



Discussion Paper Series

No.240

北朝鮮人口推計：1953年から1993年

文 浩一

March 2008

**Hitotsubashi University Research Unit
for Statistical Analysis in Social Sciences**

A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

北朝鮮人口推計：1953年から1993年

文浩一

はじめに

1. 公表統計の吟味
2. 既存研究
3. 各期生命表の推計
4. 遡及推計

むすび

要旨

北朝鮮の人口推計に関する既存研究は、北朝鮮の史実を軽視する傾向が強い。換言するならば、史実を語るには不十分な推計結果となっているということである。

本稿では、推計作業に先立って北朝鮮の史実から得られる推計結果の検証基準としてつぎの4つを提示した。

- 条件① 登記男子人口 < 真の男子人口（ただし、1970年代以前は除外）
- 条件② 登記女子人口 > 真の女子人口
- 条件③ 登記出生数 < 真の出生数（1986年の場合）
- 条件④ 性比は0.883から0.949の範囲内で漸次的上昇

既存研究では、これらのすべての条件を満たすことができていない。既存研究がこうした結果に陥っている要因の一つは、モデル生命表に多分に依存していることにある。

そこで、本稿ではモデル生命表には依存せず、独自に生命表を作成したうえで推計を試みた。ここで用いた方法は、北朝鮮建国前である植民地期の1942年生命表と建国以来唯一のセンサスである1993年生命表を連結するという方法である。

こうして得た生命表をもとに逆進推計を行なった結果、ほぼ満足のいく結果を生むことができた。このことは、北朝鮮の人口推計を行なう場合、史実から得られる統計情報にもとづいて推計を行なうことが、モデルに依存するよりもはるかに合理的であるという仮説につながる。

なお、本稿で対象とした人口指標はつぎの5つである。

- ①男女年齢別人口／②平均寿命／③普通出生率／④普通死亡率／⑤乳児死亡率

はじめに

北朝鮮は1948年に建国し、こんにちに至っている。この間の歴史を簡単に整理すると、1945年に日本の植民地から解放した後、旧ソ連の支援のもと建国の準備にとりかかり、1948年9月9日に建国した。建国は南北総選挙にもとづくものであるとされたが、実効支配の領域は北緯38度線の北部に限られていた。それ以前の1948年8月15日にはすでに大韓民国（以下、韓国）が国連決議のもとに行なわれた選挙にもとづき、朝鮮半島の唯一の合法政府として建国された。しかし、これもまた実効支配は朝鮮半島の北緯38度線より南側地域に限られていた。こうして朝鮮半島には互いに唯一の合法政府と表する二つの国家が誕生し、地理的には南北に分断した。建国当初は、北緯38度線を堺に実効支配領域が分断されていたが、後の朝鮮戦争（1950-1953）により実効支配領域を区切るラインは軍事境界線に代わり、その領域も変化した。軍事境界線は、北緯38度線付近をうねりながら存在する。

北朝鮮の憲法には領土規定はないが、1972年の改正憲法までは首府をソウルと規定していた（1972年憲法で首都を平壤に改定）。一方、韓国はこんにちにいたるまで自らの領土を朝鮮半島全域であると規定している。

このように政治的および法的に解釈すると、北朝鮮の人口推計の対象は複雑になる。このため、本稿では、あくまでも北朝鮮が実効支配してきた領域に限定して人口推計を行ない、その領域にたいする政治的および法的な解釈は持ち込まない。このような判断は、常識の範囲内として許されよう。

本稿で行なう人口推計を1953年から1993年までとするのは、つぎの理由からである。

第一に1948年の建国当時は、海外からの帰国者や南への移民などが多く、その数を算定する詳細なデータを入手できないためである。

第二に、1950年から1953年の3年間にわたる戦争期間は、出生や死亡などの動態統計の変化が大きく、その前後のトレンドと整合性をもたないためである。

第三に、1993年は、北朝鮮建国以来の人口センサスが行なわれた年であるが、その後、飢饉に見舞われたため、同じく、それ以前のトレンドと整合性をもたないためである。

ただし、上記の3つの問題に関しては解決の手がかりがないわけではない。

第一の問題に関しては、とりわけ南へ逃れた「越南者」の数さえ分かればある程度、解決する。そして、これを前提とすると、第二の戦争期間に関しては、その前後を連結することで、たとえ毎年単位ではなくとも動態率の変化をある程度、推計することが可能となる。また、第三の飢饉の問題に関しては、静態統計を基準とすることで飢饉の規模を把握することができ、実際に「北朝鮮人口推計研究ノート（5）」¹でこの作業を試みた。したがって、本稿で限定する推計期間はあくまでも暫定的なものであり、他の期間の推計を放棄するという意味からではない。

さらに、北朝鮮人口推計の意義について付言しておく。たとえば、木村〔1997〕は「北

¹ 2005年7月8日齋藤ゼミにて報告

朝鮮は1960年以降、厳格な労働統制制度をほぼ完成させたから、相当精密な人口データの系列を有しているはずである」と指摘している。しかし、現実には、国連人口基金（UNFPA）との協力が始まった1980年代以後、集計された統計は基本的に公開されており、そこからは調査漏れと重複調査の存在が明らかとなっている。したがって、北朝鮮人口推計は、統計情報が得られないという理由から提起されるのではなく、統計情報に内在する不整合を質するという観点から追究されるべき性格のものである。仮に将来、情報公開のレベルが高まったとしても、人口推計の必要性はひきつづき提起される問題であるといえよう。

なお、本稿で対象とする人口指標は、『アジア長期経済統計：Korea編』に反映することを目的とし、つぎのように選定した²。

- ①男女年齢別人口
- ②平均寿命
- ③普通出生率
- ④普通死亡率
- ⑤乳児死亡率

1. 公表統計の吟味（推計内容検証のための4つの条件）

北朝鮮では建国から1993年のセンサスに至るまでのあいだ人口統計のすべてを登記人口調査に依存してきた。表1に記載されている統計情報のうち1993年センサス以外はすべて登記人口調査統計である。登記人口調査の基礎は、公民証制度であり、日本の住民基本台帳のようなものである。公民証制度を規定した最新版の「朝鮮民主主義人民共和国公民登録法」（全19条、2000年7月24日、最高人民会議常任委員会政令第1676号にて修正）では、つぎのようになっている。

- ・ 公民は、居住地の人民保安機関（日本の警察に当たる）に居住登録申請書を提出して居住登録を行なわねばならない。申請書の内容は、氏名、性別、生年月日、出生地、居住地などである（第4条）。
- ・ 人民保安機関では、住民登録台帳を作成し、上記の内容を正確に記録する（第6条）。
- ・ 人民保安機関の交付する公民証は3種類あり、満17歳未満は出生証を、それ以降の年齢の者には公民証を交付するが、平壤市に限っては公民証ではなく市民証を交付する（第7条、第8条）。
- ・ 出生登録は出生から15日以内に行なう（第9条）。

17歳に至ると15日以内に公民証もしくは市民証の交付申請書を人民保安機関に提出し、人民保安機関では受理から15日以内に当該の公民証を交付する（第10条、

² 推計指標の選定は、『アジア長期経済統計：台湾編』（東洋経済、近刊）に準じたもの。

表1 北朝鮮の公表人口

(単位=千人)

年度	総人口	男 (a)	女 (b)	性比 (a/b)	未分類
1946	9257	4629	4628	100.02	
1949	9622	4782	4840	98.80	
1953	8491	3982	4509	88.31	
1956	9359	4474	4885	91.59	
1960	10789	5222	5567	93.80	
1963	11568	5633.616	5934.384	94.93	
1965	12408	6067	6341	95.68	
1969	13630				
1970	14619	7127	7492	95.13	
1975	15986	7433	8553	86.91	
1980	17298	8009	9289	86.22	
1982	17774	8194	9580	85.53	
1985	18792	8607	10185	84.51	
1986	19060	8710	10350	84.15	
1987	19346	8841	10505	84.16	
1989	20000				
1991	20960				
1993a	21213.3784	10329.699	10883.679	94.91	
1993b	20522351	9677663	10844688	89.24	
1994	21514				
1996	22114				
1997	22355				
1998	22554				
1999	22754				
2000	22963				863

(出所) 1946年から1963年は『朝鮮民主主義人民共和国経済発展統計集』(朝鮮民主主義人民共和国国家計画委員会中央統計局編、国立出版社、1965年)

1969年は朝鮮労働党第5回大会報告(1970年)

1970年から1987年は *The Population of North Korea* (N. Eberstadt & J. Banister, 1992, Institute of East Asian Studies, Univ. of California・Berkeley)。

1989～1991年および1994～1999年は「朝鮮中央年鑑」各号。

1993a年は総人口

1993bは軍人と朝鮮労働党の幹部を除いたもの

2000年は北朝鮮の国連提出資料(Core Document Forming Part of the Reports of State Parities. United Nations Human Rights Instruments. May. 15, 2002)

第 11 条)。

- ・ 朝鮮人民軍や人民保安、安全保衛機関に入隊した場合は、公民証もしくは市民証を当該地域の人民保安機関に預ける (第 13 条)。
- ・ 移住する場合は、退去登録申請書を居住地の人民保安機関に提出した後、15 日以内に移住先で居住登録を新たに行なわねばならない (第 14 条、第 15 条)。
- ・ 公民が死亡したり、朝鮮国籍を放棄した場合には公民登録から除籍する (第 17 条)。

上記の内容を実態にそくして検証してみよう。

北朝鮮の行政区域は、道と郡と里・洞の 3 つの単位で構成されている。末端の里・洞にはおおよそ 5 千人程度が暮らしている。そこに 2~3 つの分駐所 (日本の派出所に当たる) がある。したがって公民証の登記はこの単位で行なわれ、一次的に集計される。ここでの集計は 3 ヶ月単位である。各地で集計された統計は、郡そして道の統計局で集計され、それらが最終的に国家中央統計局に集中する。こうして登記人口調査にもとづく人口統計が集計されることになる。

この調査体系においては、制度上、3 つの問題がある。

第一に、公民証を持たない「特殊人口」が調査体系から外れるということである。「特殊人口」とは、上記の「公民登録法」第 13 条に規定された「朝鮮人民軍や人民保安、安全保衛機関に入隊した者」である。この「特殊人口」は 1970 年代中盤以後から登記人口調査の対象外となったと言われている。朝鮮人口研究所の洪淳元所長 (当時) はつぎのように指摘している。「1975 年からの統計には、多くの若者が登録した居住地を離れて移動単位に所属させられたため、正確な統計を取ることが不可能となった。われわれの人口登録の体系は静態的なものであって、彼らを計算に入れることができなかった。平壤だけについても、金日成競技場、人民大学習堂、五・一競技場、市街地再開発事業など多くの建設事業が進められた。——中略——。これらをすべて計算に入れたとすれば、わが国の統計は完璧になるだろうが、当時はそれが不可能であった。その大部分は若い男子であるが、若干の女子もいる」(三満照敏 [1991] p.38)。このため、1975 年以後の男子人口には調査漏れが存在するということになる。したがって、1970 年代以後においては、真の男子人口は登記人口調査の男子人口よりも多くなくてはならない。これが推計結果検証の第一の条件である。

一方、女子人口には問題がないかという点、そうではなく逆に重複調査の可能性が存在する。

登記人口の集計制度はセンサス以前とそれ以後とでは異なる。センサス以前は国家中央統計局の労働処が集計を担当していたが、そこでは労度行政の必要上、提起される静態統計の整理が基本であった。動態統計を含む登記されるすべての人口統計の報告が通常業務となるのは、UNFPA との協力が始まり、国家中央統計局に人口処が設置されてから (1993 年以後) のことである。そのため、センサス以前の統計では、動態事件 (vital event) の

情報が正しく反映されていないという問題が生じていた。文浩一〔2004〕では、移動においてとくにこの問題が顕著であることを指摘した。その理由は北朝鮮の住民行政によるものである。公民は生活のために各種の住民行政サービスを受けなければならない。その内容は、食糧供給や無償治療、無料義務教育などである。これらの行政サービスを受けるためには移転先で直ちに登記を行なう必要があり、また当該地域の行政も直ちに必要な資金や物資を確保するために行政手続きをできる限り迅速に行なうインセンティブがはたらく。反対に退去地域ではこのようなインセンティブは弱い。結果、人口は重複カウントされてしまうのである。したがって、真の女子人口は登記人口調査の女子人口よりも少なくてはならない。また、「特殊人口」が除外されていない1970年代以前に関しては、男子においても同様の問題が生じる。これが推計結果検証の第二の条件である。

登記人口の調査体系における問題の第三は、出生数である。北朝鮮では通常、出産は医療機関で行なわれ、当該の医療機関では出産にたいして出生証明書を交付する。父母もしくは代理人はこの出生証明書を添付して人民保安機関で出生登録を行なう。先に指摘したとおり、期限は出生から15日以内である。だが、この間に乳児が死亡した場合、出生登録が行なわれないケースが多分になる。このため、人民保安機関で把握する出生数は実際の出生数を過少に見積もることになる。この出生数に関しては、1980年、1982年、1985年、1986年、1987年の5つの年度に関しては公表されている（表2）。

表2 北朝鮮の出生と死亡の登記（1980～1987年）

単位=人

年	出生数	死亡数
1980	374234	77250
1982	386641	75916
1985	414234	85832
1986	433407	94630
1986	433407	94630
1987	430148	96015

（出所）Eberstadt & Banister (1992) p.41 より

この数字が推計検証のバロメーターとなりうるが、問題はそれほど単純ではない。というのは、北朝鮮は1986年に限っては粗いレベルではあるが年齢別人口を公表している。そこでは0歳人口は387300人となっている。そしてこの年の乳児死亡率は9.8%と公表された。これをもとに1986年の出生数を単純計算すると、391096人となり、公表された出生数よりも少ない。北朝鮮の出生統計は、医療統計と登記統計との2重チェックによって集計されていることが知られているが、この過程で重複カウントされた可能性がある。このことから、本稿では先の1986年の年齢別人口と乳児死亡率から算定した出生数391096人を基準に推計結果を検証する。すなわち、生後間もない死亡による届出漏れがあったとす

ると、この出生数は、真の出生数よりも少なくなければならない。これが推計結果検証の第三の条件である。

第四に、この間の性比である。北朝鮮では 1950 年から 1953 年の朝鮮戦争により多くの男子人口が喪失した。このため、1953 年人口の性比は、戦前の 0.988 (1949 年) から 0.883 (1953 年) まで低下した。この数字は、北朝鮮が戦後復旧計画のために調査発表したものであり、当時の状況からしてほぼ信頼できるものであろう。この性比は、その後徐々に回復し、1993 年センサスでは 0.949 まで上昇した。したがって、この間の北朝鮮の性比は 0.883 から 0.949 の範囲内で漸次的に上昇するトレンドを示さなければならない。これが推計結果検証の第四の条件である。

以上の検証をまとめると、つぎのとおりである。

条件① 登記男子人口 < 真の男子人口 (ただし、1970 年代以前は除外)

条件② 登記女子人口 > 真の女子人口

条件③ 登記出生数 < 真の出生数 (1986 年の場合)

条件④ 性比は 0.883 から 0.949 の範囲内で漸次的上昇

この 4 つの条件を基準にして既存研究の内容を、以下、検証する。

2. 既存研究

北朝鮮の人口推計は、様々な機関や研究者が行なっている。たとえば、米国の CIA や米国センサス局、Eberstadt [1992] などである。しかし、CIA とセンサス局の推計では推計方法にたいする説明がまったくなされていない。また、Eberstadt [1992] の推計は 1993 年センサスが行なわれる前のものであり、本稿で行なおうとする 1993 年センサス基準の推計とは比較の対象とはならない。このため、本稿ではこれらの既存研究にたいする検証は省略し、国連人口部と韓国統計庁の推計のみを検証の対象とする。

ただし、上記の 2 つの推計についても当該の機関では推計方法の基本的内容しかのべておらず、その詳細については不明な部分が多い。しかし、北朝鮮の死亡パターンに最もフィットするとされる国連極東部もしくは一般パターンの生命表を用いた推計であることから、比較を行なう価値はある。文浩一 [2003] では、北朝鮮の死亡パターンとモデル生命表を比較した結果、男子では国連極東部のパターンが、女子では一般パターンが最も良くフィットするという結果を得た。通常、モデル生命表は男女セットで用いることを想定しているので、極東部モデルにしても一般モデルにしても、それを用いる一定の理論的根拠はある。問題は、それらを用いた推計が史実に合致するものであるか否かであり、仮にそれらが上記の 4 つの条件を満たすなら推計結果は「良」と判断し、そうでないならば、既

存のモデル生命表では十分な推計結果を導出できないという根拠になる。国連と韓国統計庁の推計結果にたいする検証は、モデル生命表の選択の正しさに関する検証でもあるといえる。

(1) 国連「世界人口推計」

国連の推計はWorld Population Prospectsと題して全三巻で隔年（末尾偶数年）ごとに発行されている（以下、国連推計）。この推計において 1993 年センサスが利用されるのは、1998 年版以後である。しかし、1998 年版以後の国連推計は、すべて同じ内容となっており、刊行の度に微妙な修正を加えている。以下、1993 年センサスが取り入れられた初の推計である 1998 年版国連推計と最新³の 2002 年版国連推計を取り上げて検証してみる。

1998 年版と 2002 年版の国連推計に記されている北朝鮮のデータソースとその利用法は、以下のとおりである。

1998 年版国連推計

総人口（1995）：1993 年の国勢調査とそれにもなつて得られた出生率、死亡率および移動がその後も一致しているとして推計された。

合計特殊出生率：1987 年までの公民登録データから得られた普通出生率にもとづく

平均寿命：10%の登録漏れを上方修正した 1987 年までの公民登録データと国連極東部の年齢別死亡パターンの仮定から得られた普通死亡率にもとづく。死亡登録の完全性は公民登録からの自然増加数と総人口の増加数との比較から推計された。

乳児死亡率：10%の調査漏れを上方修正した 1987 年までの公民登録データと国連極東部の年齢別死亡パターンの仮定から得られた普通死亡率にもとづく。死亡登録の完全性は公民登録からの自然増加数と総人口の増加数との比較から推計された。

国際人口移動：1990 年から 1995 年の純国際人口移動は仮定されていない。

2002 年国連推計

総人口（2000）：1993 年の国勢調査とそれにもなつて得られた出生率、死亡率および移動がその後も一致しているとして推計された。

合計特殊出生率：(1)1993 年センサスに先立つ 12 ヶ月の出生と、(2)1993 年センサスにおいて実査された年齢構成と整合するように推計された合計出生率（すなわち、過去の出生は、合計出生率推計を用いたので、1993 年センサスにおける年齢構成が調査漏れを修正）にもとづいた。

乳児死亡率：国連モデル生命表の極東部モデルにそくした年齢パターンの仮定にもとづく出

³ なお、最新の国連推計は 2004 年版である。この内容は国連のホームページ (<http://esa.un.org/unpp/>) から閲覧できるが、その内容は 2002 年版と同じである。本稿で 2004 年版を検証対象としないのは、国連推計全 3 巻のうち、国別のデータソースの説明を記している第 3 巻が未刊（近刊）であり、この内容はウェブ上でも得られないためである。

生時平均余命の推計から計算された。

平均寿命：登記漏れを修正した平均寿命の公表推計にもとづく。

国際人口移動：1950－1955年を除き、この期間の純国際人口移動は仮定されていない。

これらを読む限り、1998年版と2002年版の違いは、北朝鮮の公表統計にたいする依存度である。すなわち、1998年版国連推計では、将来推計においては1993年センサスを利用したものの、過去推計については既存の公表統計に強く依存していた。しかし、2002年版推計からは過去推計においても1993年センサスをデータソースとして用い、公表統計の利用は極力排除している。ただし、平均寿命については公表統計に依存している。これは、おそらくモデル生命表を用いた推計においてはレベル調整が必須であるが、そのためには生命表関数のいずれかの指標が必要であるからであろう（たとえば、特定コーホートの死亡率や生残率など）。しかし、既存の公表統計はすべて粗いレベルでの統計しかなく、すな

表3 国連推計

(単位=千人)

	男子		女子		出生率 (%)	
	1998年版	2002年版	1998年版	2002年版	1998年版	2002年版
1950	4716	5463	4772	5353	37.0	22.7
1955	4205	5227	4643	5115	42.5	32.8
1960	5094	5784	5431	5647	39.7	32.3
1965	5900	6427	6162	6260	44.5	35.6
1970	7047	7303	7217	7094	35.0	29.4
1975	8099	8123	8204	7895	22.2	20.5
1980	8796	8705	8872	8491	19.5	20.9
1985	9449	9367	9496	9165	20.9	20.6
1990	10224	10072	10237	9884	22.1	20.8
1995	11135	10767	11103	10606	——	18.6

(出所) *World Population Prospects 1998*

(註) *国連推計では出生率を単年度ではなく、5年期間平均でのみ掲載している。したがって、表の出生率は当該年から5年間の平均出生率

わちレベル調整のための生命表関数は得られないため、公表された平均寿命を調整したのだと思われる⁴。こうして最新の国連推計は、表3のように書き換えられた。では、2002

⁴ たとえば、公表された平均寿命の修正方法には、次のような方法がある。公表された西暦年を平均寿命に回帰させると、つぎの回帰式を得る（カッコ内は、t値、*は5%の有意水準）。

$$Y = -1033.55 + 0.55719 X \quad \bar{R}^2 = 0.981523$$

(-16.8254) (17.88104)*

年版国連推計を先に提示した条件にそくして検証してみよう。そのために整理したのが表 4 である。出生数に関しては 1986 年の推計値が公表されていないので、検証から省いた。

表 4 国連推計と公表統計比較

(単位=千人)

	男子		女子		性比
	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値
1950	5463		5353		1.021
1955	5227		5115		1.022
1960	5784	5222	5647	5567	1.024
1965	6427	6067	6260	6341	1.027
1970	7303	7127	7094	7492	1.029
1975	8123	7433	7895	8553	1.029
1980	8705	8009	8491	9289	1.025
1985	9367	8607	9165	10185	1.022
1990	10072		9884		1.019
1995	10767		10606		1.015

(出所) 表 1 と表 3 にもとづき作成

すると、いずれの条件も満たされていない。男子人口に関しては公表統計よりもいずれも多い推計結果となっているが、先に指摘したとおり、男子人口は 1970 年代以前は重複調査があったために公表統計より少なくなければならず、それ以後は重複調査を上回るレベルで調査漏れがあるために、公表統計より多くなければならない。しかし、国連推計で示された推計値はいずれの年代においても公表統計よりも推計結果となっている。また、公表女子人口は重複調査の存在が一貫して認められるので、推計値は常に公表値を下回らねばならないが、1960 年女子人口の場合はそうならない。

国連推計におけるもう一つの問題は、推計された性比が異常に高いということである。性比は、分子に男子人口を、分母に女子人口をおいて求められるが、世界的に見ると多くの国で性比が上昇していることが観察される。したがって過去の性比は今日の性比よりも低いと考えるのが妥当である。1993 年センサスにおける性比は 0.949 であったので、過去の性比はこれよりも低いと考えねばならない。

ところが、国連推計では表のとおりいずれの値も 1 を上回っている。これについては確証的な検証は国連がその詳細を明らかにしない以上、不可能なので、現状では以下の 3 つの可能性のあることを指摘するにとどめたい。

ここから 1993 年の平均寿命を推計すると、76.928 (歳) を得る。これは 1993 年センサスで実査された平均寿命より約 4 歳程度高い。したがって過去の公表平均寿命はそれぞれ 4 歳程度を差し引くことで修正される。ただし、国連がこの方法を用いたか否かについては彼らが詳細を明らかにしないので分からない。

第一は、極東部モデル生命表を用いたが故に生まれる結果である。国連の極東部モデル生命表の安定人口モデルでは、性比は 1.0025 であり、男子の比率が高いという特徴がある。これは死亡率の性差が小さいことに起因する。かつて、公表された登記人口統計を用いて北朝鮮人口推計を行なった Eberstadt (1992) は、国連推計と同じく国連極東部モデル生命表を利用したが、かれは「朝鮮戦争直後、北朝鮮の人口の性別構成において男子の比率が極めて低くなったため、かなりの調整が必要であった。そのため朝鮮戦争期間に軍隊に服役したと思われる年齢に該当する男子コーホートの損失を反映するために成人男子人口の約 14% を適当に縮小する作業を行なった」としている (N. Eberstadt & J. Banister [1992] p111)。国連では、Eberstadt が行なったような修正を行っていない可能性がある。

第二は、国連ではそもそも発展途上国にたいして性比が高いと常に見なしている。たとえば、1990 年の国連推計ではつぎのように指摘している———発展途上国の性比は、1950-1985 年の間にほとんど変化せず、104.2 と 103.7 の間で上下変動したにとどまる。(中略) 死亡率の性差が小さいために、死亡率水準と年齢構造の変化が全体での性比にほとんど影響を与えないためである (『世界人口予測データ』原書房、1990 年、第 1 巻 p.49 より引用)。このために、国連では実査された性比にたいして疑義を挟み修正を加えた可能性がある。

第三に、上記の第二の問題と関連するが、人口推計において満足なデータが得られない場合、近隣諸国や同じ生活習慣の地域などからデータを拝借する場合がある。北朝鮮の場合、データ拝借の第一の対象となるのは韓国であろう。すると始点と終点の性比は見事に韓国と一致する。すなわち、韓国の 1950 年の性比は 1.021 であり、1995 年の性比もまた 1.015 なのである。つまり、韓国のデータを参考にした推計を行なった可能性がある。

いずれにしても、国連推計は北朝鮮の史実を語る統計資料としては不十分であることは、上記の検証内容から確認できる。

(2) 韓国統計庁推計 (1999 年)

韓国統計庁は 1999 年に人口推計を行なったが、韓国の情報機関である国家情報院からの提供資料に多分に依存しているため、その全文は公開されず、推計結果と若干の推計方法に関する要旨のみが「報道資料」としてウェブ上で公開された。現在は、「報道資料」さえもウェブ上から削除されている。当時、ダウンロードした資料が手元にあるので、それにもとづいて推計方法を整理すると以下のとおりである⁵。

- 1993 年を基準人口として設定
- センサス資料のうち、年齢別および地域別合計人口 (2052 万 2000 人) と総人口 2121 万 3000 人との差 69 万 1000 人を補正
- 1970~1992 年人口は、1993 年人口を基準に逆進推計

⁵ 詳細は、文浩一 (2004) を参照されたい。

- ・ 1994～1998年人口は、1993年人口を基準に最近の社会経済状況を反映して推計
- ・ 1999～2030年人口は、1998年人口を基準に将来人口推計

この推計がどのようにして導出されたのかを吟味してみよう。

「報道資料」ではセンサス年を基準として逆進推計を行なったとしているが、ここで提起されるポイントは以下の4つである。

- ① 年齢別人口の補正を如何に行なったのか
- ② 生命表は何を用いたのか
- ③ 生命表のレベル調整は如何に行なったのか
- ④ 最終年齢階級の処理は如何に行なったのか

このいずれについても「報道資料」ではのべられていない。おそらく、①については本稿で後に行なうのと同様の作業をしたものと思われる。また、②に関しては、本推計を担当した韓国保健社会研究院の李三植氏にその旨を問い合わせたところ（2004年6月頃）、国連生命表の一般パターンを用いたとの回答を得たので、これを根拠に韓国統計庁の推計は一般パターンによる推計であると判断する。③と④に関しては明確な回答を得られなかった。しかし、「報道資料」では既存の公表統計を参考にしたとの記述があるので、おそらく平均寿命や乳児死亡率などの公表された生命表関数を用いたものと思われる。また、④に関しては、一般的な方法、すなわち韓国の年齢比を任意で選択して導出した可能性がある。

こうして推計された内容は、表5のとおりである。

表5 韓国統計庁の推計内容 (単位=人)

年	男子		女子		性比
	推計値	公表値	推計値	公表値	推計値
1970	7,052	7127	7,853	7492	0.898
1975	7964	7433	8682	8553	0.917
1980	8,478	8009	9,143	9289	0.927
1985	9248	8607	9849	10185	0.939
1990	9,841		10,380		0.948
1995	10519		11024		0.954

(出所) 韓国統計庁 [1999]

これを見ると、先に提示した条件のうち①は満たしている。すなわち、1970年代以後、公表男子人口にたいして推計男子人口は多くなっている。しかし、条件②、すなわち女子

人口は公表人口よりも少なくならねばならないという条件は満たされていない。条件③の出生に関しては公表されていないので検証ができない。性比に関しては、国連推計とは異なり、漸次的に上昇する様相を示しているが、それでも 1970 年時点で 0.9 を下回っていることには疑問であり、低すぎるように思われる。戦争から 20 年近くを経てもなお戦後の性比と変わっていないとは考え難いからである。

韓国統計庁推計は、この他にも推計期間が 1970 年でとまっており、それ以前の推計がなされていないこと、また、推計はもっぱら静態統計のみに重点がおかれ動態統計に関しては平均寿命しか公表されていないこと、などの点で不十分である。逆進推計の期間が短いのは、おそらく今日の北朝鮮の実情を捉えることに重点が置かれた推計作業であったため、過去の推計に関して軽視されたためであると思われる。

以上、国連推計と韓国統計庁推計の検証内容を改めて整理すると、表 6 のとおりである。

表 6 北朝鮮人口推計に関する既存研究の検証結果

推計機関	生命表	条件①	条件②	条件③	条件④
国連	極東部	×	×	—	×
韓国統計庁	一般	○	×	—	△

(出所) 筆者作成

人口推計を行なう場合、どの生命表を用いるかがカギとなる。換言するなら、生命表の選択問題さえ解決できれば、後は、マニュアルにそくして推計を行えばよいということである。ということは、国連にしても韓国統計庁にしても、推計結果が満足な値を導出できなかったのは、生命表の選択問題に多分に起因するということである。もちろん、彼らの推計作業には理論的根拠は十分にある。しかし、それが史実に見合わない場合、たとえ理論的には正しくとも、その推計内容は再考されねばならないであろう。そこで、本稿ではモデル生命表の利用による推計を試みず、独自の生命表を用いて推計を行なってみることにする。

3. 各期生命表の推計

(1) 生命表の推計方法の概要

現在のところ、北朝鮮の生命表は 1993 年基準のものしか得られない。本稿では、これを「基準生命表」とする。逆進推計を行なう際、この基準生命表の死亡水準を徐々に上げていかなければならない。具体的には、縦軸に死亡率、横軸に年齢をとって死亡パターンをグラフにした場合、通常、逆 U 字のカーブを描くが、この曲線を徐々に引き上げていくということである。ただし、死亡レベルを引き上げる際、カーブの形状についても考慮され

ねばならない。各年齢層での死亡の変化は同一ではないためである。この作業を行なうために通常、モデル生命表を用いるが、本稿では先にのべたとおりモデル生命表は利用せず、つぎの方法をとる。

北朝鮮の建国は1948年であり、建国以来1993年までの期間は生命表が得られない。しかし、建国前は日本の植民地統治下に置かれており、当時は朝鮮総督府による国勢調査がたびたび行なわれ、それにより生命表を得ることができる。つまり、植民地期の生命表と1993年生命表を連結することで各期の生命表を推計しようという試みである。

もちろん当時の国勢調査は韓国を含む朝鮮半島全域を対象としたものであるので厳密には調査の範囲が異なる。しかし、朝鮮総督府の統治のもと各種の社会経済的变化のなかで暮らし、また単一の民族としての生活スタイルを共有していたと考えれば、当時の朝鮮半島の南北間では死亡パターンもほぼ共通しているものと仮定できる。植民地期の死亡パターンと今日の北朝鮮の死亡パターンを連結することは無理な仮定ではない。

本稿では植民地期に得られる最新の生命表（1942年）と北朝鮮建国後の最新の生命表（1993年）を連結して各期の生命表を推計する。

(2) 1993年生命表

以下、生命表作成において提起される諸問題（年齢別生存人口と年齢別死亡数）の検証と、実際の生命表作成に関する説明である。

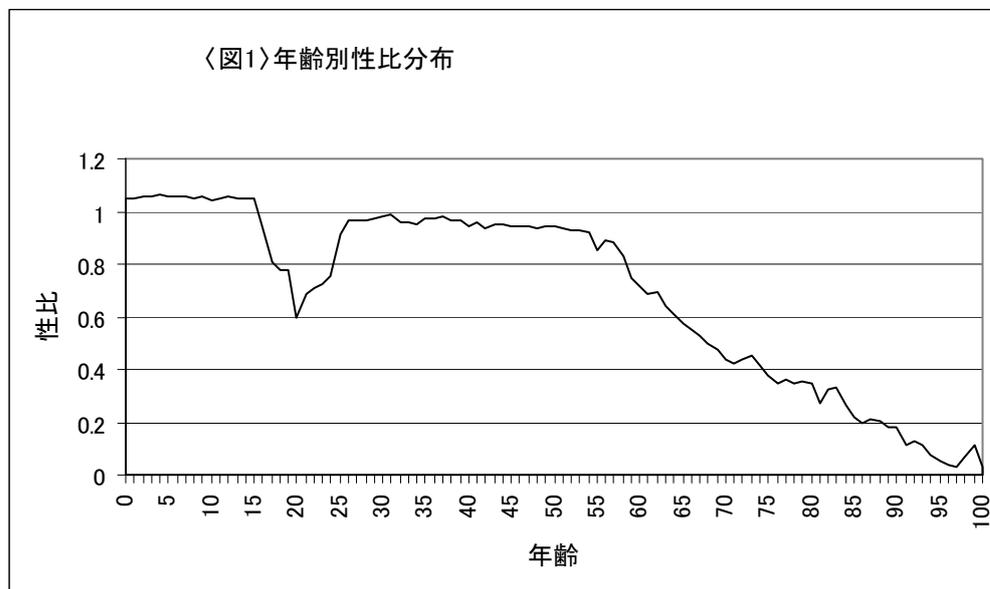
①年齢別生存数の補正

1993年センサス資料はいくつかの補正が必要である。この点については韓国統計庁でも指摘していたが、詳細な説明はなされていない。本稿では韓国統計庁の推計に関する補正を行なうという意味も込めて、この問題を追究する。

図1は年齢別性比（男÷女）を描いたものであるが、視覚的に確認できるように、10歳代後半から20歳代半ば当たりの年齢層でその分布に極端な歪みがみられる。通常、年齢別性比分布は、ゼロ歳時で1.05付近の値をとり、その後は、女子よりも男子の死亡率が高いため年齢を重ねるにつれて性比は漸次的に低くなり、なだらかな下降カーブを描くことになる。したがって、通常はこのような歪みが生じることはない。

センサスの集計結果を分析した DPRK Population Center [1996] によれば、この「歪み」が生じた原因は、「16歳から26歳人口において何人かが調査から漏れたため」という。その数は69万1027人（男子65万2036人、女子3万8991人）である。調査漏れの原因は、当初は単に「不特定」(unallocated) とされていたが、その後の北朝鮮の人口研究所研究員の論文(Choi [1999]) では「軍人を除いたもの」と記述されている。つまり、センサスは1994年1月3日から15日にかけて調査員が当該地域を訪れて調査票に記入するという他計式の方法をとったが、軍部にたいしては調査員の立ち入りが認められず、後に性別人口のみの報告を受けたということである。ここに人数は把握しているにもかかわらず、年齢が

「不詳」となっている理由がある（なお、上記の調査漏れ人口＝軍人については、居住地も不詳である）。



(出所) 筆者作成

(資料) DPRK [1996]

このことを念頭におき、「不詳人口」を次の方法で男女年齢別に推計することにする。その方法は、以下の2つである。

- a. 性別年齢別人口分布をスムージングの公式を用いて修正する方法
- b. 年齢別人口分布の歪みのある種の指標で表す方法

a. 年齢別性比分布のスムージング

年齢不詳人口の配分先は、主として16～26歳階級であるが、それだけではない。「軍人」とは職業軍人であり、北朝鮮の場合は男子16～59歳、女子16～54歳が「生産年齢人口」である。したがって、各年齢への配分は、この年齢層を対象にしなければならない。

女子は、男子に比べてそれほど多くないので各年例層に比例配分する。これには理論的根拠はないが、この場合の年齢不詳人口の処理にはこれ以外に方法はない。ただし、経験的に不詳人口のほとんどは16～26歳階級で発生したと考えられるので、この年齢区間のみ配分する。

得られた各歳別女子人口 (F_n) に各歳別性比の理論値 (S_n) を掛けて各歳別男子人口 (M_n) を得る。すなわち、

$$M_n = S_n \cdot F_n$$

である。

各歳別性比の理論値 (S_n) の計算は、つぎの方法による。

図1の年齢別性比分布のうち、調査漏れ人口のある10歳代後半から20歳代半ばまではダミー変数として処理し、年齢別性比分布曲線に回帰直線を描く。ただし、年齢別性比分布は15-19歳階級から50-54歳階級まではほぼ直線状で低下しているのだが、50-54歳以降は、その勾配が激しい。

そこで、15-19歳階級から50-54歳階級までと50-54歳から55-59歳までを2区分し、以下の2つの回帰式を得ることとする (n は各年齢)。

$$S_n = 1.089146 - 0.00296 \cdot n \quad (15 \leq n \leq 54) \quad \dots \textcircled{1}$$

$$S_n = 1.895307 - 0.01855 \cdot n \quad (55 \leq n \leq 59) \quad \dots \textcircled{2}$$

こうして求められた16~59歳の男子人口の合計 ($\sum_{n=16}^{59} M_n$) は、センサスで年齢別に集計された同年齢階級の男子人口の合計 ($\sum_{n=16}^{59} M'_n$) より64万8009人多いという結果になり、したがって男子年齢不詳人口65万2036人のほとんどを解決できた (その多くは16~26歳区間に配分された)。

残りの4,027人は、女子の場合と同様にそれほど多くないので、各年齢別に比例配分する。ただしこの場合、不詳人口が最も多く発生したと考えられる16~26歳階級は「補正済み」なので、女子の場合のようにこの年齢区間のみを配分対象とはせず、すべての生産年齢階級を対象にする。

b. 国連指標を用いた評価

得られた結果を5歳階級別で整理し、併せて国連指標により評価を行なった。国連指標とは、年齢申告の正確性に合わせて性比の歪みを評価の対象とした指数である。ただし、計算された指数を評価する絶対基準はなく、単にその値が小さければ小さいほど良いというだけである。

表7と表8にもとづき国連指標を計算すると、補正前は43.85であったのが補正後には31.01に低下した。とくに、性比の階差合計は8.33であったのが、その約半分の4.42に低下した。つまり、本稿の補正は意味のある補正結果となった。

〈表7〉 国連指標の計算（補正後）

年齢	男子 (1)	女性 (2)	性比 (3)= (1)÷(2)×100	階差 (4)= Δ(3)	男		女	
					年齢比* (5)	偏差 (5)-100 =(6)	年齢比* (7)	偏差 (7)-100 =(8)
0~4	1071954	1016554	105.45	—	—	—	—	—
5~9	957583	909000	105.34	0.11	96.89	3.11	96.76	3.24
10~14	904764	862348	104.92	0.43	99.18	0.82	98.97	1.03
15~19	866989	833687	103.99	0.92	84.71	15.29	84.31	15.69
20~24	1142285	1115233	102.43	1.57	119.17	19.17	119.07	19.07
25~29	1050001	1039519	101.01	1.42	107.40	7.40	107.61	7.61
30~34	812941	816812	99.53	1.48	93.43	6.57	93.73	6.27
35~39	690157	703464	98.11	1.42	105.89	5.89	106.16	6.16
40~44	490646	508478	96.49	1.62	75.57	24.43	75.71	24.29
45~49	608413	639847	95.09	1.41	113.03	13.03	112.82	12.82
50~54	585878	625812	93.62	1.47	106.10	6.10	102.91	2.91
55~59	496002	576381	86.05	7.56	111.76	11.76	107.47	7.47
60~64	301764	446830	67.53	18.52	89.95	10.05	98.47	1.53
65~69	174925	331136	52.83	14.71	86.44	13.56	96.91	3.09
70~74	102975	236558	43.53	9.30	—	—	—	—
合計	10257277	10661659	—	61.92	—	137.19	—	111.18
平均	—	—	—	4.42	—	9.80	—	7.94
指標	3×4.42 + 9.80 + 7.94 = 31.009604							

$$* \text{年齢比} = \frac{{}_5P_a}{\frac{1}{2}({}_5P_{a-5} + {}_5P_{a+5})} \times 100$$

②年齢別死亡数の補正⁶

通常、死亡データの補正に関しては二時点間のデータを用いた補正やモデル生命表を用いた補正などの方法がある。しかし、いずれの補正も行なわない。というのは、現実的に死亡の補正に耐えうるだけ十分なデータがないだけでなく、センサスによって得られた死亡データにとくに異常が認められないからである。

⁶ なお、国連では北朝鮮の人口データについて1993年センサスにもとづくとしながらも、乳幼児死亡率に関してはセンサスデータよりも高い値を示している。たとえば、1998年のWorld Population Prospectsでは1990年から1995年の平均IMRを24%と指摘している。これは、おそらくモデル生命表を用いたためであろう。

〈表8〉 国連指標の計算（補正前）

年齢	男子 (1)	女性 (2)	性比 (3)= (1)÷(2)×100	階差 (4)= Δ(3)	男		女	
					年齢比* (5)	偏差 (5)-100 =(6)	年齢比* (7)	偏差 (7)-100 =(8)
0~4	1071954	1016554	105.45	—	—	—	—	—
5~9	957583	909000	105.34	0.11	96.89	3.11	96.76	3.24
10~14	904764	862348	104.92	0.43	108.59	8.59	99.78	0.22
15~19	708790	819508	86.49	18.43	84.87	15.13	83.63	16.37
20~24	765479	1097510	69.75	16.74	90.27	9.73	118.53	18.53
25~29	987095	1032430	95.61	25.86	126.83	26.83	107.86	7.86
30~34	791117	816812	96.85	1.25	94.74	5.26	94.11	5.89
35~39	682990	703464	97.09	0.24	107.27	7.27	106.16	6.16
40~44	482309	508478	94.85	2.24	75.00	25.00	75.71	24.29
45~49	603230	639847	94.28	0.58	113.25	13.25	112.82	12.82
50~54	582990	625812	93.16	1.12	106.92	6.92	102.91	2.91
55~59	487276	576381	84.54	8.62	110.15	10.15	107.47	7.47
60~64	301764	446830	67.53	17.01	91.14	8.86	98.47	1.53
65~69	174925	331136	52.83	14.71	86.44	13.56	96.91	3.09
70~74	102975	236558	43.53	9.30	—	—	—	—
合計	9605241	10622668	—	116.60	—	153.66	—	110.38
平均	—	—	—	8.33	—	10.98	—	7.88
指標	3×8.33 + 10.98 + 7.88 = 43.846938							

$$* \text{年齢比} = \frac{{}_5P_a}{\frac{1}{2}({}_5P_{a-5} + {}_5P_{a+5})} \times 100$$

センサスは、ある一時点を基準に定時回帰的に調査を行なうということから、死亡の記載漏れが多分に生じることが指摘される。これにたいして登記人口調査は常時的に死亡が把握されるので、センサスに比べてむしろ正確な場合がある。しかし、北朝鮮の場合は逆に、登記人口調査よりもセンサスの死亡データが正確である。

センサスに利用された調査票は「人口一斉調査登録票」と「死亡人口登録表」の二つであり、「人口一斉調査登録票」は世帯単位で、「死亡登録表」は調査区単位で記録することになっている。記載においてはすべて調査員が訪問して記入する他計式をとった。道と市では1つの調査区当たり3~4つの人民班（世帯数80~100、住民数400~450人）とし、農村では2~3つの人民班（世帯数80~100、住民数350~400人）とすることを基本とした。調査員は各調査区に一人ずつ配置し、3~4つの調査区当たり1人の調査指導員を配置

することを原則とした。

「人口一斉調査登録票」は1編と2編に分かれており、1編には世帯を特徴づける指標として5つの調査項目（①世帯番号②世帯区分③世帯人口④世帯出生数⑤世帯死亡数）を、2編には個人を特徴付ける指標として12の調査項目（①氏名②世帯主との関係③性別④年齢⑤民族別⑥勤めている企業所およびその上部機関⑦職業⑧職種⑨学歴⑩配偶関係⑪出産回数⑫1年内の出生数）を登録することになっている。また、「死亡登録票」には①世帯番号と②氏名③性別④生年月日⑤死亡日時など5つの項目を記載するようになっている。

こうして得られた死亡データを集計した結果、朝鮮人口研究所では、これまでの登記人口調査による死亡データにはとくに乳児死亡率で調査漏れがあることが明らかになったと指摘した。その結果、過去の登記人口調査による死亡データと比較すると、センサスによる死亡データは高くなるという結果となった（表9）。通常、死亡水準は経済社会的な発展とともに低くなる傾向にあるので、センサスのときにのみ死亡率が上昇していることは不自然である。死亡届けの登記制度からみて、ここに調査漏れがあったと判断し、登記にたいしてセンサスの方がむしろ正確であると見なすのが妥当であると考える。

表9 公表乳児死亡率

(単位：‰)

年度	IMR
1944	204.0
1955	56.4
1960	37.0
1965	35.3
1975	18.1
1980	14.2
1985	10.5
1991	9.2
1993	14.9

(出所) 1944年から1991年は*The Health Statistic of DPRK*1993年はセンサスから計算

ただし、だからといってセンサスによる死亡データが完全であるという証拠にはならない。これを確認する有効な手段は二時点間の比較であるが、残念ながら北朝鮮において行なわれたセンサスは1993年のみである。またそれ以外の各期のデータに関しても年齢別の整理は行なわれておらず、したがってコーホート別の生残率による死亡データの正確性に関する吟味もできない。

そこで、いささか強引ではあるが1993年センサスから得られる死亡データを用いて生命表を作成し、これにもとづいてコーホート要因法による将来推計を行なってみた。比較の対象とするのは1994年の登記人口調査による総人口である。1995年以後についても登記人

表10 1993年生命表 (男子)

年齢	死亡確率 q_x	生存数 l_x	静止人口 (定常人口)		平均余命 e_x
			生存年数 ${}_nL_x$	生存延べ年数 T_x	
0	0.015299	100000	99235.04	6772191	67.72191
1	0.005146	98470.08	98216.73	6672956	67.76633
2~4	0.007387	97963.38	292804.6	6574740	67.11426
5~9	0.003319	97239.67	485391.6	6281935	64.60259
10~14	0.001779	96916.97	484153.8	5796543	59.80938
15~19	0.002813	96744.57	483042.5	5312390	54.9115
20~24	0.00389	96472.42	481423.9	4829347	50.05936
25~29	0.005485	96097.14	479168	4347923	45.24508
30~34	0.006615	95570.07	476269.9	3868755	40.48082
35~39	0.007726	94937.89	472855.7	3392485	35.73373
40~44	0.013606	94204.39	467817.7	2919630	30.9925
45~49	0.020044	92922.69	459957	2451812	26.3855
50~54	0.033759	91060.12	447615.3	1991855	21.87406
55~59	0.07108	87986.01	424295	1544239	17.55097
60~64	0.150563	81731.97	377895.4	1119945	13.70265
65~69	0.232924	69426.19	306703.4	742049.1	10.68832
70~74	0.358559	53255.18	218538	435345.7	8.174711
75~79	0.523569	34160.03	126087.3	216807.7	6.346823
80+	1	16274.89	90720.35	90720.35	5.574253

(出所) 筆者作成

(註) 0歳の生残率は、出生生残率 = $(L_0 + {}_4L_1) / 500000$ 0-4歳人口の生残率 = ${}_5L_5 / (L_0 + {}_4L_1)$ 75歳以上の人口の生残率 = T_{80} / T_{75}

口調査による総人口は得られるが、この頃は飢饉の影響が現われているため比較の対象とはしない。なお、先にも指定したが、1994年以後の登記人口調査は、国家中央統計局に新設された人口処が行なったものであり、人口統計調査の質は向上しているとされている。

1993年センサスを基準としてコーホート要因法による1994年人口を計算すると、その数2152万0073人となり、登記人口調査による総人口2151万4000人との誤差は6073人に過ぎない。この誤差は、1993年センサスによる死亡データの不完全性を物語るものではない。というのは、この頃の北朝鮮経済は旧ソ連・東欧諸国の相次ぐ崩壊により建国以来初めて経済計画の遂行を断念するほどの事態に追い込まれていた。ということは、1993年に比し

表11 1993年生命表（女子）

年齢	死亡確率 q_x	生存数 l_x	静止人口（定常人口）		平均余命 e_x
			生存年数 ${}_nL_x$	生存延べ年数 T_x	
0	0.013112	100000	99344.38	7610711	76.10711
1	0.005191	98688.77	98432.63	7511367	76.11167
2～4	0.007274	98176.48	293458.3	7412934	75.50621
5～9	0.002359	97462.36	486737.1	7119476	73.04847
10～14	0.001217	97232.48	485866.5	6632739	68.21526
15～19	0.002019	97114.12	485080.5	6146872	63.29535
20～24	0.002955	96918.08	483874.4	5661792	58.41833
25～29	0.003349	96631.69	482349.4	5177918	53.58405
30～34	0.003536	96308.06	480689	4695568	48.75571
35～39	0.003601	95967.55	478973.8	4214879	43.91984
40～44	0.005402	95621.97	476818.4	3735905	39.06953
45～49	0.007989	95105.38	473627.4	3259087	34.26817
50～54	0.012846	94345.57	468697.9	2785460	29.52401
55～59	0.023811	93133.59	460123.9	2316762	24.87568
60～64	0.050193	90915.97	443171.5	1856638	20.42147
65～69	0.088679	86352.65	412619.1	1413466	16.36853
70～74	0.167394	78694.99	360542.3	1000847	12.71805
75～79	0.312891	65521.93	276356.6	640304.9	9.772376
80+	1	45020.72	363948.3	363948.3	8.084017

（出所）筆者作成

（註）0歳の生残率は、出生生残率 = $(L_0 + {}_4L_1) / 500000$

0-4歳人口の生残率 = ${}_5L_5 / (L_0 + {}_4L_1)$

75歳以上の人口の生残率 = T_{80} / T_{75}

て1994年の死亡率が上昇したと見なすのが妥当であり、1993年センサスの死亡データはそれなりの値を示しているといえる。

ただし、生存数を補正した以上、それに応じて死亡数も補正する必要がある。というのは年齢別人口に調査漏れがあったとすると、その分、年齢別死亡数にも調査漏れがあったと考えられるからである。先に指摘したとおり、軍部の人口はセンサスの調査対象からは除外され、後に軍部の生存人口の数のみが報告されたが、軍部の人口には当然、死亡した者も存在するはずである。

軍部に関しては、年齢別死亡数はおろか総死亡数も明らかにされていない。そこで、軍

部の人口を各年齢に配分する際、当該のコーホートと同様の死亡があったと仮定し、年齢別死亡数を補正する。すると、結果的に年齢別死亡率は、年齢別人口と年齢別死亡数を補正する以前と以後とで変わらないことになる。しかし、だからといって、この作業が無意味なことにはならない。後に行なう逆進推計において基準となる1993年人口を正確に導くことができたからである。以上の検証を踏まえた上で作成した1993年生命表は表10、11のとおりである。

(3) 1942年生命表

1942年生命表に関しては、既存研究に依存する。基本的には石南国〔1972〕の研究に依存するところが大きい。

植民地期の人口統計は、静態統計に関しては朝鮮総督府による国勢調査が正確に行なわれたため、センサスが実施された1925年以後についてはほぼ定説化され、とくに論争はない。

しかし、当時のセンサスでは死亡に関する調査は除外され、静態統計の把握にのみ重点が置かれた。死亡統計は届出にもとづくものであり、届出漏れから信頼できないものとして評価されている。したがって、この間の生命表の作成は、もっぱらセンサス資料に依存したものとなっており、具体的にはセンサス間の生残率を用いる方法で行なわれてきた。しかし、この方法が有効なのは第二次大戦前までであり、1940年代以後は困難を余儀なくされる。たとえば、Kwon〔1977〕は、「移動人口の規模が不祥のため、1940年以後の生命表は粗い推計しかできなかつた」と指摘している。

しかし、石〔1972〕は当時の動態統計を用いた生命表作成を試みている。

植民地期の動態統計は、1910年から朝鮮総督府によって調査公表されている。これは申告された戸籍届出書からその資料が収集され、発生地あるいは常在地を基礎とする本籍主義に依拠して製表されたものである。調査事項は、出生、死亡、死産、婚姻の5種からなり、申告された届出書の事実のみの集計からなり、この統計の動態統計としての評価は低い。だが、1937年に朝鮮総督府は総督府令第161号を公布し、これによって市・邑・面の長は戸籍届出書より人口動態調査票が作成され、それは行政系統を経て総督府官房国勢調査課に送られるようになった。このような体制下で植民地期朝鮮の人口動態統計はかなり信頼性のある動態統計にまで発展した。この統計は、「今日なお従来のものに比べてかなり充実しており、完全性を有するものと認められるもの」であり、とくに、「1942年の動態統計は新動態統計の最後の年度の資料に相当するもので、戦前の資料のうちでもともと信頼しうるものである」と評価されている（石〔1972〕 p.29、p.183）。

石は、この動態統計を用いてつぎのような補正を行なった。すなわち、1940年以前の生命表死亡率の趨勢にもとづいて回帰線を取り、1942年の動態統計によって得られる死亡率がこれよりも高い場合は動態統計による死亡率を採用し、低い場合は両者の平均をとるという方法を採用した。

石の推計生命表にたいしては批判もある。たとえば、車明洙（2006）は、当時の国勢調査は正しく行なわれたとしても、国外への流出人口が多いので国勢調査間を比較した生残率による推計には無理があると指摘している。すなわち、国勢調査間の生残率を計算すると、ある年齢層では生残率が上昇する反面、ある年齢層では逆に生残率が下落するという奇妙な現象が現われる。通常、死亡率の変遷過程では程度の違いはあってもあらゆる年齢層で死亡率の下落を経験するのが一般的なので、このような現象は納得できないというのが彼の主張である。彼の主張は至極正しく、国勢調査間を比較した1925年と1930年と1935年と1940年ではこのような問題が深刻である。石もこのことを考慮して動態統計の死亡率と国勢調査間の生残率を比較して場合によっては双方の平均をとるという方法で解決を試みた。しかし、1942年生命表に限っては、石が国勢調査間の生残率を用いて修正を行なったのは乳幼児を除き、ほとんどない。男子では乳幼児以外では45-49歳階級と55-59歳階級と65歳以上階級であり、女子の場合は65歳以上の階級のみである。その他の年齢層はすべ

表12 1942年生命表（男子）

年齢	死亡確率 q_x	生存数 l_x	静止人口（定常人口）		平均余命 e_x
			生存年数 ${}_nL_x$	生存延べ年数 T_x	
0	0.12014	100000	90749	4281287	42.81
1	0.06151	87986	84793	4190538	47.63
2~4	0.07116	82574	237737	4105745	49.72
5~9	0.03100	76698	377545	3868008	50.43
10~14	0.01819	74320	368220	3490463	46.97
15~19	0.02908	72968	359535	3122243	42.79
20~24	0.03944	70846	347245	2762708	39.00
25~29	0.03999	68052	333460	2415463	35.49
30~34	0.04395	65331	319480	2082003	31.87
35~39	0.05133	62460	304255	1762523	28.22
40~44	0.06840	59241	286075	1458268	24.62
45~49	0.08477	55189	364390	1172193	21.24
50~54	0.11753	50566	237975	907803	17.95
55~59	0.13649	44623	207890	669828	15.01
60~64	0.19456	38532	173920	461938	11.99
65~69	0.27638	31035	133735	288018	9.28
70~74	0.41040	22458	89250	154283	6.87
75~79	0.61172	13241	45955	65033	4.91
80+	1.0000	5141	19078	19078	3.71

表13 1942年生命表（女子）

年齢	死亡確率 q_x	生存数 l_x	静止人口（定常人口）		平均余命 e_x
			生存年数 ${}_nL_x$	生存延べ年数 T_x	
0	0.10900	100000	91667	4706933	47.07
1	0.05556	89100	86180	4615326	51.80
2～4	0.07041	84150	242418	4529146	53.82
5～9	0.02792	78225	385665	4286728	54.80
10～14	0.01820	76041	376745	3901063	51.30
15～19	0.03006	74657	367675	3524318	47.21
20～24	0.03515	72413	355705	3156643	43.59
25～29	0.03488	69868	343250	2800938	40.09
30～34	0.03734	67431	330860	2457688	36.45
35～39	0.04053	64913	317990	2126828	32.76
40～44	0.04569	62282	304295	1808838	29.04
45～49	0.04566	59436	290395	1504543	25.31
50～54	0.06803	56722	273965	1214148	21.41
55～59	0.08491	52863	253095	940183	17.79
60～64	0.13731	48374	225265	687088	14.20
65～69	0.20159	41732	187630	461823	11.07
70～74	0.31790	33319	140115	274193	8.23
75～79	0.48261	22727	86215	134078	5.90
80+	1.0000	11759	47863	47863	4.07

（出所）石南国〔1972〕

て当該時期の動態統計に依存している。当時の状況からして移動人口は労働可能年齢に集中していたと考えられるから、これらの年齢層の死亡率は動態統計に依存することでそれなりの値を導出することが可能であり、逆にそれだけ当時の動態統計は進歩したというのが石の判断である。もちろん将来的には移民の問題を考慮した新たな生命表が開発される可能性もあるが、現状では、これに依存するのが最良の方法であると判断し、本稿では石の1942年生命表を利用する。その内容は、表12、13のとおりである。

（4）1942年から1993年生命表推計

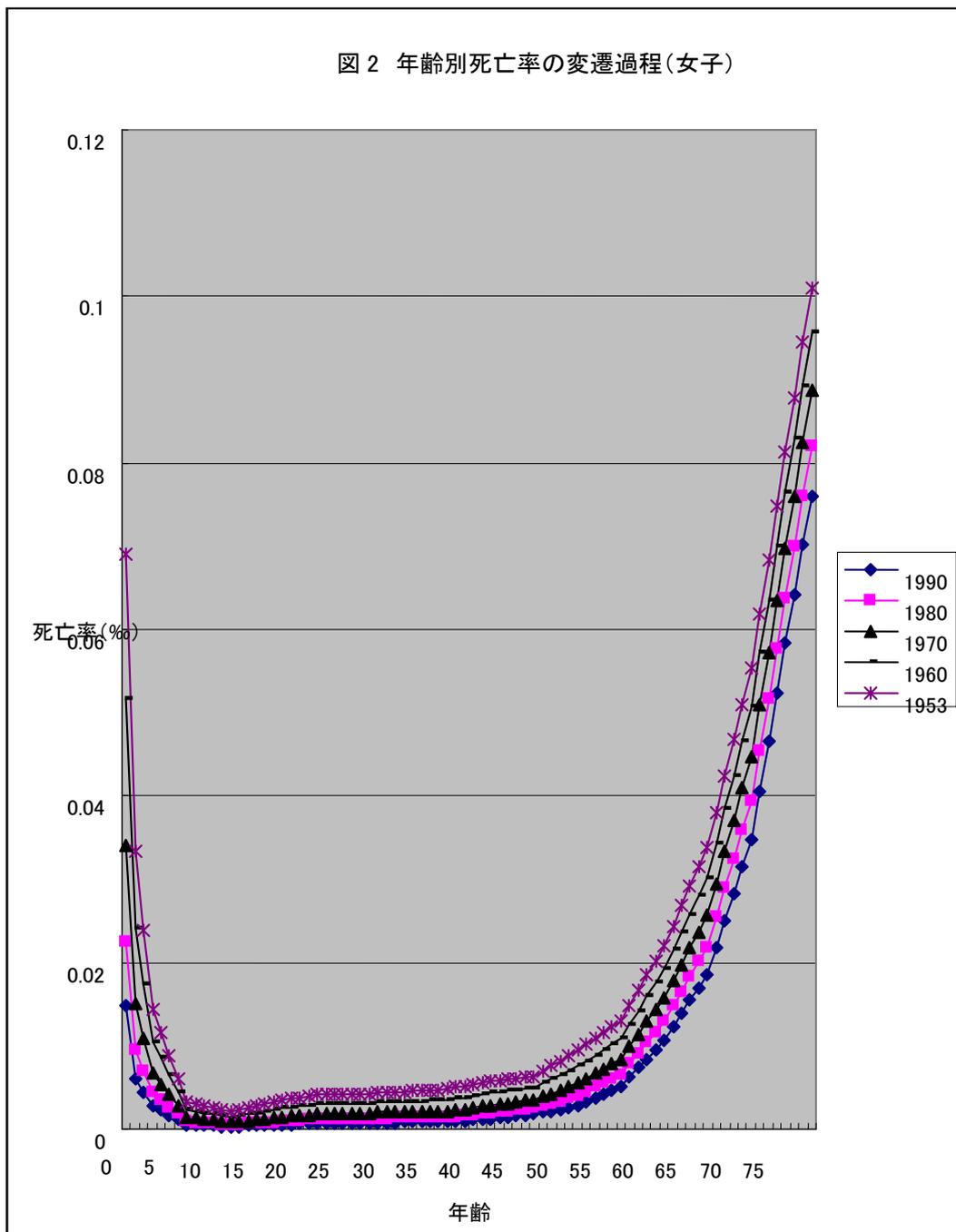
上記の検証にもとづいて与えられた1942年生命表と1993年生命表を連結することで、この間の生命表を推計する。連結の方法はつぎのとおりである。

まず、すべての年齢層の死亡率は同じ割合で低下していくものと仮定する。たとえば、

ある年齢層のt期の死亡率が $q_{n,t}$ 、 $t+\alpha$ 期の死亡率が $q_{n,t+\alpha}$ とすると、当該年齢層の死亡率は

每期 $(q_{n,t} - q_{n,t+\alpha})/\alpha$ ずつ低下していくということである。

ここで、死亡率の変遷期間の処理に関する問題であるが、本稿では2つの可能性を想定する。第一は、1942年以後、死亡率は低下傾向にあったが、1950年6月から1953年7月のあいだ



は朝鮮戦争があったので、この期間は前後の死亡率の低下傾向がストップしたものと仮定する。すなわち、1942年から1993年までの年数は52年であるが、1942年のある年齢層の死亡率は52年を経て1993年の死亡率まで低下したのではなく、途中の戦争期間を考慮して49年をへてそのレベルに到達したとみなす。すなわち $\alpha = 49$ ということである。

第二は、朝鮮戦争期間に死亡率の上昇はあったが、それは一時的なものであり、戦前と戦後の死亡率の低下は連続しているという可能性を考慮したものである。この場合、 $\alpha = 52$ ということになる。

なお、1942年および1993年生命表とも5歳階級別で作成されているが、これでは年単位の推計を行なううえで都合が悪いので各死亡率を当該年齢区間の中位年齢の死亡率として直線補完して各歳別の生命表を作成した。これは死亡曲線をスムージングするという効果を目的とした作業でもある。こうして得られた生命表の変遷過程を図示すると図2のようになる。

4. 逆進推計

(1) 推計作業

逆進推計は、文字どおり前進（将来）推計の逆バージョンである。つまり、将来推計の場合はある年のある年齢の人口 a_n に当該年齢の生残率 s_n を掛けることで翌年の一歳上の人口 a_{n+1} を得る。逆心推計はこの逆で a_{n+1} を s_n で割ることで前年の人口 a_n を得ることになる。

ところで逆進推計では最終年齢層をいかに処理するかという問題に常に遭遇する。前期の最終年齢層の人口を推計する基礎となる今期の最終年齢層以上の人口は存在しないからである。すなわち無から有を導出することは不可能ということである。この問題に対処するため、本稿では歴史人口学の手法を用いることにする。

Oppen (1981) は、14世紀から17世紀のイングランド人口を推計するにあたって逆進推計を用いた。その際、彼は最終年齢層の処理をつぎのように行なっている。すなわち、二つのコーホート（最終年齢とその一つ前のコーホートのこと）が同じ経路をたどってきたとすると、両者のコーホートの比は出発点の出生コーホートの比に依存するという考え方である。したがってそれぞれの出生コーホートの数が分かれば、最終年齢のコーホートは未知であるが、最終年齢の一つ前のコーホートは既知なので、これに出生コーホートの比を掛けることで求めることが可能であるということである (Oppen [1981] p723)。

だが、北朝鮮の場合、最終年齢のコーホートの数を毎期にわたって得るのは難しい。国勢調査は植民地期に4回しか行なわれておらず、それ以前は登記調査が行なわれているが、これもかなりの届出漏れがあり信頼に欠ける。そこで、本稿ではやむをえず1944年国勢調査の年齢別人口に依存する。本稿では最終年齢を80歳以上で区切ったが、たとえば1990年

表14 推計Ⅰ 戦争考慮 ($\alpha = 49$)

(単位=人)

	男子		女子		性比
	推計	公表人口	推計	公表人口	推計
1955	4197729		4913635		0.854
1960	4903411	5221876	5616801	5567124	0.873
1965	5687217	6067000	6391865	6341000	0.890
1970	6731349	7127000	7419947	7492000	0.907
1975	7643594	7433000	8304803	8553000	0.920
1980	8323218	8009000	8961586	9289000	0.929
1985	9061899	8607000	9667689	10185000	0.937
1990	9843721		10415358		0.945

表15 推計Ⅱ 戦前・戦後の連続 ($\alpha = 52$)

(単位=人)

	男子		女子		性比
	推計	公表人口	推計	公表人口	推計
1955	4119207		4791241		0.860
1960	4836641	5221876	5508713	5567124	0.878
1965	5633811	6067000	6302255	6341000	0.894
1970	6688879	7127000	7341611	7492000	0.911
1975	7614506	7433000	8248155	8553000	0.923
1980	8302662	8009000	8913506	9289000	0.931
1985	9053143	8607000	9643314	10185000	0.939
1990	9841355		10406753		0.946

の79歳人口を推計するためには1991年の80歳人口が必要となる。そこで、1991年の80歳人口と1991年（1990年ではなく）の79歳人口について考えてみる。1991年の79歳人口は最終年齢ではないので既知である。したがって1991年の79歳人口と1991年の80歳人口の比が分かれば79歳人口は既知なので80歳人口を求めることができる。

ところで、1991年のこの年齢層は1944年当時は36歳と35歳であった。この年齢層は後に南北分断後、一部は北朝鮮に、一部は韓国に分かれて暮らすことになるが、その比率も同一であると仮定する。また、分かれた時期は比較的早く南北がそれぞれ米ソの信託統治に入る1945年、すなわち国勢調査の翌年からであったとする。すると、北朝鮮に暮らすようになった人々は本稿で推計した生命表の変遷過程を経て1990年に至ったことになる。したがって、1944年当時の36歳人口と35歳人口をこの間の生残率にしたがって計算すると1990年時点での79歳と80歳人口を得ることができ、ここからコーホートの比を求めることができるということになる。

つぎに、80歳以上の人口であるが、これについてはそれほど大きな数ではないので無視することもできるが、本稿では80歳以上の前のコーホートである75-79歳人口の生残率に依存して計算した。すなわち前期の作業により各期の75-79歳人口は既知となっているので、このコーホートの生残率は計算可能である。80歳以上の人口もこの生残率にしたがって増減したと仮定する。

以上の仮定を用いて行なった推計結果は、表14、表15のとおりである。

(2) 検証

推計結果を検証すると、推計Ⅰと推計Ⅱとでは微妙な違いがある。すなわち、推計された数はいずれも推計Ⅱの方が推計Ⅰよりも若干、少なくなっている。その理由は推計Ⅱの方が推計Ⅰよりも死亡率が低かったからに他ならない。推計による過去の再現は、死亡の再現であるから、相対的な意味で、死亡率が高いとそれだけ人口は増え、逆に低いとそれだけ少ないという結果になるためである。

この違いはわずかであるが、先に指摘した推計検証のための条件に照らしてみると相反する解釈が生まれる。すなわち、推計Ⅱが検証条件を満たしうるということである。たとえば、条件①派真の男子人口は1970年代以前は公表人口よりも少なく、1970年代以後は公表人口よりも多くなければならないということであった。この条件にそくしてみると、男子はいずれの条件も満たす。だが、女子人口の場合、先に提示した条件は、いずれの年代にも重複調査があるので真の女子人口は公表女子人口よりも少なくなければならないということであった。この条件に見合うのは推計Ⅱであり、推計Ⅰは条件を満たさない。

ところで、推計ⅠとⅡを問わず、公表人口と推計人口の差は一樣ではなく偏差があることが気になる。たとえば、女子の場合は「特殊人口」が少ないため男子とは異なって調査漏れが少ないことから、この差のほとんどは重複調査によるものと考えられる。推計結果からその差は1970年代以前は少なく、1970年代以後大きくなっている。これは、北朝鮮の史実にそくして解釈が可能であろうか。

文浩一（2004）で指摘したとおり、北朝鮮における重複調査はもっぱら国内移動人口によるところが大きい。そして、国内移動は主に就業に依存する。もちろん、北朝鮮の就業に関する詳細なデータはないが、就業はもっぱら計画に依存するから、その時々の労働行政を吟味することでおよその概要はつかめる。文浩一（2001）では、この間の北朝鮮の労働行政を『金日成著作集』にもとづいて検証した。その結果は、以下のとおりである。

- ・ 戦後、北朝鮮は朝鮮戦争の後遺症により、労働力不足のなかで経済建設を推し進めた
- ・ この問題にたいして、政策当局は除隊軍人を故郷に帰さず、労働力の不足する現場に投入する方法で対処した
- ・ また、工業化にともない農村部門から労働力を引き抜いて工業部門に相次ぎ投入した
- ・ しかし、これでも労働力不足は解決されず、1970年代以後は専業主婦を含む女性たち

を就業させ、1970年代後半には女性の就業率はほぼ100%に至った

以上が拙稿で指摘した要点であるが、これを本稿の推計内容に照らし合わせてみると、1970年代以前は毎年40万人程が除隊軍人として、もしくはその他の労働行政によって故郷を離れたことになる。また、1970年代からは労働行政によって女子の就業率が上昇する一方、毎年30～40万人の女性人口が故郷を離れたことになる。ここで問題は、この40万人程度という数字が妥当か否かの判断である。一つの手がかりは、移動人口の統計を考慮することである。北朝鮮の公表する移動人口は現在のところ1980年代に限ってわずかではあるが得ることができる。その内容は、表16のとおりである。

表 16 北朝鮮の国内移動 (単位=千人)

年	男女計	男子	女子
1980	920	434	486
1982	927	433	494
1985	882	418	464
1986	997	474	523
1987	1,134	540	594

(出所) Eberstadt, N. & Banister, J. [1992] p.30

もちろん、これ自体も正確な統計であるとは言いがたい。上記の数字はあくまでも移動人口の実数ではなく、移動件数であり、したがって重複カウントされている可能性があるからである。しかしながら公表人口と推計人口との開きの度合いを判断する一定の根拠にはなりうる。そこで、以下の式

$$\text{推計人口} \quad \asymp \quad \text{公表人口} - \text{移動人口}$$

がなりたつか否かを検証してみよう。ただし、1970年代以後の男子は「特殊人口」の調査漏れがあるのでこの検証からは省く。

表17に示した計算結果は、本稿の推計結果は移動人口を考慮して補正した公表統計の数字と近似するように読み取れる。また、表では計算していないが、1980年代前半の男子の移動人口は40万人台であったことから、それ以前もほぼ同じ数が男子の移動人口であったと仮定すると、本稿の推計結果は同じく移動人口を考慮して補正した公表統計の数字と近似する。したがって、本稿で目的とする推計結果の検証のための条件①と条件②に関しては、推計の誤差としては許される範囲内と思われる。

ところが、性比が1955年時点で0.86というのは、いささか低いように思われる。公表された1953年の性比は0.88であり、この数字が正しいとすると、0.02ポイント推計値は低い

表 17 推計検証（移動人口を考慮した公表人口との比較）

（単位＝人）

年	公表人口	推計人口	公表人口－移動人口
1980	9289000	8912742	8803000
1982	9580000	9202656	9086000
1985	10185000	9642664	9721000
1986	10350000	9789419	9827000
1987	10505000	9937471	9911000

(出所)表15および表16をもとに筆者作成

結果となるからである。そこで、以下、この問題に関して修正作業を試みる。この作業を行なったうえで、残された検証課題である1986年の出生数との比較も行なうことにする。

(3) 性比の修正（死亡率の性差の修正）

性比の修正は、死亡率の性差を調整する方法で行なう。上記の推計では、1942年以後、死亡率は男女問わず $1/\alpha$ ずつ低下していったと仮定した。つまり、死亡率の低下速度は男女とも同じであるという仮定になる。

しかし、現実には死亡率の低下速度には性差がある。一般的には、男子の死亡率改善速度よりも女子の死亡率改善速度の方が高く、それは平均寿命が向上するにつれて顕著に現れる。しかし、その様相も様々であり、韓国の場合には、死亡率の低下速度が速やかなときには男女間の開きが顕著であり、その速度が落ち着くと、死亡率の性差の開きも縮まるとい現象となっている（『韓国の生命表』 p.59）。

このような現象を北朝鮮の画期の推計生命表にも反映する必要がある。

本稿では、この作業を進めるにあたって、北朝鮮における女子死亡率の低下速度は、出生率の低下＝妊産婦死亡率の低下に大きく関係したものと仮定する。北朝鮮の出生転換は、1970年代に起きたことが知られているから、とりあえず1970年を基点として考える。すなわち、1970年までは男女ともにほぼ同じ速度で死亡率が低下したが、1970年以後は、出産可能年齢以上の女子死亡率は男子のそれよりも高い速度で死亡率が改善していったという考え方である。

このことを各期の死亡率に数字で反映するために、つぎのような方法を用いた。

女子の死亡率低下速度が高いか低いかは、男子のそれと比べた相対的なものである。本稿の先の検証から、女子人口の推計結果はそれなりの結果が得られたので、男子の死亡率を修正することにする。すなわち、男子の死亡率を上方修正して女子のそれとの開きを拡大するということである。そして、男子の死亡率は、1970年から1993年までは女子の死亡率低下速度と同じとし、1970年以前は $\alpha = 1970 - 1942 = 28$ として、 $1 \div 28$ ずつ死亡率が低下していったとして計算した。このようにすると、第一次推計にたいして修正推計では、図3のように死亡率の性差が拡大する。

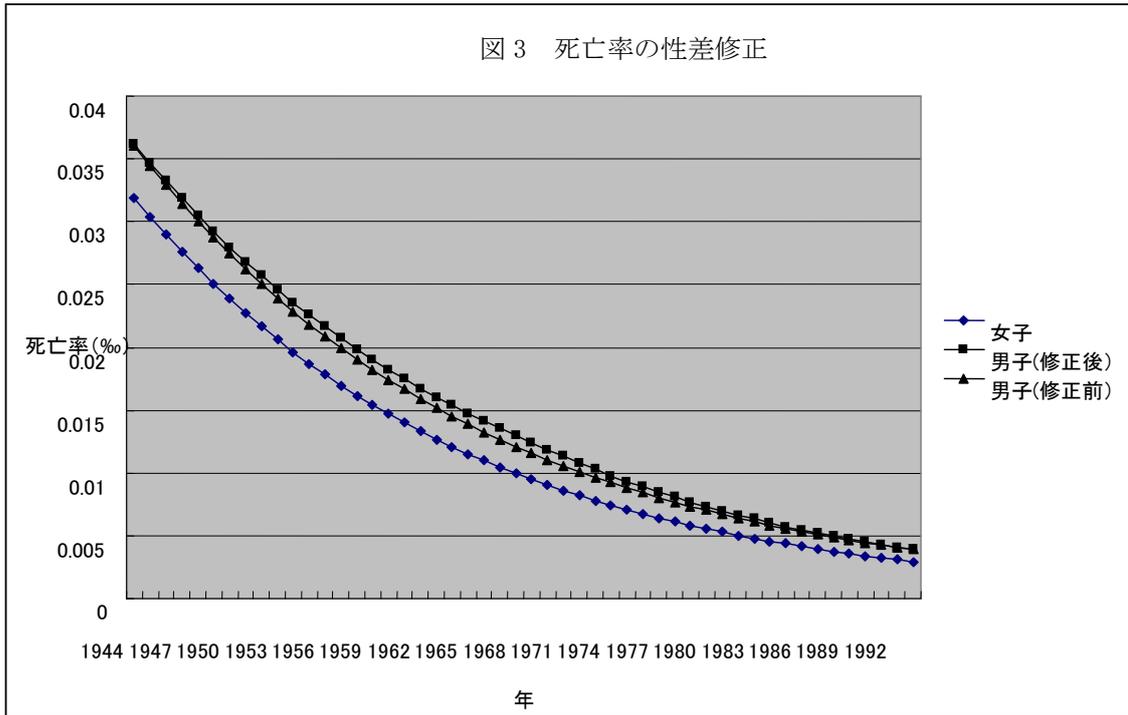


表18 修正推計（死亡率の性差考慮）

（単位＝人、‰）

	男子		女子		出生（推計）		性比（推計）
	推計(1)	公表人口	推計(2)	公表人口	出生数	出生率	(1)÷(2)
1955	4296299		4791241		259234	28.53	0.897
1960	4993125	5221876	5508713	5567124	351507	33.47	0.906
1965	5764324	6067000	6302255	6341000	450147	37.31	0.915
1970	6787232	7127000	7341611	7492000	498096	35.25	0.924
1975	7678788	7433000	8248155	8553000	348565	21.89	0.931
1980	8338649	8009000	8913506	9289000	372092	21.57	0.936
1985	9068124	8607000	9643314	10185000	390343	20.86	0.940
1990	9844076		10406753		431473	21.31	0.946

こうして得られた死亡率をもとに再度、推計を行なうと、表18のとおり計算結果となる。戦争直後の1953年期末人口の性比は0.883であるから、これと整合性をもつ性比にほぼ近づくことができた。

また、1986年の出生数は、39万2669人であり、公表統計から計算した出生数39万1096人よりも1600人ほど多い結果となった。この数は登記調査における乳児死亡数の調査漏れとみなしても差し支えないであろう。

むすび

本稿は、北朝鮮の歩んできた史実との整合性を最大限考慮した人口推計を試みたものである。そして、そのためには、北朝鮮の史実から得られる統計情報にもとづいた推計方法がもっとも合理的であるという仮説を得た。これは同時に、既存研究における北朝鮮の人口推計は、公表統計に疑義を挟み（ときには無視し）、モデルにもっぱら依存する傾向が強いが、それでは満足できる推計結果を生むことはできないという本稿の主張を裏付けるものである。

本稿の推計結果については様々なことが読み取れるが、たとえば最近の北朝鮮訪問時（2006年3月）に提起された争点との関連について吟味してみよう。

現在、北朝鮮の人口研究機関は、社会科学院の人口経済社会研究室と、保健省傘下の人口研究所、それに金日成総合大学経済学部の3つである。今回の訪問の際、社会科学院と人口研究所の研究者らとディスカッションする機会を得たが、そこでのテーマの一つは北朝鮮の出生転換の時期に関する問題であった。

北朝鮮の人口転換は1970年代に起きたことは知られているが、問題はそれが具体的にいつ起きたかについては公表統計からは詳しく分からない。1971年から1974年の出生に関する登記人口の集計がなされなかったためである。社会科学院では当時の出生政策からみて1970年代初の早い時期に出生転換がもたらされたと見なしており、一方、人口研究所は統計情報から1970年代中盤に人口転換が起きたと見なす必要があると説いている。これにたいして本稿の推計結果からはおそらく1972年を起点として、その後出生率が低下しはじめたことが明らかになった。これは、既存の北朝鮮の人口転換に関する議論とも十分、整合性があるばかりか、その時期を特定したという意味で既存研究にはない成果の一つである。

これ以外にも、たとえば北朝鮮では戦後復旧計画を進めるにあたって常に労働不足に悩まされていた。そして政策当局では1970年代後半にはこれが人口構造的に解消されると見込んでいた。それが果たしてどのレベルまで解消されたのか、などが本稿の推計結果から知ることができよう。

ともあれ、本稿の研究結果を単なる推計として終えるのではなく、今後、北朝鮮の人口史を展開するうえで積極的に利用することを目的に、より細かく分析を進めていきたい。

付表1 推計結果 (静態統計)

	総人口	男子	女子	性比
1953	8684878	4096404	4588474	0.893
1954	8863089	4185928	4677162	0.895
1955	9087540	4296299	4791241	0.897
1956	9276148	4388564	4887584	0.898
1957	9621007	4559113	5061894	0.901
1958	9952743	4722860	5229882	0.903
1959	10218444	4853540	5364904	0.905
1960	10501839	4993125	5508713	0.906
1961	10761547	5120769	5640777	0.908
1962	11062763	5269300	5793463	0.910
1963	11400879	5436119	5964759	0.911
1964	11726596	5596632	6129965	0.913
1965	12066579	5764324	6302255	0.915
1966	12424067	5940762	6483305	0.916
1967	12879019	6166659	6712360	0.919
1968	13294207	6372750	6921457	0.921
1969	13712176	6580293	7131883	0.923
1970	14128842	6787232	7341611	0.924
1971	14530152	6986543	7543609	0.926
1972	14959207	7200005	7759202	0.928
1973	15292883	7364779	7928104	0.929
1974	15612192	7522753	8089439	0.930
1975	15926943	7678788	8248155	0.931
1976	16185393	7806312	8379081	0.932
1977	16422230	7923476	8498754	0.932
1978	16679639	8052501	8627138	0.933
1979	16962784	8193981	8768802	0.934
1980	17252155	8338649	8913506	0.936
1981	17537029	8481160	9055869	0.937
1982	17832411	8629033	9203378	0.938
1983	18115833	8769805	9346028	0.938
1984	18420719	8922475	9498244	0.939
1985	18711438	9068124	9643314	0.940
1986	19007869	9217817	9790052	0.942
1987	19305248	9367177	9938072	0.943
1988	19598533	9514953	10083580	0.944
1989	19927019	9681000	10246019	0.945
1990	20250829	9844076	10406753	0.946
1991	20575567	10008039	10567528	0.947
1992	20908775	10175494	10733281	0.948
1993	21213378	10329699	10883679	0.949

付表2 推計結果 (動態統計)

	出生		死亡		平均寿命		乳児死亡率	
	出生数	出生率	死亡数	死亡率	男子	女子	男子	女子
1953	259234	32.03	81023	9.33	50.34	56.46	77.03	69.03
1954	306226	36.97	81776	9.23	50.95	57.24	73.98	66.22
1955	274881	32.28	86272	9.49	51.55	58.00	71.05	63.53
1956	428732	49.20	83873	9.04	52.13	58.75	68.23	60.95
1957	425143	46.93	93408	9.71	52.69	59.47	65.53	58.47
1958	361350	38.47	95648	9.61	53.23	60.18	62.94	56.09
1959	375705	38.87	92310	9.03	53.76	60.87	60.44	53.81
1960	351507	35.31	91799	8.74	54.27	61.54	58.05	51.62
1961	390612	38.21	89396	8.31	54.76	62.19	55.75	49.52
1962	428580	40.70	90464	8.18	55.24	62.83	53.54	47.51
1963	419062	38.54	93344	8.19	55.71	63.44	51.42	45.57
1964	432498	38.60	92515	7.89	56.15	64.05	49.39	43.72
1965	450147	38.97	92658	7.68	56.59	64.63	47.43	41.94
1966	548781	46.07	93830	7.55	57.01	65.20	45.55	40.24
1967	512773	41.45	97585	7.58	57.41	65.76	43.75	38.60
1968	514438	40.23	96469	7.26	57.80	66.30	42.01	37.03
1969	513359	38.86	96693	7.05	58.18	66.83	40.35	35.52
1970	498096	36.54	96786	6.85	58.54	67.34	38.75	34.08
1971	525072	37.40	96017	6.61	59.08	67.84	37.22	32.69
1972	430733	29.76	97057	6.49	59.61	68.33	35.74	31.36
1973	414674	27.99	95365	6.24	60.12	68.80	34.33	30.09
1974	406401	26.84	91651	5.87	60.62	69.27	32.97	28.86
1975	348565	22.53	90114	5.66	61.11	69.72	31.66	27.69
1976	324948	20.65	88111	5.44	61.59	70.15	30.41	26.56
1977	342905	21.45	85496	5.21	62.06	70.58	29.21	25.48
1978	367008	22.58	83863	5.03	62.51	71.00	28.05	24.45
1979	374927	22.66	85555	5.04	62.96	71.41	26.94	23.45
1980	372092	22.09	87219	5.06	63.40	71.80	25.87	22.50
1981	385202	22.47	89819	5.12	63.82	72.19	24.85	21.58
1982	373254	21.40	89832	5.04	64.24	72.57	23.86	20.70
1983	397626	22.42	92741	5.12	64.64	72.94	22.92	19.86
1984	385350	21.35	94631	5.14	65.04	73.30	22.01	19.05
1985	390343	21.27	93912	5.02	65.43	73.65	21.14	18.28
1986	392669	21.05	95291	5.01	65.81	73.99	20.30	17.54
1987	394193	20.79	100908	5.23	66.18	74.33	19.50	16.82
1988	430612	22.35	102126	5.21	66.54	74.66	18.72	16.14
1989	430702	21.98	106892	5.36	66.90	74.98	17.98	15.48
1990	431473	21.65	106736	5.27	67.24	75.30	17.27	14.85
1991	443448	21.88	110240	5.36	67.58	75.61	16.59	14.25
1992	421488	20.46	116884	5.59	67.91	75.91	15.93	13.67
1993	422010	19.99	115609	5.45	67.72	76.11	15.30	13.11

参考文献

(日本語)

- 文浩一 (2000) 「朝鮮民主主義人民共和国の人口変動分析(I)」『アジア経済』(アジア経済研究所) 第 41 卷第 12 号 (12 月)
- _____ (2001) 「朝鮮民主主義人民共和国の人口変動分析(II)」『アジア経済』(アジア経済研究所) 第 42 卷第 1 号 (1 月)
- _____ (2002) 「朝鮮民主主義人民共和国における人口調査と研究事情」『アジア経済』(アジア経済研究所) 第 43 卷第 4 号 (4 月)
- _____ (2003) 「朝鮮民主主義人民共和国の死亡パターンの検証：モデル生命表との比較」一橋大学経済学研究科博士後期課程単位取得論文
- _____ (2004) 「朝鮮民主主義人民共和国人口推計研究ノート：センサス統計と登録人口調査統計との整合性に関する検証」一橋大学経済研究所 ディスカッションペーパー、11 月
- 木村光彦 [1997] 「北朝鮮経済の分析方法：文献と統計」一橋大学経済研究所・アジア長期経済統計ディスカッションペーパー、D97-15
- 三満照敏 [1991] 「朝鮮民主主義人民共和国の人口統計」『レファレンス』(国立国会図書館調査立法考査局) 7 月

(朝鮮語)

- 権泰煥・金泰憲 [1990] 『韓国の生命表』(ソウル大学)
- 石南国 [1972] 『韓国の人口増加の分析』(勁草書房)
- 車明洙 (2006) 「経済成長・所得分配・構造変化」『韓国の経済成長』(金洛年編) 第 13 章、ソウル大学韓国統計庁(1999) 「北朝鮮人口推計結果」

(英語)

- Eberstadt, N. & J. Banister [1992] *The Population of North Korea*, Institute of East Asian Studies, Univ. of California · Berkeley
- DPR of Korea, Population Center [1996] *Analysis of 1993 population census data DPR of Korea*
- United Nations [1996] *World Population Prospects*(U. N. Department of Economic and Social Affairs Population Division) 各号
- Kwon, Tai Hwan (1977) *Demography of Korea: Population Change and Its Components, 1926-1966*, Seoul National University.
- Jim Oppen (1981) “Aggregative Back Projection,” in Wrigley and Schofield, *The Population History of England 1541-1871* (London: Edward Arnold).
- Choi ,Hyang-Song [1999] “Women’s Status in the Democratic People’s Republic of Korea.” East Asian Review (Asian Research Institute, Osaka University of Economic and Law) March.
- The Health Statistic of DPRK*(Central Bureau of DPRK) 1995 年