_{55} + p_{60}}{(p_{23} + p_{24} + p_{25} + p_{26} + \dots + p_{60} + p_{61} + p_{62})/5} * 100 \quad (2)$$

通常の場合、WI の妥当な範囲は 100 から 500 の間である。WI=100 は、サンプルの年齢分布が比較的均一で、積み上げがないことを示し、 $100 < WI \leq 110$  の場合は、サンプルの年齢分布に大きな偏りがなく、データ品質も良好とみなすことができることを示す； $110 < WI \leq 130$  であれば、年齢に偏りがあるが、データの質はおそらく良好で許容範囲であることを意味し、 $WI \geq 130$  であれば、サンプルの年齢に大きな偏りがあり、データの質は許容範囲でないことを示す。この推定ベースの合理的な範囲と分布は、科学的統計の原則に合致しており、データ分析の貴重なベンチマークとして使用することができる。

### II. 3. 2 データ品質評価結果

#### 1) 年齢選好度指数

前述の年齢選好度指数計算式をもとに、次のような結果が得られる：

表 1 年齢選好度指数

年齢	男性	女性
2	102.28	100.69
3	100.36	100.04
4	98.58	98.93
5	104.61	104.44
6	96.61	96.48
7	99.27	99.46
8	94.55	94.01
9	93.31	92.42
10	114.35(+)	114.03(+)
11	102.43	103.16
12	97.79	98.22
13	109.6	110.15(+)
14	101.06	100.96
15	92.99	91.23
16	94.91	94.76
17	97.16	97.60
18	114.19(+)	114.54(+)
19	96.22	95.75
20	93.31	93.68
21	101.03	102.03
22	99.29	99.84

23	92.32	91.93
24	101.28	101.07
25	99.47	99.81
26	101.10	101.45
27	100.64	100.29
28	99.71	99.52
29	99.47	99.23
30	107.21	107.10
31	97.78	98.23
32	109.10	108.60
33	87.31(-)	87.86(-)
34	100.69	100.80
35	100.87	100.11
36	98.08	98.94
37	127.95(+)	127.34(+)
38	105.97	105.29
39	63.94(-)	65.91(-)
40	95.07	95.11
41	87.19(-)	86.23(-)
42	106.36	104.49
43	111.66(+)	111.40(+)
44	95.12	96.54
45	103.59	102.65
46	104.58	104.68
47	97.59	98.24
48	101.54	105.48
49	105.22	94.54
50	101.54	101.78
51	105.22	102.81
52	95.36	95.51
53	100.36	99.79
54	99.28	100.24
55	97.76	98.58
56	101.13	99.82
57	94.92	95.34
58	97.33	97.77
59	103.22	102.73
60	106.21	105.75
61	88.81(-)	89.96(-)
62	104.07	102.36

63	101.45	99.84
64	103.10	103.01
65	99.25	101.74
66	96.52	97.39
67	108.34	106.03
68	96.57	97.73
69	92.91	92.16
70	111.42(+)	111.16(+)
71	91.98	92.81
72	104.87	104.71
73	99.88	99.3
74	93.50	94.01
75	104.77	105.13
76	101.20	102.32
77	94.36	95.49
78	100.40	99.84
79	98.68	98.28
80	104.28	107.77
81	92.97	93.47
82	95.65	97.51
83	98.73	99.47
84	96.13	97.44
85	94.79	97.4
86	101.29	102.5
87	94.69	97.02
88	89.73(-)	92.00
89	91.08	92.30
90	100.62	104.41
91	83.87(-)	88.42(-)
92	88.05(-)	89.95(-)
93	87.84(-)	91.1
94	84.84(-)	93.34
95	95.57	94.13
96	93.98	90.23
97	97.99	89.12(-)
98	102.98	90.47
99	88.82(-)	83.58(-)
100	66.02(-)	107.26

---

出所) 第5回人口国勢調査のデータにより作成。

## 2)ウィップル指数 (Whipple's Index)

前述のウィップル指数計算式をもとに、次のような結果が得られる：

表 2 基礎データ品質評価フォーム

指標	WI	データ品質
年齢別男性人口	101.73	予測に利用できる
年齢別女性人口	101.57	予測に利用できる
年齢別女性特殊合計出生率	106.23	予測に利用できる

出所) 第 5 回人口国勢調査のデータにより作成。

前述のデータ品質の判定方法によれば、年齢別男性人口、年齢別女性人口、年齢別女性特殊合計出生率のウィップル指数がそれぞれ 101.73、101.57、106.23 であり、WI値が 100～110 の範囲にあることから、年齢の積み上げや年齢の回避が許容範囲内で行われており、データ品質が良好であることが示された。

## II. 4 パラメータの選択

本研究は、コーホート要因法に基づく人口予測の主要なパラメータとして、TFR、平均寿命、出生性比がある。中国政府が移民を管理・制限しているため、移民人口が総人口と比べて相対的に小規模なので、典型的な移民国家とは通常みなされない。そのため、本稿では、人口予測モデルのパラメータに移民率を含めていない。このうち、平均余命とは、同時期に生まれた人口が生存することが期待される平均年数、あるいは現在の年齢別死亡率を一定とした上で、ある人口が生存できる平均年齢のことである。出生性比とは、総出生人口に占める異なる性別の割合のことである。

### II. 4.1 精度の確認

人口予測モデルの予測精度を確保するため、予測値と過去の実績値とのシミュレーションを行い、一定の適合度を確保した上で次のステップのシミュレーションに進むことが必要である。本論文では、2000 年の第 5 回人口センサスのデータを基に、2000 年から 2020 年までの中国の総人口と年齢構成の変化をシミュレーションするために予測結果を実際の人口や 2020 年の人口と比較する。

2000-2020 年の出生数の男女比と男女の平均寿命は、WPP のウェブサイトのデータを参照したものである。以上のシナリオに基づき、中国の総人口の変化傾向を求め、図 4 から、適合度は 0.980 で、実際の値と高度な類似性を有することがわかる。また、図 5 と図 6 から、2020 年の中国人の男女別年齢構成の適合度は、男性で 0.999、女性で 0.999 であることがわかった。

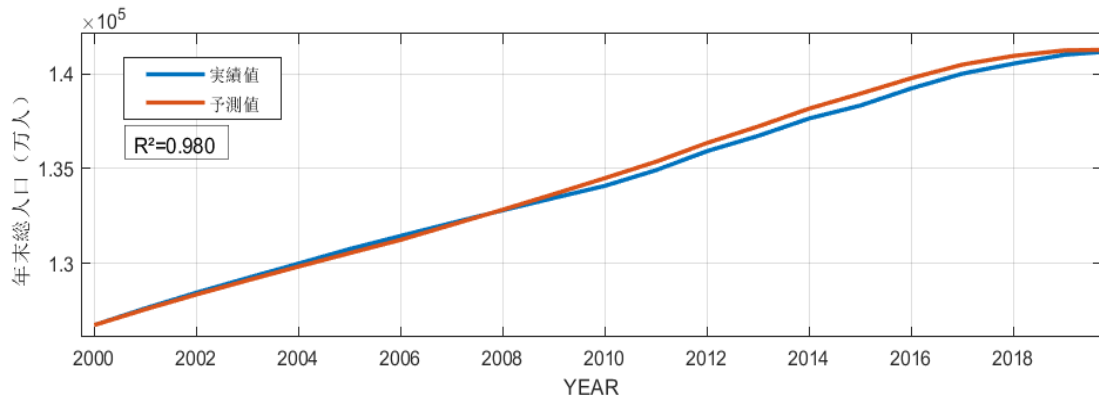


図4 中国における人口の予測値と実績値の比較

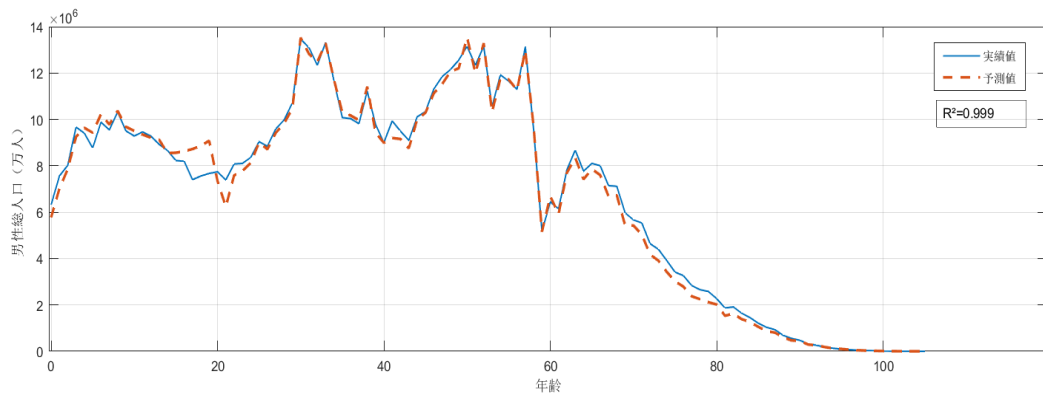


図5 シミュレーションによる中国人男性の年齢構成の再現 (2020年)

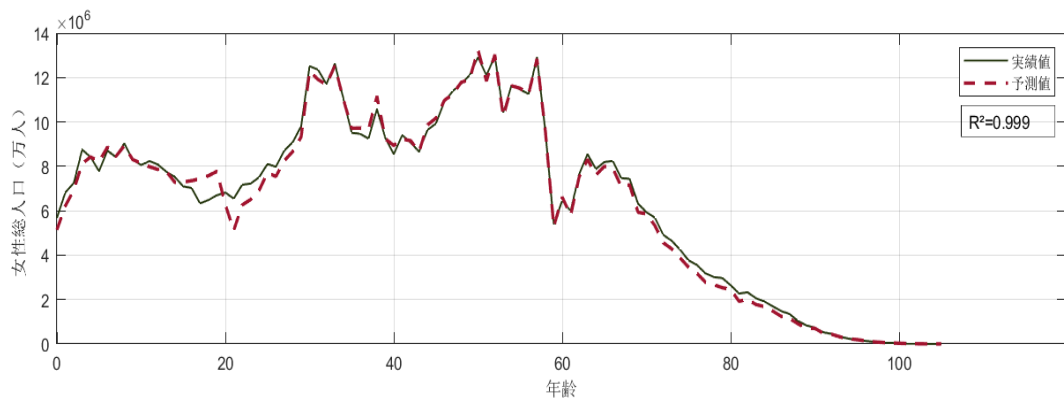


図6 シミュレーションによる中国人女性の年齢構成の再現 (2020年)

#### II.4.2 政策感度シミュレーションのパラメータの制定

上述の人口モデルに基づく精度検証を行った後、次に2020年から2100年までの中国の総人口変化と人口構造の推移をシミュレーションする。具体的なパラメータは、以下のように設定する。

##### 1)人口政策シミュレーション

TFRは、女性が生涯に産む子どもの数に加え、夫婦が産む子どもの数の平均値と考えることができる。ある国が厳格な「一人っ子政策」を実施する場合、TFRは1.0；厳格な「二

人っ子政策」を実施する場合、TFRは2.0と仮定することができる。本稿では、異なる人口政策をシミュレーションするために、TFRを1.0、1.2、1.5、2.0、2.5、3.0とした6種類のシナリオを設定した。

## 2) 平均余命

2000-2100年までの男女平均寿命は、前述のとおりWPPのウェブサイトのデータを参照したものである。

## 3) 性比

性比は、前述のとおり2000-2100年までWPPのウェブサイトのデータを参照したものである。

# III. 予測結果の分析

## III.1 総人口の推移

異なる人口政策シナリオに基づくシミュレーション結果によれば、TFRが1.0、1.2、1.5、2.0の場合、総人口の推移を見ると、増加した後に減少している。TFRの上昇に伴い、人口減少の減速が見られる。2100年にはそれぞれ5億2323万人、6億3401万人、8億3923万人、13億558万人に達す。一方、TFRが2.5、3.0の場合、中国の人口総数は年々増加の傾向を示し、2100年にはそれぞれ19億6181万人、28億5008万人と予測される（図7）。

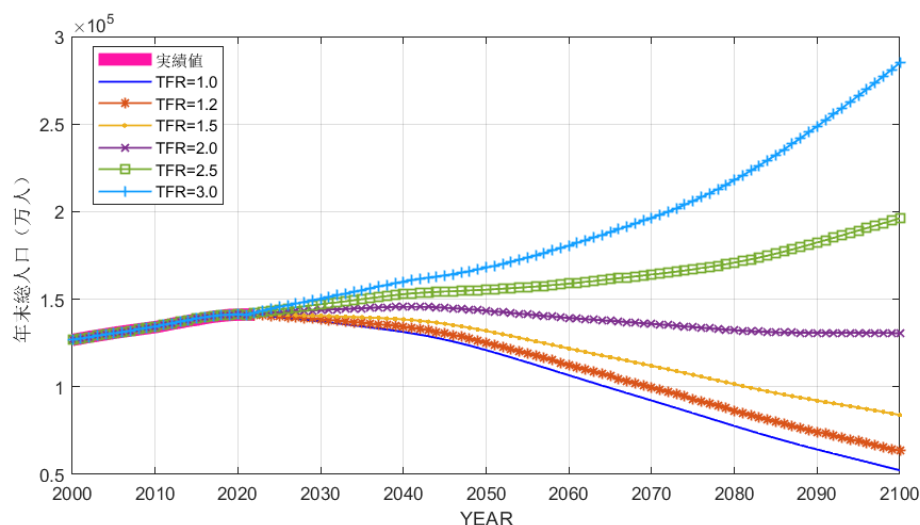


図7 異なる人口政策シナリオにおける中国の総人口の数値シミュレーション

TFRが1.0の場合は、厳格な一人っ子政策に相当し、夫婦平均で1人の子供しか生まれないことになる。この場合、中国の人口は2020年の14億1276万人から2100年には5億2323万人に減少する。TFRが2.0の場合は、厳格な二人っ子政策に相当し、夫婦平均で2人の子供が生まれることになる。この場合、中国の人口は2100年には13億558万人に減少する。TFRが3.0の場合、夫婦ごとに3人の子供が生まれることになる。この場合、中国の人口は2100年には28億5008万人に増加する。

### III.2 生産年齢人口の推移

異なる人口政策シナリオに基づくシミュレーション結果によれば、中国の生産年齢人口割合は変動を続ける。図8に示されているように、2020年以降、中国の生産年齢人口割合は一定の増加傾向を示し、2026年頃にピークに達した後、2055年まで持続的に減少する傾向が見られる。2060年以降、TFRが1.0の場合、2055年から2065年間の生産年齢人口割合は基本的に安定し、その後急速に大幅に減少する。TFRの昇順で表示すると、2100年の生産年齢人口割合はそれぞれ41.14%、45.67%、50.61%、55.22%、56.98%、57.17%と上昇する。これにより、中国が厳格な一人っ子政策を実施すると、生産年齢人口割合が大幅に減少することがわかる。

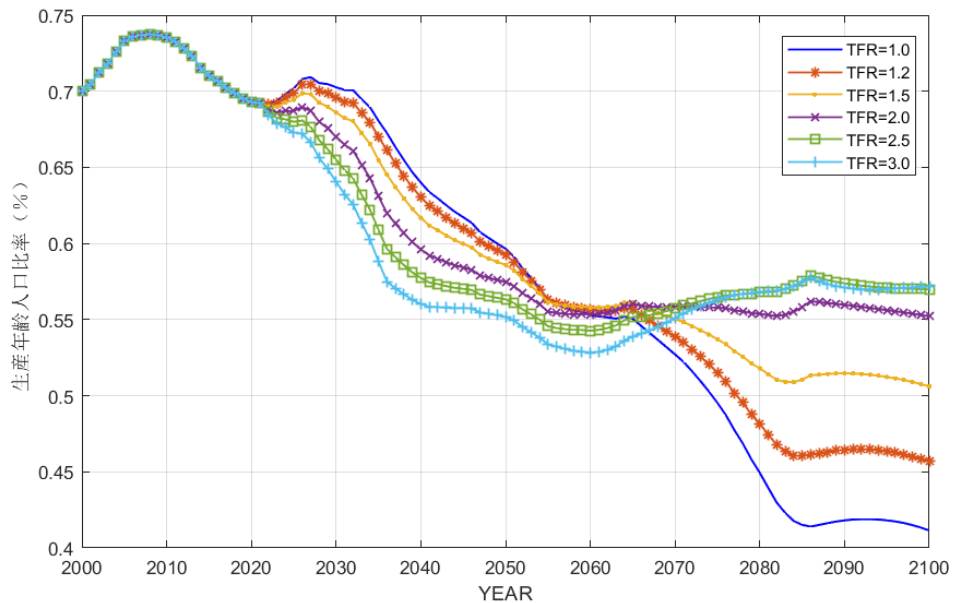


図8 異なる人口政策シナリオにおける中国の生産年齢人口割合の数値シミュレーション

### III.3 人口の少子化動向

異なる人口政策シナリオに基づくシミュレーション結果によれば、中国の未成年人口割合は変動を続ける。出産適齢期の女性の数が変動し、未成年人口の割合も同時に変動する。図9から、未成年(0-14歳)人口の変化傾向を示す。2020年の未成年人口割合は18.11%である。異なるTFR(1.0、1.2、1.5、2.0、2.5、3.0)を設定する場合、2100年の未成年人口割合予測値はそれぞれ4.95%、7.06%、10.50%、16.30%、21.71%、26.52%となる。

以上の研究結果から、厳格な一人っ子政策を実施すれば、未成年人口の割合は5%以下に低下し、現在のTFR1.2を維持すれば、2100年には未成年人口の割合も7.06%に低下する。

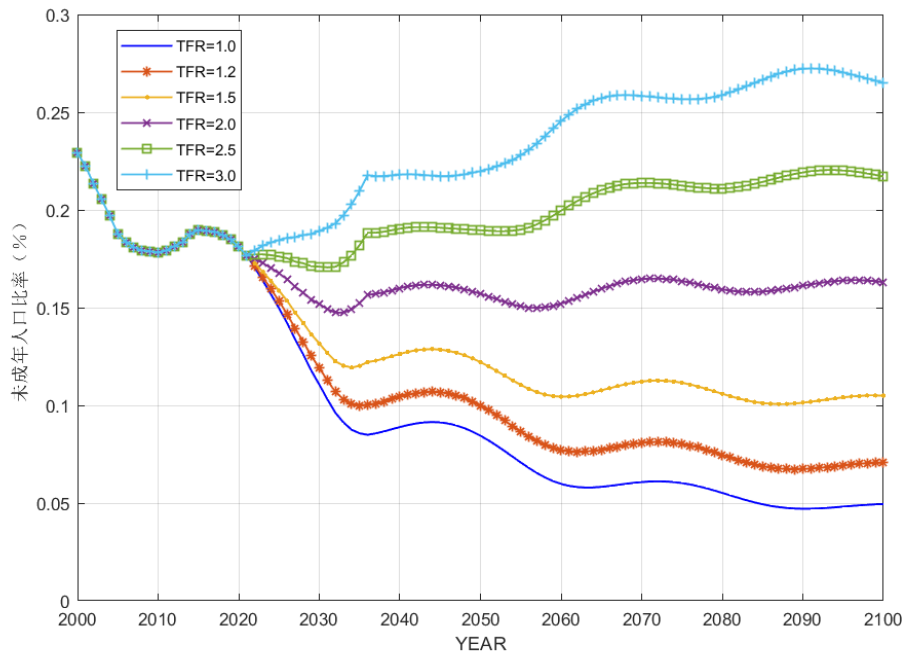


図9 異なる人口政策シナリオにおける中国の未成年人口割合の数値シミュレーション

### III. 4 人口の高齢化動向

図10から、高齢者(65歳以上)人口の変化傾向がわかる。2020年の高齢者人口割合は12.60%であった。異なるTFR(1.0、1.2、1.5、2.0、2.5、3.0)を設定する場合、2100年の高齢者人口割合の予測値はそれぞれ53.91%、47.27%、38.89%、28.48%、21.31%、16.31%と減少する。

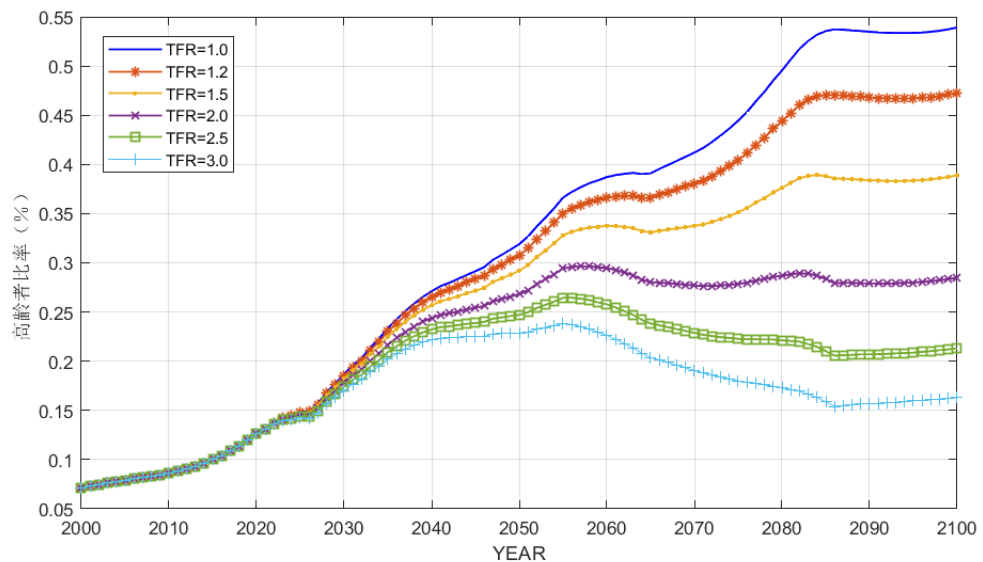


図10 異なる人口政策シナリオにおける中国の高齢者割合のシミュレーション

### III. 5 従属人口指数の変化

#### III. 5.1 総従属人口指数の変化傾向

図 11 からは、異なる人口政策の下での総従属人口指数の変動傾向がわかる。2020 年の総従属人口指数は 0.44 であった。異なる TFR (1.0、1.2、1.5、2.0、2.5、3.0) を設定する場合、2100 年の総従属人口指数はそれぞれ 1.43、1.19、0.98、0.81、0.76、0.75 と減少する。一人っ子政策の下での 2100 年の総従属人口指数は、二人っ子政策の総従属人口指数より 0.62 高くなる。従って、将来の労働力人口のタイムリーな供給を確保するには、TFR は少なくとも 2.0 である必要があることがわかる。

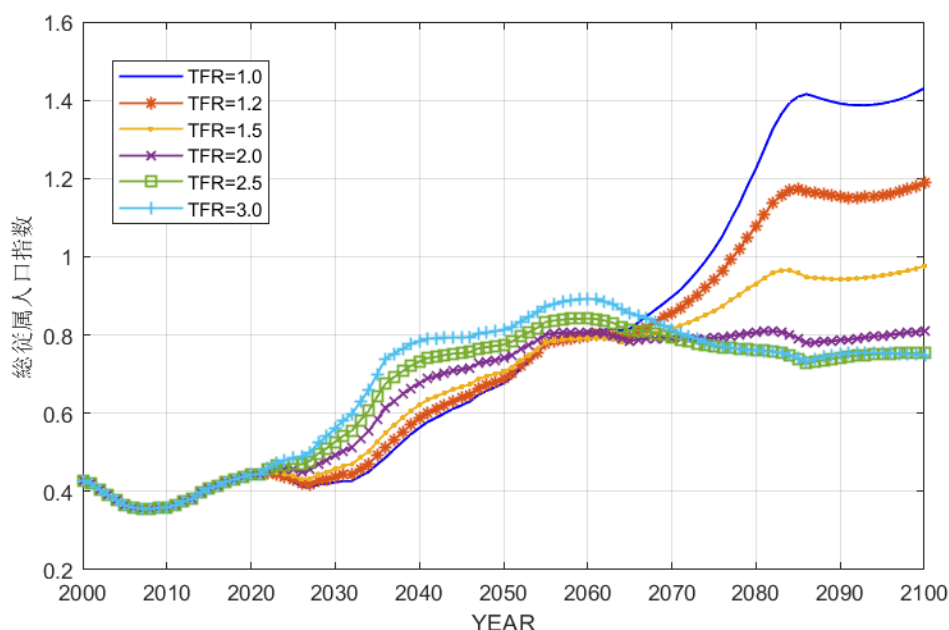


図 11 異なる人口政策シナリオにおける中国の総従属人口指数のシミュレーション

### III. 5.2 年少(従属)人口指数

図 12 は、異なる人口政策の下での年少(従属)人口指数の変動傾向を示す。2020 年の年少(従属)人口指数は 0.26 でした。異なる TFR (1.0、1.2、1.5、2.0、2.5、3.0) を設定した上で、2100 年の年少(従属)人口指数は 0.12、0.15、0.21、0.30、0.38、0.46 である。TFR が大きいほど、夫婦で育てる子どもの数が多くなり、最終的な従属人口指数も大きくなる。従って、出生過多や過少出生を防ぐことが非常に重要であり、出生人口が少なすぎると労働力の供給が不足し、出生人口が多すぎると年少(従属)人口指数が高くなり、労働年齢人口に過度の負担をもたらす。

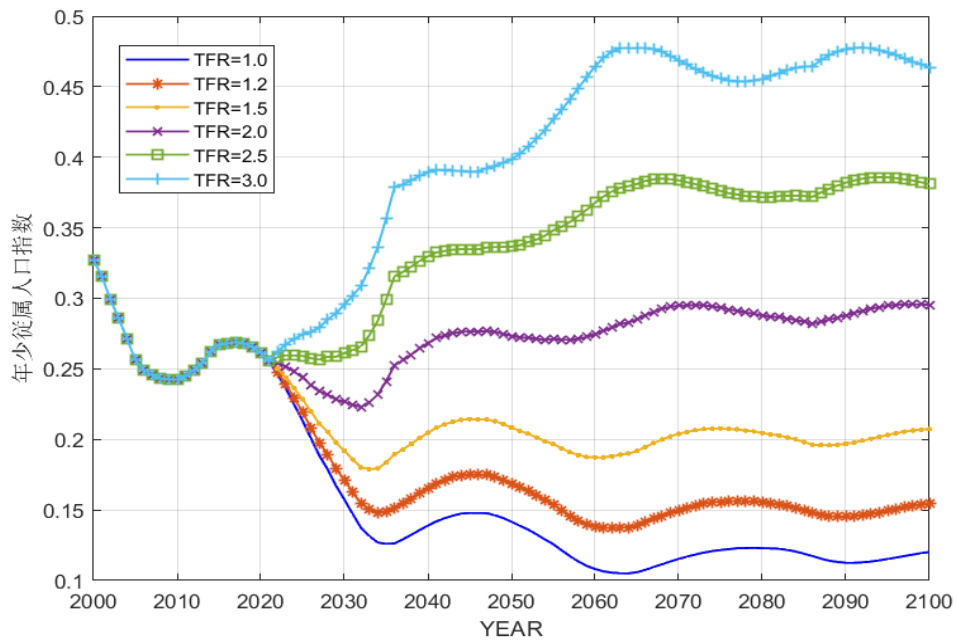


図 12 異なる人口政策シナリオにおける中国の年少(従属)人口指数のシミュレーション

### III. 5.3 老年(従属)人口指数

図 13 は、異なる人口政策の下での老年(従属)人口指数の変動傾向を示す。2020 年の老年(従属)人口指数は 0.18 であった。異なる TFR (1.0、1.2、1.5、2.0、2.5、3.0) を設定する場合、2100 年の年少(従属)人口指数はそれぞれ 1.31、1.03、0.77、0.52、0.37、0.29 と減少する。TFR が大きいほど、若年層の人口比率が高くなると、高齢者層の割合が減少し、老年層の依存率も低下することがわかる。しかし、どのような人口政策を行っても、2100 年の中国の老年(従属)人口指数は 2020 年よりも高くなる。

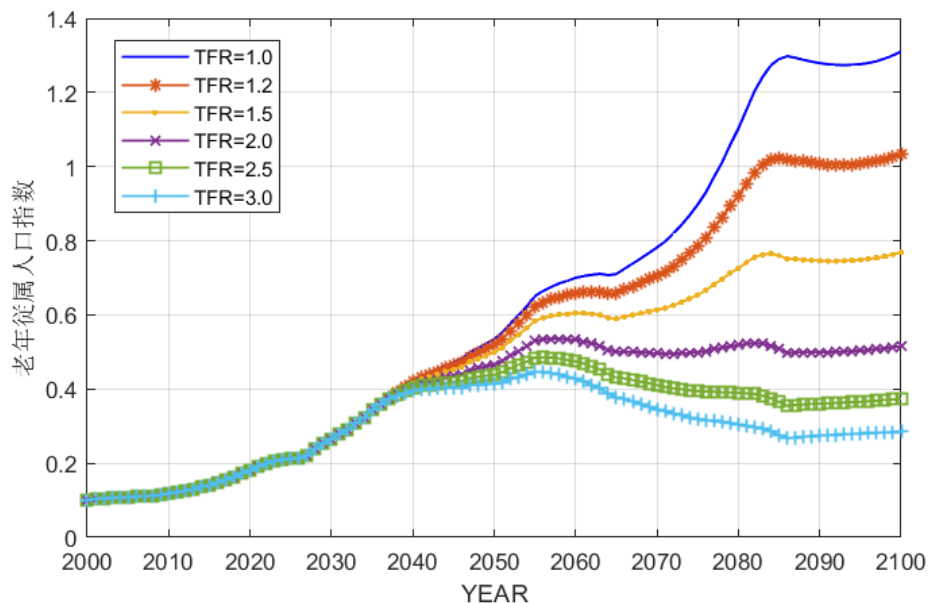


図 13 異なる人口政策シナリオにおける中国の老年(従属)人口指数のシミュレーション

### III. 6 年齢構造の変化

人口ピラミッドとは、年齢と性別による人口の分布を表すために用いられる塔状の棒グラフのことである。ある人口の年齢と性別の構成を明確に示し、過去、現在、未来の人口動態を反映させることができる。ピラミッドチャートは、性別を「男性左、女性右」の順に、年齢を「若年層、高齢層」の順に並べる。異なる年齢や性別の人の数や割合は、並んだ棒で表される。横棒は各年齢層における男性と女性の数または割合を表し、ピラミッド内のすべての年齢と性別を合わせて総人口とする。

本研究では、[晏ら \(2021\)](#) を参考に、人口ピラミッドを (1) 若年者型、(2) 成人型、(3) 高齢者型の 3 種類に分類する。予測結果によると、TFR=1.0、1.2、1.5 の場合は老年型、TFR=2.0 の場合は成年型、TFR=2.5、3.0 の場合は若年型に分類できることがわかる。具体的なピラミッドは図 に、人口構成は表 3 に示す。

表 3 異なる人口政策シナリオにおける 2050・2100 年中国の人口構造

年齢層	TFR=1.0		TFR=1.2		TFR=1.5		TFR=2.0		TFR=2.5		TFR=3.0	
	2050	2100	2050	2100	2050	2100	2050	2100	2050	2100	2050	2100
0-14	0.08	0.05	0.10	0.07	0.12	0.10	0.16	0.16	0.19	0.22	0.22	0.27
15-64	0.60	0.41	0.59	0.46	0.59	0.51	0.57	0.55	0.56	0.57	0.55	0.57
65+	0.32	0.54	0.31	0.47	0.29	0.39	0.27	0.28	0.25	0.21	0.23	0.16

## IV. 残差 PGM(1, N) による中国人口予測

### IV. 1 GM(1, 1) 人口予測モデルに関する先行研究

人口予測によく使われるモデルには、線形回帰モデル、人口動態モデル、グレイモデル、ARIMA モデル、ニューラルネットワークモデルなどがある。例えば、[下坂ら \(2018\)](#) は、携帯端末位置履歴を用いて、階層ディリクレ混合回帰モデルに基づく活動人口を予測した。[Wiśniowski ら \(2015\)](#) は、人口動態モデルに基づく年齢別・性別の人口予測に完全に統合された動的ベイズアプローチを開発し、イギリスの時系列データに基づいて 2024 年までの人口変化の傾向を予測した。[王 \(2006\)](#) は動的グレイモデルを用いて中国の総人口を予測し、その結果、中国の人口は 2000 年から 2050 年まで安定した成長を維持することが示されている。[久保 \(2021\)](#) は、ARMA (自己回帰移動平均) モデルを用いて、コロナ感染者数の短期予測を行った。[Wang と Lee \(2021\)](#) は、新たに開発した XGBoost という機械学習手法を用いて、人口増加の特徴の重要性を評価し、台湾の主要都市における現在および近い将来の複数地域の人口増加を予測した。

グレイモデルは、サンプルデータが少なくても、シンプルで操作が簡単であり、短期予測の精度が高く、検証可能であるといった利点から、経済、生物、生態、環境分野で広く利用されている。近年、多くの学者が GM(1,1) モデルを用いて人口を予測している。人口予測理論と技術的手法の分野における持続的な発展に伴い、より多くの学者が伝統的な

GM(1,1)モデルをさまざまな形で改善してきた。

GM(1,1)モデルの背景値構築法を改善する研究の中で、[譚 \(2000\)](#) は、GM(1,1)モデルの背景値構築法が予測精度とその適応性に大きく影響することに気づき、式が簡潔で計算も容易、適応性も高い背景値計算式を再構築した。この背景値計算式により、モデリング結果を最良の適合度と予測精度に最適化できることが示されている。また、[羅ら \(2003\)](#) は、[劉と鄧 \(2000\)](#) による GM(1,1)モデルの適用範囲に関する研究を参照し、多数のデータシミュレーションを通じて GM(1,1)モデルと比較した結果、短期・中期・長期予測における GM(1,1)モデルの適用性が拡大し、シミュレーションと予測精度を大幅に改善することが明らかになった。

しかし、既存の研究成果から、残差改善、多因子 PGM(1,N)モデルを同一モデルに組み込んで予測した先行研究はまだ少ない。一方、ほとんどの予測モデルは短期予測しかできず、中長期予測に適用できない。また、多くの予測結果は、その人口動向が依然として単一トレンド、すなわち人口増加が続くということを示している。改良型 GM(1,1) モデルにより、中国の総人口の減少を予測した先行研究はまだない。そこで、本研究では、残差改善、多因子 PGM(1,N)モデルを同じモデルに組み込み、いくつかの影響要因をグレー予測モデルに組み込んで、残差グレーPGM(1,N)予測モデルを構築し、中国の将来の人口推移を予測した。

#### IV. 2 残差 PGM(1, N) モデルの概要と指標の選択

グレーシステム理論 (Grey System Theory) は、未知の情報システムが多数存在するモデルに適用され、評価指標の正確な定量化が難しいという問題を解決し、人的要因の影響を排除し、評価結果をより客観化できる、定性的・定量的分析を組み合わせた評価モデルである。時系列モデルや線形回帰などの他の予測手法と比較して、グレイシステムは不確実性の大きい離散データの予測に高い精度を示す。複数の要因の相関関係を考慮する必要がある場合、多次元グレイシステム理論が適用される。多次元グレイシステム理論は、複数の要因の変化関係を記述し、複数の変数の入力データを通じて、それに関連する出力データの値を予測するもので、その中で最も広く使われている多次元グレイモデルは GM(1,N)である。しかし、従来の GM(1,N)モデルは、出力データの初期値の選択において人口データの歴史値に依存しすぎており、モデルの予測精度に影響を与える。そこで、本文では、出力データの初期値を加工して GM(1,N)モデルを改善する。

人口規模に影響する要因の指標体系では、表 4 のように変数が選択・設定される。

表 4 人口規模に影響する要因の指標体系

	一	二
人口規模	自然人口増加	年末人口 $X_1$ (万人)
		出生率 $X_2$ (%)
		死亡率 $X_3$ (%)
	教育水準	一般高等教育機関数 $X_4$ (所)
人口構成	男女比 $X_5$ (%)	

		高齢者扶養比率 $X_6(\%)$
		都市人口率比 $X_7(\%)$
	個人経済水準	一人当たり GDP $X_8(\text{万円/人})$
	医療水準	医療機関数 $X_9$ (所)

### IV.3 データソース

影響要因のデータは中国人口就業統計年鑑と国家统计局から入手し、2011年から2022年までを選択し、2011年から2021年の初期データをモデルの観測値として、2022年の初期データを2022年予測の対照データとして使用することにした。

### IV.4 シミュレーション過程および結果解析

#### IV.4.1 PGM(1, N)モデルの構築

GM(1,1)モデルの原則に基づき、グレード比テストとモデル成立性分析を実施する。元のデータ系列と関連する要因系列を設定する：

$$X_1^{(0)} = (X_1^{(0)}(1), X_1^{(0)}(2), \dots, X_1^{(0)}(k)) \quad (3)$$

$$X_2 = (X_2(1), X_2(2), \dots, X_2(k)) \quad (4)$$

$$X_3 = (X_3(1), X_3(2), \dots, X_3(k)) \quad (5)$$

⋮

$$X_n = (X_n(1), X_n(2), \dots, X_n(k)) \quad (6)$$

ここで、 $n$  は  $n$  個の観測値、すなわち  $n$  個の変数があることを表し、 $k$  は  $k$  年目を表す。原系列  $X_1^{(0)}$  が一回の積み重ねによって初めて生成系列になる：

$$X_1^{(1)} = (X_1^{(1)}(2), X_1^{(1)}(3), \dots, X_1^{(1)}(k)) \quad (7)$$

$$\lambda = \frac{X_n^{(0)}(k-1)}{X_n^{(0)}(k)} \quad (8)$$

$\lambda \in (e^{-\frac{2}{n+1}}, e^{\frac{2}{n+1}})$  を満たす場合、系列を GM(1, N) としてモデル化することができる。 $X_1^{(0)}$  グレード比テストの計算結果は以下ようになる：

表5  $X_1^{(0)}$  グレード比テストの計算結果

年度	変数 $X_1^{(0)}$	累積生成値 $X_1^{(1)}$	$\lambda$	条件範囲	モデリング 条件を満たす かどうか
2011	134916	134916	-	(0.846481725, 1.81360413)	満足
2012	135922	270838	0.992598696		
2013	136726	407564	0.994119626		
2014	137646	545210	0.993316188		
2015	138326	683536	0.995084077		
2016	139232	822768	0.993492875		
2017	140011	962779	0.994436151		
2018	140541	1103320	0.996228858		
2019	141008	1244328	0.996688131		
2020	141212	1385540	0.998555364		
2021	141260	1526800	0.999660201		

計算結果から、GM(1, N)モデリングが可能であることがわかる。第3ステップでは、数量行列 B とデータ行列 Y を構築する。

$$B = \begin{pmatrix} -\frac{1}{2}[X_1^{(1)}(2) + X_1^{(1)}(3)] & X_2(2) & \cdots & X_n(2) \\ -\frac{1}{2}[X_1^{(1)}(3) + X_1^{(1)}(4)] & X_2(3) & \cdots & X_n(3) \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ -\frac{1}{2}[X_1^{(1)}(k-1) + X_1^{(1)}(k)] & X_2(k) & \cdots & X_n(k) \end{pmatrix} \quad (9)$$

$$Y = \begin{pmatrix} X_1^{(0)}(2) \\ X_1^{(0)}(3) \\ \vdots \\ X_1^{(0)}(k) \end{pmatrix} \quad (10)$$

グレイ理論モデルにおける GM(1, N)モデルの基本形は：

$$X_1^{(0)}(k) + aX_1^{(1)}(k) = \mu \quad (11)$$

時間応答系列関数が次のようになる。

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = (X_1^{(0)}(1) - \frac{\hat{\mu}}{a})e^{-\hat{a}k} + \frac{\hat{\mu}}{a} \quad (12)$$

$a$ は予測期間を決めるための展開係数、 $\mu$  はグレーの作用量を意味する。ここで、 $|a| < 0.3$ , モデルは中長期予測に使用される;  $0.3 \leq |a| \leq 0.5$ , モデルは短期予測に使用される;  $0.5 < |a| \leq 1.0$ , モデルは修正が必要;  $|a| > 1.0$ , モデルは予測できない。

パラメータ列  $P = \begin{pmatrix} a \\ \mu \end{pmatrix}$ 、 $\hat{P} = \begin{pmatrix} \hat{a} \\ \hat{\mu} \end{pmatrix}$ を設定し、 $\hat{P}$ を最小二乗法で求める。

$$\hat{P} = (B^T B)^{-1} * B^T * Y \quad (13)$$

計算結果は、 $\hat{P} = \begin{pmatrix} 0.000591372 \\ 134929.0273 \\ 136026.4321 \\ 136964.0056 \\ 137898.9752 \\ 138687.2802 \\ 139674.7437 \\ 140589.128 \\ 141108.5027 \end{pmatrix}$ 、 $\hat{a}=0.000591372$ 。このモデルは、中長期の予測に使用することができる。

$\hat{P}$ 行列の 2 行目から 8 行目までは推定可能な $\hat{\mu}$ 値で、どのように $\hat{\mu}$ 値を選択するかが重要である。 $\hat{\mu}$ 値を上記のようにとった場合、解いた A、B を時間応答シーケンス関数にそれぞれ代入すると、次のような関数が得られる：

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = -228027696e^{-0.000591372k} + 228162612.3(\hat{\mu} = 134929.0273) \quad (14)$$

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = -229883388.5e^{-0.000591372k} + 230018304.5(\hat{\mu} = 136026.4321) \quad (15)$$

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = -231468808.8e^{-0.000591372k} + 231603724.8(\hat{\mu} = 136964.0056) \quad (16)$$

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = -233049826e^{-0.000591372k} + 233184742(\hat{\mu} = 137898.9752) \quad (17)$$

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = -234382835e^{-0.000591372k} + 234517751.9(\hat{\mu} = 138687.2802) \quad (18)$$

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = -236052619.2e^{-0.000591372k} + 236187535.2(\hat{\mu} = 139674.7437) \quad (19)$$

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = -237598827e^{-0.000591372k} + 237733743.1(\hat{\mu} = 140589.128) \quad (20)$$

$$\hat{X}_1^{(1)}(k+1) = -238477080.5e^{-0.000591372k} + 238611996.5(\hat{\mu} = 141108.5027) \quad (21)$$

一回の累積削減後に得られる  $X_1^{(0)}(k+1)$  フィット値は、以下の通りである。

$$\bar{X}_1^{(0)}(k+1) = \bar{X}_1^{(1)}(k+1) - \bar{X}_1^{(1)}(k) \quad (22)$$

この式を用いて、 $k$  に 0~11 を代入し、表 3 のような 2011~2022 年の年末の人口予測表を得ることができる。

表 6- ① 2011-2022 年末中国人口総計

年度	実測値	予測値	相対残差
2011	134916	134916	0
2012	135922	134809.3766	0.008185749
2013	136726	134729.6776	0.014600898
2014	137646	134650.0258	0.021765792
2015	138326	134570.4211	0.027150203
2016	139232	134490.8634	0.034052061
2017	140011	134411.3527	0.039994338
2018	140541	134331.8891	0.044180068
2019	141008	134252.4724	0.047908825
2020	141212	134173.1027	0.049846311
2021	141260	134093.7799	0.05073071
2022	141175	134014.504	0.050720708

表 6- ② 2011-2022 年末中国人口総計

年度	実測値	予測値	相対残差
2011	134916	134916	0
2012	135922	135906.4569	0.000114353
2013	136726	135826.1094	0.006581708
2014	137646	135745.8094	0.01380491
2015	138326	135665.5568	0.019233139
2016	139232	135585.3517	0.026191165
2017	140011	135505.194	0.0321818
2018	140541	135425.0837	0.036401593
2019	141008	135345.0207	0.040160695
2020	141212	135265.0051	0.042113949
2021	141260	135185.0368	0.043005545
2022	141175	135105.1157	0.042995461

表 6- ③ 2011-2022 年末中国人口総計

年度	実測値	予測値	相対残差
2011	134916	134916	0
2012	135922	136843.7533	0.006781487
2013	136726	136762.8516	0.000269529
2014	137646	136681.9978	0.007003489
2015	138326	136601.1917	0.012469155
2016	139232	136520.4335	0.019475168
2017	140011	136439.7229	0.025507118
2018	140541	136359.0601	0.029756013
2019	141008	136278.445	0.03354104
2020	141212	136197.8776	0.035507765
2021	141260	136117.3577	0.036405509
2022	141175	136036.8855	0.036395357

表 6- ④ 2011-2022 年末中国人口総計

年度	実測値	予測値	相対残差
2011	134916	134916	0
2012	135922	137778.4465	0.013658175
2013	136726	137696.9922	0.007101738
2014	137646	137615.5861	0.000220957
2015	138326	137534.2281	0.005723955
2016	139232	137452.9183	0.012777822
2017	140011	137371.6565	0.018850973
2018	140541	137290.4427	0.02312889
2019	141008	137209.277	0.02693977
2020	141212	137128.1592	0.028919928
2021	141260	137047.0894	0.029823804
2022	141175	136966.0675	0.029813582

表 6- ⑤ 2011-2022 年末中国人口総計

年度	実測値	予測値	相対残差
2011	134916	134916	0
2012	135922	138566.5184	0.019456147
2013	136726	138484.5983	0.012862208
2014	137646	138402.7266	0.005497628
2015	138326	138320.9032	3.68461E-05
2016	139232	138239.1283	0.00713106
2017	140011	138157.4017	0.013238948

2018	140541	138075.7234	0.017541334
2019	141008	137994.0934	0.021374012
2020	141212	137912.5116	0.023365496
2021	141260	137830.9781	0.024274543
2022	141175	137749.4928	0.024264262

表 6- ⑥ 2011-2022 年末中国人口総計

年度	実測値	予測値	相対残差
2011	134916	134916	0
2012	135922	139553.69	0.026718927
2013	136726	139471.1862	0.020078011
2014	137646	139388.7312	0.012660965
2015	138326	139306.3249	0.007087062
2016	139232	139223.9674	5.76921E-05
2017	140011	139141.6586	0.006209094
2018	140541	139059.3984	0.010542131
2019	141008	138977.1868	0.014402113
2020	141212	138895.0239	0.016407785
2021	141260	138812.9095	0.017323308
2022	141175	138730.8437	0.017312954

表 6- ⑦ 2011-2022 年末中国人口総計

年度	実測値	予測値	相対残差
2011	134916	134916	0
2012	135922	140467.804	0.033444211
2013	136726	140384.7598	0.026759796
2014	137646	140301.7647	0.019294166
2015	138326	140218.8187	0.013683752
2016	139232	140135.9217	0.006492198
2017	140011	140053.0737	0.000300503
2018	140541	139970.2747	0.004060917
2019	141008	139887.5246	0.007946183
2020	141212	139804.8235	0.009964993
2021	141260	139722.1712	0.010886513
2022	141175	139639.5678	0.010876091

表 6- ⑧ 2011-2022 年末中国人口総計

年度	実測値	予測値	相対残差
2011	134916	134916	0

2012	135922	140987.0251	0.037264204
2013	136726	140903.674	0.030555081
2014	137646	140820.3721	0.023061855
2015	138326	140737.1195	0.017430703
2016	139232	140653.916	0.010212566
2017	140011	140570.7618	0.003997985
2018	140541	140487.6568	0.000379556
2019	141008	140404.6008	0.004279184
2020	141212	140321.594	0.006305456
2021	141260	140238.6362	0.007230382
2022	141175	140155.7275	0.007219922

上記の  $\mu$  値を表 7 にまとめる。

表 7 異なる  $\hat{\mu}$  値をとった場合の相対的な残差

年度	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧
2011	0	0	0	0	0	0	0	0
2012	0.008185749	0.000114353	0.006781487	0.013658175	0.019456147	0.026718927	0.033444211	0.037264204
2013	0.014600898	0.006581708	0.000269529	0.007101738	0.012862208	0.020078011	0.026759796	0.030555081
2014	0.021765792	0.01380491	0.007003489	0.000220957	0.005497628	0.012660965	0.019294166	0.023061855
2015	0.027150203	0.019233139	0.012469155	0.005723955	3.68461E-05	0.007087062	0.013683752	0.017430703
2016	0.034052061	0.026191165	0.019475168	0.012777822	0.00713106	5.76921E-05	0.006492198	0.010212566
2017	0.039994338	0.0321818	0.025507118	0.018850973	0.013238948	0.006209094	0.000300503	0.003997985
2018	0.044180068	0.036401593	0.029756013	0.02312889	0.017541334	0.010542131	0.004060917	0.000379556
2019	0.047908825	0.040160695	0.03354104	0.02693977	0.021374012	0.014402113	0.007946183	0.004279184
2020	0.049846311	0.042113949	0.035507765	0.028919928	0.023365496	0.016407785	0.009964993	0.006305456
2021	0.05073071	0.043005545	0.036405509	0.029823804	0.024274543	0.017323308	0.010886513	0.007230382
2022	0.050720708	0.042995461	0.036395357	0.029813582	0.024264262	0.017312954	0.010876091	0.007219922

これより、 $\hat{\mu}$  の値が大きくなるにつれて、最もフィットする年が遅れていることがわかる。 $\hat{\mu}$  の値は、最もフィットする年のタイミングに直接影響し、また、ある年末総人口のフィット度を決定する。では、すべての年に最適なフィット結果が存在し、それに対応する  $\hat{\mu}$  はあるのだろうか。そこで、プランニング・ソリューションを用いて各年度に最適なフィット度を探し出し、その結果を下表に示した。

表 8 各年の相対残差の最小値とその対応値  $\hat{\mu}$

年度	$\hat{\mu}$ 値	予測値	実測値	相対残差
2011	-	134916	134916	0
2012	136041.788	135921.8082	135922	1.41086E-06
2013	136927.1057	136725.9844	136726	1.14166E-07
2014	137929.4138	137645.9797	137646	1.47204E-07
2015	138692.3808	138325.9932	138326	4.92219E-08
2016	139682.5038	139231.7069	139232	2.10527E-06
2017	140546.5124	140010.5964	140011	2.88234E-06
2018	141161.9551	140540.9041	140541	6.82522E-07
2019	141714.541	141007.9571	141008	3.03962E-07

2020	142002.9028	141211.5095	141212	3.47317E-06
2021	142136.2092	141260.5852	141260	4.14269E-06

上のグラフの $\hat{\mu}$ 値を時間に回帰させると、0.9964 のフィット感を持つ多項式関数 $\hat{\mu} = -49.981k^2 + 1262.4k + 134665$ が得られる。

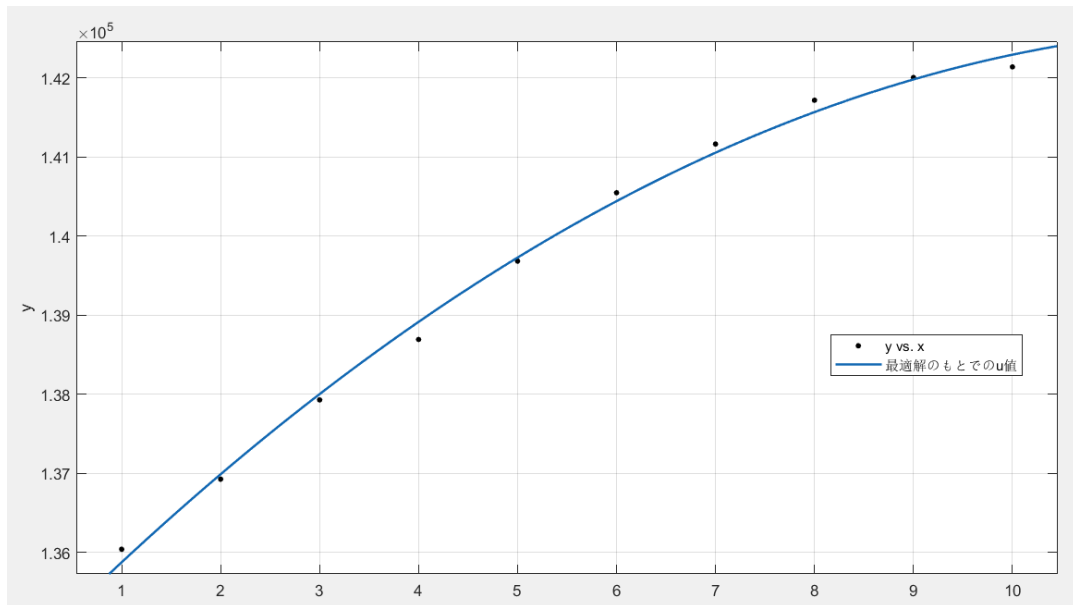


図 14 最適解のもとの $\hat{\mu}$ 値

この多項式をもとに、年ごとに異なる $\hat{\mu}$ の値をとることで、中国における年末総人口の将来推移を予測することが可能である。

予測結果は下表および下図の通りである。中国の総人口は 2029 年末に 14 億人を下回り、2050 年末には約 10 億 5,371 万人になると予想されている。

表 9 PGM (1, N)-中国年末総人口

年度	$\hat{\mu}$ 値	予測値	実測値	相対残差 (絶対値)
2011	-	134916	134916	0
2012	135877.419	135757.4879	135922	0.001210342
2013	136989.876	136788.699	136726	0.000458574
2014	138002.371	137718.8291	137646	0.000529104
2015	138914.904	138548.0563	138326	0.001605311
2016	139727.475	139276.5586	139232	0.000320031
2017	140440.084	139904.5136	140011	0.000760557
2018	141052.731	140432.099	140541	0.00077487
2019	141565.416	140859.492	141008	0.001053188
2020	141978.139	141186.8699	141212	0.00017796
2021	142290.9	141414.4094	141260	0.001093087

2022	142503.699	141542.2873	141175	0.002601645
2023	142616.536	141570.6801		
2024	142629.411	141499.7641		
2025	142542.324	141329.7153		
2026	142355.275	141060.7096		
2027	142068.264	140692.9226		
2028	141681.291	140226.5299		
2029	141194.356	139661.7067		
2030	140607.459	138998.6279		
2031	139920.6	138237.4685		
2032	139133.779	137378.403		
2033	138246.996	136421.6059		
2034	137260.251	135367.2513		
2035	136173.544	134215.5133		
2036	134986.875	132966.5657		
2037	133700.244	131620.582		
2038	132313.651	130177.7356		
2039	130827.096	128638.1998		
2040	129240.579	127002.1475		
2041	127554.1	125269.7514		
2042	125767.659	123441.1841		
2043	123881.256	121516.6181		
2044	121894.891	119496.2253		
2045	119808.564	117380.1779		
2046	117622.275	115168.6475		
2047	115336.024	112861.8056		
2048	112949.811	110459.8237		
2049	110463.636	107962.8728		
2050	107877.499	105371.1239		

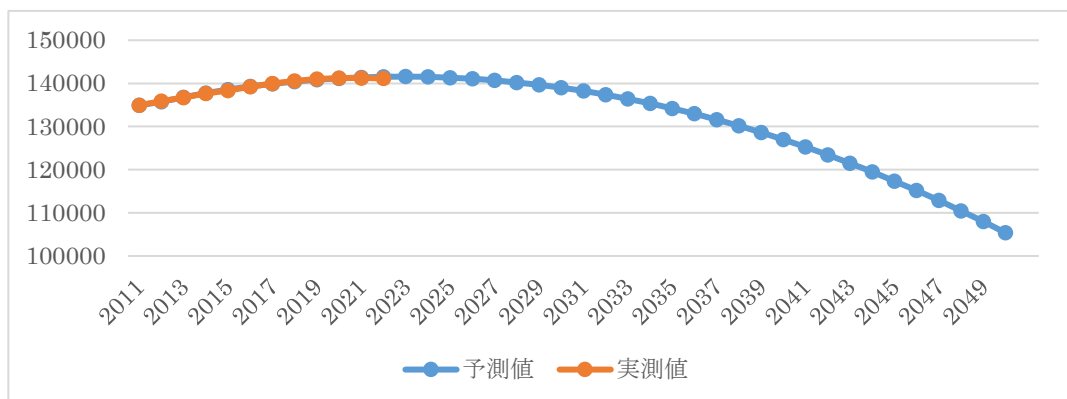


图 15 中国年末総人口推移グラフ①

#### IV.4.2 残差 PGM(1,N)モデルの構築

PGM(1,N)モデルの予測精度を上げるために、残差に対して曲線回帰を行い、ある年の予測値と実際の値の間の可能な残差を推定することによって、残差をさらに処理する必要がある。2011年から2021年の中国の人口の予測値と実際の値の間の絶対残差は、以下の表のとおりである。

表 10 PGM(1, N)-中国年末総人口予測値と実測値の絶対残差

年度	$\hat{\mu}$ 値	予測値	実測値	絶対残差
2011	-	134916	134916	0
2012	135877.419	135757.4879	135922	164.5121
2013	136989.876	136788.699	136726	-62.699
2014	138002.371	137718.8291	137646	-72.8291
2015	138914.904	138548.0563	138326	-222.0563
2016	139727.475	139276.5586	139232	-44.5586
2017	140440.084	139904.5136	140011	106.4864
2018	141052.731	140432.099	140541	108.901
2019	141565.416	140859.492	141008	148.508
2020	141978.139	141186.8699	141212	25.1301
2021	142290.9	141414.4094	141260	-154.4094

上のグラフの絶対残差を時間に回帰させると、0.757 の  $R^2$  を持つ関数  $f(x) = -14.25 + 126.1 * \cos(0.9366 * x) + 72.6 * \sin(0.9366 * x)$  が得られる。

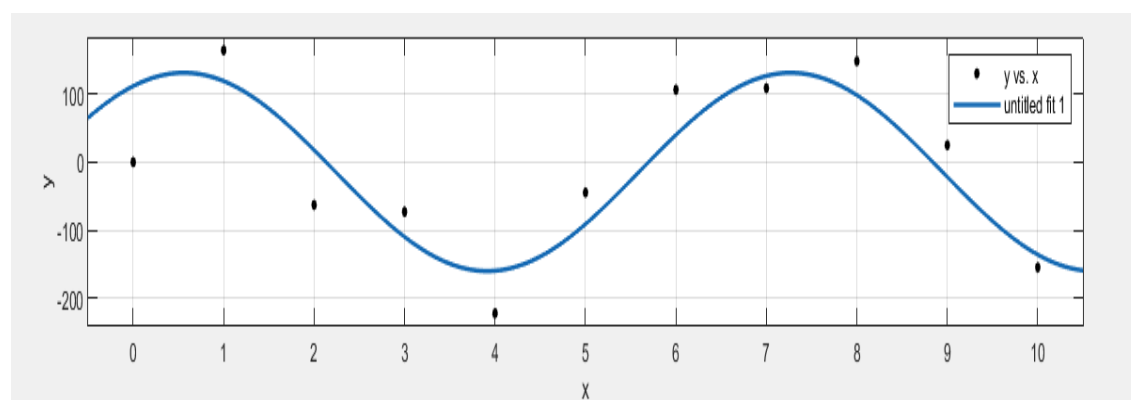


图 16 最適解のもとでの絶対残差

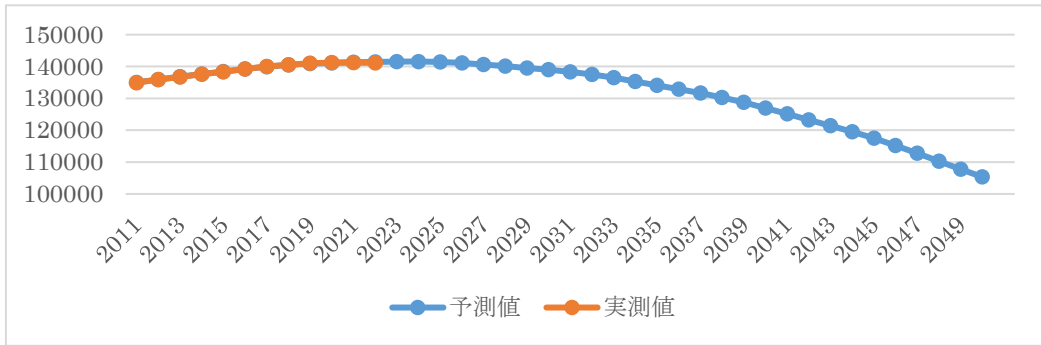
この式をもとに、年ごとに異なる絶対残差の値をとることで、中国における年末総人口の将来推移を予測することが可能である。

予測結果は下表および下図の通りである。中国の総人口は 2029 年末に 14 億人を下回り、2050 年末には約 10 億 5,338 万人になると予想されている。

表 11 残差 PGM(1, N)-中国年末総人口

年度	$\hat{\mu}$ 値	予測値	実測値	相対残差 (絶対値)
2011	-	135027.85	134916	0.000829034
2012	135877.419	135876.7288	135922	0.000333068
2013	136989.876	136806.5438	136726	0.000589089
2014	138002.371	137609.1225	137646	0.000267916
2015	138914.904	138388.5897	138326	0.000452479
2016	139727.475	139185.6747	139232	0.00033272
2017	140440.084	139944.6644	140011	0.000473788
2018	141052.731	140558.9512	140541	0.000127729
2019	141565.416	140958.0558	141008	0.000354194
2020	141978.139	141165.2089	141212	0.000331353
2021	142290.9	141278.5631	141260	0.000131411
2022	142503.699	141391.3493	141175	0.00153249
2023	142616.536	141516.0428		
2024	142629.411	141574.3407		
2025	142542.324	141461.1175		
2026	142355.275	141130.2397		
2027	142068.264	140632.3049		
2028	141681.291	140073.5513		
2029	141194.356	139529.4226		
2030	140607.459	138983.229		
2031	139920.6	138339.8911		
2032	139133.779	137503.566		
2033	138246.996	136455.8962		
2034	137260.251	135271.1115		
2035	136173.544	134055.6786		
2036	134986.875	132861.6788		
2037	133700.244	131644.5065		
2038	132313.651	130299.3616		
2039	130827.096	128746.7965		
2040	129240.579	126997.6024		
2041	127554.1	125144.1555		
2042	125767.659	123285.2776		
2043	123881.256	121445.8425		
2044	121894.891	119556.6455		

2045	119808.564	117510.9422
2046	117622.275	115251.5781
2047	115336.024	112817.7062
2048	112949.811	110313.0197
2049	110463.636	107821.3877
2050	107877.499	105338.6466



图

17 中国年末総人口推移グラフ②

初期の PGM(1,N)と比較すると、2011-2021 年の中国の人口予測値と実測値に対する改良後の残差 PGM(1,N)モデルの相対残差は 0.072573%から 0.0383889%に縮小し、2022 年の相対残差は 0.2601645%から 0.153249%に縮小し、残差を処理した後の PGM(1,N)の方が精度が良いことを示す。

最後にモデリングの精度を確認する必要があるが、これは通常、後差 C と小誤差確率 p の組み合わせで決定される。後差 C と小誤差確率 p は以下のように計算される。

$$\bar{X}_1^{(0)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_1^{(0)}(i) \quad (23)$$

$$S_0 = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n [X_1^{(0)}(i) - \bar{X}_1^{(0)}]^2}{n}} \quad (24)$$

$$\bar{\varepsilon}_1^{(0)} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=2}^n \varepsilon_1^{(0)}(i) \quad (25)$$

$$S_1 = \sqrt{\frac{\sum_{i=2}^n [\varepsilon_1^{(0)}(i) - \bar{\varepsilon}_1^{(0)}]^2}{n-1}} \quad (26)$$

$$C = \frac{S_1}{S_0} \quad (27)$$

$$p = \left\{ \left| \varepsilon_1^{(0)}(i) - \bar{\varepsilon}_1^{(0)} \right| < 0.6745 * S_0 \right\} \quad (28)$$

上記の式から、 $S_0=2250.667501$ 、 $S_1=125.4273927$ 、 $C=0.055728975 < 0.35$ 、 $p=1$  と算出される。PGM(1,N)モデルの予測精度クラスの表は次のとおりである。これより、残差PGM(1,N)モデルの精度が優れていることがわかる。

表 12 残差 PGM(1, N) モデルの予測精度クラス

小誤差確率 p	後差 C	予測精度クラス
>0.95	<0.35	優
>0.80	<0.5	良
>0.70	<0.65	合格
≤0.70	≥0.65	不合格

## V. 研究結論と政策提言

本研究は、中国の将来の総人口数と年齢構成の変化傾向に焦点を当てている。コーホート要因法で人口予測モデルを構築し、CPPS ソフトウェアを使用して 2000 年から 2100 年までの中国の総人口・年齢構成・労働人口割合などの変化傾向を予測した。具体的には、合計特殊出生率 TFR を 1.0、1.2、1.5、2.0、2.5、3.0 といった 6 つのシナリオに分類し、シミュレーションを行った。

1) TFR が 1.0、1.2、1.5、2.0、2.5、3.0 の場合、2100 年の人口予測はそれぞれ 5 億 2323 万人、6 億 3401 万人、8 億 3923 万人、13 億 558 万人、19 億 6181 万人、28 億 5008 万人となる。残差 PGM(1,N)の予測結果は、2050 年に総人口が 10 億 5339 万人になる。

2) 人口政策の変化は労働人口割合に重要な影響を与えることが分かった。TFR が 2.0 以上の場合、労働人口割合は比較的安定しており、労働力供給の安定性が期待できる。一方、TFR が 2.0 未満の場合、TFR の増加に伴い労働人口割合がわずかに増加する傾向がある。これは、労働力供給の増加が一定程度期待できることを示している。経済的な活力と持続可能な発展を実現するためには、もっと緩やかな人口政策が必要だと考えられる。

3) 中国の高齢者人口割合は増加しており、これは人口政策の選択によって影響を受ける。TFR が 1.0 の場合、2100 年の高齢者人口割合は 53.91%に上昇する。一方、TFR が 2.5 または 3.0 の場合、高齢者人口割合は 21.31%または 16.31%となる。総じて、緩やかな人口政策は高齢化のペースを緩やかにすることができるが、その影響は限定的である。中国の高齢者人口割合は将来も増加し続けると予測される。

4) 人口政策の違いによる総従属人口指数、年少(従属)人口指数、老年(従属)人口指数の変動を考察した結果、一人っ子政策では労働力不足と高い総従属人口指数が予測され、二

人っ子政策と三人っ子政策では総従属人口指数が安定し、年少(従属)人口指数が増加する傾向が見られた。労働力人口の持続的な供給と持続可能な社会発展のためには、TFR は少なくとも 1.5 以上が必要とされる。

5) 人口ピラミッドの研究結果によれば、厳格な一人っ子政策では高齢者型の人口ピラミッドが形成され、人口がさらに減少することが示されている。一方、厳格な二人っ子政策では成人型の人口ピラミッドが形成され、人口数は安定する。一方、3 人っ子の場合、若年者型の人口ピラミッドが形成され、人口は増加し続ける。

以上の研究成果を踏まえ、本論文では以下のような政策提言を行う。

1) 緩やかな人口増加政策の実施。以上の結果から、現在の合計特殊出生率 (TFR) 1.2 を維持した場合でも、2100 年には中国は深刻な労働力不足に直面する可能性が高い。社会総扶養比率の急激な上昇は、生産年齢人口が将来過度な圧力に直面することを表している。従って、政府は育児補助金などの育児経済支援政策を導入すべきである。また、保育の質を確保しつつ、幼稚園や保育所などの施設数を増やすなど、保育の基本的な環境を充実・改善する必要がある。同時に、保育教育の広報・普及を強化し、国民の保育に対する意識を高めることも必要である。しかし、社会経済水準の継続的な発展、伝統的な出産観念の変化、女性の教育と価値観の自己実現に対する要求の高まりに伴い、出産促進は依然として大きな課題となっている。政府が積極的な子育て政策の導入に努めているとはいえ、最終的な結果はまだ楽観視できるものではない。

2) 労働力の安定供給。将来の労働需要の大きなギャップにどう積極的に対応するかは、政府、企業、社会の共同の努力が必要である。まず、政府は労働法を改善・完成させ、労働者の基本的権利と利益を保護し、起業を強力に推進し、起業家に創業資金を提供し、失業者に可能な限り無料の職業技能訓練サービスを提供することができる。また、企業は労働法に従って合理的な経営を行い、人間らしい労働環境を構築し、従業員の基本的権益と心理的健康を保護する必要がある。最後に、社会は就職宣伝活動の力を強め、積極的に就職宣伝活動を行うべきである。

3) AI 技術の導入を加速する。現在の人口構造を安定させ、労働力を十分に供給するには、TFR が国家の存続に必要な最低値である 2.0 を超える必要があるものの、少子高齢化は日韓両国がとりわけ、中国はそれより速いスピードで進んでいる一方である。従って、将来起こり得る人口に関連する多くの問題に対処するために、人工知能 (AI) の導入が中心的な役割を果たすことになる。単純労働、医療、教育、保育の分野における人工知能の導入、例えば、遠隔教育における仮想現実技術の利用、ロボットによる労働力の代替などは、いずれも少子高齢化の対策になりうる。

4) 高齢者サービスシステムの構築を加速する。今後少子化が進むにつれ、高齢化のスピードはますます加速していく。政府は、高齢者の基本的権益を政策に反映させ、健全な老齢保障制度の整備を加速させるとともに、高齢者の心身の健康を守る調和のとれた社会を構築するため、都市・農村の医療・社会サービスの制度構築と整備を加速させる必要がある。しかし同時に、大多数の高齢者の老後生活を守るため、国や地方政府の財政支出が大幅に増加することは避けられず、高齢者年金や退職年金の保護は依然として大きな課題である。

5) 国勢調査の調整と改善。人口データの予測は、信頼性の高い国勢調査データに基づい

て行われるため、国勢調査データは、記入漏れ、過少申告、誤申告をできる限り避ける必要がある。第7回国勢調査は、これまでの国勢調査に比べはるかに精度が高く、データの質も予測に必要な条件を満たしているが、年齢誤報の可能性は残っている。今後の国勢調査において、年齢誤報（＝年齢選好）をいかに避けるかという問題に注意を払う必要がある。

以上を踏まえ、政府は人口バランス、労働力供給、高齢化人口の管理、教育、政策評価などの要素を考慮しながら、現実的な状況と政策の影響評価に基づいて具体的な実施計画を策定する必要がある。これにより、人口の持続性と社会の安定と繁栄を実現することに寄与できる。

## 参考文献

### 雑誌論文 (journal articles)

#### 日本語文献

下坂正倫，早川裕太と坪内孝太，「携帯端末位置履歴を用いた階層ディリクレ混合回帰モデルに基づく活動人口予測」、『研究報告ユビキタスコンピューティングシステム (UBI)』，(15)，2018年，1-7頁

久保英也，「コロナ感染症に対峙する3つの新指標の提案—実質新規陽性者数，ARMAモデルによる短期予測，地理的時間ラグを用いた長期予測—」、『リスク学研究』，31(1)，2021年，31-40頁

和田光平，「灰色理論による外国人の国際人口移動の将来予測」、『経済学論纂』，53(5・6)，2013年，539-550頁

#### 中国語文献

郝永紅・王学萌，「灰色動態模型及其在人口預測中的応用」、『数学的实践与認識』，32(5)，2002年，813-820頁

黄荣清，「关于人口預測問題的思考」、『人口研究』，28(1)，2004年，88-90頁

黄少安・楊華磊，「放松生育管制能解決老齡化和『労働力短缺』問題嗎—兼論人口世代更迭背景下的宏觀政策選擇」、『江海学刊』，(6)，2015年，74-81頁

胡琳，「基于灰色 PGM(1, N) 模型的人口發展預測」、『統計与決策』，(6)，2010年，23-25頁

廖媛，何志芳と王明剛，「改進 GM(1, 1) 模型在城市流働人口預測中的応用」、『科学技術与工程』，12(3)，2012年，709-711頁

李燦，「人口金字塔圖的解讀与繪制方法」、『統計与決策』，(18)，2009年，146-147頁

李菲・石培基，「CPSS 軟件在人口預測中的応用研究」、『河南科学』，27(1)，2009年，80-83頁

李建偉・周靈靈，「中国人口政策与人口結構及其未来發展趨勢」、『經濟学動態』，12(4)，2018年，17-36頁

劉思峰・鄧聚竜，「GM(1, 1) 模型的適用範圍」、『系统工程理論与实践』，20(5)，2000年，121-124頁

劉曉豔・石洪波，「『全面二孩』政策下的中国人口結構解析」、『統計与決策』，(8)，2017

年, 77-80 頁

羅党, 劉思峰と党耀国, 「灰色模型 GM(1, 1)優化」, 『中国工程科学』, 5(8), 2003 年, 50-53 頁

孟令国, 李博と陳莉, 「『全面兩孩』政策对人口增量及人口老齡化的影響」, 『廣東財經大學學報』, 31(1), 2016 年, 26-35 頁

門可佩・曾衛, 「中国未来 50 年人口發展預測研究」, 『数量經濟技術經濟研究』, 21(3), 2004 年, 12-17 頁

穆光宗, 「人口優化理論再探」, 『北京大学學報 (哲学社会科学版)』, 52(4), 2015 年, 111-122 頁

潘石, 「中国人口結構失衡及其調整戰略: 基于第七次全国人口普查数据的分析」, 『稅務与經濟』, 44(5), 2022 年, 1-10 頁

齊美東, 戴夢宇, 鄭焱焱, 「『全面放開二孩』政策对中国人口出生率的沖擊与趨勢探討」, 『中国人口・資源与環境』, 26(9), 2016 年, 1-10 頁

孫辰軍, 王翠茹, 張江維と劉玉濤, 「殘差灰色預測模型的改進与応用」, 『統計与決策』, (5), 2005 年, 19-20 頁

譚冠軍, 「GM(1, 1)模型的背景值構造方法和応用」, 『系統工程理論与实践』, 20(4), 2000 年, 98-103 頁

王承寬, 「灰色動態模型在人口總量預測中的応用」, 『南京人口管理干部学院學報』, 22(4), 2006 年, 22-24, 29 頁

王豐効, 「GM(1, 1)組合預測模型及其応用」, 『統計与決策』, (21), 2006 年, 142-143 頁

王貴東, 「二孩政策及延遲退休下的中国人口結構測算: 2015-2050 年」, 『人口与發展』, 25(4), 2019 年, 2-10 頁

王浩名, 「全面二孩政策下人口結構轉變对宏觀經濟的長期影響」, 『人口与經濟』, (3), 2018 年, 25-36 頁

王金營・戈豔霞, 「全面二孩政策实施下的中国人口發展態勢」, 『人口研究』, 40(6), 2016 年, 13-21 頁

吳定玉, 唐聃と張治覚, 「『二孩政策』对中国人口結構与產業結構耦合協調度影響」, 『經濟地理』, 40(10), 2020 年, 32-40 頁

楊繼生・万越, 「中国人口政策的變軌効応」, 『華中科技大学學報: 社会科学版』, 30(1), 2016 年, 103-114 頁

晏月平, 黃美璇と鄭伊然, 「中国人口年齡結構變遷及趨勢研究」, 『東岳論叢』, 42(1), 2021 年, 148-163 頁

翟振武, 李竜と陳佳鞠, 「全面兩孩政策对未来中国人口的影響」, 『東岳論叢』, (2), 2016 年, 77-88 頁

張麗萍・王広州, 「全面二孩政策下的中国人口年齡結構問題—基于穩定人口理論的思考」, 『華中科技大学學報: 社会科学版』, 32(3), 2018 年, 21-27 頁

張鵬飛, 「全面二孩政策下生育水平變動与中国人口結構發展研究」, 『大連理工大学學報 (社会科学版)』, 42(4), 2021 年, 113-122 頁

周文, 「全面二孩政策下中国未来 30 年人口趨勢預測」, 『統計与決策』, (21), 2018 年, 109-112 頁

朱建平, 欧陽漢と楊陽, 「不同計劃生育政策下的人口結構預測—基于多胎次兩区域人口發展模型」, 『数理統計与管理』, 36(6), 2017年, 951-969頁  
朱喜安, 艾志国と朱寧, 「单独二孩政策对人口数量及老齡化的影響研究」, 『統計与決策』, (15), 2016年, 99-101頁

### 英語論文

Chen, L., Mu, T., Li, X., and Dong, J, “Population prediction of Chinese prefecture-level cities based on multiple models,” *Sustainability*, 14(8), 2022, pp. 4844.

Xie N, Wang R, and Chen N, “Measurement of shock effect following change of one-child policy based on grey forecasting approach,” *Kybernetes*, 47(3), 2018, pp. 559-586.

Wang C Y, and Lee S J, “Regional population forecast and analysis based on machine learning strategy,” *Entropy*, 23(6), 2021, pp. 656.

Wisniowski, A., Smith, P. W., Bijak, J., Raymer, J., and Forster, J. J, “Bayesian population forecasting: extending the Lee-Carter method,” *Demography*, 52(3), 2015, pp. 1035-1059.

### ウェブサイト (Web site)

中国国家统计局 (2020) 「中国人口普查年鉴-2020」, <http://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/7rp/zk/indexch.htm> (最終アクセス日 2023年6月1日)

中共中央国務院 (2021) 「中共中央国務院關於優化生育政策—促進人口長期均衡發展的決定」, <http://politics.people.com.cn/n1/2021/0721/c1001-32164014.html> (最終アクセス日 2023年6月5日)

## A Scenario Analysis of Demographic Changes Caused by China's Population Policy

Chenyang Lee\*, Weisheng Zhou\*\*

### Abstract:

The level of sustainable development is constrained by multiple factors, including population size and structure, economy, resources, and environment. Forecasting future alterations in population size and structure can assist governments and policymakers in establishing more evidence-based and effective population policies, thereby facilitating sustainable economic development. The objective of this study is to provide crucial information for government and policy makers by utilizing cohort-component methods and a modified residual PGM(1,N) model to project future demographic changes in China. This approach allows for the determination of population size and age structure by age and sex. A population projection model was constructed and six population policy scenarios with varying

total fertility rates were devised using CPPS software to simulate trends in China's total population, age structure, and labour force from 2000 to 2100. This study will assist China in addressing the demographic challenges it is currently facing, including low fertility, an ageing population, resource constraints, and Artificial Intelligence (AI) utilisation.

Keywords: Population Policy, Cohort-Component Methods, Population Projection, AI, China