

Uターンを規定する社会心理学的要因(1)

－ Uターンしない30代を対象として－ ¹⁾

小浜 駿 和田佐英子

Why 30s in Tokyo don't return to their hometowns?
: Social psychological factors on returning hometowns

Shun Kohama Saeko Wada

論文概要

地方出身で東京在住の30歳代男女316名を対象としたweb調査を行い、なぜ上京した若者がUターンしないのかを探索的に検討した。従来Uターン研究で取り上げられることがなかった社会心理学的要因について重点的に検討した結果、Uターンは状況依存型の意思決定や回避的決定傾向など、社会心理学的要因においても規定されることが示された。従来検討されることの多かった経済や人口に働きかけるマクロな施策と合わせ、今後取るべき施策について議論された。

キーワード：Uターン，地元への愛着，プロトタイプモデル

1. 問題と目的

人口減少・少子高齢化問題は、日本全体における最重要課題の一つである。人口減少対策において直接的な対象となるのは、子育て世代の確保である。栃木県においても、「とちぎ創生15戦略」として2060年における過度な人口減少を防ぐ取り組みを行っており(栃木県, 2015)、4つの基本目標のひとつに結婚・子育て支援を挙げている。ほかにも雇用の安定、人口動態の安定増加、時代に合った地域づくりといった基本目標を挙げ、計15の戦略の実施に取り組んでいる。

しかし、こうした取り組みはまだ奏功せず、2015年から2018年にかけて、40歳未満のほぼすべての年齢において人口が減少している。これは、人口減少対策が全国の自治体における共通した課題であり、どの自治体も熱心に対応することで、若者や子育て世代の囲い込み競争が生じているためであると考えられる。

そこで本研究では、敢えて社会心理学的要因について着目する。社会心理学的要因について着目するのは、主に3点の理由によるものである。第一に、Uターンの規定因については心理学的検討がなされておらず、革新的な施策を生む可能性が考えられるためである。「とちぎ創生15戦略」における基本目標に見られるように、Uターンに影響を及ぼす要因は雇用の安定や地域づくりといったマクロな視点で検討されることが多かつ

た。しかし、こうした妥当な戦略は他の自治体との差別化を図りづらいという欠点にもつながる。そこで、これまで検討されてこなかったアプローチとして、心理学的要因の検討を行う。

第二に、心理的な要因が明らかにされた場合には、明らかにされた要因に応じて改善策を講じやすいと見込まれるためである。Uターンに影響を及ぼす経済的な要因や人口統計学的な要因が明らかになった場合には、改善すべき内容は明らかになっても、具体的な改善策を講じることが困難である場合が多い。例えば人口が多く、経済が好調で、暮らすうえでの住民負担も将来への不安も少ないことがUターン促進のために重要であると明らかになっても、企業の誘致や税収増はどの自治体もすでに懸命に取り組んでいる内容であり、現状から画期的な変化を期待することは現実的でない。それに対し、心理的な要因はPR活動など、比較的小規模で短期的な施策によって改善する可能性がある。

第三の理由は、人間の非合理性がUターンの媒介要因となっていると考えられ、社会心理学において人間の非合理性を説明可能な研究領域が多く存在するためである。個人が居住地を選択する際、もっとも単純に考えれば、個人にとって魅力的な居住地を選択する。したがって、地方自治体が魅力を高めれば個人のUターンを促進できると考えられる。しかし、何らかの意思決定の誤りや歪み(bias)があった場合には、どれだけ居住地の魅力を高めても、当該居住地が個人によって選ばれるとは限らない。こうした非合理的な心理に関する研究はAnderson(2003)において広くまとめられており、status quo bias, omission biasなど、人間の回避的な決定傾向が存在することが明らかになっている。status quo biasは、個人が過去の決定を維持し、新しい選択をしないことを選好するバイアスであり、omission biasは、個人が行動を起こさずに済む選択を好むバイアスである。どちらも、一度東京に行った個人がUターンしない理由として考慮しうるバイアスであると考えられる。

非合理的な意思決定に関連した具体的な研究としては、リスク関連行動や先延ばしなどが挙げられる。リスク関連行動では、地震に対する非常食の備えなどの合理的な対処を行うほど安全であるにもかかわらず、そうした合理的対処を行わない現象について検討されている。大友・広瀬(2007)では、Gibbons, Gerrard, Blanton, & Russell(1998)のプロトタイプモデルをもとにリスク関連行動の発生原因について検討されている。プロトタイプモデルは、個人の意思に基づく意図的決定(目標志向型決定)と、個人の意思とは無関係の社会・環境的要因に基づく非意図的決定(状況依存型決定)の2つのプロセスを検討可能なモデルである。このモデルでは、非意図的決定に影響を与える要因として、プロトタイプ・イメージと記述的規範の2要因が仮定されている。プロトタイプ・イメージとは、特定のリスク関連行動を行う人物に対するイメージであり、リスクの高い行動に対して悪いイメージを抱かない人ほど、リスクを受容しやすい。例えば、飲酒する者

を嫌悪する人は過度なアルコール摂取による健康障害というリスクを回避しやすい。記述的規範は個人の行動に影響を与える社会規範の一種であり、多数の人間が行っている行動ほど個人が採用しやすいと言われている。リスクの高い行動を多数の人間が行っていた場合には、リスクが受容され、リスク回避は生じにくくなる。大友・広瀬(2007)では、プロトタイプモデルに基づいて地震災害のリスク回避行動に関するプロトタイプ・イメージおよび記述的規範について測定が行われ、これらの要因が間接的にリスク回避行動を抑制するモデルが実証された。

プロトタイプモデルをUターンの規定因の検討に援用するのは、第一に合理的でない行動、特に周囲の対人環境に影響を受けた意思決定という、想定が容易な現象を検討可能であるためである。第二に、リスク関連行動と同様に、Uターンも、短期的な重要性が低い一方で長期的な重要性が高い現象であると考えられるためである。すなわち、自分の故郷を失うことや日本の経済が不活発になることは重要な問題であるが、短期的には、あるいは個人のレベルでは、Uターンをしなくても大きな影響が生じない。こうしたUターンの特徴がプロトタイプモデルによってよく記述されると考えられる。

やらなければならないことを行わない先延ばし(procrastination)の研究文脈においては、課題が面倒であることが先延ばしの理由であることが示されている(Solomon & Rothblum, 1984)。プロトタイプモデルと先延ばしは、研究対象としている現象が異なるが、長期的には損害が生じやすい事象に対して、短期的な利得を優先して回避行動をとらない現象である点は共通している。したがって、Uターンの阻害要因として先延ばしの研究知見を援用することには一定の価値があると考えられる。

以上から、本研究では、Uターンに影響を与えると予想されるプロトタイプモデルおよび先延ばし研究の知見に基づいて、地方出身東京在住の成人男女が、なぜUターンを行わないかを検討することを目的とする。本研究でUターンに影響を及ぼす社会心理的要因が示唆されることによって、効果的な新施策や、これまでの施策がより効果を発揮するための補助的な施策を提言することが可能になると考えられる。

2. 方法

2.1. 調査時期および調査手続き

2018年3月上旬に、マクロミル(株)の保有モニタを利用したweb調査を実施した。調査対象者の選定のため、3月1日に事前調査が行われ、出身地および後述するUターン意向について測定された。

2.2. 調査対象

東京に住む地方出身30歳代の男女を対象とした。地方出身の定義として、東京出身でないことに加え、神奈川県、埼玉県、千葉県それぞれの出身者も対象から除外した。こ

これは、出身地と現在居住地である東京都が近すぎることによって、他の道府県出身者とはUターンに対する心理が異なると考えられたためである。また、出身地の定義として、10代の頃もっとも長い時間を過ごした居住地とした。

上記の条件を満たしながら、性別や婚姻状況、Uターン意向の有無で均等割り付けを行い、300名を越えたところで調査を打ち切った。結果として、316名(男女ともに158名、平均年齢34.40歳、 $SD=2.84$)の有効回答が得られた。

2.3. 調査内容

2.3.1 Uターン意向

「あなたは、将来Uターン(昔住んでいた、現在と異なる道府県に戻り、そこでずっと住む)をしたいと思いますか」と教示し、Uターン意向の有無について回答を求めた。「1. 絶対に思わない」「2. あまりそう思わない」「3. 少しそう思う」「4. 強くそう思う」の4件法で測定された。事前調査の割り付けにおいては、1および2が「Uターン意向なし」であり、3および4が「Uターン意向あり」とみなされた。

2.3.2 プロトタイプモデルに基づく要因

地震災害に関するリスク回避行動のプロトタイプ・イメージおよび記述的規範について測定した大友・広瀬(2007)を参考にして、本研究では地元と東京それぞれに対するプロトタイプ・イメージおよび記述的規範について項目作成を行った。

プロトタイプ・イメージは、「あなたにとって、以下のような人はどの程度好ましく(いい人だと思ったり、親しくしたいと)感じますか」と教示し、「地元の魅力や地元に対する愛着を語る人」「日ごろから地元に戻りたいと周囲に話している人」「東京の利便性や魅力について語る人」「東京にずっと住みたい、あるいは住む予定だと周囲に話している人」の4項目で測定した。選択肢は「1. まったく好ましく思わない」「2. あまり好ましく思わない」「3. 好ましく思う」「4. 非常に好ましく思う」の4件法で測定した。

記述的規範は「あなたの周囲には、以下のような人がいますか」と教示し、プロトタイプ・イメージと同じ4項目で測定した。「1. まったくない」「2. ほとんど見かけない」「3. 少しいる」「4. 数多くいる」の4件法で測定を行った。

2.3.3 地元への意識

回答者が地元に対して抱いているイメージや意識について独自に作成した。作成にあたり、「地元への危機意識」「地元への愛着」「地元の対人関係の煩わしさ」の3つの下位側面を構成することとした(項目はTable1参照)。「地元への危機意識」は、人口の減少や地域経済の不振などのマクロなUターン阻害要因をどの程度回答者が意識しているかを測定する側面とし、5項目を作成した。「地元への愛着」は、地元に対する肯定的態度を表す側面とし、狭間(2017)における地域愛着意識を参考に4項目を作成した。「地元の対人関係の煩わしさ」は、面倒な課題ほど先延ばしされやすいとする先延ばし研究の知見

(Solomon & Rothblum, 1984)を援用し、地元の生活の不便さのうち、「地元への危機意識」では測定されない対人関係に焦点を当てた。狭間(2017)における都会肯定意識および地域協力意識を参考に4項目を作成した。

「1. まったくあてはまらない」「2. ほとんどあてはまらない」「3. どちらともいえない」「4. かなりあてはまる」「5. 非常にあてはまる」の5件法で測定し、得点が高いほど尺度が測定を目指す概念に対して強く反応していることを示すように得点化した。

2.3.4 Uターンしない理由

探索的検討として、現在東京に在住してUターンしない理由について尋ねた。課題(Uターン)が面倒なほど先延ばしが生じやすいとする先延ばし研究の知見や、現状維持バイアスなどを理由として作成した。それに加え、鯨坂・河野・松宮(2016)によるIターン者対象における「移住を検討する際に問題と感じたこと」の聴き取り結果を参考に、計20項目の理由を作成した。多重回答形式で回答を求めた。

3. 結果

3.1. 基礎統計

回答者は、就職や転職を期に上京した者が158名(50.0%)と最も多く、次いで大学進学 of 112名(35.4%)が多かった。東京に住んでから10年以上の者が163名(51.6%)と最も多く、5年以上10年未満の者が81名(25.6%)と次に多かった。

Uターン意向は、Uターンをしたいと「1. 絶対に思わない」が141名、「2. あまりそう思わない」19名、「3. 少しそう思う」が73名、「4. 強くそう思う」が83名であった。

3.2. 尺度構成

まず、独自作成項目である地元への意識とプロトタイプモデルに基づく要因について探索的因子分析を行った。地元への意識を測定した13項目を対象に、最小化二乗法で因子分析を行ったところ、固有値は4.54, 2.62, 1.95, 0.66と推移した。また、MAPおよび対角行列をSMC推定値で代入した平行分析を行ったところ、いずれも3因子が推奨された。以上から、3因子解を採用した。プロマックス回転を行った結果、単純構造が得られた(Table1)。項目作成時の想定通りに「地元への危機意識」「地元への愛着」「地元の対人関係の煩わしさ」(以下では、地元への対人懸念と記述する)と命名した。

同様に、プロトタイプ・イメージ4項目について探索的因子分析を行った結果、固有値は2.16, 1.04, 0.48と推移した。MAPで1因子解が推奨され、平行分析では2因子解が推奨された。MAPにおいて1因子解が推奨されたものの、固有値の推移と平行分析で2因子解が推奨されたことと、項目作成時に地元と東京の2つのプロトタイプ・イメージを想定したことから、2因子解を採用することとした。プロマックス回転の結果をTable2に示す。記述的規範についても探索的因子分析を行った結果、2.15, 1.21, 0.39と推移した。

Table1

地元への意識に関する因子分析結果(最小二乗法, プロマックス回転)

項目	因子1	因子2	因子3	共通性	複雑性
地元はこれから衰退するかもしれないと思う	.90	-.04	-.07	.79	1.02
地元はどんどん人口が減っていくと思う	.84	.03	-.08	.66	1.02
地元から会社やお店がなくなっていくのではないかとと思う	.80	.10	.00	.60	1.03
地元の先行きが不安である	.70	.15	.12	.53	1.14
地元にいると将来や先行きが見えない	.62	-.20	-.01	.49	1.21
地元が好きである	.09	.92	.00	.82	1.02
地元にいると心が落ち着く	.06	.80	-.02	.63	1.01
地元にはいいところがたくさんあると思う	-.02	.80	.00	.64	1.00
地元には他の場所にはない魅力がある	-.03	.77	.06	.59	1.01
地元の人が私のことを悪く言っていないか心配になる	-.04	.12	.79	.57	1.05
近所の人に自分がどう言われているのか気になる	-.08	.08	.76	.51	1.04
地元にいるとうわさが気になる	.02	-.11	.76	.64	1.05
地元は周囲の視線が気になって過ごしづらい	.15	-.17	.56	.50	1.33
負荷量平方和	3.04	2.84	2.09		
寄与率	0.23	0.22	0.16		
因子間相関 因子1		-.25	.37		
因子2			-.26		

MAPにおいて1因子解が、平行分析において2因子解が推奨されたため、プロトタイプ・イメージと同じく2因子解を採用した(Table2)。

Table2

プロトタイプモデルに基づく2つの要因の因子分析結果(最小二乗法, プロマックス回転)

プロトタイプ・イメージ	因子1	因子2	共通性	複雑性
東京にずっと住みたい, あるいは住む予定だと周囲に話している人	.85	-.06	.68	1.01
東京の利便性や魅力について語る人	.78	.06	.66	1.01
日ごろから地元に戻りたいと周囲に話している人	-.08	.74	.50	1.03
地元の魅力や地元に対する愛着を語る人	.11	.68	.54	1.06
負荷量平方和	1.36	1.02		
寄与率	0.34	0.25		
因子間相関		.47		
記述的規範	因子1	因子2	共通性	複雑性
東京の利便性や魅力について語る人	.87	.06	.79	1.01
東京にずっと住みたい, あるいは住む予定だと周囲に話している人	.86	-.05	.71	1.01
日ごろから地元に戻りたいと周囲に話している人	-.01	.85	.72	1.00
地元の魅力や地元に対する愛着を語る人	.01	.71	.51	1.00
負荷量平方和	1.49	1.24		
寄与率	0.37	0.31		
因子間相関		.34		

いずれも算術平均を尺度得点とし, α 係数を算出した。 α 係数は, 地元への危機意識から順に.88, .89(地元への愛着), .81(地元への対人懸念), .67(プロトタイプ・イメージ:

地元), .80 (プロトタイプ・イメージ:東京), .75(記述的規範:地元), .85(記述的規範:東京)であった。地元に対するプロトタイプ・イメージの α 係数がやや低かったが, 他は .75以上と許容できる値であった。

3.3. Uターンしない理由の関連検討

まず, 基礎統計情報として, Uターンしない理由の肯定率をTable3に示す。次に, Uターンしない理由の構造について探索的に把握するため, 数量化理論第Ⅲ類を行った。肯定率の低い項目は分析に対してノイズとなる可能性があるため, 肯定率の低い項目の統合を行った。「地元で自分の兄弟や親戚が住んでいるから(3.16%)」は肯定率が低く, 分析から除外した。統廃合によって得られた17項目を対象に分析を実行した結果, カテゴリ

Table3
Uターンしない理由の肯定率(%)と統合過程

12. 東京で暮らすほうが便利だから	50.95%
13. 東京のほうが好条件で働けるから	48.42%
14. 地元での暮らしに魅力を感じないから	28.80%
16. もう地元には戻らないと決めているから	17.72%
6. まだ戻る時期ではない気がするから	16.14%
7. 今の仕事を辞めづらいから	14.87%
4. 親の世話が必要になったら戻ろうと思っているから	14.56%
15. 地元がいい思い出がないから	14.24%
20. 田舎暮らしをしたくないから	14.24%
3. 地元での就職先が見つかったら戻ろうと思っているから	10.44%
1. 貯金がもっとたまったら戻ろうと思っているから	8.54%
17. 配偶者や子どもが自分の地元に戻りたがらないから	8.23%
8. 引っ越すのが面倒だから	6.96%
9. なんとなく面倒だから	6.33%
10. 子どもの学校や友達づきあいを変えたくないから	5.38%
5. もっと立派にならないと地元に戻りづらいから	5.06%
19. 実家や近所の雑用を担当したくないから	4.43% ^a
11. 地元で新しい人間関係を築けるか不安だから	4.11% ^a
2. 結婚、出産を期に戻ろうと思っているから	3.48% ^b
18. 地元で自分の兄弟や親戚が住んでいるから	3.16% ^c
a) 2つを統合し, 「a. 地元の生活の煩わしさ」へと再カテゴリ化した	
b) 「4. 親の世話が必要になったら戻ろうと思っているから」と統合し, 「b. 結婚, 出産, 介護を期に戻ろうと思っているから」へとラベルを変更した	
c) 肯定率が低く, かつ統合可能な類似項目がなかったため, その後の分析から除外した	

数量1は肯定反応と否定反応を切り分けるサイズ因子であったため、数量2と数量3を平面上にプロットした。さらに、数量2および数量3をサンプルとみなしたカテゴリ分析を実施することで、類似した理由をカテゴリ化した。プロット図における布置の近さと解釈の容易さを考慮しながら、5カテゴリにまとめた。数量化理論第Ⅲ類とカテゴリ分析の結果をFigure1に示す。

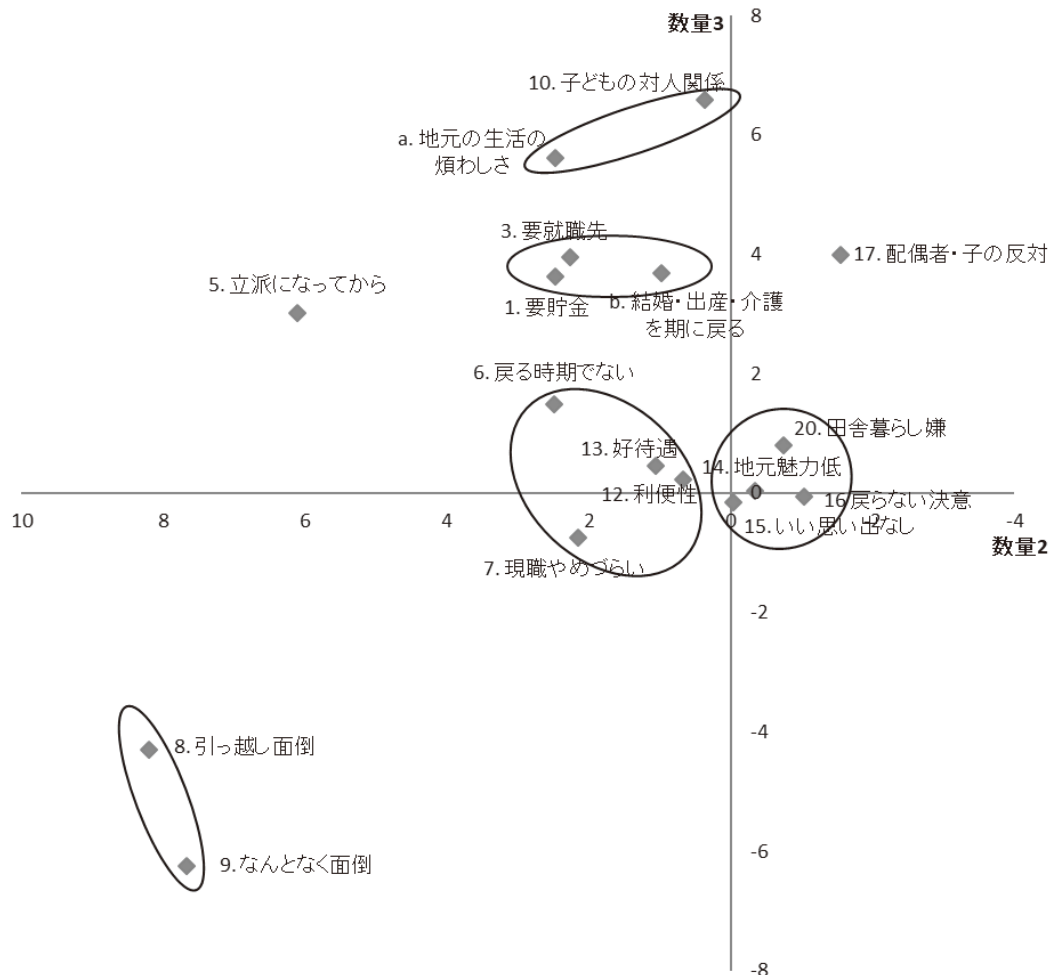


Figure1 東京在住30歳代がUターンをしない理由の構造

note) 図が煩雑になることを防ぐため、ラベルを簡略化した。図中の番号は、Table3の番号と対応したものである。

原点付近に2カテゴリの理由が布置された。原点右側には、「15. 地元がいい思い出がないから」「20. 田舎暮らしをしたくないから」など、地元に対する否定的な態度を基盤とする理由が布置された。原点左側には、「12. 東京で暮らすほうが便利だから」「13. 東京のほうが好条件で働けるから」という東京での利便性を表す理由と、「6. まだ戻る時期ではない気がするから」「7. 今の仕事を辞めづらいから」という現状維持を志向する漠然とした理由が布置された。カテゴリ数量3が正を示す図上部には、「a. 地元の生活の煩わしさ」や「10. 子どもの学校や友達づきあいを変えたくないから」が布置された。これら

の理由のやや下に「3. 地元での就職先が見つかったら戻ろうと思っているから」「1. 貯金をもっとたまったら戻ろうと思っているから」など、Uターンの準備を進めている途中であることを示唆する理由が布置された。図左下には、「8. 引っ越すのが面倒だから」「9. なんとなく面倒だから」というUターンに対する面倒臭さを表す理由が布置された。

これらの理由を量的変数として得点化するため、数量化理論第Ⅲ類およびカテゴリ分析の結果に基づいて単純加算を行った。変数名は、原点右側のクラスを「地元(田舎)が嫌い」、原点左側を「現状維持志向」、図最上部を「子の対人関係・生活のわずらわしさ」、図やや上に布置したクラスを「準備ができてから戻る」、図左下部を「面倒」と命名した。「17. 配偶者や子どもが自分の地元に戻りたがらないから」と「5. もっと立派にならないと地元に戻りづらいから」は単項目で追加分析を行うこととした。

3.4. Uターン阻害要因の検討

地元への意識およびプロトタイプモデルに基づく要因、Uターンしない理由のうち、Uターンに与える影響の大きい要因を探るため、これらの要因を従属変数とし、Uターン意向を独立変数とする1要因被験者間要因の分散分析を行うこととした。分析の結果、10%水準で有意傾向が見られた分析を含め、8つの分析でUターン意向の主効果が見られた(Table4)。なお、全ての分析において要因の自由度が3であり、誤差自由度が312であったため、以下の記述で自由度は個別に記載しない。

要因の主効果が見られた分析に対して、事後検定としてHolm法の多重比較を行った結果、地元に対するプロトタイプ・イメージ($F=5.94, p<.001$)は、Uターン意向が4と回答した者(以下では、各評定値に対する「反応」と記述する)が1反応より有意に高かった。東京に対するプロトタイプ・イメージ($F=2.65, p<.05$)は、3反応および1反応が4反応よりも高い傾向が見られた。地元に対する記述的規範($F=11.67, p<.001$)は、4反応および3反応が、1反応より高かった。また、4反応は2反応より高かった。

地元への意識では、地元への愛着のみで有意差が見られ($F=30.48, p<.001$)、1反応が他の反応をした者に比べて低かった。

Uターンをしない理由では、地元(田舎)が嫌い($F=22.90, p<.001$)において1反応が他の反応をした者に比べて高かった。現状維持志向($F=3.37, p<.05$)は、3反応が4反応に比べて高かった。準備ができてから戻る($F=15.81, p<.001$)は、4反応が2反応および1反応より高く、3反応が1反応より高かった。配偶者・子の反対($F=2.24, p<.10$)は、4反応が3反応および1反応よりも高い傾向が見られた。

Table4
Uターン意向別の各変数の平均値

プロトタイプ・イメージ: 地元(Range: 1-4)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	2.72	0.69	<i>df</i> 1	3	4>1
2. あまりそう思わない	19	2.68	0.51	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	2.92	0.40	<i>F</i>	5.94 ***	
4. 強くそう思う	83	3.04	0.55	η^2	.054	
プロトタイプ・イメージ: 東京(Range: 1-4)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	2.92	0.60	<i>df</i> 1	3	3,1>4(†)
2. あまりそう思わない	19	2.71	0.58	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	2.93	0.38	<i>F</i>	2.65 *	
4. 強くそう思う	83	2.74	0.62	η^2	.025	
記述的規範: 地元(Range: 1-4)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	2.10	0.76	<i>df</i> 1	3	4=3>1
2. あまりそう思わない	19	2.18	0.73	<i>df</i> 2	312	4>2
3. 少しそう思う	73	2.42	0.63	<i>F</i>	11.67 ***	
4. 強くそう思う	83	2.70	0.82	η^2	.101	
記述的規範: 東京(Range: 1-4)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	2.92	0.93	<i>df</i> 1	3	n.s.
2. あまりそう思わない	19	2.55	0.93	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	2.86	0.63	<i>F</i>	1.08	
4. 強くそう思う	83	2.83	0.88	η^2	.010	
地元への危機意識(Range: 1-5)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	3.51	0.97	<i>df</i> 1	3	n.s.
2. あまりそう思わない	19	3.45	0.88	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	3.36	0.95	<i>F</i>	0.58	
4. 強くそう思う	83	3.36	0.96	η^2	.006	
地元への愛着(Range: 1-5)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	2.85	0.94	<i>df</i> 1	3	4=3=2>1
2. あまりそう思わない	19	3.49	0.97	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	3.80	0.85	<i>F</i>	30.48 ***	
4. 強くそう思う	83	3.90	0.90	η^2	.227	
地元への対人懸念(Range: 1-5)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	2.42	1.03	<i>df</i> 1	3	n.s.
2. あまりそう思わない	19	2.32	0.90	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	2.32	1.06	<i>F</i>	0.22	
4. 強くそう思う	83	2.36	0.94	η^2	.002	

*** $p < .001$, * $p < .05$, † $p < .10$

Table4
Uターン意向別の各変数の平均値(続き)

理由: 地元(田舎)が嫌い(Range: 0-4)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	1.39	1.39	<i>df</i> 1	3	1>4=2=3
2. あまりそう思わない	19	0.37	0.76	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	0.29	0.56	<i>F</i>	22.90 ***	
4. 強くそう思う	83	0.47	0.87	η^2	.181	
理由: 現状維持志向(Range: 0-4)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	1.35	0.91	<i>df</i> 1	3	3>4
2. あまりそう思わない	19	1.47	0.96	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	1.51	1.19	<i>F</i>	3.37 *	
4. 強くそう思う	83	1.01	1.11	η^2	.031	
理由: 子の対人関係・生活のわずらわしさ(Range: 0-2)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	0.14	0.39	<i>df</i> 1	3	n.s.
2. あまりそう思わない	19	0.05	0.23	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	0.15	0.36	<i>F</i>	0.54	
4. 強くそう思う	83	0.11	0.31	η^2	.005	
理由: 準備ができてから戻る(Range: 0-3)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	0.13	0.44	<i>df</i> 1	3	4>2=1
2. あまりそう思わない	19	0.16	0.37	<i>df</i> 2	312	3>1
3. 少しそう思う	73	0.48	0.67	<i>F</i>	15.81 ***	
4. 強くそう思う	83	0.69	0.84	η^2	.132	
理由: 面倒(Range: 0-2)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	0.14	0.47	<i>df</i> 1	3	n.s.
2. あまりそう思わない	19	0.32	0.75	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	0.08	0.36	<i>F</i>	1.39	
4. 強くそう思う	83	0.12	0.40	η^2	.013	
理由: 配偶者・子の反対(Range: 0-1)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	0.06	0.25	<i>df</i> 1	3	4>1,3(†)
2. あまりそう思わない	19	0.11	0.32	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	0.04	0.20	<i>F</i>	2.24 †	
4. 強くそう思う	83	0.14	0.35	η^2	.021	
理由: 立派になってから戻る(Range: 0-1)						
Uターン意向	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	統計量		多重比較結果(Holm)
1. 絶対に思わない	141	0.02	0.14	<i>df</i> 1	3	n.s.
2. あまりそう思わない	19	0.07	0.25	<i>df</i> 2	312	
3. 少しそう思う	73	0.08	0.28	<i>F</i>	1.66	
4. 強くそう思う	83	0.05	0.23	η^2	.016	

*** $p < .001$, * $p < .05$, † $p < .10$

4. 考察

Uターンに影響を与える社会心理学的要因について検討するため、本研究ではプロトタイプモデルと先延ばしに主に着目し、Uターンの阻害要因について探索的に検討を行った。

Uターン意向は、肯定反応を表す3反応者と4反応者が約半数ずつで構成されるのに対し、否定反応はUターンしたいと「絶対に思わない」1反応者が88%と大半を占めた。この結果から、Uターン意向が連続的に変化するのではなく、絶対にUターンしないか、Uターン意向が存在するかという質的な区分がまず存在し、Uターン意向が存在する者の中では連続的な意向の強さが存在するという現象が示唆された。

プロトタイプモデルに基づく要因および地元への意識について因子分析を行った結果、項目作成時の想定通りの構造が得られた。ただし、プロトタイプモデルに基づく要因については、地元と東京に対してそれぞれ2項目で測定されており、十分に信頼できる測定指標ではない可能性がある。今後は、測定項目の追加など、方法論上の問題点について改善していく必要があるだろう。

Uターンをしない理由について検討したところ、肯定率の高い理由は東京の利便性に関する項目であり、約半数が東京の利便性に関連する理由を挙げていた。次いで高かったのは、地元暮らしに魅力を感じない、地元に戻らない決意をしているといった、地元に対する否定的な態度であった。また、まだ戻る時期ではない、現職をやめづらいといった曖昧な理由も同程度の肯定率であり、いずれも15%程度であった。

多変量解析によって理由の構造について探索したところ、理由はおおよそ5種類、すなわち、地元に対する否定的態度、現状維持志向、子の対人関係や生活のわずらわしさに対する懸念、準備の必要性、面倒くささにまとめられた。

Uターンの規定因について探索するため、Uターン意向の評定値による群分けを行い、群ごとに各要因の平均値について検討した。分散分析の結果、地元に対するプロトタイプ・イメージは、Uターン意向が強い者の得点が、Uターンを絶対しないと考えている者より高かった。これは、東京での生活において、地元の良さや地元に戻る意向を聞いている者ほど、Uターン意向が強まる可能性を示唆するものであり、プロトタイプモデル(Gibbons, et al., 1998; 大友・広瀬, 2007)の予測と整合するものであった。Uターンという居住地選択においても、リスク関連行動と同様に状況依存型の意思決定が行われると考えられる。地元に対する記述的規範も同様に、Uターン意向の強い者において、意向が弱い者よりも得点が高かった。この結果も、状況依存型の意思決定がUターン意向を規定することを示唆する証拠であると判断できる。

それに対し、東京に対するプロトタイプ・イメージはUターン意向がやや強い者や、Uターンを絶対しないと考えている者において高く、Uターン意向が強い者において低かった。これは、東京定住を促す状況依存的要因がUターンを阻害する可能性を示唆する結

果であると考えられる。ただし、プロトタイプモデルでは、Uターン意向がやや強い3反応者において東京に対するプロトタイプ・イメージが高かったことを説明できない。したがって、地元に対するプロトタイプ・イメージほどはプロトタイプモデルの予測と整合しない結果と考えられる。

地元への愛着は、Uターン意向の強い者が他のすべての群よりも高かった。この結果は、地元の魅力やブランド価値を高め、郷土愛を抱いてもらう既存の施策の正当性を示唆するものである。このことから、マクロな施策についても引き続き実施していく必要が社会心理学の観点からも実証された。一方で、地元に対する危機意識や地元の対人懸念については群間差が見られなかった。したがって、今回の調査データにおいては、地元の経済や人口における不安材料があることが、即座にUターンを阻害することはないという結果が示された。また、面倒な課題ほど先延ばしされやすいというSolomon & Rothblum(1984)の知見は、Uターン現象の対人的側面においては実証されなかった。

Uターンをしない理由に関する分析では、Uターンを絶対にしないと考えている者において地元(田舎)が嫌いであるという理由が多く挙げられていた。地元にはいい思い出がなく、地元には決して戻らないという決意を形成するなんらかの環境がUターン意向の有無を質的に分離する要因である可能性が考えられる。また、準備ができてから戻るつもりである、子や配偶者の反対があるから、といった理由はUターン意向が強い者において多く挙げられていた。この結果は、子育て支援がUターンと関連することを示唆する結果であり、子育て支援の側面においても、既存の施策の正当性が裏付けられたと考えられる。東京の利便性や、現職を辞めづらいといった理由がまとまった現状維持志向においては、Uターン意向がやや強い者において多く挙げられ、Uターン意向の強い者は相対的にこうした理由を挙げていなかった。この結果は、現状維持志向を抱くことでUターン意向が弱まると解釈される。したがって、Anderson(2003)で取り上げられた回避的な決定傾向もUターンを阻害する一因であることが示唆された。

以上の結果から、Uターンの阻害要因について考えるうえで、社会心理学的要因について検討する有効性が示されたと考えられる。特に、プロトタイプモデルと回避的決定傾向はUターンを規定する可能性が高いと考えられる。一方で、先延ばしがUターンの規定因であることを示唆する結果は得られなかった。

最後に、本研究の結果に基づいたUターン促進のための施策案について述べる。状況依存型の意思決定がUターンを規定する可能性が示唆されたことから、東京での対人環境の整備が重要であると考えられる。地元の魅力を高めるために地元のイベントや産業に力を入れることも依然として重要であるが、東京にしながら地元への愛着を高めることのできる施策を考えることも重要であろう。例えば、道府県人会の強化は、東京にしながら地元の情報に触れやすくなる施策であると考えられ、状況依存型意思決定を促進すると予想される。

また、Uターン意向の強い者は貯金や地元での就職先を求めており、結婚や出産などを期に帰ることを意図していた。したがって、Uターン奨励のための経済的支援は効果的である可能性が高い。結婚や出産といった子どもに関するライフステージがUターンのきっかけであることから、教育環境の充実もUターン促進のための誘因として機能すると考えられる。

脚注

1) 本研究は、栃木県大学・地域連携プロジェクト支援事業「若者の人生選択と居住地選択—就活編—」(2017-2018年度)の一環として行われた。吉良貴之先生(宇都宮共和大学シティライフ学部)には、当プロジェクトのメンバーとして、研究遂行中も、本論文にも、極めて貴重なご助言をいただいた。また、当プロジェクトのアドバイザーとして、NPO法人「とちぎユースサポーターズネットワーク」代表である岩井俊宗氏には随時貴重なご助言をいただいた。記して感謝申し上げる。

引用文献

- [1] 狭間諒多朗 (2017). 地域社会における U・I ターン者の意識: 全国調査を用いた計量分析 年報人間科学, 38, 121-138.
- [2] 大友章司・広瀬幸雄 (2007). 自然災害のリスク関連行動における状況依存型決定と目標志向型決定の2重プロセス 社会心理学研究, 23, 140-151.
- [3] 栃木県 (2015). 栃木県版まち・ひと・しごと創生総合戦略「とちぎ創生 15 戦略—2015 始動 未来を創る 15 の戦略—」2015 年 10 月
- [4] Anderson, C. J. (2003). The psychology of doing nothing: forms of decision avoidance result from reason and emotion. *Psychological bulletin*, 129, 139-167.
- [5] Gibbons, F. X., Gerrard, M., Blanton, H., & Russel, D. W. (1998). Reasoned action and social relation: Willingness and intention as independent predictor of health risk. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 1164-1180.
- [6] Solomon, L. J. & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31, 503-509.