

博士人材の年齢別人材流動モデルの構築と
試行的な将来予測

Modeling of the Flow of Ph.D. Graduates Including
Age-Dependence and Trial Future Simulations

2021 年 2 月

文部科学省 科学技術・学術政策研究所

第 1 調査研究グループ

高山 正行 星野 利彦

本 DISCUSSION PAPER は、所内での討論に用いるとともに、関係の方々からの御意見を頂くことを目的に作成したものである。

また、本 DISCUSSION PAPER の内容は、執筆者の見解に基づいてまとめられたものであり、必ずしも機関の公式の見解を示すものではないことに留意されたい。

The DISCUSSION PAPER series are published for discussion within the National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP) as well as receiving comments from the community.

It should be noticed that the opinions in this DISCUSSION PAPER are the sole responsibility of the author(s) and do not necessarily reflect the official views of NISTEP.

【執筆者】

高山 正行	科学技術・学術政策研究所 第1 調査研究グループ 研究官
星野 利彦	科学技術・学術政策研究所 第1 調査研究グループ 総括上席研究官

【Authors】

TAKAYAMA Masayuki

Research Fellow, 1st Policy-Oriented Research Group, National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP), MEXT.

HOSHINO Toshihiko

Director, 1st Policy-Oriented Research Group, National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP), MEXT.

本報告書の引用を行う際には、以下を参考に出典を明記願います。

Please specify reference as the following example when citing this paper.

高山正行、星野利彦（2021）「博士人材の年齢別人材流動モデルの構築と試行的な将来予測」, *NISTEP DISCUSSION PAPER*, No.193, 文部科学省科学技術・学術政策研究所.

DOI: <http://doi.org/10.15108/dp193>

TAKAYAMA Masayuki and HOSHINO Toshihiko (2021) “Modeling of the Flow of Ph.D. Graduates Including Age-Dependence and Trial Future Simulations,” *NISTEP DISCUSSION PAPER*, No.193, National Institute of Science and Technology Policy, Tokyo.

DOI: <http://doi.org/10.15108/dp193>

博士人材の年齢別人材流動モデルの構築と試行的な将来予測

文部科学省 科学技術・学術政策研究所 第1調査研究グループ

高山正行、星野利彦

要旨

研究力強化・若手研究者支援総合パッケージにおける、2025年の大学本務教員に占める40歳未満の教員を3割以上とする目標の達成に向けては、大学本務教員だけでなくポストドクター、博士課程修了者等の博士人材の動向を詳細に把握し、それを基に、今後の我が国の施策の狙いをより明確にする必要がある。本研究では、確率遷移の考え方に基づいて博士人材の年齢別の人材流動のモデルを構築し、アカデミアの博士人材の各年齢分布を主に2016年度以前の各種調査の公開データを基に定量的に解析し、この結果に基づいて大学本務教員の年齢分布の試行的な将来予測を行った。予測精度としては、2018年度・2019年度の各種調査結果とよく整合した結果を得られている。また、このトレンドのまま政策的に新たな介入がないものと仮定して2025年度までシミュレーションを行うと、大学本務教員における40歳未満の割合は20.1%まで低下することが予想される。研究力強化・若手研究者支援総合パッケージにおける目標の達成に向けては、我が国の研究力強化という大目標を見据えつつ、博士人材の流動の各パスについて実行可能な施策とその効果をしっかりと検討していく必要があると考えられる。

Modeling of the Flow of Ph.D. Graduates Including Age-Dependence and Trial Future Simulations

TAKAYAKA Masayuki and HOSHINO Toshihiko

1st Policy-Oriented Research Group, National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP), MEXT

ABSTRACT

Toward the achievement of the goal “Increasing the percentage of the teachers under the age 40 among full-time university teachers toward more than 30 % in FY2025” in Comprehensive Package to Strengthen Research Capacity and Support Young Researchers, it is essential to understand the detail of the trend of the flow of the Ph.D. graduates including postdoctoral fellows and university teachers and to clarify the targets of the political actions in Japan. In this paper, the age distributions of the Ph.D. graduates on each academic career path are quantitatively analyzed mainly from the open data of the related surveys conducted by MEXT and NISTEP in 2016 and before, based on the transition probability approach. Based on this trend analyses and under the assumption that no political actions related to the Ph.D. graduates are conducted, the expected age distribution of the full-time university teachers for each year until FY 2025 is also calculated on a trial basis. This simulation reproduces the results of the surveys in 2018 and 2019 conducted by MEXT and NISTEP quite well and this fact supports the accuracy of

this future forecast. The expected percentage of the teachers under 40 years old in 2025 from this simulation is calculated as 20.1%, which is even smaller than the real value in 2019. From the viewpoint of achieving the goal above, it becomes important more and more to discuss the possible political actions and their effects on each Ph.D. career path, remembering the final goal “strengthening the research capacity of Japan.”

博士人材の年齢別人材流動モデルの構築と試行的な将来予測

概要

研究力強化・若手研究者支援総合パッケージにおける、2025年の大学本務教員に占める40歳未満の教員を3割以上とする目標の達成に向けては、将来的に大学本務教員となりうるポストドクター、博士課程修了者等の博士人材の動向を詳細に把握し、それを基に、今後の我が国の施策の狙いをより明確にする必要がある。本研究では、確率遷移の考え方に基づいて博士人材の年齢別の人材流動のモデルを構築し、アカデミアの博士人材の各年齢分布を主に2016年度以前の各種調査の公開データを基に定量的に解析し、この結果に基づいて大学本務教員の年齢分布の試行的な将来予測を行った。予測精度としては、2018年度・2019年度の各種調査結果とよく整合した結果を得られている。また、このトレンドのまま政策的に新たな介入がないものと仮定して2025年度までシミュレーションを行うと、大学本務教員における40歳未満の割合は20.1%まで低下することが予想される。研究力強化・若手研究者支援総合パッケージにおける目標の達成に向けては、我が国の研究力強化という大目標を見据えつつ、博士人材の流動の各パスについて実行可能な施策とその効果をしっかりと検討していく必要があると考えられる。

1. 序論

近年、2021年からの第6期科学技術・イノベーション基本計画の策定の議論にあたって、特に我が国の研究力向上に向けて、非常に多くの議論がなされている。中でも若手研究者は我が国の研究力向上を目指す上での中心的存在として注目され、2020年1月には、博士課程学生からその後の産業界・アカデミアへのキャリアパスまでの包括的な施策方針を定めた『研究力向上・若手研究者支援総合パッケージ』[1]が政府において決定された。本パッケージでは、“将来的に我が国の大学本務教員に占める40歳未満の教員が3割以上となることを目指し、40歳未満の大学本務教員を約1割増(2025年度)”等の達成目標が掲げられており、第6期科学技術・イノベーション基本計画の策定においても本パッケージの目標に準じた記載が検討され[2]、さらに2020年度の各種政策文書[3, 4]にも明記されている。また、この目標は第5期科学技術基本計画[5]にも掲載されていたものでもあり、このように引き続き大変重要な政策目標として位置づけられていることを踏まえると、この目標の達成に向けた具体的なアプローチを検討・実行していくことがますます重要になっている。

大学本務教員数に着目すると、ここ30年間で大学本務教員数全体に対しての40歳未満の割合は単調減少で、2016年度の学校教員統計調査[6]においては23.4%となっている。しかしながら、今後の日本の科学技術・イノベーションを背負う若手研究者の支援においては、自由な発想で挑戦的な研究に取り組める環境の整備が重要であり[1]、その一つ的手段として、彼らが将来的に着任可能な大学本務教員のポストの拡大が期待されている。これを実現するための施策としては、各国立大学の「中長期的な人事計画」における工夫等が考えられ、文部科学省からも平成31年2月に『国立大学法人等人事給与マネジメント改革に関するガイドライン』[7]にて若手教員の雇用確保を推奨する等、取組がなされてきている。一方、これらの目標達成に

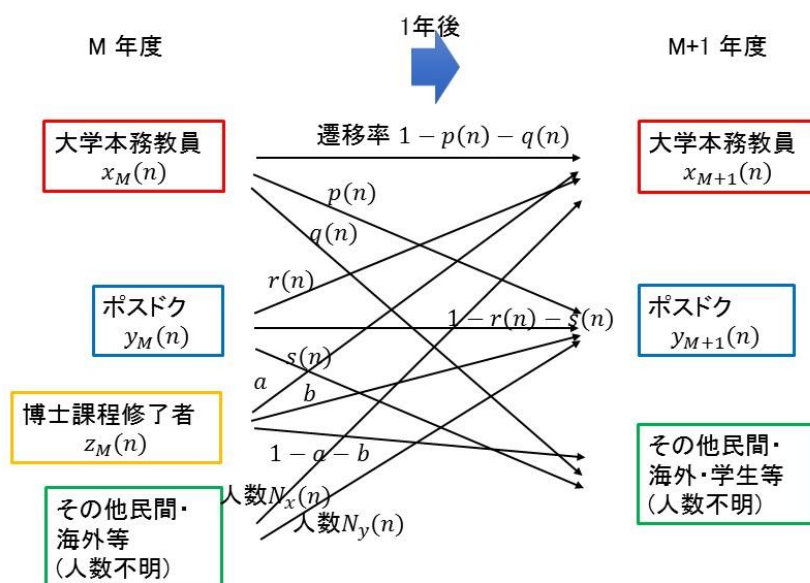


図 1. 本研究で用いる大学本務教員・ポストドクター等(図中ではポストドクと略記)・博士課程修了者の各層間の人材流動モデル。

向けた取組が、どの程度この目標に効果をもたらすか、そしてこのパッケージの最終目標である我が国の研究力向上にどの程度貢献するのか、並行して評価・シミュレーションし、都度その結果を踏まえて適宜方針を見直していくこともまた重要となる。

以上の議論を今まで以上に定量的に進めるにあたり、本研究では、特に大学本務教員数の 40 歳未満の割合に関する目標達成の検討の基礎情報として、これまでの公開データに基づいて、新たな政策的介入がないと仮定した上で 2025 年度までの年齢別大学本務教員数の予測シミュレーションを行う。本シミュレーションを行うにあたっては、大学本務教員そのものだけではなく、博士課程修了直後の人々やポストドクター等、将来大学教員になりうる層との間の人材流動についても定量的に捉えるためのモデルを設計し、解析する。

2. モデルの考え方と人材流動の定量評価

本研究で考案したモデルを図 1 に示す。本モデルは研究力強化・若手研究者支援総合パッケージの参考資料[8]をベースに、年齢分布と経年を含めて評価するものである。本研究で着目する層は大学本務教員(M 年度における年齢 n に依存した分布関数を $x_M(n)$ とおく)、ポストドクター等¹(以下 PD と略記。年齢分布関数 $y_M(n)$)、博士課程修了者(年齢分布関数 $z_M(n)$)をとし、さらに、

¹ ポストドクター等の定義は、ポストドクター等の雇用・進路に関する調査[13]に従い、『博士の学位を取得後、任期付で任用される者であり、①大学等の研究機関で研究業務に従事している者であって、教授・准教授・助教・助手等の職にない者や、②独立行政法人等の研究機関において研究業務に従事している者のうち、所属する研究グループのリーダー・主任研究員等で

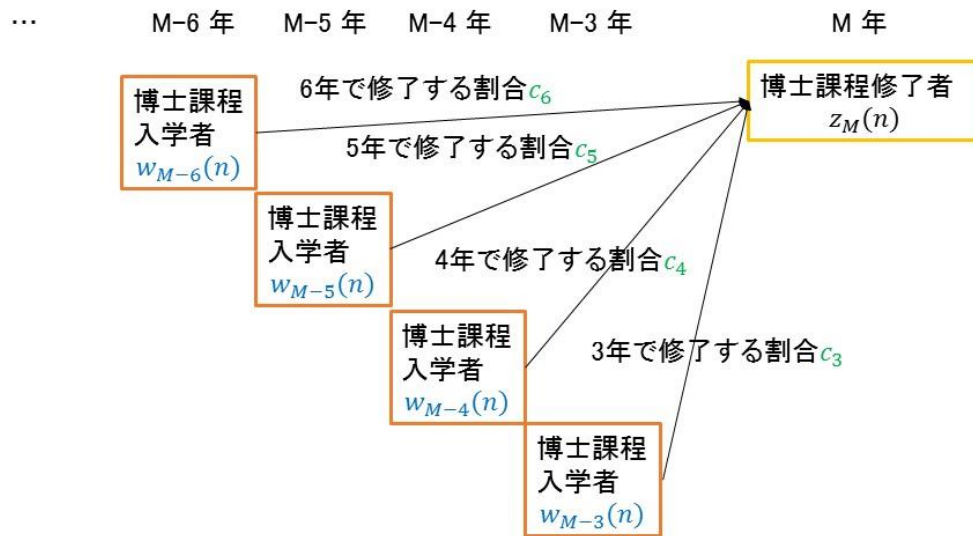


図 2. 学校基本調査[14]の結果から推定される博士課程修了者の年齢分布の計算の概念図。

その他民間・海外等との人材流動を加味する。

各層間の人材流動は、人数ベースでのカウントを行ってしまうと、各層のその時の人数に依存してしまい、この人材流動に対しての純粋な政策効果を定量的に把握することを見据え、原則遷移確率ベースで考えることとする。この考え方は、遷移確率の考え方に基づいた Markov 連鎖モデル[9]そのものであり、地域間の人口移動の分析や労働経済学、ファイナンスにおける分析等[10, 11, 12]でも用いられている。

モデルを用いた計算を始めるにあたっては、 $x_M(n)$ には学校教員統計調査[6]の結果を、 $y_M(n)$ にはポストドクター等の雇用・進路に関する調査[13]の結果を用いる。博士課程修了者の年齢分布 $z_M(n)$ や、各種層間の遷移確率 ($p(n)$ 、 $q(n)$ 、 $r(n)$ 、 $s(n)$ 、 a 、 b)、およびその他民間や海外等からの流入人数 $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ については、データが公開されていない、もしくは網羅的な調査が困難でそもそも調査自体が行われていないことにより、これらすべてのパラメータの正確な数字の算出は難しいものの、以下(1)～(4)に述べるような解析から計算・推定する。

(1) $z_M(n)$ および a 、 b の計算

学校基本調査[14]において毎年度、博士課程入学者の年齢分布(30歳以降は5歳ごとの階層別)、

ない者。(博士課程に標準修業年限以上在学し、所定の単位を取得の上退学した者(いわゆる「満期退学者」)を含む。』とする。この定義は、学校基本調査[14]でも同様となっている。

博士課程修了者数、修了までにかかった各年数に応じた人数(年齢分布なし)が公開されている。

よって、

仮定①:『博士課程修了までにかかる年数は、年齢には依存しないものとする』

の下、 $z_M(n)$ を推定する。

図 2 には計算の流れの概念図を示している。 k 年度における博士課程入学者の年齢分布 $w_k(n)$ が求まっていて、かつその層のうち M 年度に終了する割合 c_{M-k} (先述の仮定の下、年齢によらない定数とする)が分かっているならば、 $z_M(n)$ は、

$$z_M(n) = \sum_{M-k \geq 3} c_{M-k} w_k(n - M + k) \quad (\text{式 1})$$

と計算することで求められる。

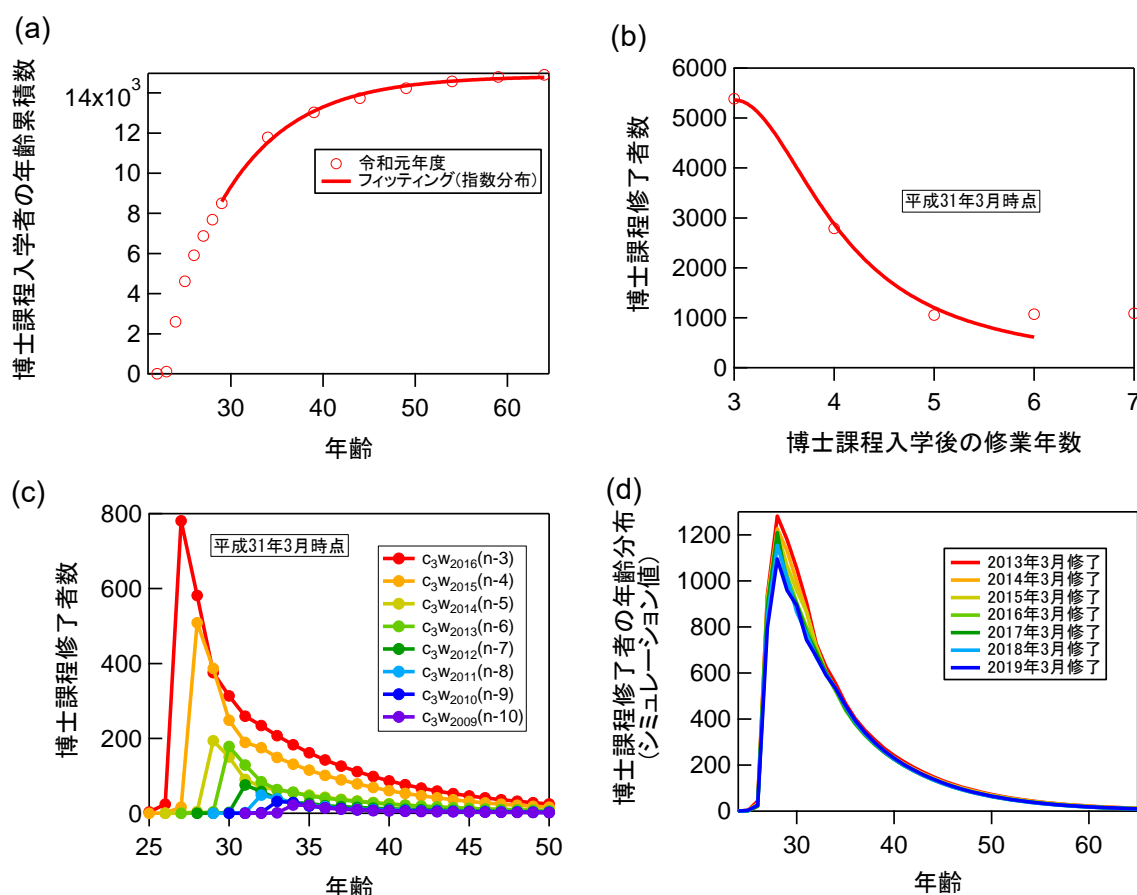


図 3.(a): 令和元年度の学校基本調査[14]における博士課程入学者の年齢累積数。実線は指数分布の累積関数によるフィッティング結果。(b): 学校基本調査[14]における、平成 31 年の修業年数別の博士課程修了者数。実線はローレンツ関数によるフィッティング結果。(c): 平成 31 年の博士課程修了者数を年齢別、博士課程入学年度別に推定・プロットしたもの。(d): 各年 3 月における博士課程修了者数の年齢分布の計算結果。

図 3(a)には例として、令和元年度の学校基本調査における博士課程入学者年齢累積分布を示している。21～29 歳までは 1 歳刻みで公表されている一方、30 歳以降については 5 歳刻みになっており、任意の年数が経過した後の分布を推定するためには、1 歳刻みの年齢分布関数を推定する必要がある。そこで本研究では、29 歳以降を指数分布の累積関数

$$F(n) = A - Be^{-\frac{n-29}{\tau}}$$

(式 2)

でフィットし、この結果を n で微分して得られる分布関数²

² 博士課程入学者の年齢分布に関する数理モデルは存在せず、分布関数の選択には一意性はない。本研究の範囲では、重要なのはもっともらしく各年齢の人数を補完することであり、よくフィッティングできれば、この関数の選び方は重要ではない。

$$F(n) = \frac{B}{\tau} e^{-\frac{n-29}{\tau}} \quad (\text{式 3})$$

によって 30 歳以降の 1 歳刻みの分布 $w_k(n)$ を推定した (A, B, τ がフィッティングパラメーター)。

次に、修業年数別の博士課程修了者数について、例として学校基本調査[14]のものを図 3(b)に示した。ただし、修業年数 3 年未満(博士号早期取得)の場合については、その詳細が公開されていないということと、非常に数が少ないと考えられるため無視した。また、この調査では修業年数 8 年以上については合計値としてまとめられており、細かい分布までは不明であるため、フィッティングによって推定し補完することとした。フィッティングにはローレンツ関数(修業年数 m)

$$f(m) = \frac{A}{(m - m_0)^2 + B} \quad (\text{式 4})$$

を用いた (A, B がフィッティングパラメーター)。図 3(b)の実線は、ローレンツ関数の中心を表す $m_0=3$ としてフィッティングを行った結果であり、修業年数 8 年～10 年の人数はこの結果から推定している。なお、このフィッティング結果によると、修業年数 11 年以上の博士課程在籍者については、人数が 100 人未満となり、博士課程修了者の全体である約 1 万人と比べ 1% 未満であることから、十分小さい誤差であるとみなして無視し、修業年数 10 年を、(式 1)における足し上げにおけるカットオフとする。

ここから求められた各修業年数の修了者数を、その世代の博士課程入学者全体の数で除することで c_{M-k} が計算される。これらの結果から、図 3(c)には、平成 31 年 3 月の修了生を例に、博士課程の各入学年度別に年齢分布をプロットしており、これらを足し合わせることで、図 3(d)の青線のように $z_M(n)$ のグラフが推定される。なお、図 3(d)には、2013 年度以降年度ごとに推定した博士課程修了者数の年齢分布を掲載している。

図 3(d)のグラフの特徴として、修了者のピークが 28 歳(早期取得などを除けば最短は 27 歳)であることと、28 歳以降は年齢に関する単純な指数減衰関数のような振舞いを示すことが挙げられる。博士課程修了者の処遇や博士課程学生への支援を議論する上では、全体の人数だけでなく、この指数減衰定数の議論もまた特徴的な量となる可能性がある。また c_{M-k} についても、博士課程修了者の輩出を特徴づける量であると期待される。ただし、これらの特徴量については、本稿ではこれ以上追究しない。

次に、年を経るごとに博士課程修了者数全体が減少しているという傾向自体は、学校基本調査[14]の結果から明らかであるが、年齢別に考えると、33 歳以上の修了者については 2013 年以降大きな変化がなく、特に減少しているのは 27 歳～32 歳の層であると推定される。事実関係は、実際の生データと照らし合わせる必要があるが、この結果からを見ると、博士課程修了者数全体の減少は、特に若年層における修士修了後の博士課程進学率の低下によるものと推定される。

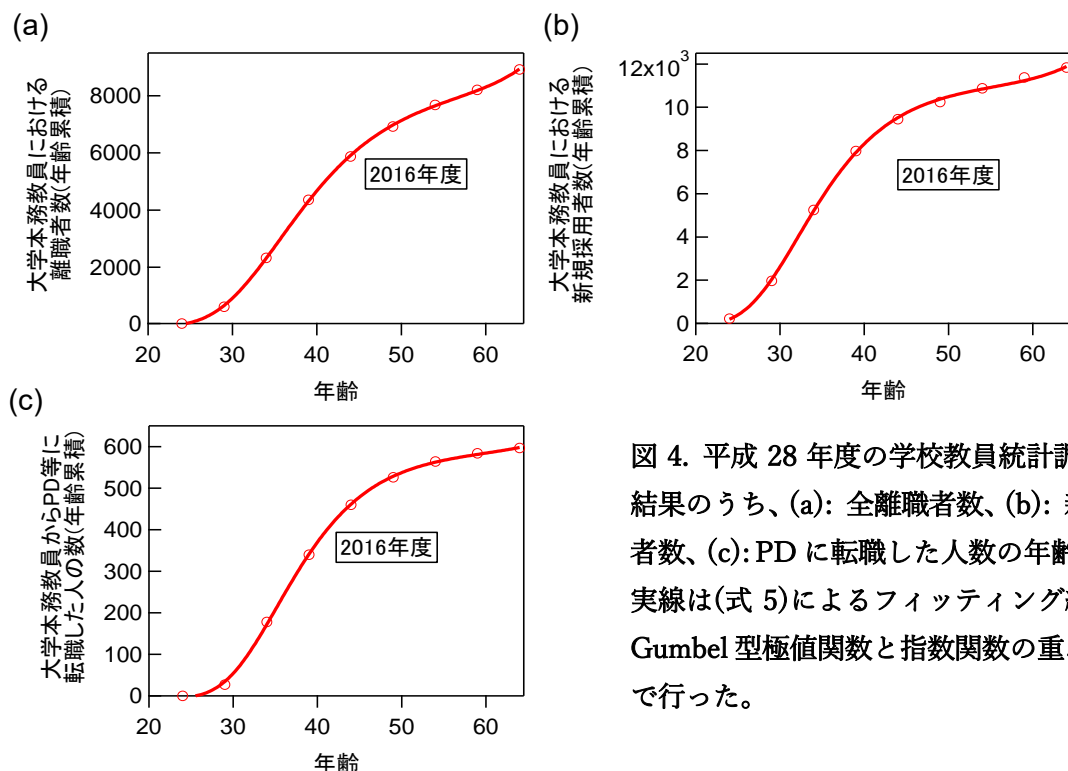


図 4. 平成 28 年度の学校教員統計調査[6]の結果のうち、(a): 全離職者数、(b): 新規採用者数、(c): PD に転職した人数の年齢累積値。実線は(式 5)によるフィッティング結果で、Gumbel 型極値関数と指数関数の重ね合わせで行った。

なお、博士課程修了者のうち大学本務教員、PD に進むそれぞれの遷移率 a 、 b については、
 仮定②:『博士課程修了者の修了直後の遷移率は年齢によらない定数である』
 に基づき、学校教員統計調査[6]及び学校基本調査[14]における結果を用いて年度ごとに簡単に計算できる。例えば 2015 年度末の博士課程修了者が、2016 年度から大学本務教員、PD となる遷移確率は $a = 0.123$ 、 $b = 0.133$ と計算される。

(2) $p(n)$ 、 $q(n)$ の計算

学校教員統計調査[6]において、退職した大学本務教員の人数が進路別・年齢別に公開されているため、これらのデータと大学本務教員数の年齢分布をもとに $p(n)$ 、 $q(n)$ を計算する。しかし、特に退職した大学本務教員人数は 5 歳刻みであり、1 歳刻みの分布を推定するため、(1)と同様に累積分布関数にフィッティングを施す。今回の分布は、30 歳～40 歳をピークとして高齢側に広い裾野を持つ非対称な分布であること、また 60 歳以降の定年退職を主とする退職者増加の影響から、現象論的に、Gumbel 型極値分布の累積分布関数に指数関数を重ね合わせ、

$$F(n) = Ae^{-e^{-\frac{n-n_0}{\tau}}} + Be^{\frac{n}{\tau'}} \quad (式 5)$$

を用いて 24 歳～64 歳の範囲でフィッティングを行った。このプロセスで得られたフィッティングパラメーター A 、 B 、 τ 、 τ' を用いて、図 4(a)(c)は、平成 28 年度の大学本務教員の全離職者数と PD 等への転職者数の年齢累積値と(式 5)によるフィッティング結果であり、いずれもフィッティング結果は調査データをよく再現していることがわかる。これらの結果から、25 歳～64 歳について 1 歳刻みで、上記累積分布関数の微分形である

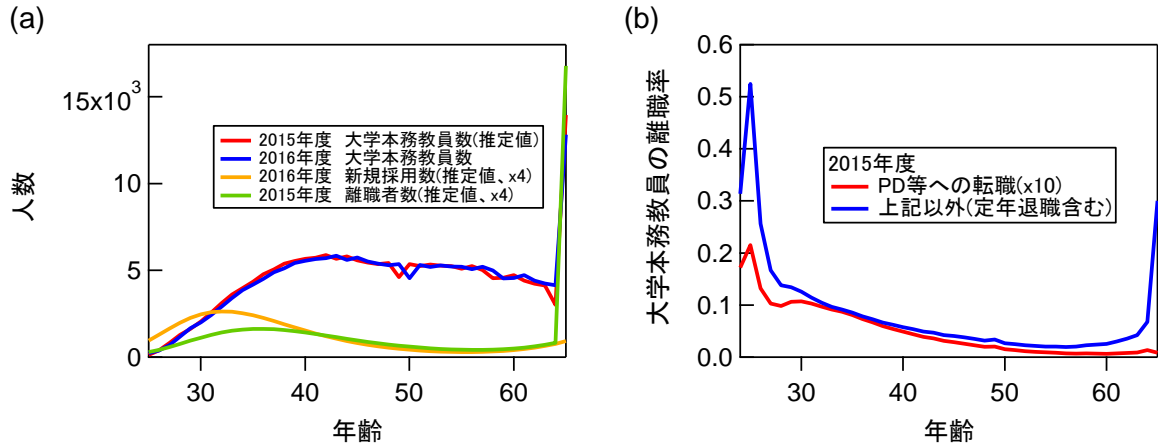


図 5. (a): 2016 年度の学校教員統計調査[6]における大学本務教員の新規採用(橙線)・離職者数(黄緑線)の解析結果と、これらに基づいて推定された 2015 年度の大学本務教員の年齢分布。
(b): 2015 年度における $p(n)$ (赤線)、 $q(n)$ (青線)の推定結果。なおいずれも、右端の 65 歳の点については 65 歳以上の層をまとめている。

$$f(n) = \frac{A}{\tau} e^{-\frac{n-n_0}{\tau}} e^{-e^{-\frac{n-n_0}{\tau}}} + \frac{B}{\tau'} e^{\frac{n}{\tau'}} \quad (式 6)$$

を用いて補完することで、年齢分布を推定できる。なお、図 4(b)には、大学本務教員の新規採用者数全体についても同様に解析しており、この(a)、(b)の両解析結果から、図 5(a)のように、2015 年度の大学本務教員数についても年齢分布を推定することができ、調査年度が 1 年ずれている、ポストドクター等の雇用・進路に関する調査[13]と、疑似的に年度を揃えることが可能となった。

以上の解析結果をもとに、図 5(b)のように 2015 年度の年齢別の遷移率 $p(n)$ 、 $q(n)$ が計算される。 $p(n)$ は、27 歳(学位早期取得者を除いた場合の、最短での博士課程修了者)における急峻なピーク以外に 30 歳前後になだらかな山があり、その後はおおむね年齢に従って減少傾向があるのに対し、 $q(n)$ は 55 歳以降からやや増加傾向に転じ、65 歳以上のところで急激な飛びが生じる。

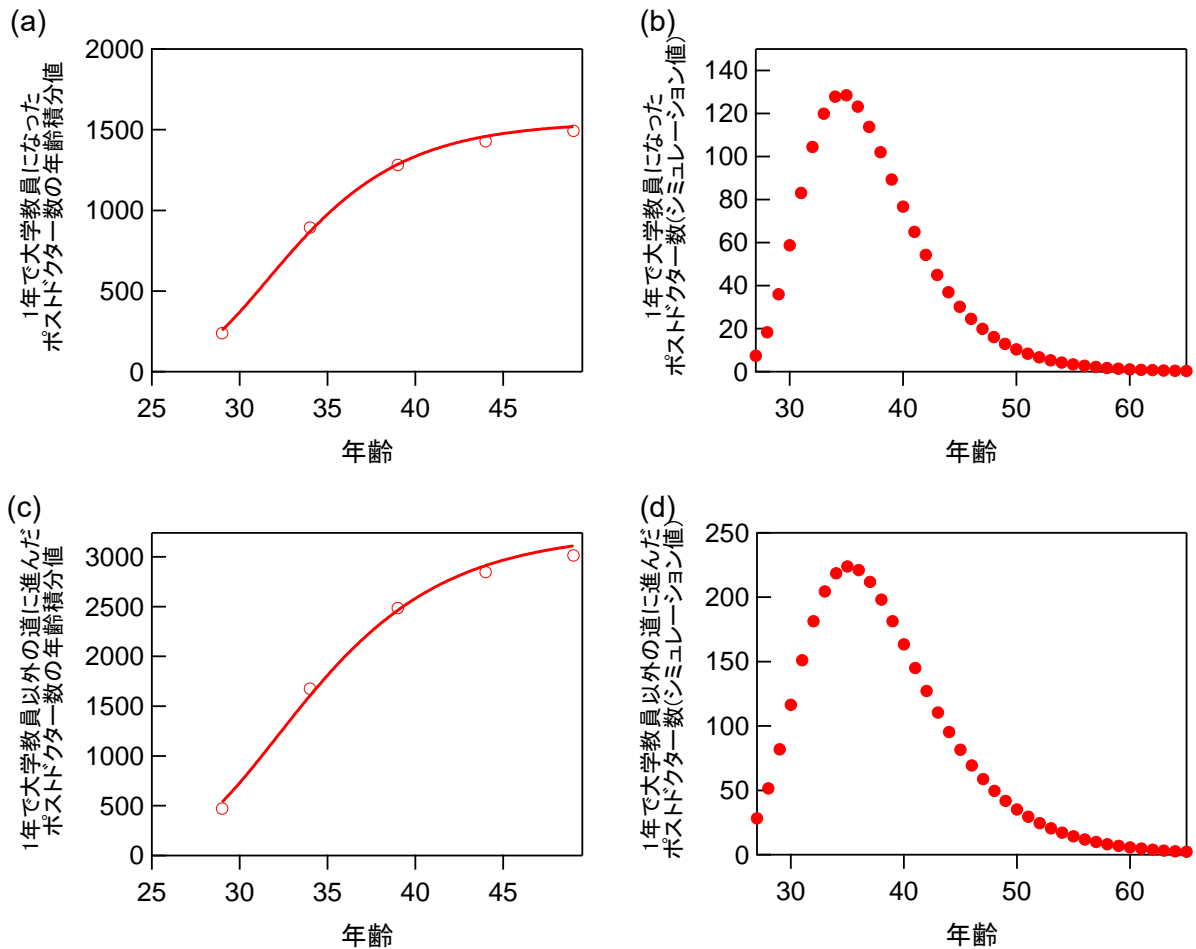


図 6. (a)・(c): 2015 年度のポストドクター等の雇用・進路に関する調査[13]における、(a)1 年で大学教員、もしくは(c)それ以外の道に進んだ PD の年齢累積数。実線は(式 7)によるフィッティング結果。

(b)・(d): それぞれ(a)・(c)のフィッティング結果から(式 6)によりプロットした 1 歳刻みの年齢分布。

この飛びは、定年等による退職によるものと考えられる。

(3) $r(n)$ 、 $s(n)$ の計算

ポストドクター等の雇用・進路に関する調査[13]において、PD から大学本務教員や他の道に進んだ年齢階層別の人数が公開されていることから、(1)(2)と同様に、フィッティングをもとに 1 歳刻みの年齢分布を推定する。図 6(a)(c)には、2015 年度において、1 年で大学教員、または他の道に進んだ PD の年齢累積数をプロットしており、Gumbel 型極値分布の累積分布関数

$$F(n) = Ae^{-e^{-\frac{n-n_0}{\tau}}} \quad (式 7)$$

でフィットした結果が実線となる。ここで、フィッティング結果は図 4 ほど調査データとは一致していない。よりよくフィットさせるにあたっては指数分布を重ね合わせるなどの方法が考えら

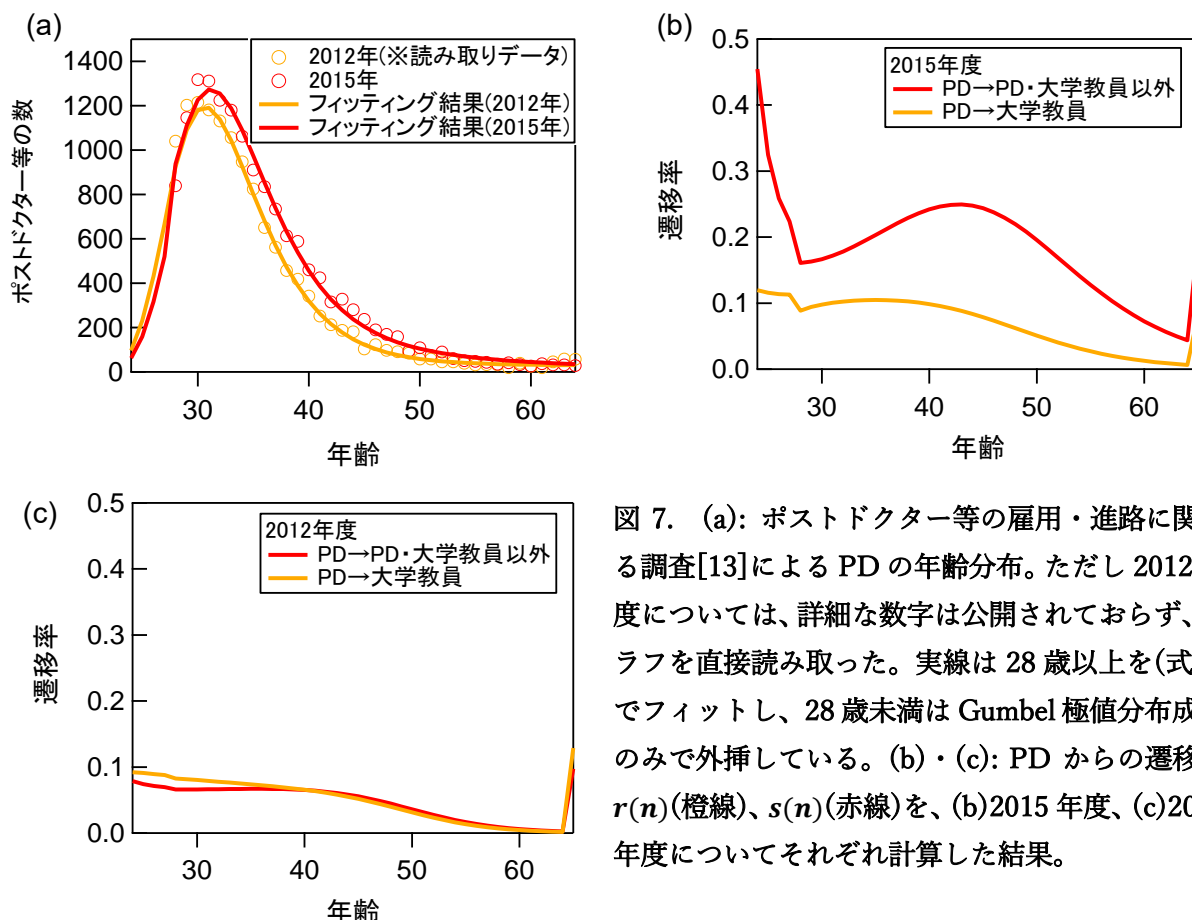


図 7. (a): ポストドクター等の雇用・進路に関する調査[13]による PD の年齢分布。ただし 2012 年度については、詳細な数字は公開されておらず、グラフを直接読み取った。実線は 28 歳以上を(式 6)でフィッティングし、28 歳未満は Gumbel 極値分布成分のみで外挿している。(b)・(c): PD からの遷移率 $r(n)$ (橙線)、 $s(n)$ (赤線)を、(b)2015 年度、(c)2012 年度についてそれぞれ計算した結果。

れるものの、データの点数自体が少なく、これ以上フィッティングパラメーターを増やしても、自由度が多く、かえって決定精度に欠ける可能性が生じるため、単一の Gumbel 累積分布関数によるフィッティングとした。分布関数は、この累積分布関数(式 7)の微分形

$$f(n) = \frac{A}{\tau} e^{-\frac{n-n_0}{\tau}} e^{-e^{-\frac{n-n_0}{\tau}}} \quad (式 8)$$

で表され、図 6(b)(d)にはその結果をプロットしている。

これらの結果と、PD の年齢分布をもとに $r(n)$ 、 $s(n)$ を計算することができる。しかしながら、PD の年齢分布は図 7(a)に示す通り特に高齢側を中心にデータの揺らぎがあり、揺らぎの大きさは高齢側の PD の人数を考えると相対的に大きいものであるために、この生データを用いて遷移率を計算してもギザギザしたグラフになってしまう。そこで今後、ある程度なめらかで扱いやすい関数としてこれらの遷移率を扱うため、PD の年齢分布にもフィッティングを施し、その結果を用いて遷移確率を計算することとした。このフィッティングにあたっては B と τ の値を負にとりて(式 6)を適用するとともに、 $n \rightarrow \pm\infty$ で 0 に収束するよう、28 歳未満については指数成分を落として(式 6)の第 1 項のみで外挿した。フィッティング結果は図 7(a)に併せて示しており、この結果を用いて計算した $r(n)$ 、 $s(n)$ を、図 7(b)および(c)に示している。2015 年度の結果である(b)と 2012 年度の結果である(c)では、特に大学教員以外に進む割合 $s(n)$ がかなり大きく異なっており、2012 年年度から 2015 年度にかけて全体的に 2 倍以上に増えている。2012 年度から 2015

年度までの変化を1年ごとに追う上では、 $r(n)$ 、 $s(n)$ について2013年度・2014年度は、各年齢において線形に変化するものとして補完し、以下の(4)の計算に用いることとした。

(4) $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ の計算

海外・民間企業からのインプットに関する年齢別のデータは、特にPDについては存在しない。そこで、2012年度、2015年度の大学本務教員、およびPDの数の変遷について、(1)～(3)にて求めているパラメータのもと図1の人材流動モデルをたどり、3年間で $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ が一定であると仮定して $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ を計算する。

1年経過に伴い年齢分布を+1歳シフトさせる並進演算子を \hat{S} とおき、図1のダイアグラムに基づいて、 M 年度のデータをもとに $M+1$ 年度の大学本務教員数・PD数を表す漸化式は、

$$\begin{aligned} x_{M+1}(n) &= \hat{S}[(1-p(n)-q(n))x_M(n) + r(n)y_M(n) + az_M(n)] + N_x(n) \\ y_{M+1}(n) &= \hat{S}[p(n)x_M(n) + (1-r(n)-s(n))y_M(n) + bz_M(n)] + N_y(n) \end{aligned} \quad (式9)$$

となり、これは2025年度の年齢分布をシミュレーションする際にも用いられる。また、これを用いて2012年度のデータと2015年度の間に成り立つ関係は、

$$\begin{aligned} x_{M+3}(n) &= \left\{ [\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^3 + \hat{S}r(n)\hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n)) + \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n)\hat{S}p(n) \right. \\ &\quad \left. + \hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n) \right\} x_M(n) \\ &+ \left\{ [\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^2 \hat{S}r(n) + \hat{S}r(n)\hat{S}p(n)\hat{S}r(n) + \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n)) \right. \\ &\quad \left. + \hat{S}r(n)[\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^2 \right\} y_M(n) \\ &+ \left\{ [\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^2 \hat{S}a + \hat{S}r(n)\hat{S}p(n)\hat{S}a + \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n)\hat{S}b \right. \\ &\quad \left. + \hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}b \right\} z_M(n) \\ &+ \left\{ \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}a + \hat{S}r(n)\hat{S}b \right\} z_{M+1}(n) + \hat{S}az_{M+2}(n) \\ &+ \left\{ [\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^2 + \hat{S}r(n)\hat{S}p(n) + \hat{S}(1-p(n)-q(n)) + 1 \right\} N_x(n) \\ &+ \left\{ \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n) + \hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n)) + \hat{S}r(n) \right\} N_y(n), \\ y_{M+3}(n) &= \left\{ [\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^2 \hat{S}p(n) + \hat{S}p(n)\hat{S}r(n)\hat{S}p(n) + \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n)) \right. \\ &\quad \left. + \hat{S}p(n)[\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^2 \right\} x_M(n) \\ &+ \left\{ [\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^3 + \hat{S}p(n)\hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n)) + \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n)\hat{S}r(n) \right. \\ &\quad \left. + \hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n) \right\} y_M(n) \\ &+ \left\{ \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n)\hat{S}a + \hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}a + [\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^2 \hat{S}b \right. \\ &\quad \left. + \hat{S}p(n)\hat{S}r(n)\hat{S}b \right\} z_M(n) + \left\{ \hat{S}p(n)\hat{S}a + \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}b \right\} z_{M+1}(n) + \hat{S}bz_{M+2}(n) \\ &+ \left\{ \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n) + \hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n)) + \hat{S}p(n) \right\} N_x(n) \\ &+ \left\{ [\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^2 + \hat{S}p(n)\hat{S}r(n) + \hat{S}(1-r(n)-s(n)) + 1 \right\} N_y(n) \end{aligned} \quad (式10)$$

となる。なお、今後の計算を簡単にするため、以下の(式 11)の通り $A(n)$ と $B(n)$ を定める。

$$\begin{aligned}
A(n) = & x_{M+3}(n) - \left\{ [\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^3 + \hat{S}r(n)\hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n)) \right. \\
& \left. + \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n)\hat{S}p(n) + \hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n) \right\} x_M(n) \\
& - \left\{ [\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^2 \hat{S}r(n) + \hat{S}r(n)\hat{S}p(n)\hat{S}r(n) + \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n)) \right. \\
& \left. + \hat{S}r(n)[\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^2 \right\} y_M(n) \\
& - \left\{ [\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^2 \hat{S}a + \hat{S}r(n)\hat{S}p(n)\hat{S}a + \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n)\hat{S}b \right. \\
& \left. + \hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}b \right\} z_M(n) \\
& - \{ \hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}a + \hat{S}r(n)\hat{S}b \} z_{M+1}(n) - \hat{S}az_{M+2}(n) \\
B(n) = & y_{M+3}(n) - \left\{ [\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^2 \hat{S}p(n) + \hat{S}p(n)\hat{S}r(n)\hat{S}p(n) \right. \\
& \left. + \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n)) \right. \\
& \left. + \hat{S}p(n)[\hat{S}(1-p(n)-q(n))]^2 \right\} x_M(n) \\
& - \left\{ [\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^3 + \hat{S}p(n)\hat{S}r(n)\hat{S}(1-r(n)-s(n)) + \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n)\hat{S}r(n) \right. \\
& \left. + \hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}r(n) \right\} y_M(n) \\
& - \left\{ \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}p(n)\hat{S}a + \hat{S}p(n)\hat{S}(1-p(n)-q(n))\hat{S}a + [\hat{S}(1-r(n)-s(n))]^2 \hat{S}b + \right. \\
& \left. \hat{S}p(n)\hat{S}r(n)\hat{S}b \right\} z_M(n) - \{ \hat{S}p(n)\hat{S}a + \hat{S}(1-r(n)-s(n))\hat{S}b \} z_{M+1}(n) - \hat{S}bz_{M+2}(n)
\end{aligned} \tag{式 11}$$

ここから、 $n \geq 24$ の範囲で $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ について解くと、

$$\begin{aligned}
N_x(24) &= A(24) \\
N_y(24) &= B(24)
\end{aligned} \tag{式 12}$$

$$\begin{aligned}
N_x(25) &= A(25) - (1-p(24)-q(24))N_x(24) - r(24)N_y(24) \\
N_y(25) &= B(25) - p(24)N_x(24) - (1-r(24)-s(24))N_y(24)
\end{aligned} \tag{式 13}$$

となる。さらに $n \geq 26$ において、

$$\begin{aligned}
N_x(n) &= A(n) - \{ (1-p(n-1)-q(n-1))(1-p(n-2)-q(n-2)) + r(n-1)p(n-2) \} N_x(n-2) - \\
& \quad (1-p(n-1)-q(n-1))N_x(n-1) - \{ (1-p(n-1)-q(n-1))r(n-2)N_y(n-2) - \\
& \quad r(n-1)(1-r(n-2)-s(n-2)) \} N_y(n-2) - r(n-1)N_y(n-1), \\
N_y(n) &= B(n) - \{ (1-r(n-1)-s(n-1))p(n-2) + p(n-1)(1-p(n-2)-q(n-2)) \} N_x(n-2) \\
& \quad - p(n-1)N_x(n-1) \\
& \quad - \{ (1-r(n-1)-s(n-1))(1-r(n-2)-s(n-2)) + p(n-1)r(n-2) \} N_y(n-2) \\
& \quad - (1-r(n-1)-s(n-1))N_y(n-1)
\end{aligned} \tag{式 14}$$

と、 n に関して帰納的に計算されることがわかる。これらを用いて、 $r(n)$ 、 $s(n)$ には(3)で述べた通り線形補完した値で年度依存性を入れ、 a 、 b についても各年度の値を入れて計算を行った。

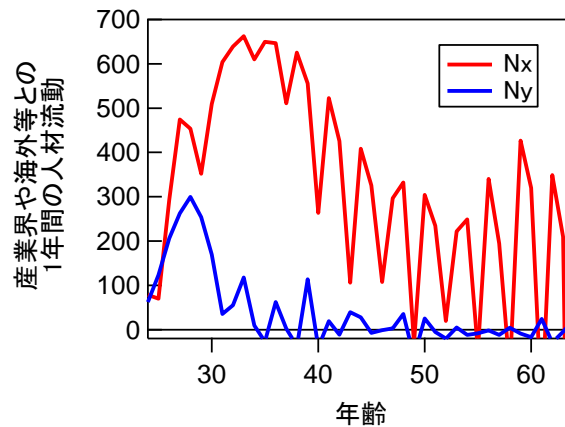


図8. $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ の計算結果。

図8には、 $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ について(式12)～(式14)を解いた結果を示している。このグラフの特徴として、特に約3年おきにアップダウンを繰り返す構造が、 $N_x(n)$ において特に顕著に見られるが、これはおそらく元データの学校教員統計調査[6]、ポストドクター等の雇用・進路に関する調査[13]の使用データの間隔が3年であることに起因する、ある種の干渉構造であると考えられる。また、 $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ ともに負の値をとることがあるが、これは前述の干渉以外にも、様々な人材流動の年齢分布をフィッティングにより推定していたり、年齢依存性のないパラメータを仮定したり、またPDが大学教員やその他の道に進む2013年度と2014年度の遷移率について、2012年度と2015年度の値から線形補完で推定していることなどによる誤差が影響していると考えられる。

なお、本来 $N_x(n)$ については学校教員統計調査からも推定は可能であるが、(式12)～(式14)によって大学本務教員とPD数から $N_y(n)$ と共に連立して求めるという一貫性の観点と、上述の他のパラメータの誤差補完の観点から、本研究では、この計算によって求められた $N_x(n)$ を採用する。実際、学校教員統計調査の結果で推定した $N_x(n)$ とそれに基づいて求めた $N_y(n)$ の組み合わせでは、2013年の大学本務教員の年齢分布をもとに求めた2016年の大学本務教員の年齢分布は、実際の調査と上手く一致しないことが分かっている。

3. 2016 年度までのトレンドに沿った 2019 年度・2025 年度の大学本務教員の年齢分布のシミュレーション

パラメータ	仮定
$p(n)$	2016 年度の結果から変化がないと仮定
$q(n)$	2016 年度の結果から変化がないと仮定
$r(n)$	2015 年度の結果から変化がないと仮定
$s(n)$	2015 年度の結果から変化がないと仮定
a	2019 年度から変化がなく、年齢に依存しない定数であると仮定
b	2019 年度から変化がなく、年齢に依存しない定数であると仮定
$N_x(n)$	2012 年度と 2015 年度の結果から計算した値の、2013～2015 年度の平均の総人口比が 2020 年以降も一定と仮定して、総人口推計結果を掛け合わせて推定
$N_y(n)$	2012 年度と 2015 年度の結果から計算した値の、2013～2015 年度の平均の総人口比が 2020 年以降も一定と仮定して、総人口推計結果を掛け合わせて推定
$z_M(n)$	最新(2019 年度)の分布の対総人口比が 2020 年以降も一定と仮定して、総人口推計結果を掛け合わせて推定

表 1. 2025 年度までのシミュレーションを行うにあたり用いるパラメータと、それぞれに関する仮定。

これまでの考察・計算結果を用いて、新たに大きな政策的介入がなく 2016 年度までのトレンドがそのまま続くと仮定して、2019 年度・2025 年度の大学本務教員の年齢分布等について、シミュレーションを行う。ただし、(式 9)を 2025 年度まで逐次的に計算するにあたり、日本の総人口との関係も明らかにしておく必要がある。

まず、博士課程修了者については、2020 年度以降は、2019 年度における日本の総人口に対する年齢別の博士課程修了者の比が一定であると仮定し、2018・2019 年の年齢別の日本の総人口に関するデータ[15]をもとにコホート変化率法によって推定した 2020 年以降の日本の総人口にかけ合わせることで修了者数の年齢分布を推定する。また、 $N_x(n)$ 、 $N_y(n)$ についても、日本の総人口に対する比が一定であると仮定³し、博士課程修了者と同様に 2020 年以降の年齢分布を計算する。これらの仮定を含め、シミュレーションに用い

³ 海外からの人材も含むことを踏まえると日本の総人口で規格化するアプローチは厳密には正しくないが、一方で各国籍別にこのインプットを洗い出し、各国の総人口で規格化することは困難である。そこで、この「その他」の層からの人材のインプットは主に日本人であると仮定し、この規格化を行った。

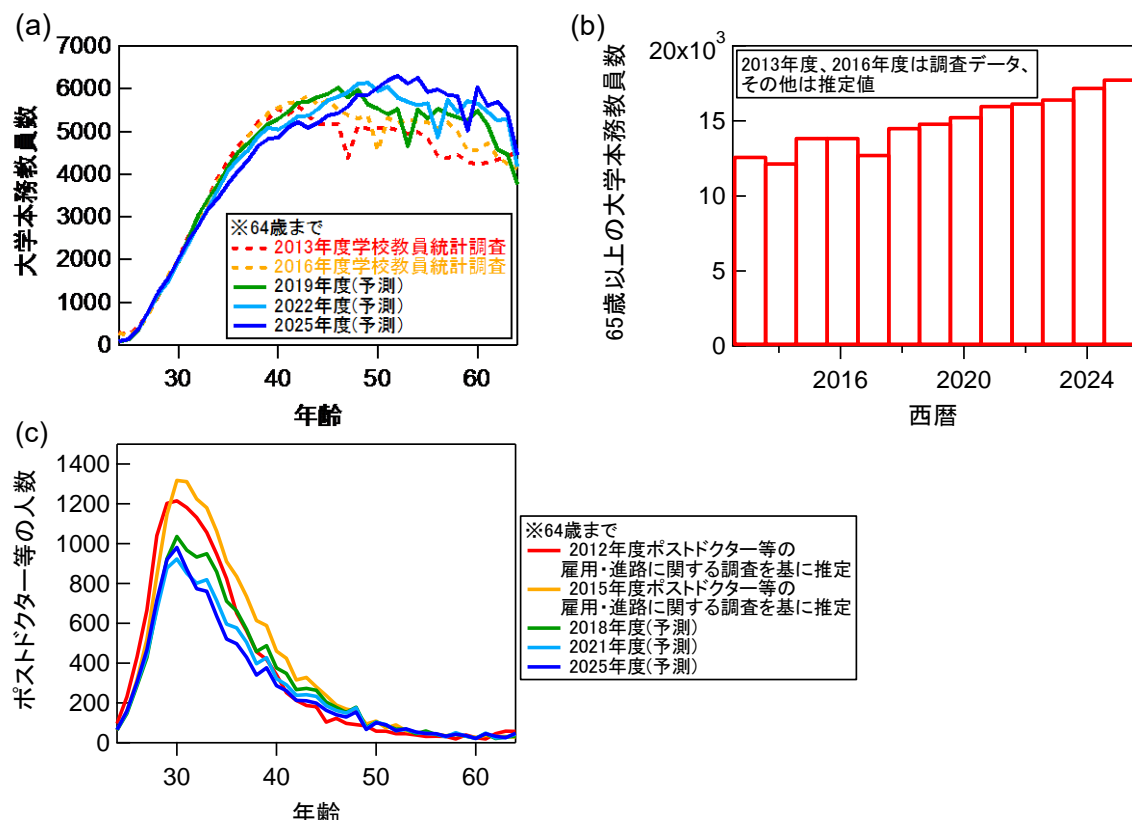


図9. 確率遷移モデルを用いて2025年度まで計算した結果。(a): 年度別の、24歳～64歳の大学本務教員数。(b): 65歳以上の大学本務教員数の推移。(c): 年度別の、24歳～64歳のPD数。

る各パラメータや仮定については表1にまとめ、計算結果については図9にまとめて示した。

図9(a)に各年度別の大学本務教員の年齢分布の調査結果・計算結果を示している。2013年度の47歳の層に表れている特徴的な凹み⁴の構造がそのまま、3年ごとに3歳ずつ高齢側にシフトしているなど、定性的な年齢ごとの構造には経年変化は見られない。一方、経年による各年齢別の教員数の変化に着目すると、32歳程度までの大学本務教員数はほとんど変化がないものの、33～40歳の教員数については単調に減少していく振舞いが示されている。一方、教員数のピークは高齢側にシフトしていき、特に50歳以上の高齢側のウェイトは大きくなっていくとともに、(b)に示したように65歳以上の教員数についても増加傾向

⁴ この凹みは、大学本務教員の年齢分布だけにある構造ではなく、日本の人口ピラミッドにおいても同じ年齢層にある凹みである。この1966年生まれの層の凹みの原因は、1966年が「丙午(ひのえうま)」であり、この年に生まれた女性は気性が荒くなる、という迷信に基づき出生が抑制されたからではないかと考えられる。

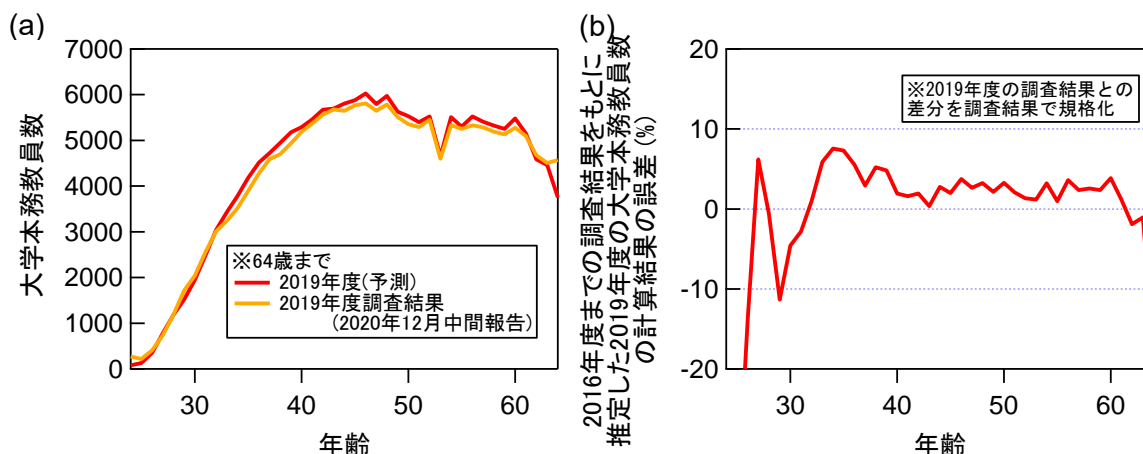


図 10. (a): 図 9(a)の 2019 年度の計算結果と、2019 年度の学校教員統計調査の中間報告[16]の結果の比較。(b): (a)のグラフの差分を 2019 年度調査結果で規格化し、誤差としてプロットしたもの。いずれも右端は 64 歳。

向が示されている。このシミュレーションの結果に基づき、40 歳未満の大学本務教員数の割合は、2016 年度で 23.4 %程度だったのに対し、2019 年度は 22.1 %、2025 年度は 20.1 %まで減少するという予測となっている。また、図 9 (c)に掲載している PD の年齢分布については、年齢に対して非対称な分布構造自体は維持されつつ、2015 年度から 2018 年度にかけて、特にピーク付近で減少し、PD 数が最大となる年齢では 1000 人程度となる、という予測となっている。これらのシミュレーションの妥当性を、最新の学校教員統計調査の中間報告[16]およびポストドクター等の雇用・進路に関する調査の速報版[17]との比較から評価する。

まず、2019 年度の学校教員統計調査の中間報告[16]によると、大学本務教員における 40 歳未満の割合は 22.2 %と報告されている。本研究の 2019 年度のシミュレーション結果である 22.1 %は、実際の 2019 年度の集計結果と極めて近い結果となっている。実際の教員数についても e-STAT でデータが公開されており、図 10(a)にはその調査結果(橙線)と本研究での 2019 年度のシミュレーション結果(赤線)を比較した。これらを比べると、全体的にグラフの形状が、細かいギザギザの構造も含めてよく一致している様子が見てとれる。一方、特に 33 歳以降では系統的に、シミュレーション結果がやや調査結果を上回る傾向にあることもわかる。図 10(b)にはシミュレーション結果と調査結果を規格化した値をプロットした。これを見ると、33 歳以降⁵では典型的に 5 %以下の誤差であることがわかる。

⁵ 一方でこれより低年齢側の特徴としては、30 歳未満において誤差が大きくなる傾向にあることが挙げられる。この原因としては、30 歳未満で大学本務教員に就任する人数が

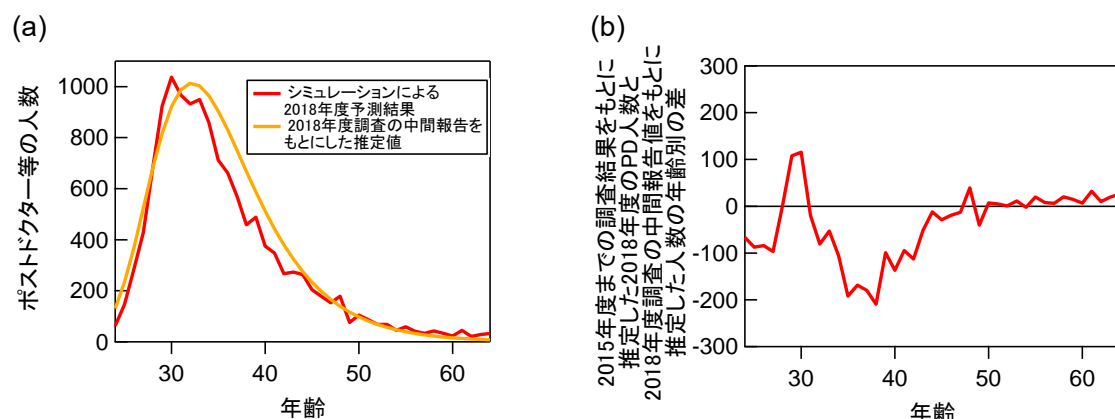


図 11. (a): 図 9(c)の 2018 年度の計算結果と、2018 年度の「ポストドクター等の雇用・進路に関する調査」速報版[17]をもとに推定した結果の比較。(b): (a)の 2 つの人数分布の差分。いずれも右端は 64 歳。

年齢別の大学本務教員の予測精度については、このシミュレーションを政策立案にどのように活かすのかにも依存するものの、3 年先までの予測であれば、概算としては十分な精度が期待できる。調査結果が 33 歳以降で系統的に予測結果よりも小さくなっている点の詳細な分析にあたっては、最新の人材流動トレンドを 2016 年度までの遷移確率等と比較する必要がある、各種調査結果の確定版を待つこととなる。

次に、ポストドクター等の雇用・進路に関する調査の 2018 年度調査の速報版[17]では、e-STAT にて 5 歳刻みの階層別で PD の人数が公開されているため、累積分布関数を(式 7)でフィットし、得られたパラメータに基づいて(式 8)によって PD の年齢分布を滑らかに推定し、図 9(c)の緑線で示されている、本研究で計算された 2018 年度の予測と比較を行う。図 11 にはこの 2 種のデータの比較を示している。グラフの形状や人数のオーダーはほぼ一致しており、図 9(c)に見られるような経年による年齢分布の変化の予想は現実がある程度よく再現している。ただし、ピークとなる年齢が現実には 34 歳程度となり、シミュレーション結果よりピーク位置が高齢側に 2~3 歳程度ずれている。計算結果と 2018 年度速報版の推定値とのずれを年齢別にみると、このピークのずれの効果で、最大で 200 人程度のずれがピーク値付近で生じている。詳しくは、2018 年度の調査結果の詳細版に基づいた分析等が必要になるが、この誤差は 2016 年度までの調査で捉えていた博士人材の

まだまだ少なく、この人数ベースで規格化したことによって誤差が相対的に大きくなりやすいということが挙げられる。特に 26 歳以下の大学本務教員については、博士課程を中退し助教に就任する等の例が考えられるが、このような抜擢が安定的に毎年一定程度行われているわけではないものと推測される。

キャリア選択において、例えば博士課程修了者が PD に進む割合が減ったなど、何かしら若干の高齢化につながるようなトレンド変化が起こっていることによるものと考えられる。

なお、本研究では表 1 で仮定した通り、最新の各種トレンドが全く変わらず、大学教員数に関する制約も特に置いていない(分析するパラメータ・関数に関して、最小限の数の仮定しか置いていない)。より精密な予測シミュレーションを行うには、例えば、現実における国の予算の限界を考えると、ポスト数や人件費の総額に関する制約を条件として加える必要がある。しかしながら、単純に不等式を制約条件に加える、あるいは不等式を満足するように計算結果を定数倍するといった措置のみで、シミュレーションの信頼性が担保できるとは考えにくい。これらの制約は単なる合計人数への影響のみならず、アカデミアにおける処遇が他のキャリアパスに比べて相対的に変化することで、博士課程修了者が修了後に PD や大学本務教員に進むモチベーションが変化し、遷移確率にも影響が及ぶ可能性がある。また、その影響は各ライフステージに応じて大きさが異なることも予想される。このように、施策の影響や制約を条件として加えたシミュレーションは、因果関係と共に、その影響を改めて網羅的に定量評価した上で行う必要がある。これらの分析を行うには、各遷移確率等と相関関係にあると期待される施策パラメータを洗い出し、統計的因果探索の手法[18、19]等を活用することが有効であると期待される。

さらに、2020 年度以降の予測にあたっては、新型コロナウイルス感染症による影響を踏まえ、今後の調査結果を踏まえその影響評価を行いながらシミュレーションを修正していく必要がある。実際、2020 年 5 月に行われた博士人材データベース(JGRAD)でのウェブアンケートの結果[20]によると、修士課程在籍者・博士課程修了者等でともに回答者の 7 割以上が研究活動に影響が出ているとしており、また博士課程在籍者の 3 割が博士号の取得が遅れる見込みと回答している。感染症による社会的な影響は、そのウイルスの感染力や医学的対策の状況にも依存するため予測が困難であり、人文社会科学等の知見を基にした社会的影響の定量的モデリングや今後の各種統計調査の結果を基に、議論を拡張していくことも求められる。

なお、本研究ではインターネット上で公開されている情報のみから、不足している情報についても推定補完した上で解析を行っており、さらに高い精度を目指すのであれば、学校教員統計調査、学校基本調査、「ポストドクター等の雇用・進路に関する調査」における、インターネット上にはない詳細なデータを用いた分析を行うことも考えられる。一方で、これらのデータへのアクセスにおいては開示請求の手続きに一定の期間を要する。政策的影響を評価し、迅速な政策立案・判断に繋げていく上では、推定補完も用い素早く分析することも重要である。

4. 施策の検討のベースとしてのシナリオメイキング・考察

先述のシミュレーション結果により、現状では研究力強化・若手研究者支援総合パッケージで掲げられる「3 割目標」からは、このままではさらに遠ざかってしまうことが示唆された。学校教員統計調査の実際の結果[6, 16]からも現状 3 割から遠ざかっているという傾向を踏まえると、目標達成にあたっては、関連する各施策をどれだけ・どのように強化するか、抜本的な検討が必要となると考えられる。その際、「どれだけ」の部分については、本研究で用いた確率遷移モデルに基づいて、各層間遷移の変化による大学本務教員数の年齢分布の推移への寄与をそれぞれ評価することが可能となる。ここでは特に、以下の 3 つの層間移動に着目し、「3 割目標」が達成可能になるような各遷移確率の条件①～③を検討する。

① 50 歳以上の大学教員の早期退職・雇用形態の切り替え・転職の促進

確率遷移モデルの図においては、 $p(n)$ と $q(n)$ が該当するが、そのうち PD への遷移確率である $p(n)$ は、退職含む「その他」への遷移確率である $q(n)$ に比べて 1 桁ほど小さい値であることから、本研究では特に $q(n)$ のみについて考えることにする。図 5(b)の青線のとおり、 $q(n)$ は 63 歳程度まで単調減少の振舞いを示しているが、2021 年度から何らかの施策要因によって、50 歳程度から早期退職する確率が増えていき、65 歳程度までに確率増加の収束傾向が入るものと仮定し、 $q(n)$ を以下の $q'(n)$ で置き換えて考える。

$$q'(n) = q(n) + A \left(1 + \tanh\left(\frac{n-a}{\tau}\right)\right) \quad (\text{式 15})$$

各パラメータについて、 A は遷移率の第 2 項の最大値に対応する値、 a は第 2 項として加えたウェイトの中心の年齢、 τ は第 2 項として加えたウェイトの幅である。図 12(a)にはこのウェイトをかけた場合の遷移率のグラフを赤実線で示しており、この時の各パラメータは $A = 0.36$ 、 $a = 61$ 、 $\tau = 5$ ととった。また、65 歳(以上)の点では(式 15)で確率値が 1 を超えてしまうため、これを回避するため、この点においてのみ、

$$q'(n) = A \left(1 + \tanh\left(\frac{n-a}{\tau}\right)\right)$$

とする。後に述べる計算でも、この確率遷移に従うものとして計算している。

② 博士課程修了直後の大学本務教員への就職率増

確率遷移モデルの図においては a を増やすことに対応する。2021 年度から何らかの施策要因によって、博士課程修了直後での大学本務教員への就職確率が 0.43 まで増大するとする。

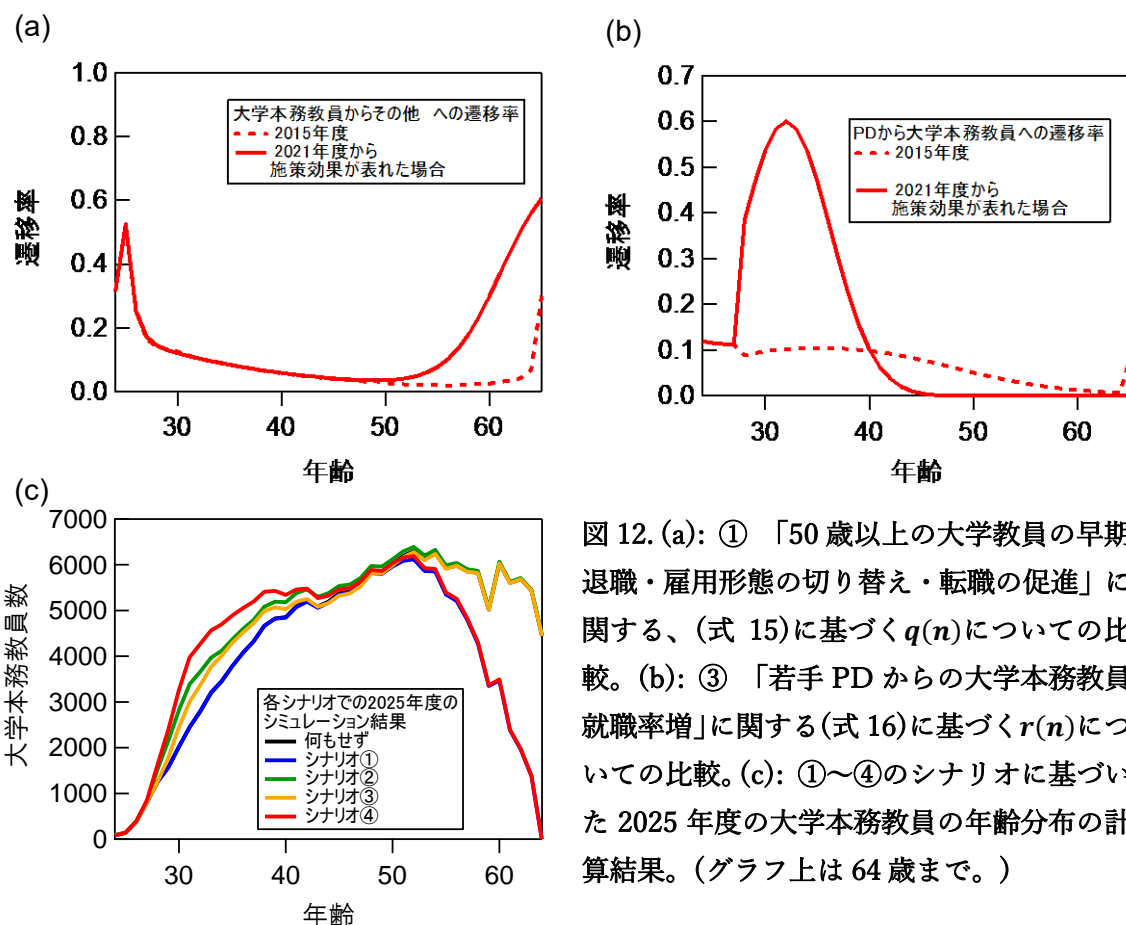


図 12. (a): ① 「50 歳以上の大学教員の早期退職・雇用形態の切り替え・転職の促進」に関する、(式 15)に基づく $q(n)$ についての比較。(b): ③ 「若手 PD からの大学本務教員就職率増」に関する(式 16)に基づく $r(n)$ についての比較。(c): ①～④のシナリオに基づいた 2025 年度の大学本務教員の年齢分布の計算結果。(グラフ上は 64 歳まで。)

③ 若手 PD からの大学本務教員就職率増

確率遷移モデルの図においては、 $r(n)$ の若手の層を増やすことに対応する。2021 年度から何らかの施策要因によって、PD から大学本務教員への遷移確率が、27 歳までは 2015 年度調査結果と同じで、28 歳 以上では遷移確率が、

$$r(n) = Ae^{-\frac{(n-a)^2}{\gamma^2}} \quad (\text{式 16})$$

と年齢に対する正規分布となり、32 歳程度の若手部分にピークを持つものと仮定する。各パラメータについて、 A は遷移率の最大値、 a はピークとなる年齢、 γ は正規分布の幅である。図 12(b)には(式 16)で表される $r(n)$ を赤実線で示しており、この時のパラメータは $A = 0.6$ 、 $a = 32$ 、 $\gamma = 6$ ととった。

④ ①～③の条件を満たした場合

ここまでは 1 つの層間遷移が施策効果を受けるという仮定であったが、着実な目標達成

シナリオ例	2025 年度の 40 歳未満の 大学本務教員割合
何もせず	20.1 %
① 高齢教員の退職・転職促進	25.1 % (+5 %)
② 博士課程修了直後の大学本務教員就職 増	22.6 % (+2.5 %)
③ 若手 PD からの大学本務教員就職増	22.0 % (+1.9 %)
④ ①～③全てに一体的に取り組んだ場合	30.0 % (+9.9 %)

表 2. 2021 年度から 2025 年度までのシナリオ例と、それに基づいたシミュレーション結果に基づき計算した、2025 年度の 40 歳未満の大学本務教員割合の予測値。

のためには実際には複数の層間遷移に対し様々なアプローチを取ることが期待されるため、①～③と全く同じパラメータを仮定して全て同時に満たすという仮定でシミュレーションを行う。

図 12(c)には、①～④の効果を入れた 2025 年の計算結果を示しており、①の効果は明瞭に 50 歳以上の大学本務教員のウェイトを下げ、②・③の効果は 40 歳未満の大学本務教員のウェイトを増大させる方向に確かに働いており、また④ではこれらの効果が確かに全て反映されている。表 2 にはそれぞれの計算結果における 40 歳未満の大学本務教員の割合を掲載しており、①～③のどの効果においても、現状のトレンドに基づき予測される 2025 年の結果 20.1%より改善していることが確かめられ、特に①～③の効果を全て取り込んだ④においては「3 割目標」を達成する、という予測結果となっている。

このように、「3 割目標」達成にあたって、「どれだけ」取り組みを強化するという示唆は得られたものの、一方で「どのように」強化するかということは、①～③の各効果を本当に実現可能なのか、ということも含めて、具体的な施策の検討が重要になってくる。

例えば、①については、50 歳以上の大学本務教員を転職・退職誘導するにあたっての倫理的な問題や、産業界からの雇用を促進するなどのインセンティブ設計をどのようにするかが大きな課題となる。また、政策誘導が可能になったとしても、以下のような懸念も生じうる。

・アカデミアにおける PI としての寿命が短くなることで、基礎研究を始めとした領域における大器晩成型の研究が遂行しにくくなる可能性。

- ・PI としての寿命が短く、その先のキャリアの不透明性に不安を感じ、博士課程修了者や若手研究者がアカデミアに残ることをますます回避するようになる可能性。
- ・ベテランの PI が、論文の筆頭著者となるような若手研究者に指導・助言しながら研究成果を創出するというプロセスが不活性化してしまう可能性。

また、②・③においても、本当にこれだけの割合の博士課程修了者を大学本務教員に即登用することや、32 歳前後の PD を最大 6 割も大学本務教員にすることが本当に可能なのかどうか、検討が必要である。これらの政策誘導が可能になった場合の懸念として、以下のようなものが考えられる。

- ・博士課程修了直後で PD として十分に経験を積まないまま大学本務教員に登用されるケースが急激に増えることで、大学における研究教育の質が担保されなくなる可能性。
- ・PD からの採用を増やすことで、研究に専念し、実験等で手を動かす PD 自体が減ってしまい、研究生産性が維持できなくなる可能性。

さらに、本研究では追究しないが、アカデミアを目指す博士課程修了者を増やすにあたっては、その遷移確率を増やすというアプローチのみでは限界があり、博士課程進学者・修了者を増やすというアプローチとセットで進めていく必要があると考えられる。その際、やはり博士課程修了者の「質」が維持されるかという点も、研究力向上の観点において懸念となりうる。博士号授与にあたっての博士論文の質評価の徹底等、質保証の取組と合わせて、人材の数に関する取組をどのように抜本的に強化していくかということも、今後非常に重要な課題となることが想像される。

5. 総括

本研究では、学校基本調査等の公開データのみを用いて、大学本務教員や PD、博士課程修了者等の人材流動について年齢別に定量的に分析し、マルコフの確率遷移モデルに従って計算することで、2016 年度までのトレンドに基づいた 2025 年度の大学本務教員数等の将来予測を行った。この手法の精度は、2018 年度の「ポストドクター等の雇用・進路に関する調査」[17]と 2019 年度の学校教員統計調査[16]との比較によって評価され、3 年程度先の予測においては高い精度で予測できており、特に大学本務教員における 40 歳未満の割合の評価にあたっては十分なものであると考えられるなど、モデル・シミュレーションの妥当性も示された。

またこの計算方法は、単に最近のトレンドに即した将来予測をするのみならず、各遷移確率の年齢分布をより丁寧に評価していくことで、若手研究者支援や研究力向上の具体的な議論において新たな示唆を与えうる。また、各種施策等と併せて因果関係を探索し、定量的に把握することで、我が国全体の研究力の向上という包括的な視点から今後の施策の

方向性についての具体的な検討に大きく検討することも期待される。

本研究は、多くの方々に議論等のご協力を頂いた。本稿の執筆の方向性や政策的議論及び今後の研究への接続に関する助言を多く下さった齋藤経史氏(科学技術・学術政策研究所 第1 調査研究グループ 上席研究官)、治部眞里氏(科学技術・学術政策研究所 第1 調査研究グループ 上席研究官)、小柴等氏(科学技術・学術政策研究所 第2 調査研究グループ 上席研究官)、そしてこのシミュレーションやモデリングの方向性に関しコメントをして下さった西川尚斗氏(当時、科学技術・学術政策局 政策課 専門官)に、心より感謝申し上げます。

【参考文献】

- [1] 内閣府, 『研究力強化・若手研究者支援総合パッケージ』 (2020 年).
- [2] 内閣府 総合科学技術・イノベーション会議基本計画専門調査会, 『科学技術・イノベーション基本計画の検討の方向性』 (2020 年).
- [3] 内閣府, 『統合イノベーション戦略 2020』 (2020 年閣議決定).
- [4] 内閣府, 『経済財政運営と改革の基本方針 2020～危機の克服、そして新し未来へ～』 (2020 年閣議決定).
- [5] 内閣府, 第5 期科学技術基本計画(2016 年閣議決定).
- [6] 文部科学省, 学校教員統計調査.
- [7] 文部科学省, 『国立大学法人等人事給与マネジメント改革に関するガイドライン』 (2019 年).
- [8] 内閣府, 『研究力強化・若手研究者支援総合パッケージ』 参考資料(2020 年).
- [9] Paul A. Gagniac, "Markov Chains: From Theory to Implementation and Experimentation," Wiley(2017).
- [10] 樋口洋一郎, 内山俊介, 「移動世帯規模の変動とその要因に関する研究: 都道府県間人口移動データを用いた新しいアプローチ」, 地域学研究 Vol. 34, No. 1(2004).
- [11] 坂本博, 「中国の省間人口移動と所得格差: マルコフ連鎖による分析」, 応用経済学研究 第4 巻(2010).
- [12] 森村英典, 木島正明, 「ファイナンスのための確率過程」, 日科技連出版社 (1991).
- [13] 科学技術・学術政策研究所, ポストドクター等の雇用・進路に関する調査.
- [14] 文部科学省, 学校基本調査.
- [15] 総務省, 人口推計.
- [16] 文部科学省, 学校教員統計調査 2019 年度中間報告.
(https://www.mext.go.jp/content/20201217-mxt_chousa01-000011646_1.pdf).
- [17] 科学技術・学術政策研究所, ポストドクター等の雇用・進路に関する調査 2018 年度実績速報版 (https://www.nistep.go.jp/wp/wp-content/uploads/NISTEP_RM20200925-PressJ.pdf).
- [18] Patrick Blöbaum and Shohei Shimizu, "Estimation of interventional effects of features on prediction," IEEE International Workshop on Machine Learning for Signal Processing(2017).
- [19] 清水昌平, 『統計的因果探索』, 講談社(2017).
- [20] 齋藤経史, 齋藤貴浩, 梅川通久, 星野利彦, 「新型コロナウイルス流行の研究活動への影響等に関する調査-博士人材データベース(JGRAD)におけるウェブアンケート調査-」, NISTEP RESEARCH MATERIAL, No.298(2020).

DISCUSSION PAPER No.193

博士人材の年齢別人材流動モデルの構築と試行的な将来予測

2021 年 2 月

文部科学省 科学技術・学術政策研究所 第 1 調査研究グループ
高山 正行、星野 利彦

〒100-0013 東京都千代田区霞が関 3-2-2 中央合同庁舎第 7 号館 東館 16 階
TEL: 03-3581-2395 FAX: 03-3503-3996

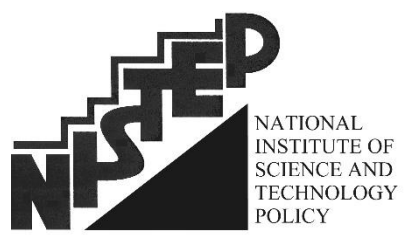
Modeling of the Flow of Ph.D. Graduates Including Age-Dependence and Trial Future Simulations

February 2021

TAKAYAMA Masayuki and HOSHINO Toshihiko

1st Policy-Oriented Research Group
National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP)
Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (MEXT), Japan

<http://doi.org/10.15108/dp193>



<https://www.nistep.go.jp>