人口転換モデルの改良と拡張　その1：
長寿化・少子化と経済成長の関係について

Toward A Post-Shrinking Society : Improvement and Expansion of Demographic Transition Model Part I
Causal Structure of Economic Growth and its Relation to Expanding Life Expectancy and Decreasing Fertility

原　俊彦（札幌市立大学）　Toshihiko HARA (Sapporo City University)

【人口転換科研 第5回研究会】
日時：2015 年　2月27日(金)10:00～12:00
場所：国立社会保障・人口問題研究所　第４会議室

はじめに

- 先行プロジェクト「第一、第二の人口転換の解明に基づいた人口・ライフコースの動向と将来に関する研究」（科学研究費補助金　平成23～25年度）では、研究協力者として、日本における人口転換の基本的構造をモデル化し、このモデルを元に持続可能な社会の構築に向けての必要条件と施策を解明することをめざした。
- 本研究では、そこで得られた基本的知見とモデルを歴史的データにより精緻化し、人口移動や所得分配などの変数を加え、このモデルを拡張・普遍化し、最終的には、それらの知見を踏まえ、ポスト人口減少社会への展望を得えたいと考えている。

研究のねらい

基本モデル：World3(Meadows et.al.1972)のPopulation SectorのFertility Equationsを元に、

1)平均寿命の延び→出生抑制→家族規模の縮小

2)家族規模の縮小が再生産水準を下回る過程のモデル化

3)少子化が平均寿命の延びをもたらすフィードバックループを作成した。

改良モデル：World3のCapital SectorのIndustrial Output Equationsを元に、

4）媒介要因としての経済成長の役割をモデル化し、1）から3）の過程を内生的化する。

1. 経済成長と平均寿命の延伸

World3：平均寿命の延伸要因

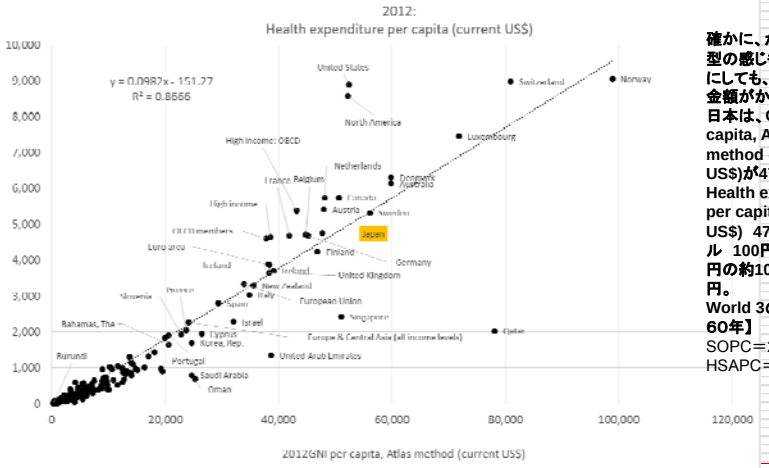
- LE ＝ LEN＊LMF＊LMHS＊LMP＊LMC
- LE: Life Expectancy(years) 平均寿命 LEN = 28歳
- LEN: Life Expectancy Normal(years) 標準平均寿命
- LMF: Life Time Multiplier from Food 平均寿命に対する食料倍数
- LMHS：Life Time Multiplier from Health Service平均寿命に対する保健衛生サービス倍数
- LMP：Life Time Multiplier from Persistent Pollution 平均寿命に対する残留環境汚染倍数
- LMC: Life Time Multiplier from Crowding 平均寿命に対する過密倍数

平均寿命に対する保健衛生サービス倍数

LMHS：Life Time Multiplier from Health Service

- LMHS = IF (time > 1940) then LMHS2 else LMHS1
- LMHS1 = GRAPH(EHSPC)、LMHS2 = GRAPH(EHSPC)
- EHSPC：Effective Health Service Per Capita 1人あたりの有効保健衛生サービス= SMTH1(HSAPC,HSID)
- HSAPC: Health Service Allocation Per Capita 1人あたりの保健衛生サービス配分
- HSAPC = GRAPH(SOPC)
- SOPC: Service Output Per Capita 1人あたりのサービス出力
- HSID: Health Service Inpact Delay 保健衛生サービスの影響に関するタイムラグ 20年を想定。（世界モデルなので、これくらいはかかりそう）。

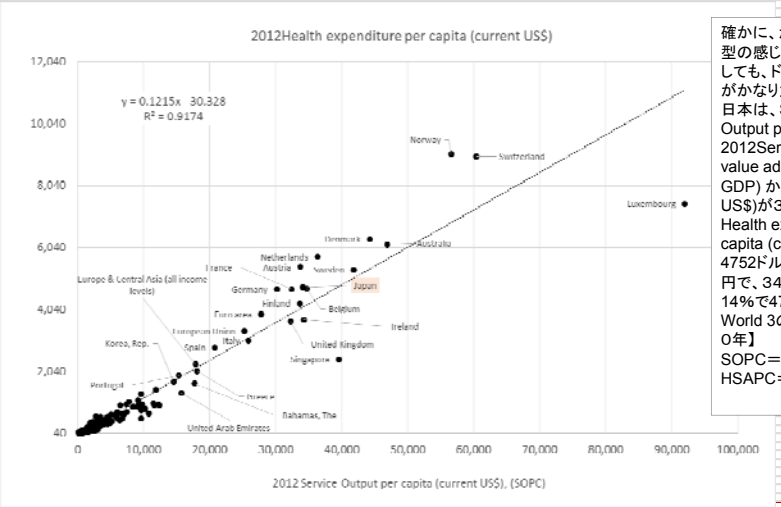
図１：１人あたり健康サービス支出（HSPC）と１人あたり国民総所得（GNI） 2012年



確かに、かすかにS字型の感じもある。それにしても、ドルベース金額がかなり大きい。
日本は、GNI per capita, Atlas method (current US$)が47690ドル、Health expenditure per capita (current US$) 4752ドル。1ドル 100円で、476.9万円の約10%で47.5万円。
World 3の設定:【1960年】
SOPC＝2000ドル
HSAPC＝230ドル。

資料：The World Bank（2012）（http://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.PCAP)より作成

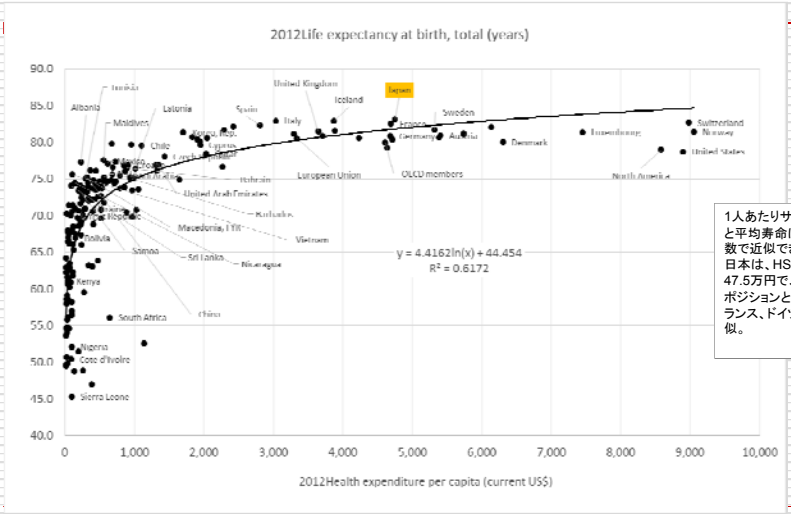
図２：１人あたり健康サービス支出（HSPC）と１人あたりサービス支出（SOPC） 2012年



確かに、かすかにS字型の感じもある。それにしても、ドルベース金額がかなり大きい。
日本は、Service Output per capita 2012Services, etc., value added (% of GDP) から算出(current US$)が34144ドル、Health expenditure per capita (current US$) 4752ドル。1ドル 100円で、341．4万円の約14%で47.5万円。
World 3の設定:【1960年】
SOPC＝2000ドル
HSAPC＝230ドル。

資料：The World Bank（2012）（http://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.PCAP)より作成

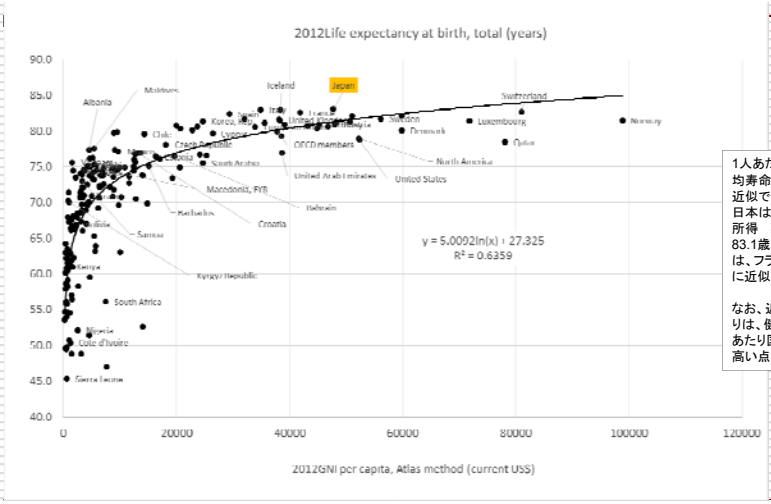
図３：１人あたり健康サービス支出（HSPC）と平均寿命（LE）2012年



1人あたりサービス支出と平均寿命は、対数関数で近似できそうだ。
日本は、HSPC　年間47.5万円で、83.1歳。ポジションとしては、フランス、ドイツなどに近似。

資料：The World Bank（2012）（http://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.PCAP)より作成

図４
平均寿命（LE）と１人あたり国民総所得（GNI）

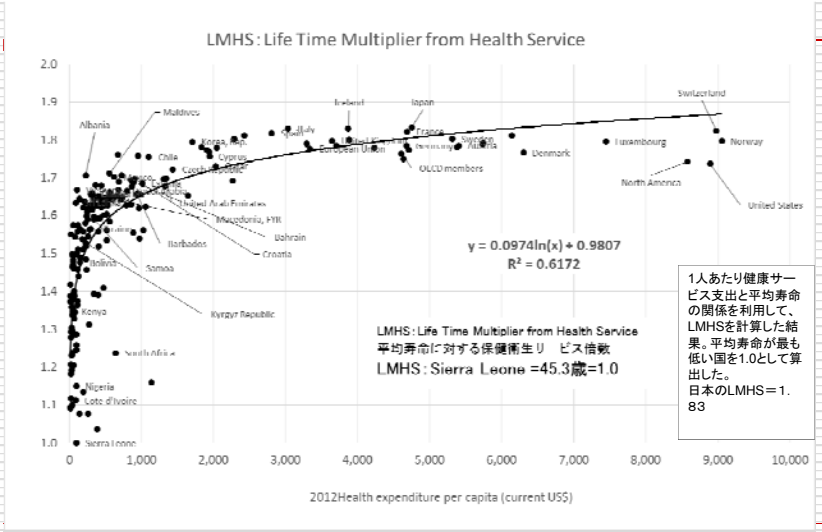


1人あたり国民所得と平均寿命は、対数関数で近似できそうだ。
日本は、1人あたり国民所得　**476.9万円**で、83.1歳。ポジションとしては、フランス、ドイツなどに近似。

なお、近似式の当てはまりは、健康支出より1人あたり国民所得の方が高い点に注意。

資料：The World Bank（2012）（http://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.PCAP)より作成

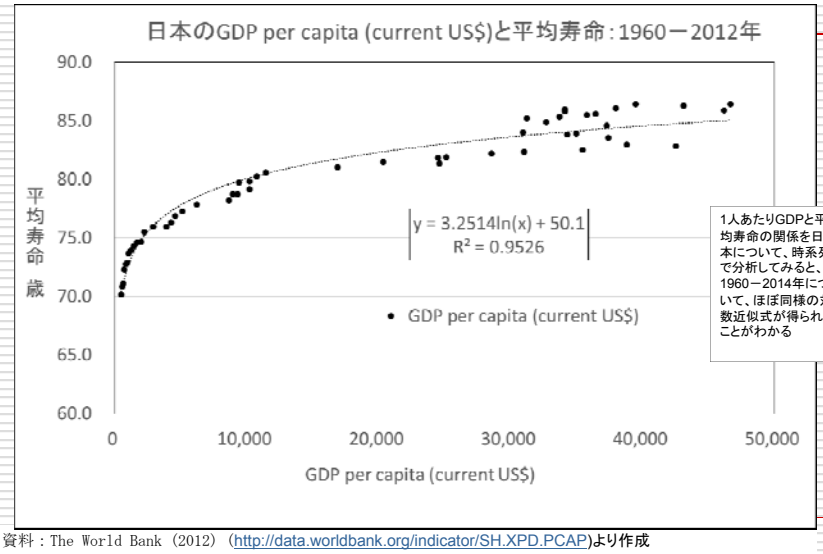
図５：
平均寿命に対する保健衛生倍数（LMHS）



1人あたり健康サービス支出と平均寿命の関係を利用して、LMHSを計算した結果。平均寿命が最も低い国を1.0として算出した。
日本のLMHS＝1.83

資料：The World Bank (2012) (http://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.PCAP)より作成

図６：時系列（日本　1960－2012年）
平均寿命（LE）と１人あたりGDP



1人あたりGDPと平均寿命の関係を日本について、時系列で分析してみると、1960－2014年について、ほぼ同様の対数近似式が得られることがわかる

資料：The World Bank (2012) (http://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.PCAP)より作成

小括：経済成長と平均寿命の延伸についての考察

- 経済成長→1人あたり所得（IOPC)→1人あたりサービス支出（SOPC)→1人あたり健康サービス支出（HSPC）→平均寿命の延伸：十分、想定しうる。→1960年以前の時系列による検証
- 1人あたり健康サービス支出（＞医療費）「人は生活が豊かになるほど健康に対する投資が増え、その分、長生きする」と解釈できる。ただし、1人あたりとは異なり、実際には経済格差や医療福祉による再分配、その構造の変化の影響を受けるはず。→再分配構造の検討が必要。
- 他の食料倍数、残留環境汚染倍数、過密倍数も、経済成長と関係→同様の検討が必要だが、人口減少社会の将来展望という点では、この要因が一番、重要なのではないか？→「豊かさに支えられた健康・寿命！」

2. 経済成長の出生抑制効果

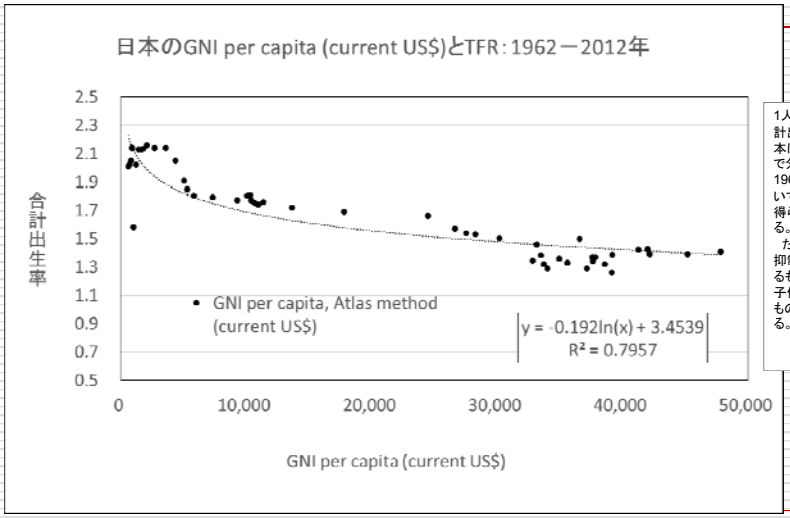
World3：出生力の低下と出生抑制

- Wold3 のPopulationSector :Donella Meadows, p.27-191," Dynamics of Growth in a Finite World （1974）
- 総出生数＝最大出生数×（1−バース・コントロール効果）＋希望出生数×（バース・コントロール効果）
  TF=MTF×(1-FCE)+DTF× (FCE)
- TF.K=MIN(MTF.K,(MTF.K×(1-FCE.K)+DTF.K× (FCE.K))
  - ただし、MIN機能がついており、最大出生数＜希望出生数なら、FCEに関係なく、総出生数＝最大出生数となる。
  - バース・コントロール効果が1であれば、総出生数＝希望出生数
  - バース・コントロール効果が0であれば、総出生数＝最大出生数＝12
  - バース・コントロール効果が0.5であれば、総出生数＝最大出生数×0.5＋希望出生数×0.5＝6＋α

FCE: Fertility Control Effectiveness 出生抑制効果と経済成長

- World3では、FCE（出生抑制効果）は グラフ機能で与えられており、FCFPC（1人あたり出生抑制手段）: Fertility Control Facilities Per Capitaに比例し、0で0.75、0.5で0.85、基準値1で0.9、1.50で0.95, 2倍で0.98, 2.5倍で0.99、3倍で1まで、対数近似的に上昇すると仮定されている。
- このFCFPC（1人あたり出生抑制手段）は、さらにFCPAC（1人あたり出生抑制資源配分：Fertility Control Allocation Per Capita で決まるが、それはFSAFC : Fraction of Services Allocated To : Fertility Control とSOPC（ 1人あたりサービス支出）: Service Output Per Capitaの積で決まると仮定されている。
- つまり、出生抑制効果FCEは、経済成長→1人あたり所得→1人あたりサービス支出SOPC →そのうち出生抑制手段への支出というループが想定されている。

図７：時系列（日本　1962－2012）
１人あたり総所得（GNI）と合計出生率（TFR）



1人あたりGDPと合計出生率の関係を日本について、時系列で分析してみると、1962－2012年について、対数近似式が得られることがわかる。
ただし、これが出生抑制効果の上昇によるものなのか、希望子供数の減少によるものなかは不明である。

資料：The World Bank (2012) (http://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.PCAP)より作成

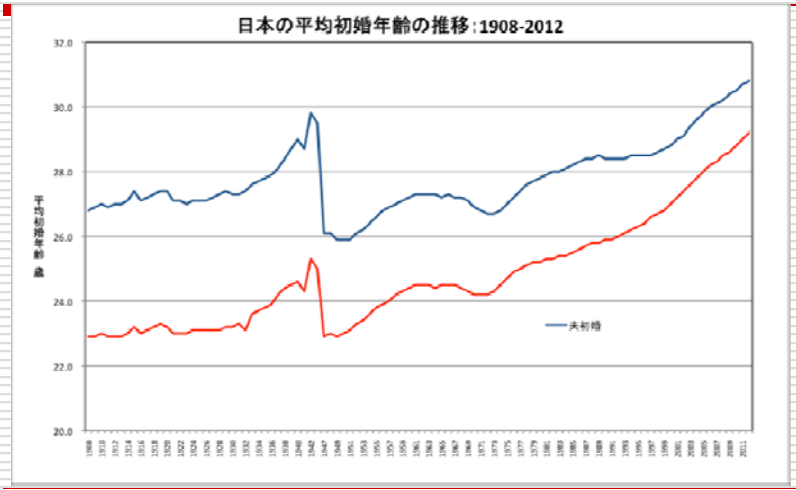
小括：経済成長と出生抑制効果についての考察

- 出生抑制効果FCEは、経済成長→1人あたり所得→1人あたりサービス支出SOPC →そのうち出生抑制手段への支出の上昇は十分、想定しうる。→1960年以前の時系列による検証が必要
- １人あたり出生抑制手段への支出（＞医療費）「人は生活が豊かになるほど、出生抑制のためのコントロール手段を獲得し、その分（他の条件が一定）、希望する子ども数を実現しうると解釈できる。
- ただし、出生促進のためのコントロールについては想定されていない。将来展望という点では、人工授精技術など、プラスの可能性を組み込む必要がある。
- また出生抑制効果には、法的規制など、必ずしも経済成長と関係しない要素もあり、この効果も組み込む必要がある。

晩婚・晩産効果

- 基本モデル：
- 晩婚・晩産化効果＝有配偶期間の割合を考え、この水準を出生可能年齢15-44の女子人口に掛け合わせて総出生数を求め、これを元に非有配偶も含めた全体のTFRtを求めた。
- 有配偶期間（%）＝（45歳−平均初婚年齢）÷30
- 晩婚・晩産化倍数＝有配偶期間（%）÷有配偶期間（%）の初期値
- 置換水準以下の低出生力は、主として、この効果によると仮定している。

図8　日本の平均初婚年齢の推移



資料：厚生労働省（ http://www.mhlw.go.jp/toukei/youran/data24k/1-39.xls.）より作成

経済成長→教育期間の延伸→初婚タイミングの遅延

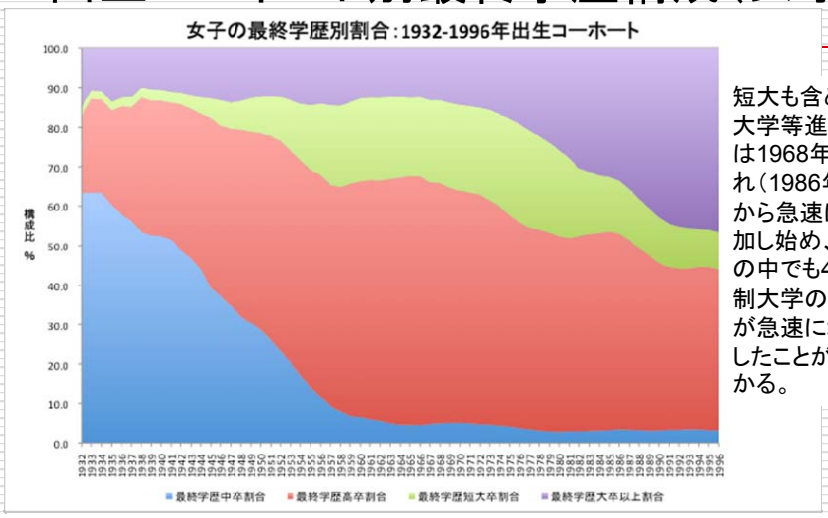
- 戦前も1930年代から終戦まで平均初婚年齢の上昇があり、1942年で男子29.8歳。女子は25.3歳を記録している（ここも小・中学校などの教育期間の延伸と関係あるのではないか？）
- 戦後は、1961年までは上昇、男子27.3，女子24.5。ここから1967年までは安定的に推移。（結婚適齢期：女子クリスマスケーキ説の24歳はこの頃か？）
- 1968年から1973年までは男女ともに低下。（石油ショック前の好況期？）
- 1974年から男女ともに上昇開始。特に女子は2012年まで一貫して上昇を続けている。
- ➢ 経済成長が進むにつれ、小学校・中学校・高校・大学・大学院へと教育期間が延伸し、それが初婚タイミング（家族形成のタイミング）を遅延させるのではないか？

15歳以降の教育期間の算定

- 15-49歳まで（15歳以降）の平均教育期間の算定は以下の仮定による。
- 【仮定1】1-高校進学率t年≒最終学歴中学割合t年15歳のコ-ホ-ト⇒15歳からの平均教育期間＝1年（中学校12歳から15歳まで）
- 【仮定2】1−大学等進学率t年−最終学歴中卒割合（t年-3年）≒最終学歴高卒割合t年⇒15歳からの平均教育期間＝4年（中学校1年＋高校3年 16歳から18歳まで）
- 【仮定3】短大等進学率t年≒最終学歴短大割合t年18歳⇒15歳からの平均教育期間＝6年（中学校1年＋高校3年＋短大2年19から20歳まで）
- 【仮定4】大学等進学率t年ー短大等進学率t年≒最終学歴大学割合t年18歳⇒15歳からの平均教育期間＝8年（中学校1年＋高校3年＋大学4年19から22歳まで）

＊浪人・留年・中退、大学院進学等は検討せず。また1950年以前の進学については1950年の値を遡って使用した。

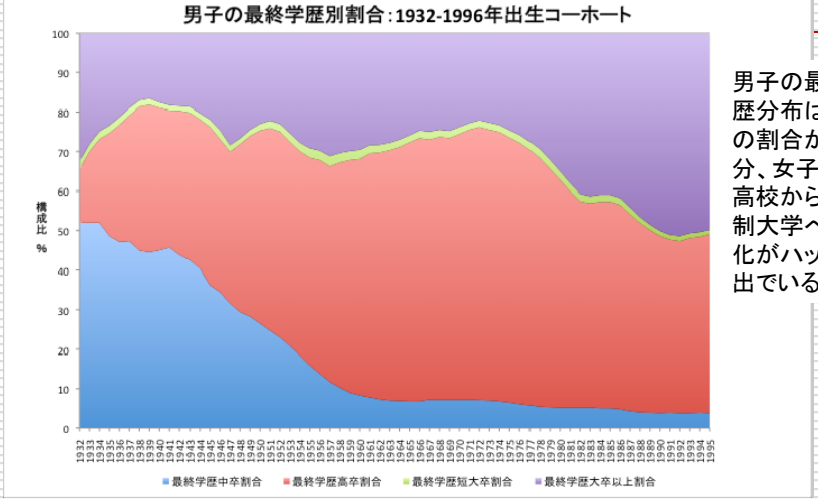
図9:
出生コーホート別最終学歴構成(女子)



短大も含めた大学等進学者は1968年生まれ(1986年)から急速に増加し始め、その中でも4年制大学の割合が急速に増大したことがわかる。

資料:学校基本調査(‘http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843)より算定

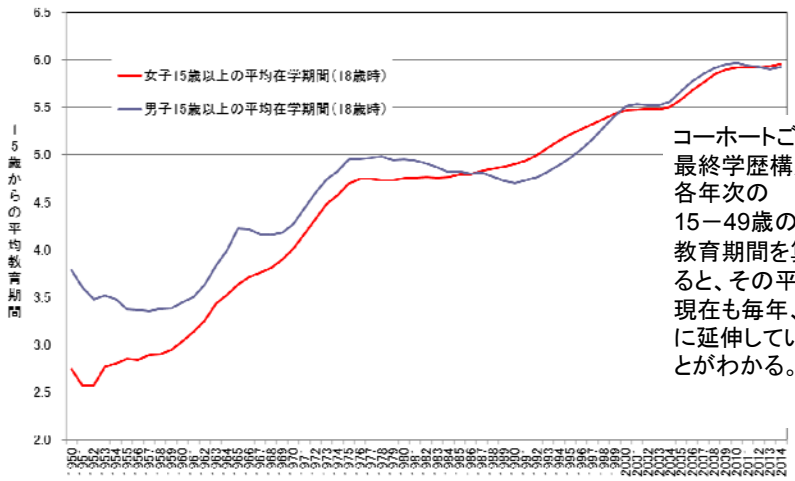
図10
出生コーホート別最終学歴構成(男子)



男子の最終学歴分布は短大の割合が薄い分、女子より高校から四年制大学への変化がハッキリ出でいる。

資料:学校基本調査(‘http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843)より算定

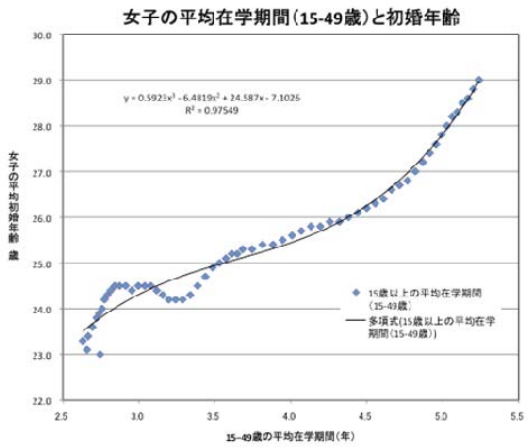
図11
年次別の平均教育期間（15－49歳）



コーホートごとの最終学歴構成から各年次の15－49歳の平均教育期間を算定すると、その平均は現在も毎年、着実に延伸していることがわかる。

資料：学校基本調査（‘http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843）より算定

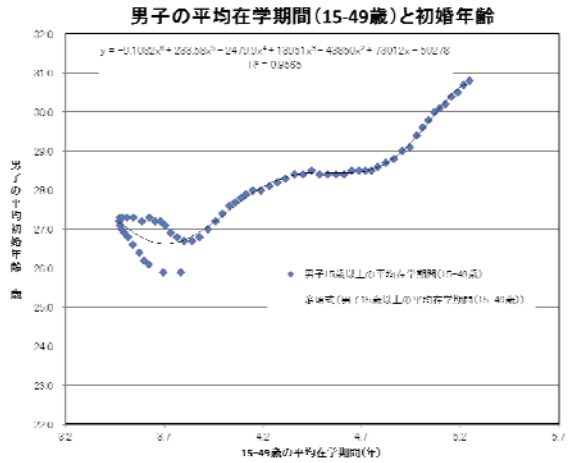
図12：平均教育期間（15－49歳）と平均初婚年齢の関係（女子）



15－49歳の平均教育期間と平均初婚年齢の関係をみると、y = 0.5923x3 - 6.4819x2 + 24.587x - 7.1026 R² = 0.97549で多項式で近似する。特に1974年以降に限れば、経済成長×少子化⇒大学進学率の上昇⇒平均在学期間の延伸⇒平均初婚年齢の上昇となる。

資料：厚生労働省（http://www.mhlw.go.jp/toukei/youran/data24k/1-39.xls.）と学校基本調査（‘http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843）より算定

図13：平均教育期間（15－49歳）と平均初婚年齢の関係（男子）



男子も同様に多項式で近似するが、$y = -9.1082x^6 + 233.58x^5 - 2479.9x^4 + 13951x^3 - 43850x^2 + 73012x - 50278$
$R^2 = 0.9565$
と6次式となる。

1974年以降に限れば、経済成長×少子化⇒大学進学率の上昇⇒平均在学期間の延伸⇒平均初婚年齢の上昇となる点は、女子と同じ。

資料：厚生労働省（ http://www.mhlw.go.jp/toukei/youran/data24k/1-39.xls.）と学校基本調査（‘http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843） より算定

小括：経済成長と晩婚・晩産化についての考察

- 経済成長→小学校・中学校・高校・大学・大学院へと教育期間の延伸→初婚タイミング（家族形成のタイミング）の遅延というループは十分想定しうる。
- 効果は累積的だが、コーホートを期間に直し積算して平均を求める必要がある。また一貫して累増するが、各段階ごとの進学率の変化が複合的に作用することにより非線形となる。
- 戦前、戦後（特に1960年以前）については、なお検証が必要だが、教育期間の終了→初婚タイミング（家族形成のタイミング）には一定の法則性があり、これに他の要因が加わる（経済要因、社会規範など）と思われる。
- 国際比較による検証も必要。

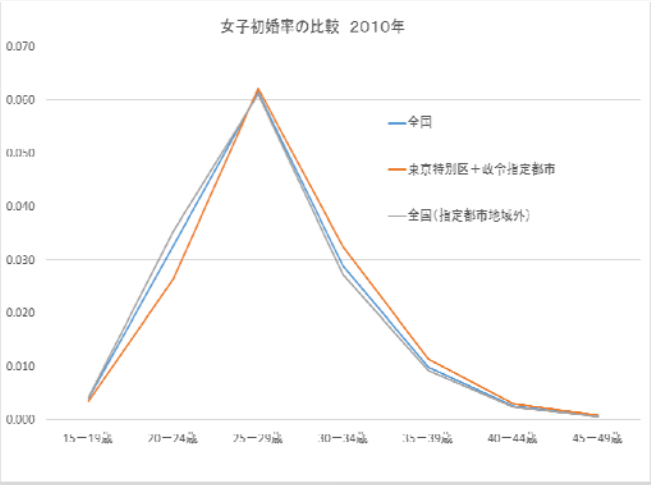
経済成長→大都市地域への人口集中→地域間格差の効果

- World3 では、LMC: Life Time Multiplier from Crowding 平均寿命に対する過密倍数という形で、都市化の死亡率に対する効果は組み込まれているが、出生力のループにはない。
- **「都市蟻地獄説」**（速水2001）、「地方消滅」（増田2014）など、大都市地域の低出生力と大都市地域への人口集中などが進むことにより、全体の出生力が低下する可能性も否定できない。
- つまり、経済成長→大都市地域への人口集中→地域間格差の効果の可能性について検討する。

分析方法

- 政令指定都市（＋東京区部）を大都市地域、都道府県のそれ以外の地域を非大都市地域とする。
- 都道府県と政令指定都市について、2010年の国勢調査の、15歳以上、性・年齢5歳階級・配偶関係別人口と、2010年の人口動態統計から性・年齢5歳階級別初婚数及び出生数を使い、都道府県、政令指定都市、都道府県のそれ以外の地域の値を求める。
- 性比・未婚性比と初婚率・未婚初婚率・出生率の関係について相関を求め、男女の純移動率の違い→性比のアンバランス→初婚率の低下→出生率の低下という影響ループを検討した。
- 女子20－24歳の未婚初婚率については、女子大学進学率との相関を求めた。
- 地域格差がないとした場合の総出生数の変化

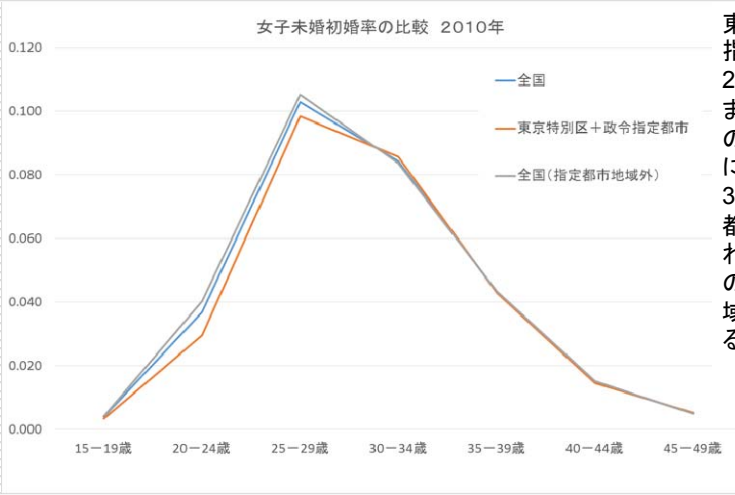
図14：女子の初婚率の比較



東京区部＋政令指定都市の20－24歳が、それ以外の地域より低く、30－34歳からは、逆に大都市地域の方が高く、晩婚化によるキャッチアップは大都市地域の方が大きいと思われる。

資料：国勢調査（2010）と人口動態統計(2010)より算定

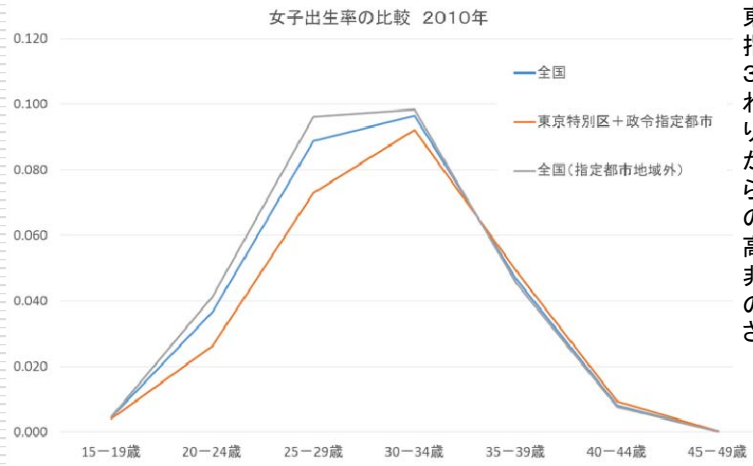
図15：女子の未婚初婚率の比較



東京区部＋政令指定都市の20－24歳、25－29歳までは、それ以外の地域より明らかに低いが、30－34歳からは、大都市地域の方がわずかに高くものの、非大都市地域との差はなくなる。

資料：国勢調査（2010）と人口動態統計(2010)より算定

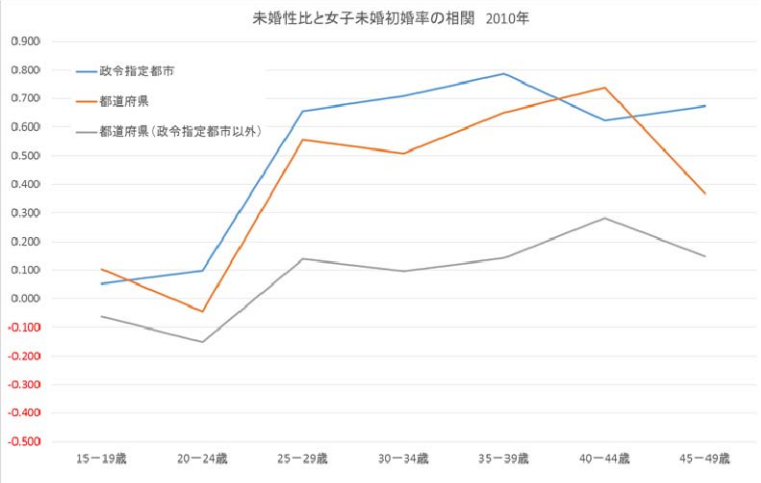
図16：女子の年齢別出生率の比較



東京区部＋政令指定都市の30－34歳までは、それ以外の地域より明らかに低いが、35－39歳からは大都市地域の方がわずかに高くなる。しかし、非大都市地域との差は極めて小さい。

資料：国勢調査（2010）と人口動態統計(2010)より算定

図17：未婚性比と女子未婚初婚率

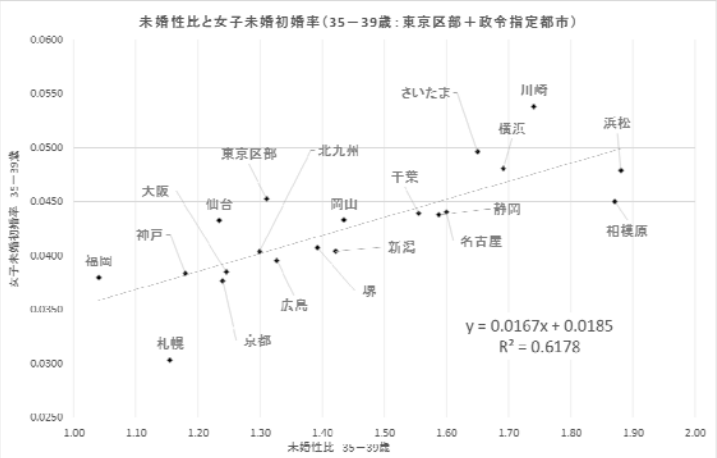


未婚性比との相関は25－29歳から上昇し、40歳あたりまで、さらに上昇、その後は低下する。

しかし、相関は、大都市地域で高く、それ以外の地域では低い。また、後者では20－24歳で負の値となる

資料：国勢調査（2010）と人口動態統計(2010)より算定

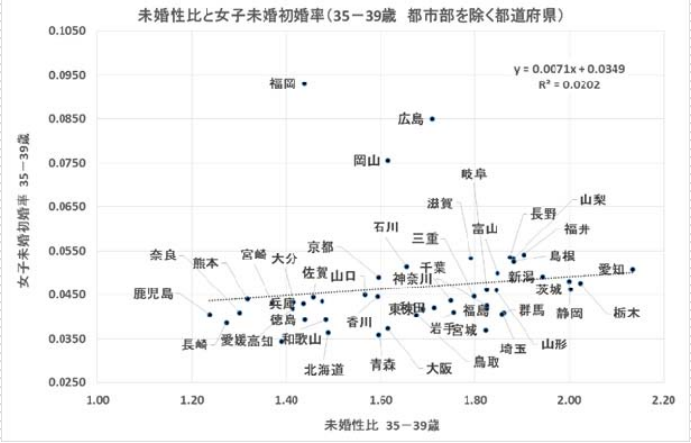
図18a：未婚性比と女子未婚初婚率



30代の未婚性比と未婚初婚率との相関は、大都市地域で強く、　未婚性比の高い産業都市で、未婚初婚率は高く、福岡、札幌、神戸など、性比の低いサービス産業中心都市で低いという傾向が確認できる。

資料：国勢調査（2010）と人口動態統計(2010)より算定

図18b：未婚性比と女子未婚初婚率



30代の未婚性比の影響は政令指定都市＋東京区部で顕著であったが、その、それ以外の地域では極めて弱く、性比の影響は認められない。

資料：国勢調査（2010）と人口動態統計(2010)より算定

大学進学率と出生力指標の相関

2010年の女子指標と高卒後の大学等進学率との関係（都道府県のみ）

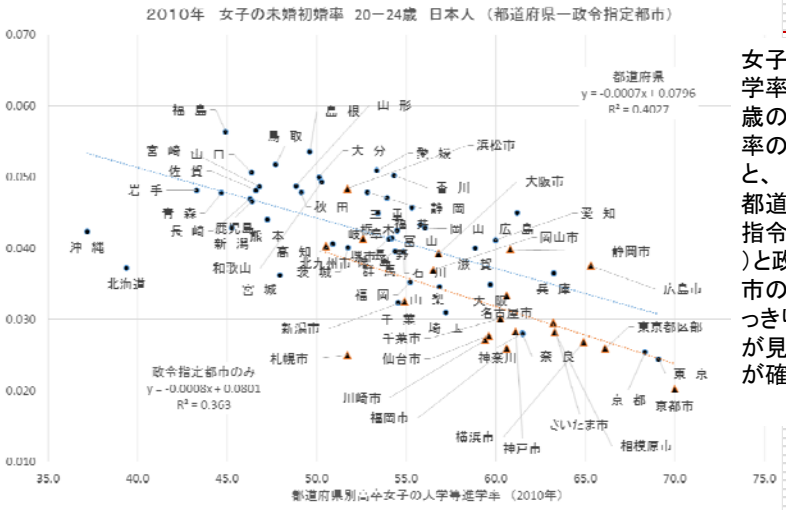
女子初婚率	15－19歳	20－24歳	25－29歳	30－34歳	35－39歳	40－44歳	45－49歳
女子進学率	−0.09	−0.21	0.61	0.71	0.42	0.05	0.18
男子進学率	−0.22	−0.34	0.48	0.56	0.25	0.07	0.18
女子未婚初婚率	15－19歳	20－24歳	25－29歳	30－34歳	35－39歳	40－44歳	45－49歳
女子進学率	−0.31	−0.59	0.27	0.44	0.34	0.10	0.24
男子進学率	−0.18	−0.40	0.19	0.38	0.23	0.12	0.23
女子年齢別出生率	15－19歳	20－24歳	25－29歳	30－34歳	35－39歳	40－44歳	45－49歳
女子進学率	−0.27	−0.75	−0.46	0.19	0.11	0.03	0.08
男子進学率	−0.18	−0.58	−0.43	0.06	−0.01	−0.09	−0.02

2010年の女子指標と高卒後の大学等進学率との関係（政令指定都市＋東京区部のみ）

大学等進学率	15－19歳	20－24歳	25－29歳	30－34歳	35－39歳	40－44歳	45－49歳
女子初婚率	−0.47	−0.59	0.08	0.43	0.56	0.45	0.54
女子未婚初婚率	−0.47	−0.60	−0.13	0.11	0.27	0.38	0.41
女子年齢別出生率	−0.51	−0.67	−0.43	0.01	0.59	0.62	0.21

＊大学進学率等は男女合計

図19：大学進学率と女子未婚初婚率



女子の大学進学率と20－24歳の未婚初婚率の関係をみると、
都道府県（政令指令都市を含む）と政令指定都市の双方で、はっきりした相関が見られることが確認できる

資料：国勢調査（2010）と人口動態統計(2010)より算定

地域格差の効果

全国、大都市地域、その他地域について、合計初婚率、合計未婚初婚率、合計出生率格差をみると、0, 0.08,0.20となる。
　また格差を是正した場合、総出生数に対する非大都市化の効果は＋3.7%, 大都市化の効果は-8.1 %となる。

出生力関連指標の格差	合計初婚率	合計未婚初婚率	合計出生率
全国	0.70	1.46	1.41
東京特別区＋政令指定都市	0.70	1.40	1.27
全国（指定都市地域外）	0.70	1.48	1.47
両地域の差	0.00	0.08	0.20

出生数の変化	15歳から49歳	15－19歳	20－24歳	25－29歳	30－34歳	35－39歳	40－44歳	45－49歳
現状	1,071,229	13,495	110,956	306,910	384,385	220,101	34,609	773
地域差がない（非指定都市地域）	1,111,319	13,958	125,029	332,445	392,035	214,778	32,353	720
その場合の増減	40,090	463	14,073	25,535	7,650	−5,323	−2,256	−53
地域差がない（指定都市地域）	984,523	12,176	79,772	252,156	367,358	232,317	39,838	906
その場合の増減	−86,706	−1,319	−31,184	−54,754	−17,027	12,216	5,229	133
非大都市化の効果	3.7%	3.4%	12.7%	8.3%	2.0%	−2.4%	−6.5%	−6.8%
大都市化の効果	−8.1%	−9.8%	−28.1%	−17.8%	−4.4%	5.6%	15.1%	17.2%

資料：国勢調査（2010）と人口動態統計(2010)より算定

小括：地域格差が出生に与える効果についての考察

- 経済成長→大都市地域への人口集中→地域間格差→全体の出生力に影響を与える可能性は十分想定しうる。 →過去のデータによる検証が必要。＊ただし、直近の状況をみる限り、その効果は限定的である。
- 男女の純移動率の差→性比の不均衡→女子未婚初婚率の格差→出生力格差は、大都市地域間に限られる。
- 女子大学等進学率の格差→20代のみ未婚初婚率、出生率の格差として、大都市・非大都市地域で作用。＊タイムラグを考慮すれば、高年齢にも作用する可能性が高い。
- 「地方創生」により地域間格差が是正されるとしても、若年人口の地方回帰のみでは限界があるといえる。

まとめ・考察・課題 （1）

- 経済成長が平均寿命の延伸や少子化に影響しうることが確認できた。1960年以前についてはデータが不足しているが、モデル化を進めシミュレーションを通じ検証する。
- 現在、World3 の経済成長ループ（資本セクターCapital Sector）の組込みを進めている。
- この資本セクターは資本投資と資本減耗の差が資本蓄積として成長→産業出力（IO: Industrial Output ($/Year) →サービス出力（SO:Service Output）を増大させる。人口規模との関係で、これらの1人あたり値が変化（多くは累積的に増大）し、この動きが平均寿命の延伸や少子化の進行を促進すると考えられる。

まとめ・考察・課題 （2）

- 基本モデルでは、平均寿命の延伸→置換水準の出生力の低下→合計出生力の低下→平均寿命の延伸というループのみで人口転換過程を表現したが、ループの内生化には、エンジン部分が不可欠であり、経済成長が該当すると思われる。
- つまり、経済成長が平均寿命の延伸→置換水準の出生力の低下→合計出生力の低下→平均寿命の延伸というループを回して来たが、その結果、1人あたりサービス出力が増大し、教育期間が延伸、これが家族形成のタイミングを後ろにシフトさせ、出生力が置換水準を下回わり、ポスト人口転換期に入ったという仮説が成り立つと考える。
- この仮設に沿いモデルの開発を進め、整合性を確認したい。

参考文献・謝辞

Dennis L. Meadows (著), William W., III Behrens, Wright Allen Press; New版 (1974/06)
Dynamics of Growth in a Finite World [ハードカバー]
The World Bank (2012) 「World Development Indicators」 (http://data.worldbank.org/indicator/SH.XPD.PCAP
総務省統計局 (2014a) 「政府統計の総合窓口ー厚生労働省 (人口動態統計) 平成２２年人口動態調査
２Ｇ 中巻 婚姻 第６表」
(http://www.estat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_&listID=000001101829&disp=Other&requestSender=estat)
総務省統計局 (2014b) 「政府統計の総合窓口ー厚生労働省 (人口動態統計) 平成２２年人口動態調査
２Ｇ 中巻 出生数, 性・母の年齢 (５歳階級) ・都道府県 (20大都市再掲) 別 (http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_&listID=000001101824&disp=Other&requestSender=estat)
総務省統計局 (2014c) 「政府統計の総合窓口ー文部科学省 (学校基本統計) 」「進学率 (昭和２３年～) 」 (http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843)
総務省統計局 (2014d) 「日本の統計2014」 「 22－18 都道府県別進学率と就職率 (平成24年) 」
(http://www.stat.go.jp/data/nihon/22.htm)
厚生労働省 (2014) 「統計要覧一覧 第１－39表 平均初婚年齢, 年次別」
(http://www.mhlw.go.jp/toukei/youran/data24k/1-39.xls.)
速水融 (2001) 『歴史人口学で見た日本』文春新書
増田 寛也 (2014) 「地方消滅- 東京一極集中が招く人口急減 (中公新書) 新書

＊本研究は「第一、第二の人口転換の解明に基づいた人口・ライフコースの動向と将来に関する研究」
科学研究費補助金 (文部科学省／日本学術振興会) 平成23～25年度 研究代表者：金子隆一 (国立社会保障・人口問題研究所)
並びに**「人口転換の現代的解析に基づく新たな人口潮流とライフコース変動に関する総合的研 究」(基盤研究(B))(科学研究費補助金 平成26～28年度:研究代表 金子隆一 国立社会保障・人口問題研究所 副所長)によるものである。**

連絡先：原 俊彦 (はら としひこ)
札幌市立大学 デザイン学部 (教授)
〒005-0864 札幌市南区芸術の森1丁目 Tel: (直) 011-592-5860 (代) 011-592-2300
FAX：011-592-2374E-mail：t.hara@scu.ac.jp http://faculty1.scu.ac.jp/hara/