

図9 年齢階級別死亡数の実績値と推計値（男性）

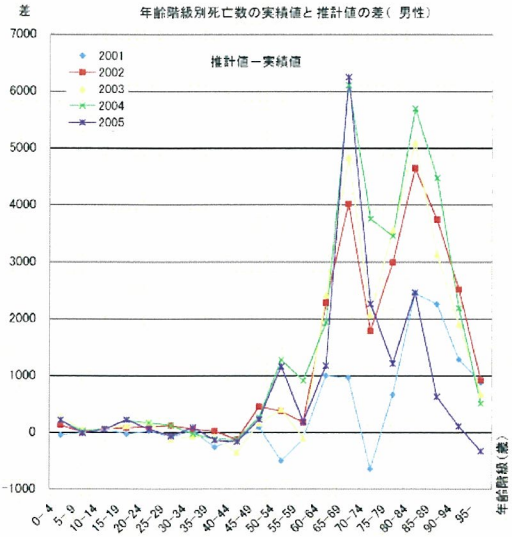


図10 年齢階級別死亡数の実績値と推計値の差（男性）

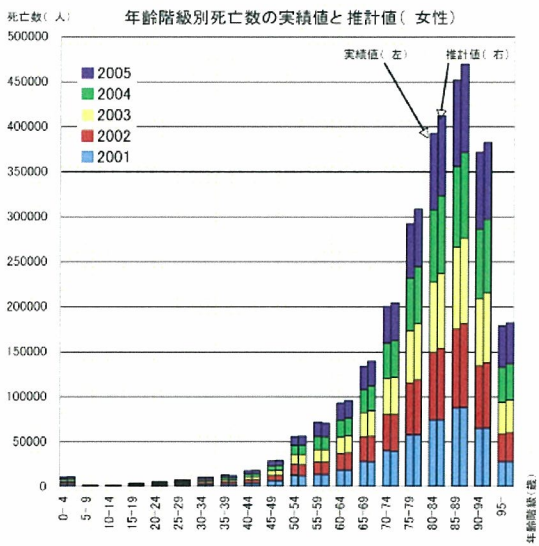


図11 年齢階級別死亡数の実績値と推計値（女性）

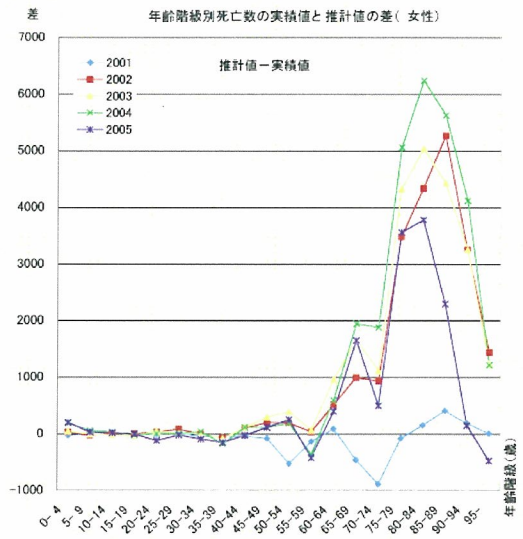


図12 年齢階級別死亡数の実績値と推計値の差（女性）

の最高水準の平均寿命を示すわが国の死亡動向の特徴に適合させるため、年齢シフトという新たな機構を加えて死亡率の投影を行った。具体的には、過去の死亡率曲線にロジスティック曲線を当てはめて、その年齢シフト量と勾配に関するパラメータ（具体的には以下に詳述）を推定し、これによる高齢死亡率の年齢シフトを考慮した上でリー・カーター・モデルを適用することによって、死亡率改善の著しいわが国の死亡状況に適合させるものである。

このような年齢シフトを考慮した死亡率モデルとして、Bongaarts (2005) は、各国の

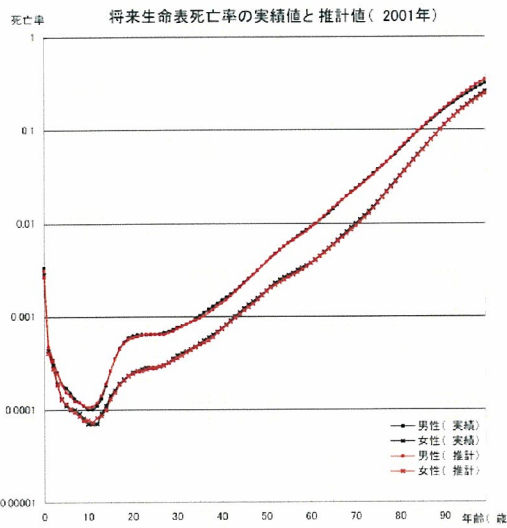


図 13 将来生命表死亡率の実績値と推計値 (2001 年)

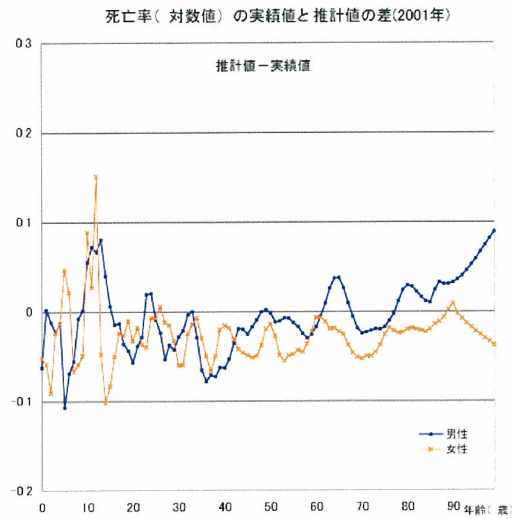


図 14 将来生命表死亡率の実績値と推計値の差 (2001 年)

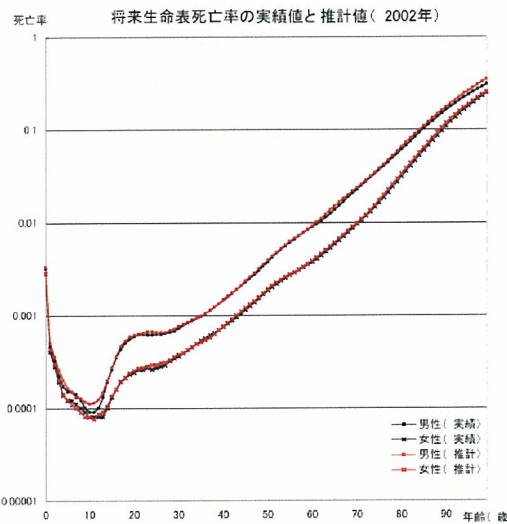


図 15 将来生命表死亡率の実績値と推計値 (2002 年)

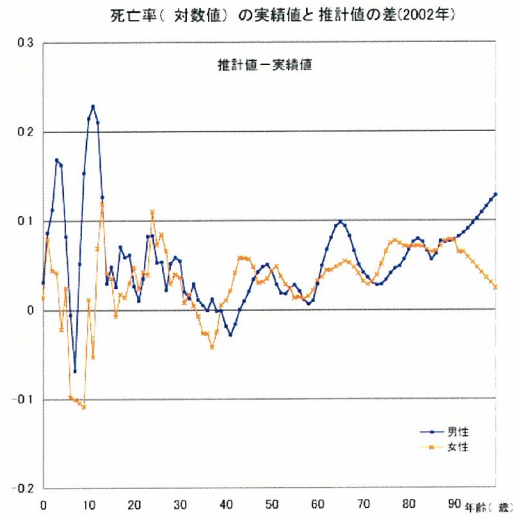


図 16 将来生命表死亡率の実績値と推計値の差 (2002 年)

データからロジスティック曲線における勾配パラメータが時系列的に概ね一定であるとの観察に基づき、死亡率曲線をロジスティック曲線に年齢シフトを組み合わせた shifting logistic model というモデルで表すことを提案している。本研究では、この shifting logistic model で提案されたシフト量の考え方をリー・カーター・モデルに応用することにより年齢シフトの考慮を行ったモデルを開発した。以下、この年齢シフトモデルの考え

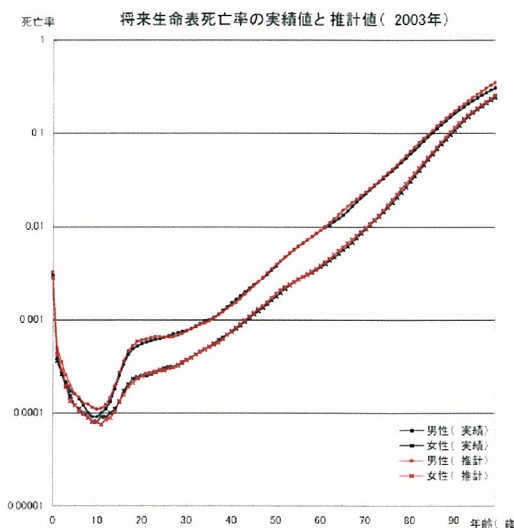


図 17 将来生命表死亡率の
実績値と推計値 (2003 年)

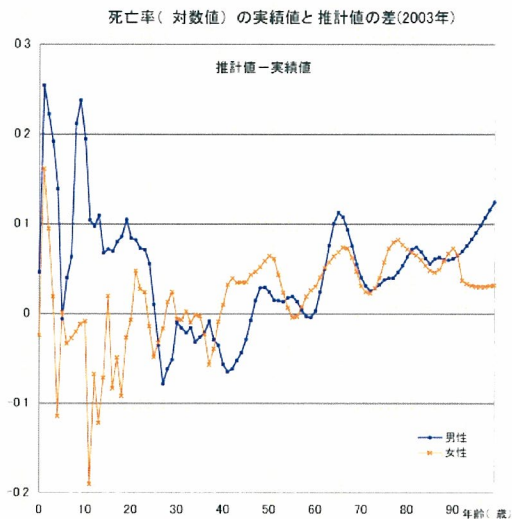


図 18 将来生命表死亡率の
実績値と推計値の差 (2003
年)

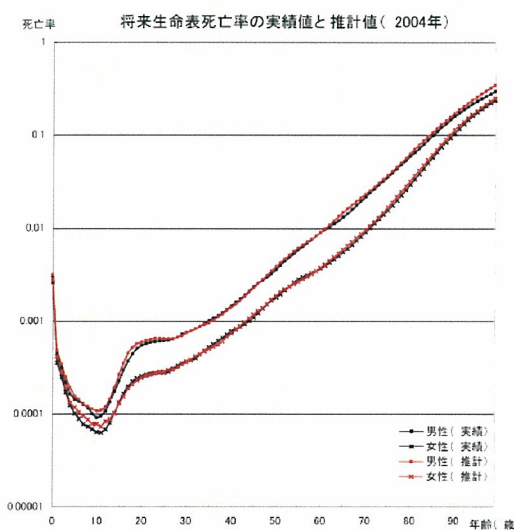


図 19 将来生命表死亡率の
実績値と推計値 (2004 年)

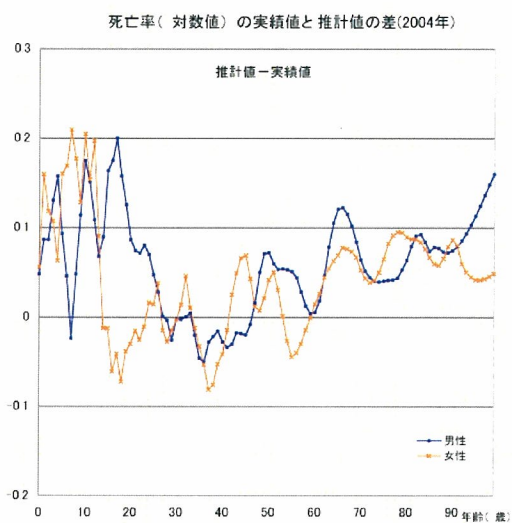


図 20 将来生命表死亡率の
実績値と推計値の差 (2004
年)

方を述べる。

まず、実績生命表に基づく 25 歳以上の死力について、3 パラメータロジスティック曲線

$$\mu_{x,t} = \frac{\alpha_t \exp(\beta_t x)}{1 + \alpha_t \exp(\beta_t x)} + \gamma_t$$

をあてはめ、年齢シフト量を定めるパラメータ $S_t = -\frac{\ln(\alpha_t)}{\beta_t}$ と、曲線の勾配を表すパラ

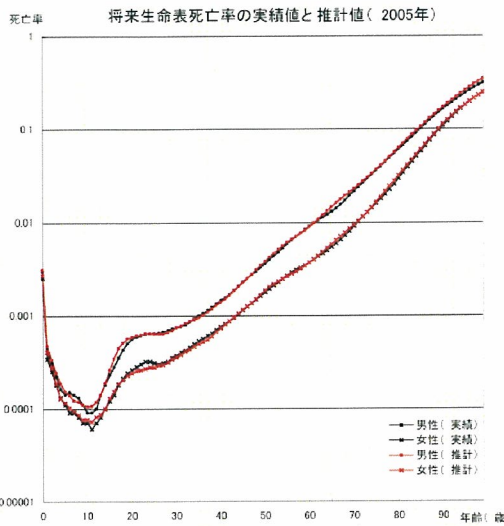


図 21 将来生命表死亡率の実績値と推計値 (2005 年)

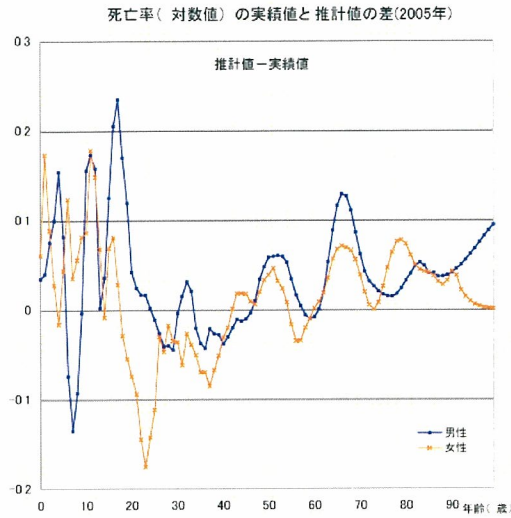


図 22 将来生命表死亡率の実績値と推計値の差 (2005 年)

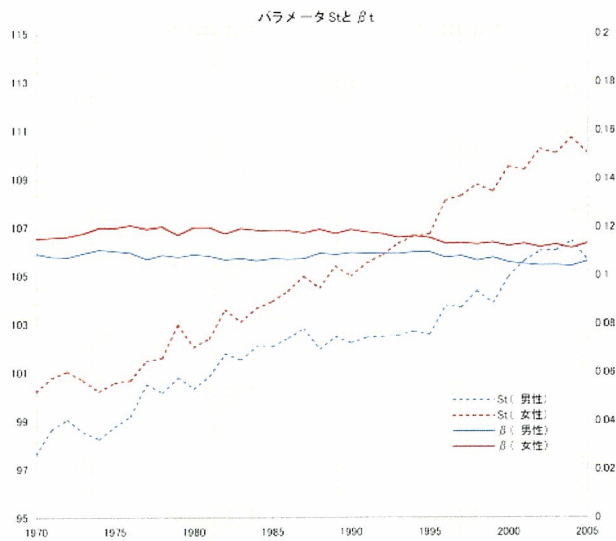


図 23 パラメータ S_t と β_t

メータ β_t を推定する (図 23)。次に、各年次のパラメータ S_t の基準時点 $t = t_0 (= 2005)$ (平成 17(2005) 年) との差 $S_{t_0} - S_t$ を年齢シフト量 (切片) とし、各年次の勾配 β_t の基準時点との比を傾きとする線形変換を考え、中央死亡率 $m_{x,t}$ に年齢シフトを行った。なお、基準時点で $x = 25 (= B_1)$ 歳未満の層については年齢シフトを行わず、 $x = 50 (= B_2)$ 歳以上では完全な年齢シフトを行うこととし、その間の年齢層では補間により年齢シフトを行った。具体的には以下の式により変換を行っている。まず、死亡率のオリジナルの年齢

座標を x 、年齢シフト後の座標を y とし、 $x = f(y)$ を以下の関係により定義する。

$$f(y) \stackrel{\text{def}}{=} \begin{cases} y & (y \leq B_1) \\ \left\{ \frac{\beta_{t_0}}{\beta_t} (B_2 - S_{t_0}) + S_t - B_1 \right\} \frac{y - B_1}{B_2 - B_1} + B_1 & (B_1 \leq y \leq B_2) \\ \frac{\beta_{t_0}}{\beta_t} (y - S_{t_0}) + S_t & (B_2 \leq y \leq S_{t_0}) \\ y - S_{t_0} + S_t & (S_{t_0} \leq y) \end{cases}$$

そして、

$$\hat{m}_{y,t} \stackrel{\text{def}}{=} m_{f(y),t}$$

とし、年齢シフト後の $\hat{m}_{y,t}$ の対数値についてリー・カーター・モデルを適用した。なお、年齢シフト前後での死亡率曲線の変化について、男性の例を図 24、図 25 に示した。リー・カーター・モデルにおける a_x としては直近 5 年間の平均値を取り、行列 $\ln(\hat{m}_{y,t}) - a_x$ に特異値分解を施すことによってパラメータ b_x 、 k_t を推定した (図 26)。

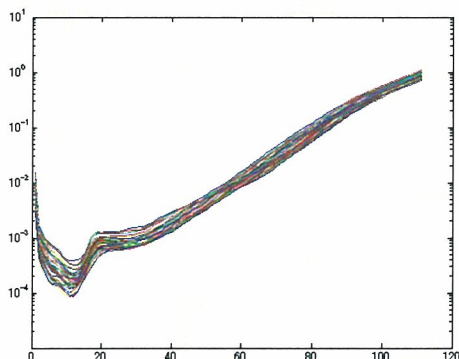


図 24 年齢シフト前の中央死亡率 (対数値・男性)

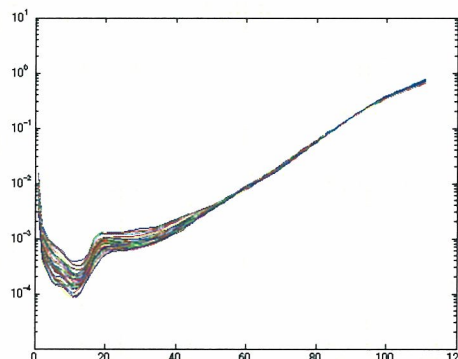


図 25 年齢シフト後の中央死亡率 (対数値・男性)

死亡指数 k_t の将来推計にあたっては、近年、徐々に緩やかになっている死亡水準の変化を反映させるために、関数あてはめを行って補外することにより推計を行った。推計のための関数としては、前回推計で用いられた関数 (指数関数と対数関数の平均^{*3}) がわが国の死亡指数の推移をよく表現しているとの観察に基づき同じ関数を用いた。

ただし、今回の推計では男女の死亡率をより整合的に推計する観点から、男女の死亡指数を組み合わせた行列に特異値分解を行い、第一特異値に対応する項の時系列変化に対し

^{*3} 指数関数は $k_t = \alpha_1 \exp(\alpha_2 t) + \alpha_3$ 、対数関数は $k_t = \beta_1 \ln(t + \beta_2) + \beta_3$ として当てはめた。ここで、 α_n と β_n は定数である

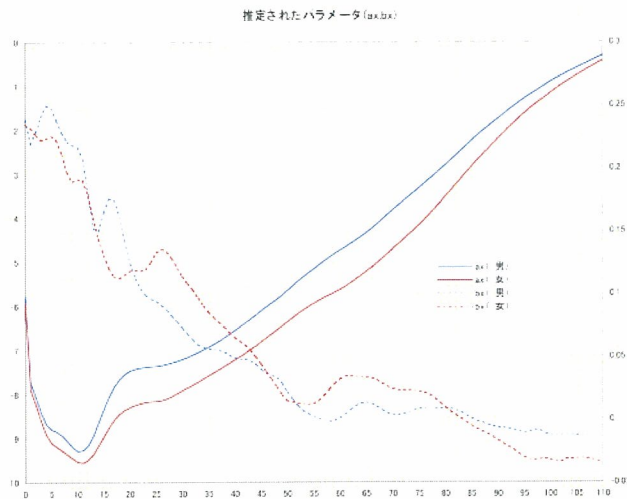


図 26 推定されたパラメータ (a_x, b_x)

て関数あてはめを行った後、男女別の死亡指数を推計した(図 27)。また、 S_t については過去 10 年間の死亡指数 k_t との線形関係を用いて将来推計し、勾配 β_t については直近の平均値(男性 10 年分、女性 15 年分)を将来に向けて固定した(図 28)。

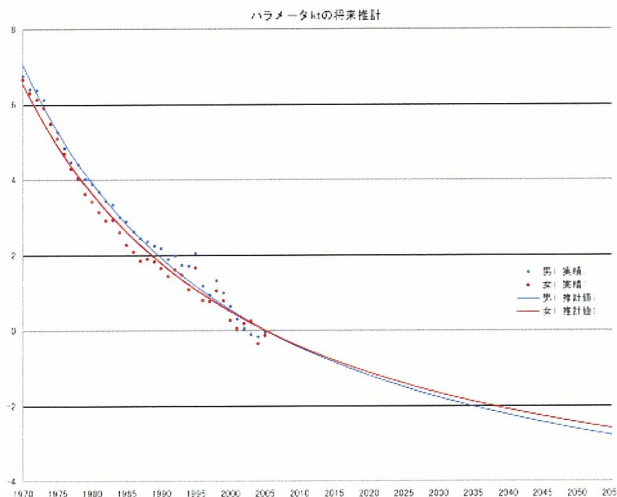


図 27 パラメータ k_t の将来推計

なお今回の推計では、近年の死亡水準の改善が従来の理論の想定を超えた動向を示しつつあることから、今後の死亡率推移ならびに到達水準については不確実性が高いものと判断し、複数の仮定を与えることによって一定の幅による推計を行うものとした。すなわち、標準となる死亡率推移の死亡指数パラメータ k_t の分散をブートストラップ法により求めて 99% 信頼区間を推定し、死亡指数 k_t が信頼区間の上限を推移する高死亡率推計である「死亡高位」仮定、下限を推移する低死亡率推計である「死亡低位」仮定を付加した

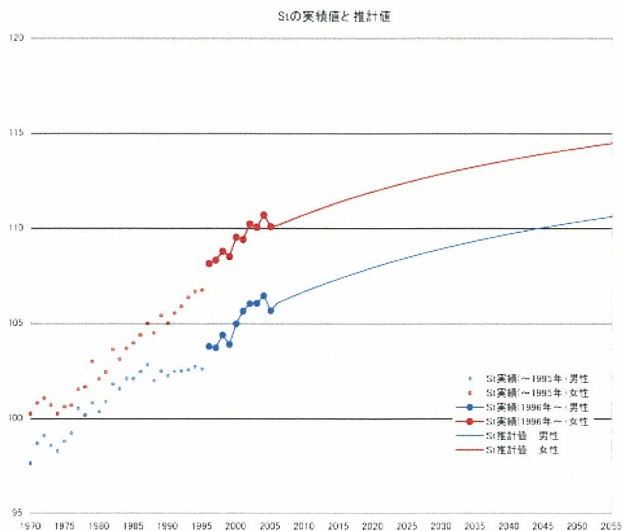


図 28 S_t の実績値と推計値

(図 29)。

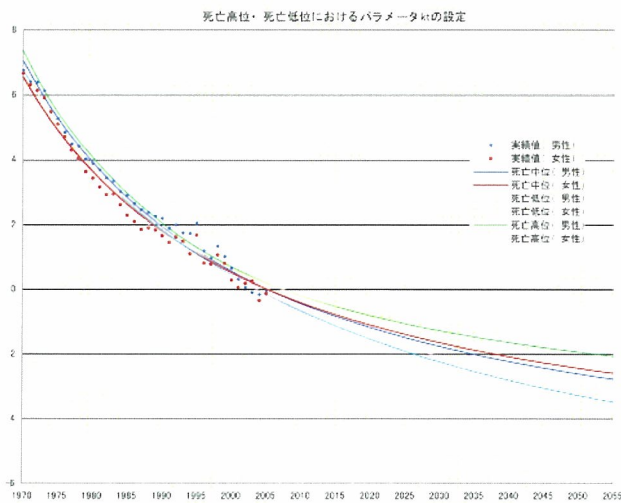


図 29 死亡高位・死亡低位におけるパラメータ k_t の設定

以上の手続きにより求められたパラメータと変数から最終的に平成 67 (2055) 年までの死亡率を男女別各歳別で算出し、将来生命表を推計した。

4. 年齢シフトモデルによる推計結果と評価

4.1 年齢シフトモデルによる推計結果

将来生命表に基づく男女別平均寿命の推移を図 30 に示した。

死亡中位の仮定による標準的な将来生命表に基づくと、平成 17(2005) 年に男性 78.53 年、女性 85.49 年であった平均寿命は、平成 22 (2010) 年には男性 79.51 年、女性 86.41 年、平成 42 (2030) 年には男性 81.88 年、女性 88.66 年、平成 67 (2055) 年には男性 83.67 年、女性 90.34 年となる。

死亡高位の仮定では、中位仮定に比べて死亡率が高めに、したがって平均寿命は低めに推移する。その結果、この仮定においては、平成 67(2055) 年の平均寿命は男性 82.41 年、女性 89.17 年となる。

死亡低位の仮定では、中位仮定に比べて死亡率が低めに、したがって平均寿命は高めに推移する。その結果、この仮定においては、平成 67(2055) 年の平均寿命は男性 84.93 年、女性 91.51 年となる。

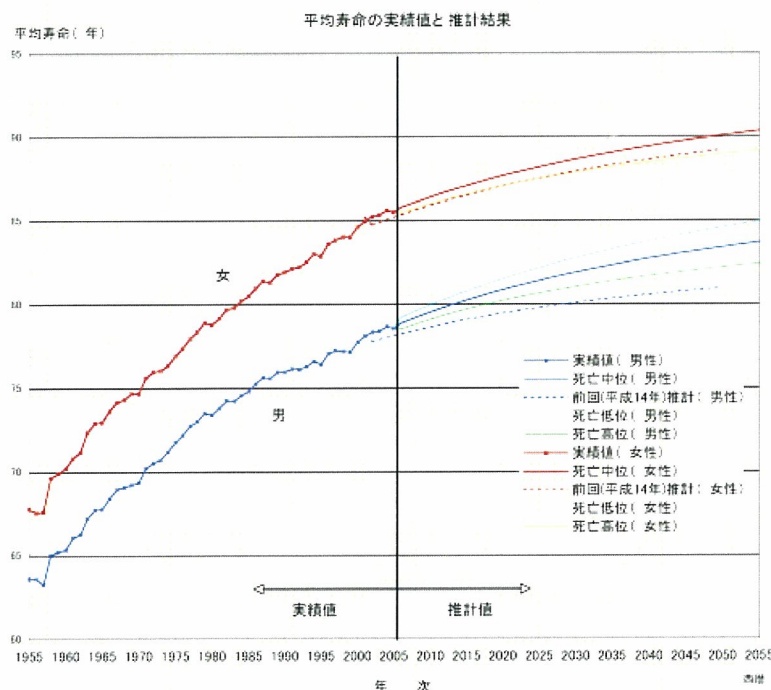


図 30 平均寿命の実績値と推計結果

平成 14 年 1 月推計においては、2050 年の平均寿命は男性 80.95 年、女性 89.22 年であったことから、2050 年で比較すると今回のモデルによる推計結果の差は男性では死亡中位で +2.42 年、死亡高位で +1.23 年、死亡低位で +3.62 年、女性では死亡中位で +0.85

年、死亡高位で-0.26年、死亡低位で+1.95年となっている。また、これらに対応し、平成14年1月推計においては2050年に向けて8.27年まで拡大していくことが見込まれていた平均寿命の男女差は、今回のモデルでは、最終年度である2055年においても死亡中位で6.67年、死亡高位で6.77年、死亡低位で6.58年とほぼ現状程度で推移する見込みとなった。

「平成14年1月推計のモデルとその評価」で見たように、前回推計以降に判明した2001年以降の実績値については、男性の実績値との乖離の方が女性よりも大きく、特に男性の死亡率改善が進んできたことが観察されていた。これにより、今回推計では、前回推計以降の死亡率改善、特に、男性の死亡率改善が将来投影に反映されている。

同時に、「近年の死亡動向」において見た通り、我が国の死亡率改善は男女とも特に高齢部で著しく、このうち、1990年代には男性の改善度が女性を下回る傾向が見られたが、直近である2000年以降については、男女差がそれほど大きく拡大しなくなるという傾向の変化が見られるようになってきている。

今回の推計では、このようなこの5年間に新たに観察された男性の平均寿命のキャッチアップや、寿命の男女差の動向が将来投影に織り込まれることとなったことから、男女差がほぼ現状と同程度となるとともに、前回推計と比較した場合、女性に比べて男性の平均寿命の伸びが大きくなるという推計結果になったものと考えられる。

4.2 リー・カーター・モデルと年齢シフトモデルとの比較

本研究で述べた年齢シフトモデルはリー・カーター・モデルの一種であるが、ここでは、年齢シフトを行わない通常のリー・カーター・モデルと年齢シフトモデルによる死亡率推計に関して比較を行い、両モデルの特性について検討を行うこととする。この目的のため、年齢シフトモデルと同様の基礎データ及び構造を持ちつつ、年齢シフトを行わないモデルを考えて将来生命表の試算を行い、これを通常のリー・カーター・モデルによる試算結果として比較に用いることとした。なお、以後、本節においては年齢シフトを行わない通常のリー・カーター・モデルを単にリー・カーター・モデルと呼ぶこととする。

最初に、実績値の再現テストにより両モデルの特性を評価してみることとしよう。図31は、推計の基礎とした1970～2005年について、リー・カーター・モデルと年齢シフトモデルの両モデルによる平均寿命と実績値とを比較したものである。平均寿命で見た場合、両モデルとも比較の実績への当てはまりはよいことが観察されるが、特に女性についてはやや年齢シフトモデルによる平均寿命の再現性が高いことが見て取れる。

さらに詳細に観察するため、1970、1980、1990、2000、2005年の5点について、両モデルによる実績死亡率の再現値と実績値を比較することとした。図32は、年齢シフトモデルに基づく死亡率曲線（グラフの赤線）と実績値（グラフの黒線）との比較である。図33に60歳以上の部分のみを拡大して示している。

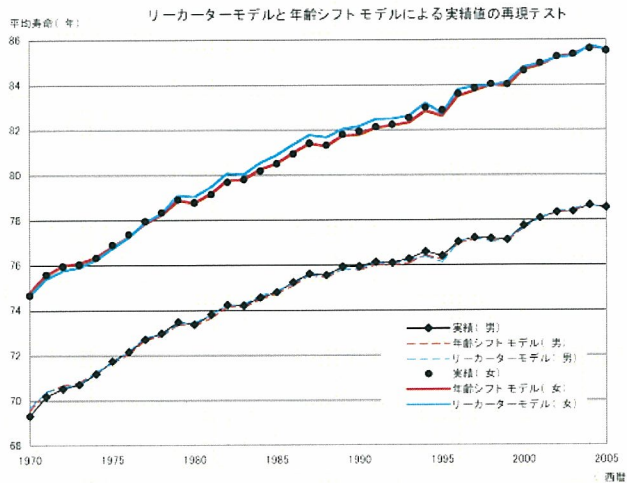


図 31 リー・カーター・モデルと年齢シフトモデルによる実績値の再現テスト

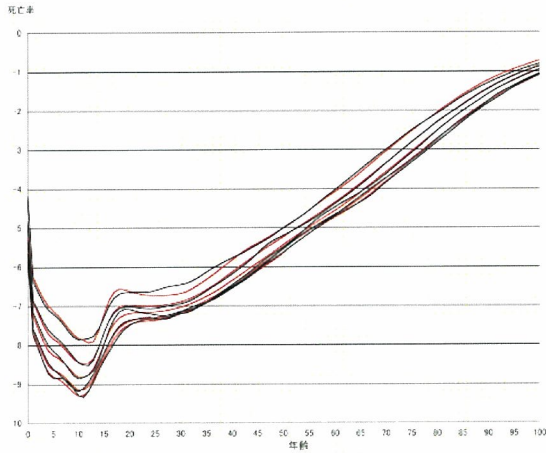


図 32 年齢シフトモデルによる実績死亡率 (1970,80,90,2000,2005 年) (対数値・男性)

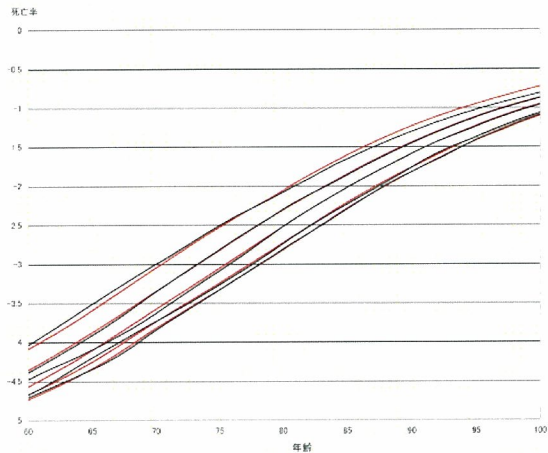


図 33 年齢シフトモデルによる実績死亡率 (1970,80,90,2000,2005 年) (対数値・高齢部分・男性)

一方、図 34、図 35 は、リー・カーター・モデルに基づく死亡率曲線（グラフの赤線）と実績値（グラフの黒線）との比較である。両者を比較してみると、特に高齢部分については、年齢シフトモデルによる死亡率曲線の再現性が高いことが観察できる。

図 36～図 39 は女性について同様のものを示したものであるが、特に、図 37 と図 39 からは、年齢シフトモデルの実績値への当てはまりがリー・カーター・モデルを上回っていることが確認される。

このように、両モデルとも実績死亡率の再現性は高いものと考えられ、男性では平均寿命の再現性については両者は同じ程度であると考えられたが、より詳細に年齢パターンの再現性まで見た場合には、年齢シフトモデルの方が高齢死亡率における再現性は高いもの

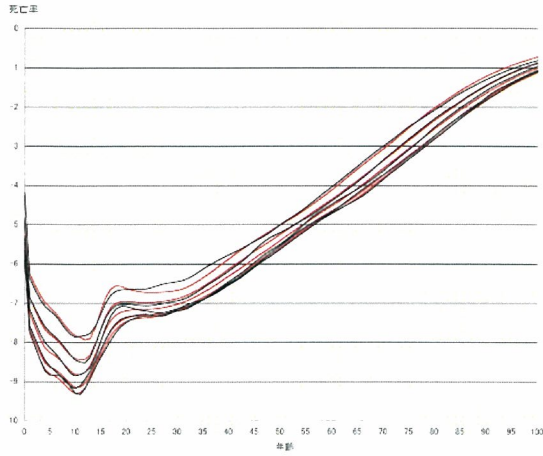


図 34 リー・カーター・モデルによる実績死亡率 (1970,80,90,2000,2005 年) (対数値・男性)

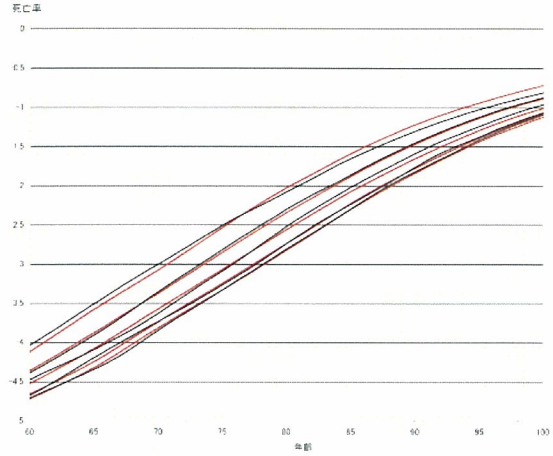


図 35 リー・カーター・モデルによる実績死亡率 (1970,80,90,2000,2005 年) (対数値・高齢部分・男性)

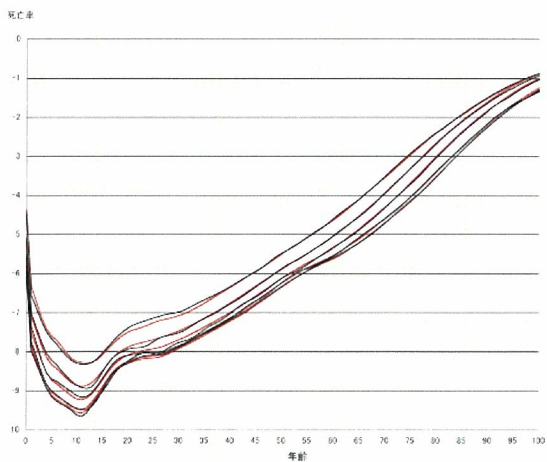


図 36 年齢シフトモデルによる実績死亡率 (1970,80,90,2000,2005 年) (対数値・女性)

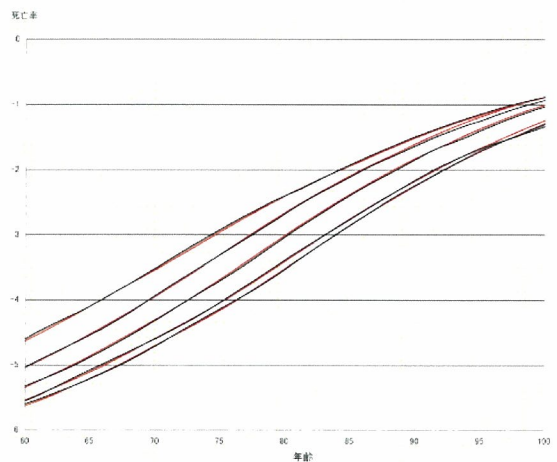


図 37 年齢シフトモデルによる実績死亡率 (1970,80,90,2000,2005 年) (対数値・高齢部分・女性)

と考えられる。また、女性については平均寿命、年齢パターンの再現性とも年齢シフトモデルの方が高いことが観察された。

次に、両モデルによる将来生命表の生命関数の違いを比較してみよう。ここでは、年齢シフトモデルによる死亡中位・死亡高位・死亡低位結果、リー・カーター・モデルによる試算値に、同じくリー・カーター・モデルに基づく平成 14 年 1 月推計結果を加えて比較を行った。図 40、図 41 は死亡率曲線の将来推計値を比較したものである。これを見ると、リー・カーター・モデルによる試算値、平成 14 年推計値とも、年齢シフトモデルに

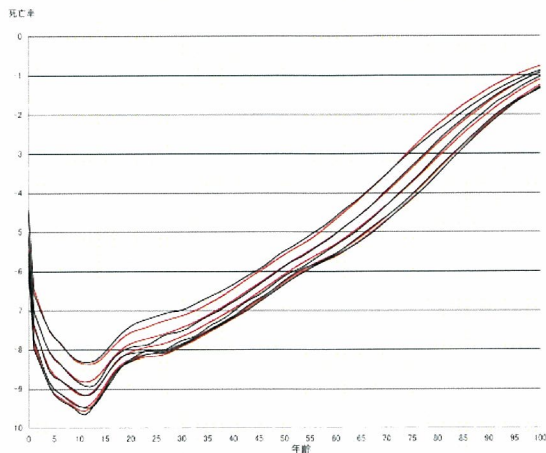


図 38 リー・カーター・モデルによる実績死亡率 (1970,80,90,2000,2005 年) (対数値・女性)

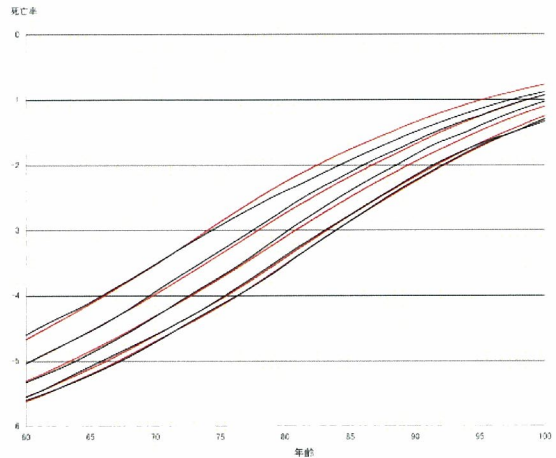


図 39 リー・カーター・モデルによる実績死亡率 (1970,80,90,2000,2005 年) (対数値・高齢部分・女性)

比べてやや高齢部分での死亡率曲線の勾配が大きくなっていることが見られる。特に、女性のリー・カーター・モデルによる試算値では 60～70 歳代でやや死亡率が低くなった後、80 歳以降の高齢部分で年齢シフトモデルの中位推計と同レベルまで高くなっていく傾向があることがわかる。

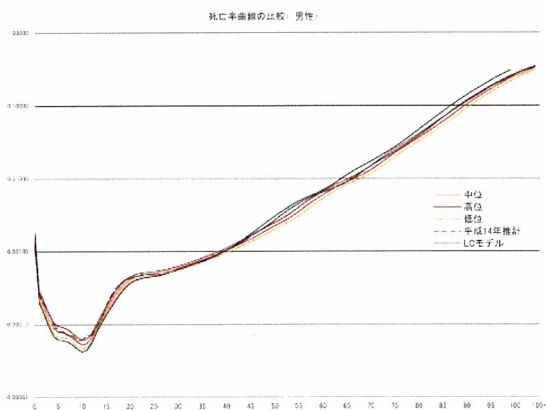


図 40 死亡率曲線の比較 (2050 年・男性)

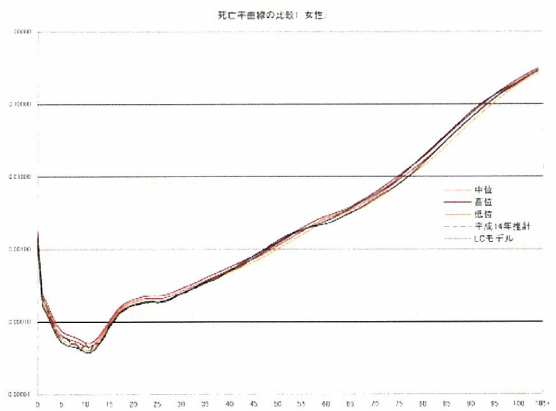


図 41 死亡率曲線の比較 (2050 年・女性)

図 42、図 43 は生存数曲線の将来推計値を比較したものであるが、死亡率曲線に見られた高齢での勾配の違いの影響により、生存数曲線はリー・カーター・モデルによる曲線の方が年齢シフトモデルに比べ矩形化の傾向がやや強くなっているように見受けられる。また、年齢シフトモデルの中位・高位・低位の比較からは、年齢シフトモデルにおける死亡率低下は、生存数曲線の矩形化の動きとして現れるというよりも、生存数曲線自体が右方向へシフトするという動きとして現れてくることが観察でき、近年の死亡率改善を年齢シ

フトという動きとして捉えられる点とも整合的なモデルであることが理解される。

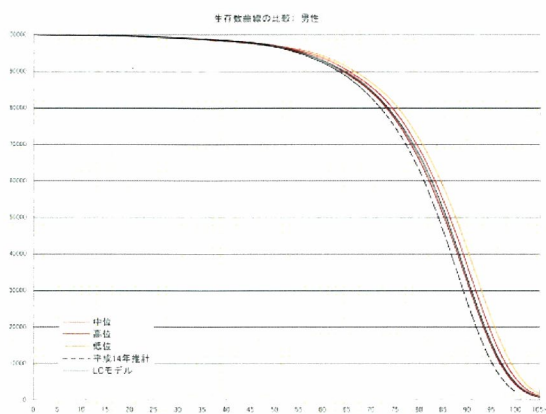


図 42 生存数曲線の比較 (2050年・男性)

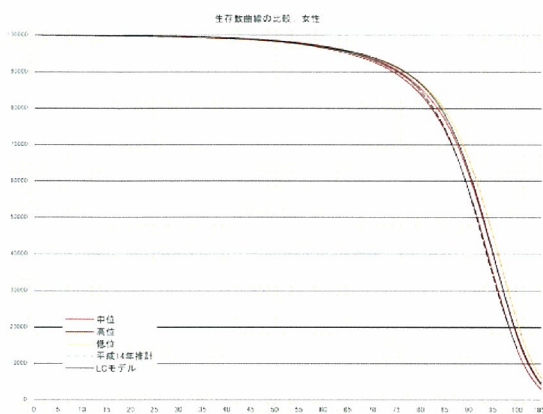


図 43 生存数曲線の比較 (2050年・女性)

おわりに

本研究においては、近年の死亡動向・平成14年1月推計の評価等を通じてモデル改善に関する視点を検討し、年齢シフト構造を持つリー・カーター・モデルの開発を行って、死亡率推計モデルに関する検討を行った。本研究によって開発された年齢シフトモデルは、リー・カーター・モデルの簡明性を保ちつつ、年齢シフトというわが国の死亡動向をよりよく表現するものである。また、通常のリ・カーター・モデルによる試算等との比較を通じ、年齢シフトモデルによる死亡率推計値は実績値の再現性に優れるとともに、それに基づく将来死亡年齢パターンについて、近年の死亡率改善が年齢シフトという動きとして捉えられる点と整合的なものであるとの特性が明らかとなった。

参考文献

- Bongaarts, J. (2005) "Long-range Trends in Adult Mortality: Models and Projection Methods", *Demography*, Vol. 42, No. 1, pp. 23–49.
- 石井太 (2006) 「わが国の平均寿命の動向と死亡率推計モデルの検討」, 『人口問題研究』, 第 62 巻, 第 3 号, pp.21–30.
- 小松隆一 (2002) 「リレーショナル・モデルによる日本の将来生命表作成の試み」, 『人口問題研究』, 第 58 巻, 第 3 号, pp.3–14, 9 月.
- Lee, R. and L. Carter (1992) "Modeling and Forecasting U.S. Mortality", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp. 659–675, September.
- Lee, R. and T. Miller (2001) "Evaluating the Performance of the Lee-Carter Method for Forecasting Mortality", *Demography*, Vol. 38, No. 4, pp. 537–549, November.

9 わが国における国際人口移動の動向と変動要因に関する分析

石川 晃
佐々井 司

はじめに

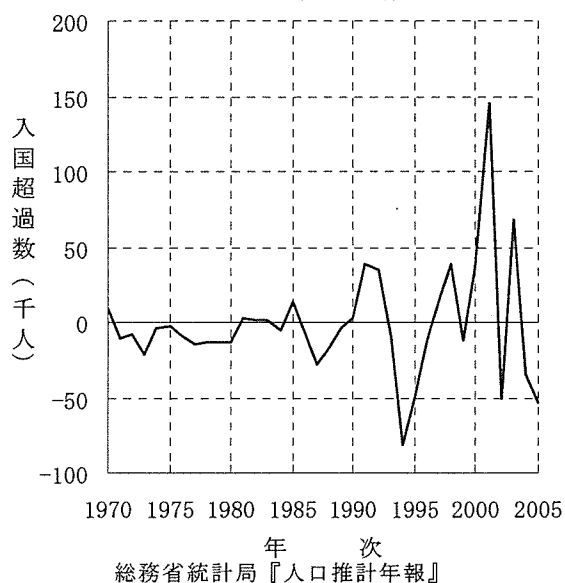
国際人口移動は、国際化の進展や経済変動変化に伴い変化する。さらに、わが国の政策、施策の変更や諸外国における社会状況の変化にも敏感に反応する。近年の動向を入国超過数¹⁾によってみると、年次によって大きく変動しており時系列的にみて必ずしも規則的傾向を示しているとはいえない(図表1)。

しかし、国際人口移動を日本人と外国人に分けて観察すると、それぞれ異なる特徴がみられる(図表2)。すなわち、日本人は概ね出国超過の傾向がみられ(マイナスの入国超過)、1980年代後半から1990年代中葉にかけては平均で約4万人規模に達している。それに対し、外国人は、近年大きな上下動を繰り返してはいるが、大幅な入国超過が続いている。

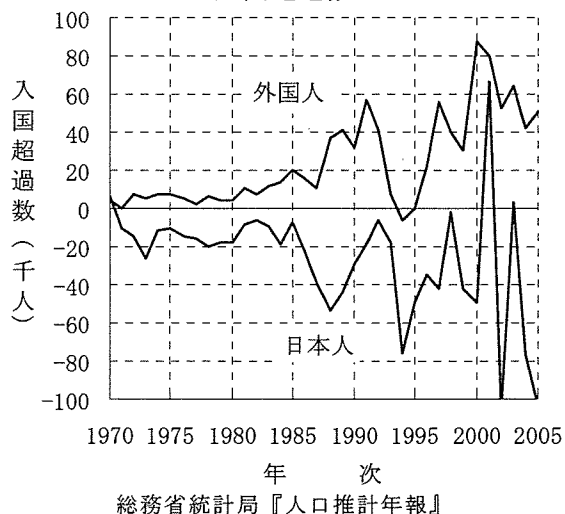
国際人口移動が僅少であった1980年頃までのわが国の人口は、ほぼ出生と死亡による自然増加によって決定づけられていた。しかし、1980年代中葉から大きく変容したわが国の国際人口移動の動向は、人口の動向にも無視できないほど影響は拡大してきたといえよう。

本稿では、そのような国際人口移動の変化により増大する外国人人口の動向、あるいは海外における日本人人口の実態を明らかにするとともに、国際人口移動に変化を生じさせた要因として、わが国の政策・対策などの影響についての考察を行うものである。

図表1 入国超過数



図表2 日本人、外国人別
入国超過数



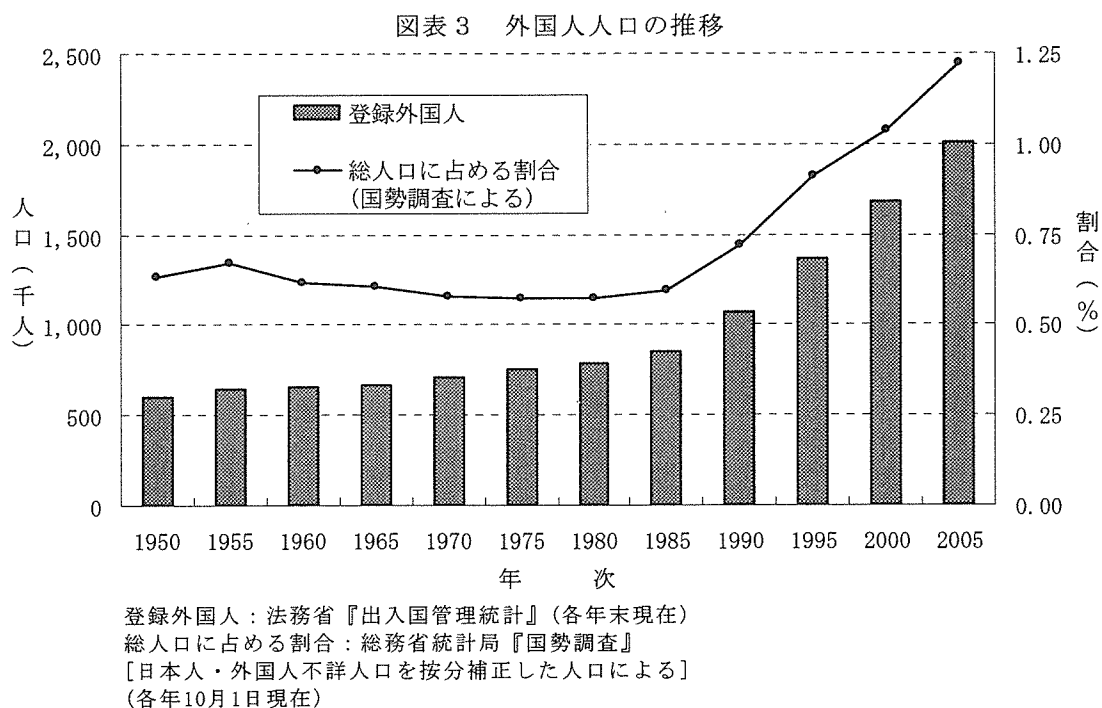
1) 総務省統計局『人口推計年報』等における入国超過数(入国超過数－出国超過数)の外国人については、短期滞在の者を除く人員(91日以上滞在者)を用いている。ちなみに、日本人については、短期滞在者を含む人員による。

一方、人口減少社会、そして少子高齢化とともに、今後の労働力人口減少については、わが国の最重要課題でもある。とくに、それらの対応策としてしばしば外国人労働者の受け入れ問題が政策課題として遡上する。そのようにわが国における国際人口移動、あるいは外国人人口の動向は、重要な政策決定の基礎的数値であり、人口学の分野でも重要な研究分野となってくると思われる。しかし、現在の国際人口移動関連の統計は、必ずしも十分な整備がされているとはいえない状況である。そこで、国際人口移動分析のための統計整備の観点から、国際人口移動あるいは日本における外国人統計、海外在住の日本人に関する統計等の現在の統計整備状況について整理し、国際人口移動関連分析のために必須と思われる統計の充実についての考察も併せて行った。

1. 外国人の入国と外国人人口の動向

(1) わが国における外国人人口の動向

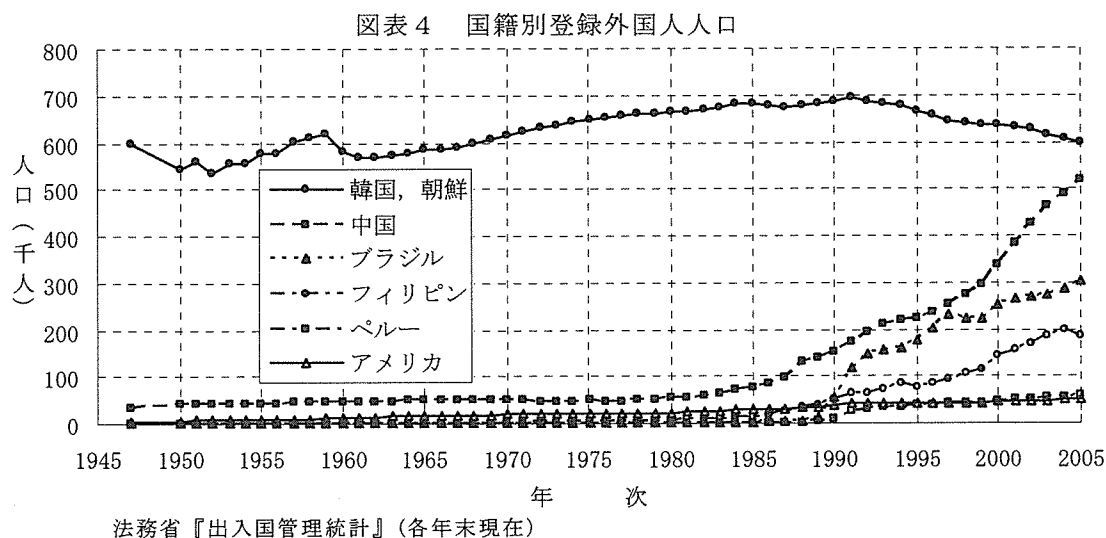
まず、国際人口移動の変化によってわが国の外国人人口がどのような変容を示してきたかをみることにする。



戦後における登録外国人人口の動向をみると、1980年代まで微増傾向はみられるもののほぼ60万～70万人台であった（図表3）。しかしその後1990年になると急増し外国人人口は100万人を超え、この間に大幅な外国人の入国があったことを示唆している。そして、2005年になると200万人を上回った。1980年から90年にかけての10年間で約30万人の

増加、2005年までの25年間には123万人増加し、2.6倍になってきた。また、近年になるにしたがい増加傾向は大きくなり、1990年から2005年までの僅か15年間で外国人人口は倍増したことになる。それに伴い、外国人人口割合（国勢調査による）も急増し、1985年には0.6%であったが2000年に1%を上回り、2005年は1.2%と1985年当時と比べると2倍に達した。

つぎに、外国人の国籍別人口の動向をみてみよう。戦後直後（1947年）の外国人の国籍をみると、ほとんどが韓国・朝鮮人であり他の国籍の人口はごく僅かであった（図表4）。



図表5 登録外国人の国籍別割合 (%)

年次	韓国・朝鮮	中国	ブラジル	フィリピン	ペルー	アメリカ
1950	91.01	6.76	0.03	0.06	0.03	0.83
1955	90.05	6.84	0.06	0.07	0.01	1.34
1960	89.35	7.00	0.04	0.06	0.01	1.78
1965	87.62	7.42	0.05	0.08	0.01	2.39
1970	86.70	7.27	0.13	0.13	0.02	2.69
1975	86.08	6.48	0.19	0.40	0.04	2.92
1980	84.88	6.76	0.19	0.71	0.04	2.86
1985	80.33	8.81	0.23	1.44	0.06	3.41
1990	63.98	13.98	5.25	4.57	0.96	3.57
1995	48.91	16.37	12.95	5.45	2.66	3.17
2000	37.67	19.90	15.08	8.59	2.74	2.66
2005	29.76	25.83	15.02	9.31	2.87	2.46

法務省『出入国管理統計』（各年末現在）

韓国・朝鮮人人口の推移をみると、1947年から60年の間は変動しつつもほぼ60万人弱であったが1960年以降増加傾向を示し、1990年には70万人近くまでに達した。しかしその後減少に転じ2005年には再び60万人規模まで減少してきている。韓国・朝鮮人以外の国籍の人口をみると、1980年頃まではほぼ中国人が5万人弱でそれ以外の国籍の人口はごく

く僅かであった。それが 1980 年代になると中国人が増加し、さらに 1980 年代後半にはブラジル人、フィリピン人の人口が相次いで増加してきた。特に中国人の増加は著しく、1980 年までほぼ同数で安定した推移を示していたが、1990 年には 15 万人になり、2000 年には 34 万人に、そして 2005 年になると 52 万人にまで増加し、韓国・朝鮮人に並ぶ規模にまで達した。なお、それ以外の国籍の人口も 1980 年代以降増加傾向はみられるものの、前記した国ほどではない。

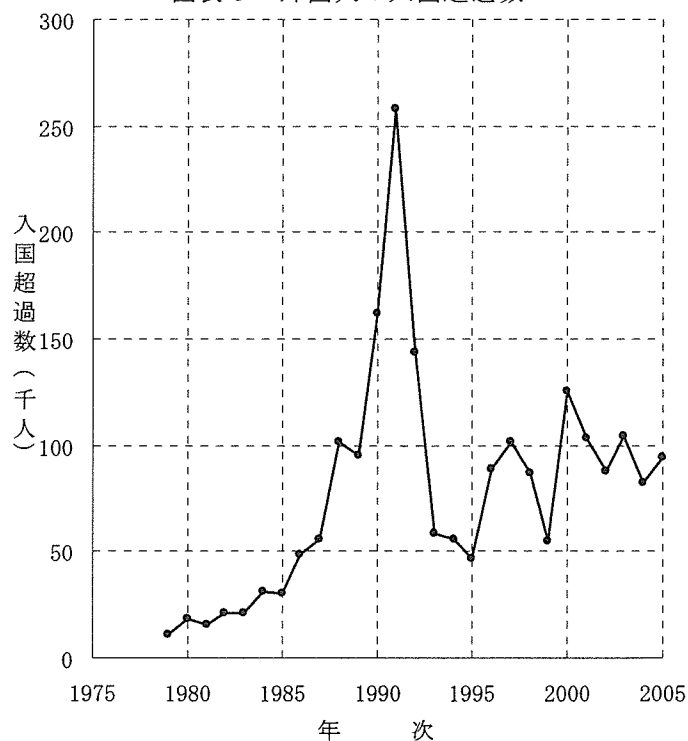
これを外国人の国籍別人口割合によってみると、1960 年頃までは韓国・朝鮮人が 9 割と圧倒的に多く、それに中国人を加えた人口がほぼ外国人人口の全部を占めていた（図表 5）。しかし、韓国・朝鮮人の割合は一貫して減少しているのに対し、中国人をはじめその他の国籍の人口割合は逆に増加をしてきている。

外国人に占める韓国・朝鮮人の割合をみると、1960 年の 9 割から 1985 年には 8 割に減少し、1995 年になると半分以下となった。そして、2005 年には外国人の 3 割にまで縮小してきている。それに対し、中国人は 1960 年までは 7% であったが、1990 年には 14% と倍増し、2005 年になると 26% に達し、外国人の 4 人に 1 人が中国人になった。ブラジル人、フィリピン人、ペルー人の 3 か国の増加も大きく、1980 年半ばまでは中国人に次いで多かったアメリカ人をブラジル人は上回り、1990 年頃にはフィリピン人が、2000 年にはペルー人がアメリカ人を上回り、現在アメリカ人は 6 位になっている。

（2）外国人の国際人口移動

外国人人口の増加は、外国人の入国超過（入国数－出国数）によってもたらされた結果である。外国人の入国超過の推移をみると 1980 年代に活発化し、1990 年代初頭には年間 25 万人を超える入国超過にまで達した²⁾（図表 6）。しかし、90 年代半ばにかけて急減したが、再び増加傾向を示し 2000 年まで続いた。ところが、直近の 5 年間をみると緩やかな減少傾向を示している。それでも 2005 年 1 年間でなお 10 万人もの入国超過を示しており、依然として多くの外国人が入国してきていることに変わりない。

図表 6 外国人の入国超過数



法務省『出入国管理統計』

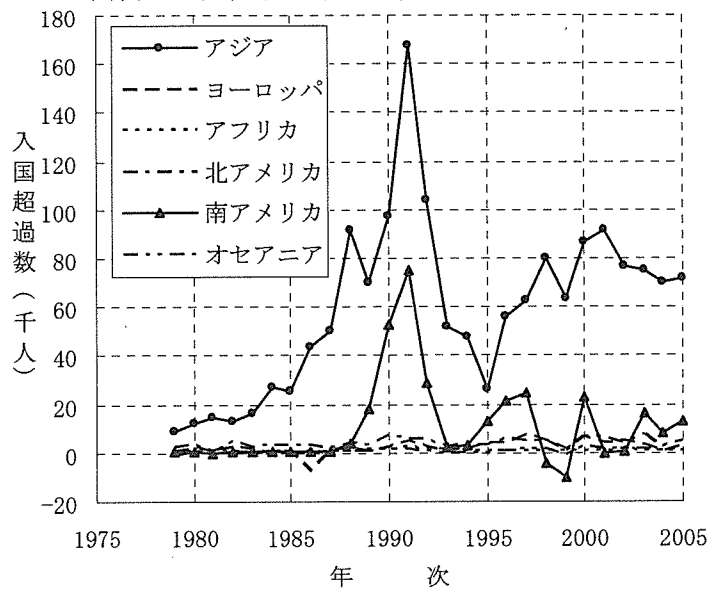
2) 法務省『出入国管理統計』によるもので、短期滞在者も全て含んだ人員である。

それでは、つぎに外国人の入国超過について、どの地域から入国してきているのかをみることにしよう。まず、大陸別にみると、入国超過のほとんどはアジアからの入国によって占められ、また南アメリカの動向も大きく変動している（図表7）。

なお、南アメリカからの入国は、ほぼブラジル人によるものである。そのため、外国人の入国超過の動向は、ブラジルとアジアの動向によって説明されることになる。そこで、さらにアジアの国別

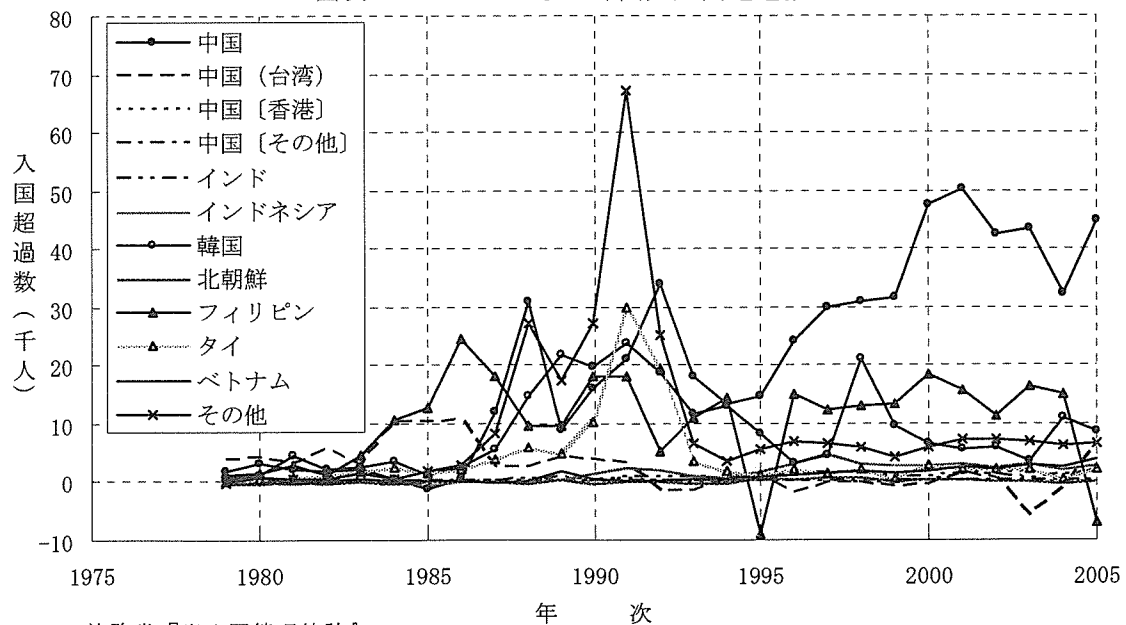
に入国超過の推移をみると、中国、韓国、フィリピン、タイの4か国が外国人の入国超過総数に大きく影響していることがわかる（図表8）。なお、（アジアの）その他の国をみると1985年以降急増し1988年には中国と同様に一時的な増加を示している。これは、バングラデシュとパキスタンによるものである。また、1991年にも同様にその他の国が7万人近くにおよぶ大量の入国超過となったが、これはイランの影響である。また、フィリピンの推移をみると1995年および2005年の2時点でマイナス（出国超過）を示している。なお、そのような国における一時的変動の要因については後述する。

図表7 大陸別にみた外国人の入国超過数



法務省『出入国管理統計』

図表8 アジアからの外国人入国超過数

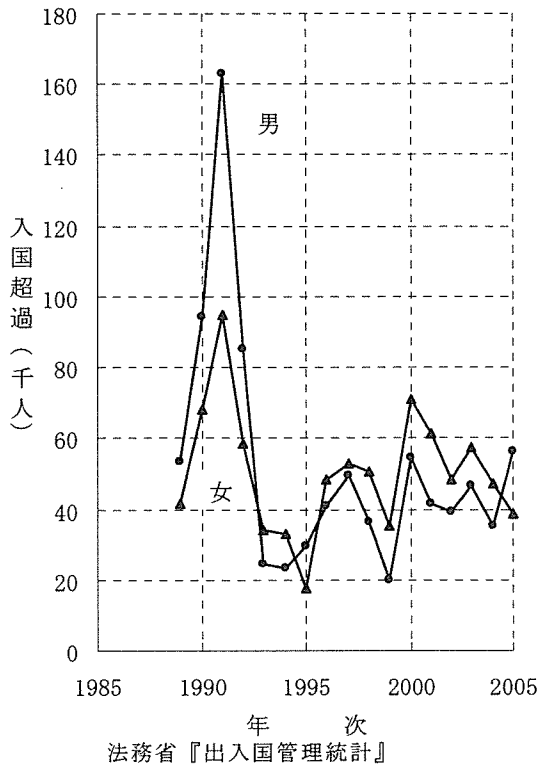


法務省『出入国管理統計』

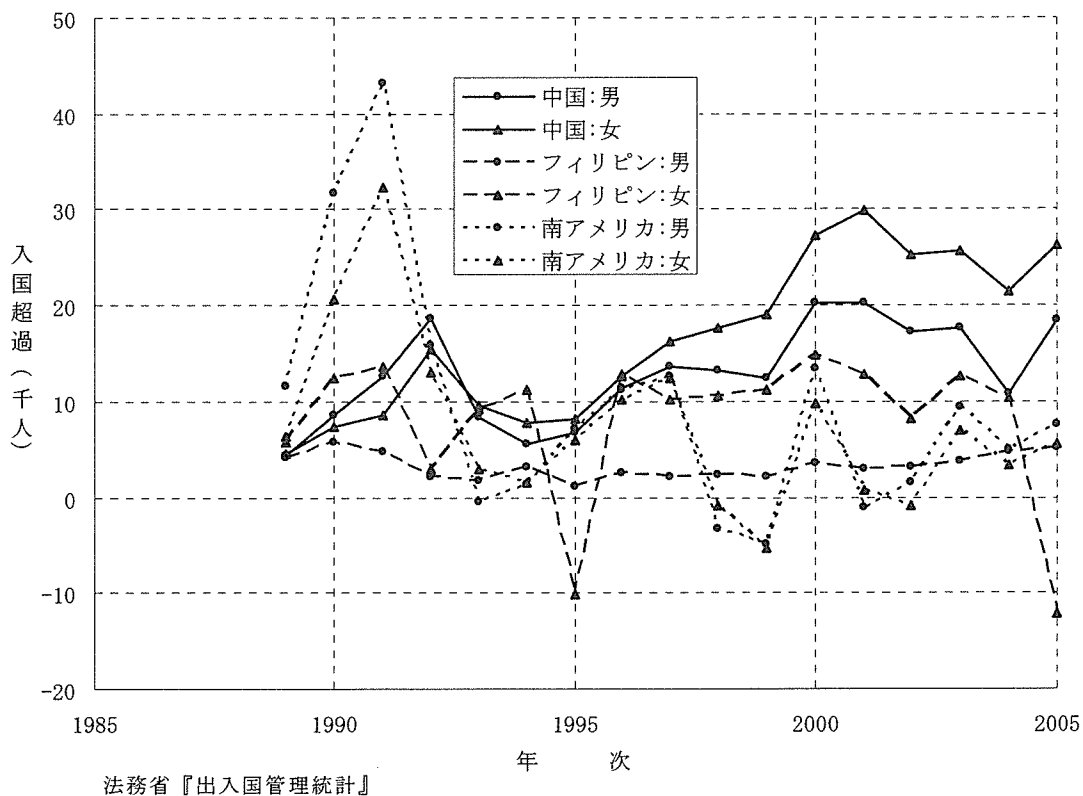
つぎに、入国外国人を男女別にみてみよう。1989年以降の推移をみると、男女の動向はほぼ同様の傾向を示している(図表9)。しかし、1989年から93年にかけては男性が女性に比べて極端に多かったが、1994年以降になると1995年と2005年の2か年を除き、概ね女性の入国超過数が男性を上回っている。そこで、主な国別に男女の差をみた(図表10)。

その結果、1991年に突出しているのは南アメリカ(ほとんどがブラジルとみられる)で、女性に比べ男性の方が10万人ほど多い。また、フィリピン女性の推移をみると1995年と2005年の2か年のみマイナス(出国超過)を示しており、同国の男性にはそのような傾向はみられない。

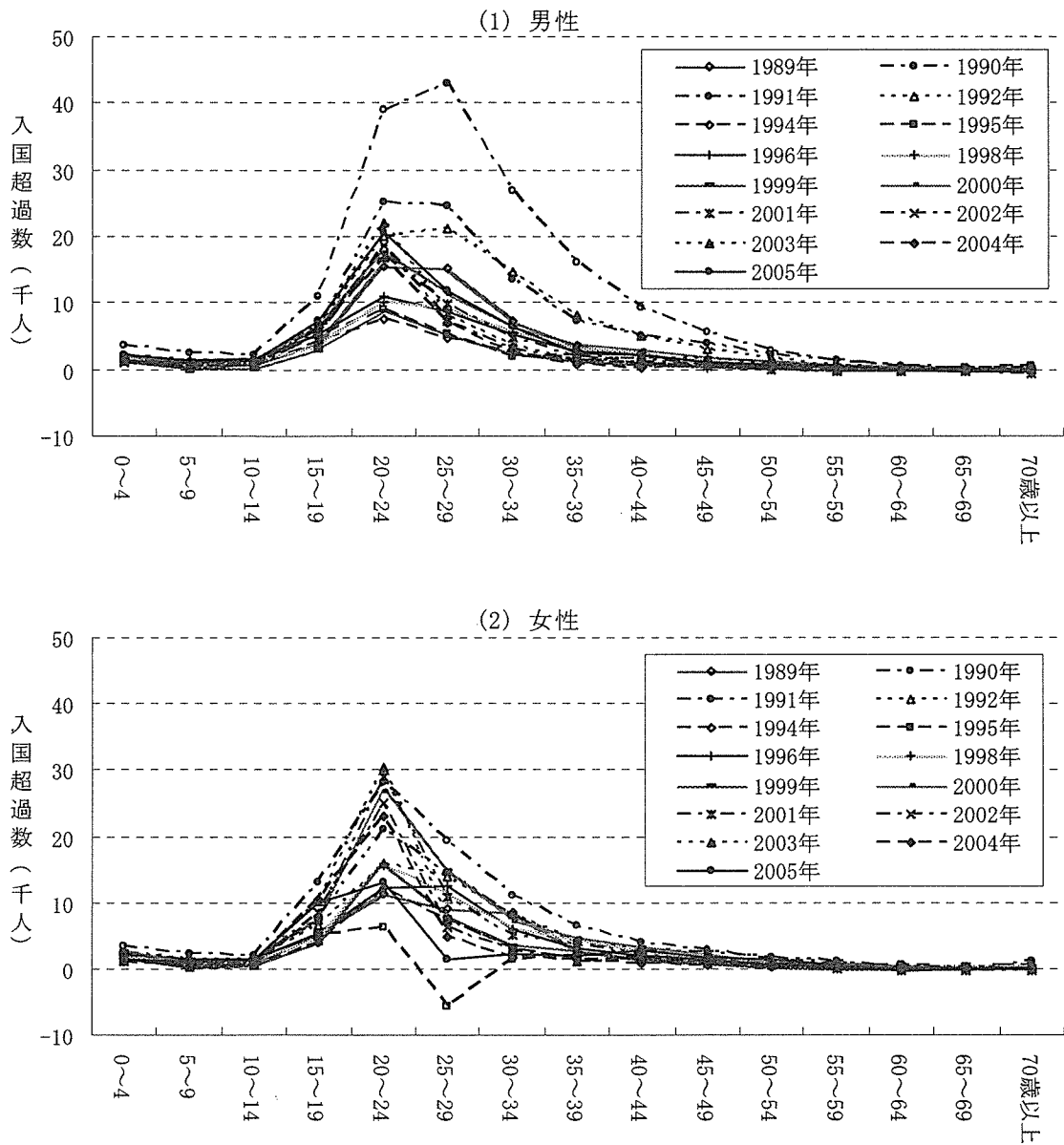
図表9 男女別にみた外国人の入国超過数



図表10 主な国からの外国人の男女別入国超過数



図表 11 性および年齢別にみた入国超過数



総務省統計局『人口推計年報』

さらに、外国人の年齢別入国超過数についても検討しておこう。1989年以降の入国超過数の年齢パターンは一部の年次を除くと比較的安定した型を示している(図表11)。すなわち、男女ともほぼ共通して20~24歳で入国超過が最も多く、それよりも若年齢と高年齢になるにしたがい減少している。それでは、その型から、極端に異なるパターンを示している年次についてみると、まず、男性の1991年が目につく。この年は、既に総数でみてきたように南アメリカ(ブラジル)による影響で、全年齢で大幅に増大し、さらに最も入国超過数の多い年齢が25~29歳と他の年より高年齢であることが特徴的である。しかし、女性