

2025 年度 統計データ分析コンペティション

統計数理賞 [高校生の部]

地方移住の決定要因に関するパネルデータ分析 ーラグ効果の検証を通じてー

水本 優希（鳥取県立鳥取湖陵高等学校）

山口 晃（角川ドワンゴ学園 S 高等学校）

論文の概要

被説明変数として都道府県ごとの転入者数を設定し、説明変数として 2011 年から 12 年分の一般病院数、老人福祉施設数、完全失業率等を用いている。説明変数が短期的効果では負に有意であるが中期的効果では正に有意であり、影響が反転することを明らかにしている。また男女別転入者数を被説明変数に設定した結果、性差による違いがあることを示している。

論文審査会コメント

地方移住について固定効果モデルを用いたパネルデータ分析を行い、先行研究とは異なる年次的蓄積の大きい説明変数の存在を指摘しており、12 年間の蓄積データを使った分析、性差の影響を示した点は独創的である。都道府県データのため解像度は粗いが、固定効果モデルを用いたパネルデータ分析を実施し、さらにラグ効果を導入した時間差の影響を推定している点は、高校生研究として優れている。中長期的に係数がゼロになる場合については解釈の検討が課題となる。

地方移住の決定要因に関するパネルデータ分析 —ラグ効果の検証を通じて—

1. 研究のテーマと目的

現在日本では、総人口が減少する中で都市部への人口過密が進み、一方で地方の過疎化が深刻な問題となっている。特に地方の過疎化は、地域経済の縮小や地方の文化芸術の損失を招く可能性があるため解決が急務である。私たち自身も、日本で最も人口の少ない県に暮らす県民として過疎化の現状を間近に見てきた経験から、地域社会の活性化や人口流入の方策に強い課題意識を抱いている。そのため、本研究はその課題意識が出発点である。このような状況を打開するために国は閣議決定（2014）：「まち・ひと・しごと創生総合戦略」⁽⁷⁾を策定し、地方への人口移動を促している。私たちの住む鳥取県の鳥取市でも鳥取市過疎地域持続的発展計画（2021）⁽⁸⁾を策定し、法的基盤に基づき、雇用機会の創出、住民福祉の向上ならびに地方移住者の獲得に向けた生活環境の整備など包括的な対策をしている。

これまで地方移住に主眼を置いた研究として、いくつかの調査が行われている。作野（2016）⁽¹⁾は島根県の移住者を対象に移住者属性や移住先の地域特性を明らかにすることを目的としたアンケートを実施し、移住の直接的なきっかけを定性的に調査した。その結果から、大都市圏から地方圏への移住で起きる「田園回帰」と言われる現象の確認、移住者である若者の移動傾向などを示した。大橋ら（2011）⁽²⁾は対象とした地域の移住者の価値観を国民生活選好度調査と比較することで分析し、年齢に沿った職種の変更ならびに生活環境の情報提供を重視をするなどの傾向を示した。だが、その傾向が広く一般化できるかを調査できていないため、今後の課題として検討している。さらに、高村ら（2022）⁽³⁾は愛知県の全20市を対象に5つの説明変数を用いて定量的な調査を行った。その結果から医療・福祉サービスを受けやすく、また第1次産業や公務員といった第3次産業以外の就業機会が盛んな地域で移住率が高いことを示した。だが、この研究の対象は愛知県のみと全国的規模からみれば限定的な分析である。そのため、本研究の結果を全国に一般化するには慎重な検討が必要である。加えて、筒井ら（2015）⁽⁴⁾は地方移住後の起業・継業に着目し、既存研究を4つの視点で分類した後に、事例分析を行った。その結果、移住後の起業・継業に際して、どのような事例で地域に携わるかを示した。しかし、移住者が地域に定着するうえで重要な要素として、地域社会の閉鎖性の軽減が存在し、この視点を持って他地域を検討することが求められる。これらの研究の特徴は、多くが定性的調査に依拠しており、定量的な調査は十分に行われていない点である。その背景の一つとして、国による統計データの年次的な蓄積が十分でなかったことが挙げられる。日本とはデータの蓄積量が異なる国外でも地方への人口移動に関する研究は盛んに行われており、定量調査による研究ではCEBULA（2005）⁽⁵⁾が挙げられる。CEBULA（2005）はアメリカの州ごとを跨いだ人口移動に対して経済的要因、非経済的要因の2つを合わせた説明変数で重回帰分析を行っている。その結果、経済的要因、非経済的要因はどちらも重要であること、特に非経済的要因は従来の研究結果よりも強い影響を持つことを示した。だが、挙げられる課題として重回帰分析では、各年における経済的・社会的変動を適切に統制することが困難なため、推定結果にバイアスが生じる可能性がある。加えて、国外における事例が日本に与える影響を十分に検討されていないため、日本に適用した場合の効果は必ずしも明確ではない点が挙げられる。

希少な既存研究としては荒川（2024）⁽⁶⁾が挙げられる。荒川（2024）は2010年、2015年、2020年の移動元（push要因）、移動先（pull要因）を合わせた11個の変数が人口移動量に有意な影響を与えていることを示した。しかし、荒川（2024）の研究には2つの課題が残されている。第1に、先行研究で用いられた年次データは限定的であり、対象とする説明変数が被説明変数に与える影響力の長期的傾向の正確な把握が困難な点である。荒川（2024）で使用されている説明変数は連続した年次データから収集できていないため、各年で起こる影響を正確に処理できていない可能性がある。また使用した説明変数の影響力を正確に分析するには、一定期間の観測が必要であるが、荒川（2024）の研究ではそれが十分ではなかったことが挙げられる。第2に、ポアソン重力モデルは説明変数と被説明変数の因果関係の推定が他のモデルと比べ相対的に弱い点である。ポアソン重力モデルでは人口移動がない場合のゼロ移動への対応が可能であり、固定効果法を導入することで地域特有の未観測要因を統制できる。しかし、人口移動量に対して説明変数の影響力を分析する研究において、因果関係の推定が限定的である点は、残された課題といえよう。

そこで本研究では、先行研究で行われた移動先（pull要因）に主眼を置いて、因果関係をより詳しく検討するために、移動先（pull要因）で有意とされた説明変数を過去12年分のデータと共にパネルデータ分析し、結果から地方の過疎化への解決策を提案する。

2. 研究の方法と手順

まず以下の回帰式(1)について検討する。

$$Y_{it}=bX_{it}+a_i+\varepsilon_{it}, i=1, 2, \dots, 47; t=2011, 2012, \dots, 2022 \quad (1)$$

ここでの Y_{it} は、地域 i の t 年の転入者数（総数／男女別）、 X_{it} は下記の説明変数、 a_i は地域 i の固定効果、 ε_{it} は誤差項である。

本研究では、被説明変数に対し、固定効果モデルを用いたパネルデータ分析を行う。荒川（2024）では、固定効果法を用いたポアソン重力モデルによるパネルデータ分析が行われ、説明変数の有効性が示されていることから、本研究においても固定効果モデルを用いたパネルデータ分析を実施する。固定効果モデルによるパネルデータ分析を用いることで、地域ごとの固定効果や時間効果を統制しつつ、説明変数が人口移動に与える影響をより正確に推定できる。このため、地域間の違いや時間的変動を考慮した分析を行う本研究においては、パネルデータ分析が適切であると判断する。また、本研究では、パネルデータ分析に加えて、1 年（ $t-1$ 期）および2 年（ $t-2$ 期）のラグ効果を導入した分析を行う。先行研究においても、説明変数のラグを用いた分析が行われているが、これは主に説明変数と被説明変数の逆の因果関係に対応するためのものであった。それに対して、本研究では、説明変数が時間を経て被説明変数に及ぼす影響を明確化することを目的として、ラグモデルを導入する。一般に移住行動は意思決定に時間を要すると考えられるため、同年データよりもラグを用いた分析の方が中期的効果も適切に把握できるためである。

3. データセットの加工

本研究で使用された説明変数と被説明変数の出典については、以下の表 1 に示す。本研究の被説明変数は SSDSE で公開されている、都道府県ごとの「転入者数（日本人移動者）」、「転入者数（日本人移動者）（男）」ならびに「転入者数（日本人移動者）（女）」のデータを使用する。これは、被説明変数を男女合算した転入者数にすることで、先行研究での分析結果をより確かなものにするためである。また、男女別の転入者数は男女別に設定することで、性別に応じた説明変数の有意性を明らかにし、今後の分析手法や政策的アプローチに資することを目的としたものである。本研究で使用する説明変数については荒川（2024）において移動先（pull 要因）に有意であることが示されている変数を説明変数として採用した。しかし、荒川（2024）が有意な変数であることを示した第 2 次産業就業者比率は国勢調査（総務省）の実施年数から 5 年ごとのデータしか得られないため、本研究のパネルデータ分析には採用できなかった。同様の理由から第 1 次産業就業者比率の採用は諦め、代理変数として第 1 次産業である農業・林業・漁業の生産出額を採用した。

また、先行研究で有意と示された「保育所等数」および「幼稚園数」などの説明変数は、「地方の総人口」と強い多重共線性がみられた。これらの教育施設数はすべての変数が有意な影響を示したわけではなく、それと比較し「地方の総人口」は有意な影響を示したため、本研究では「地方の総人口」を説明変数として採用し、教育施設数は採用しなかった。なお、説明変数の VIF の最大値は 9.55 であったため、多重共線性の問題は深刻でないと判断した。

表 1：本研究で使用了変数とその出典の一覧

変数名	単位	出典
転入者数（日本人移動者）	人	SSDSE-B-2025
転入者数（日本人移動者）（男）	人	SSDSE-B-2025
転入者数（日本人移動者）（女）	人	SSDSE-B-2025
一般病院数	施設	SSDSE-B-2025
老人福祉施設数	所	社会福祉施設等調査（厚生労働省）
完全失業率	%	労働力調査（総務省統計局）
年平均気温	℃	SSDSE-B-2025
地方の総人口	人	SSDSE-B-2025
農業生産出額	億円	生産農業所得統計（農林水産省）
林業生産出額	千万円	e-stat 林業産出額
漁業生産出額	百万円	e-stat 漁業産出額
基準価値	百円	都道府県地価調査（国土交通省）

表 2：記述統計量

	指標	最小値	中央値	平均値	最大値	標準偏差	度数
I^1	転入者数（日本人移動者）【人】	7967.0	24880.0	48672.9	427307.0	69602.2	564
I^2	転入者数（日本人移動者）（男）【人】	4531.0	14088.0	27019.3	225877.0	37063.6	564
I^3	転入者数（日本人移動者）（女）【人】	3280.0	10672.0	21653.6	204845.0	32583.2	564
X^1	一般病院数【施設】	37.0	114.0	156.1	601.0	124.7	564
X^2	老人福祉施設数【所】	24.0	70.0	82.8	355.0	52.9	564
X^3	完全失業率【％】	1.15	2.8	2.9	6.9	0.9	564
X^4	年平均気温【℃】	9.1	16.2	15.8	24.1	2.3	564
X^5	地方の総人口【人】	544000.0	1631500.0	2696852.6	14047594.0	2721968.0	564
X^6	農業生産出額【億円】	196.0	1294.0	1887.0	13108.0	1853.0	564
X^7	林業生産出額【千万円】	16.0	641.0	949.7	6025.0	1174.4	564
X^8	漁業生産出額【百万円】	1760.0	21561.0	34936.0	313505.0	43907.8	456
X^9	基準価値【百円】	16200.0	42800.0	81561.2	1039900.0	131536.5	564

表 3：相関行列

	I^1	I^2	I^3	X^1	X^2	X^3	X^4	X^5	X^6	X^7	X^8	X^9
I^1 転入者数（日本人移動者）	1.0											
I^2 転入者数（日本人移動者）（男）	0.999	1.0										
I^3 転入者数（日本人移動者）（女）	0.999	0.997	1.0									
X^1 一般病院数	0.806	0.811	0.8	1.0								
X^2 老人福祉施設数	0.781	0.783	0.778	0.84	1.0							
X^3 完全失業率	0.206	0.208	0.204	0.311	0.19	1.0						
X^4 年平均気温	0.122	0.118	0.127	0.062	-0.08	-0.019	1.0					
X^5 地方の総人口	0.951	0.958	0.943	0.893	0.812	0.234	0.071	1.0				
X^6 農業生産出額	-0.049	-0.035	-0.066	0.333	0.324	0.127	-0.398	0.108	1.0			
X^7 林業生産出額	-0.206	-0.203	-0.21	0.052	0.123	-0.012	-0.436	-0.114	0.562	1.0		
X^8 漁業生産出額	-0.063	-0.054	-0.074	0.332	0.29	0.137	-0.271	0.061	0.744	0.503	1.0	
X^9 基準価値	0.912	0.903	0.921	0.697	0.725	0.118	0.162	0.819	-0.186	-0.227	-0.124	1.0

4. データ分析の結果

収集したデータを用いて、固定効果モデルによるパネルデータ分析を行った。分析の結果は表 4 に示す。

4.1 男性の転入者数

以下では、当期モデルの結果について検討する。「一般病院数」は「男性の転入者数」に対して非有意であった（ $b=44.4606$, $t=0.7494$, $n.s.$ ）。「老人福祉施設数」は「男性の転入者数」に対して負の影響を及ぼしていた（ $b=-53.0975$, $t=-1.8246$, $p<.10$ ）。「完全失業率」は「男性の転入者数」に対して非有意であった（ $b=64.0457$, $t=0.3638$, $n.s.$ ）。「年平均気温」は「男性の転入者数」に対して非有意であった（ $b=-64.5818$, $t=-0.3577$, $n.s.$ ）。「地方の総人口」は「男性の転入者数」に対して非有意であった（ $b=35.8401$, $t=0.5802$, $n.s.$ ）。「農業生産出額」は「男性の転入者数」に対して非有意であった（ $b=5186.8877$, $t=1.2437$, $n.s.$ ）。「林業生産出額」は「男性の転入者数」に対して負の影響を及ぼしていた（ $b=-6952.6350$, $t=-1.9581$, $p<.10$ ）。「漁業生産出額」は「男性の転入者数」に対して非有意であった（ $b=5.7656$, $t=0.2723$, $n.s.$ ）。「基準地価」は「男性の転入者数」に対して負の影響を及ぼしていた（ $b=-237.5676$, $t=-1.7106$, $p<.10$ ）。

次に、t-1 期の結果について検討する。「一般病院数」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=27.1247$, $t=-0.8273$, n. s.)。「老人福祉施設数」は「男性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=63.4213$, $t=2.0733$, $p<.05$)。「完全失業率」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-37.7553$, $t=-0.2495$, n. s.)。「年平均気温」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-31.6501$, $t=-0.1719$, n. s.)。「地方の総人口」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-43.8572$, $t=-0.6781$, n. s.)。「農業生産出額」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=558.0858$, $t=0.0867$, n. s.)。「林業生産出額」は「男性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=6917.0048$, $t=2.1078$, $p<.05$)。「漁業生産出額」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-1.2099$, $t=-0.0421$, n. s.)。「基準地価」は「男性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=317.4814$, $t=2.0404$, $p<.05$)。

次に、t-2 期の結果について検討する。「一般病院数」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=38.321$, $t=-1.0233$, n. s.)。「老人福祉施設数」は「男性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=41.477$, $t=2.3010$, $p<.05$)。「完全失業率」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=118.776$, $t=0.6475$, n. s.)。「年平均気温」は「男性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=561.256$, $t=3.4870$, $p<.0.1$)。「地方の総人口」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-52.097$, $t=-0.9625$, n. s.)。「農業生産出額」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-1399.024$, $t=-0.2488$, n. s.)。「林業生産出額」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=4316.996$, $t=1.0571$, n. s.)。「漁業生産出額」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=28.274$, $t=0.6770$, n. s.)。「基準地価」は「男性の転入者数」に対して非有意であった ($b=173.695$, $t=1.4527$, n. s.)。

4.2 女性の転入者数

以下では、当期モデルの結果について検討する。「一般病院数」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=82.059$, $t=1.2326$, n. s.)。「老人福祉施設数」は「女性の転入者数」に対して負の影響を及ぼしていた ($b=-55.753$, $t=-2.3562$, $p<.05$)。「完全失業率」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-32.490$, $t=-0.1448$, n. s.)。「年平均気温」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-114.098$, $t=-0.5627$, n. s.)。「地方の総人口」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=30.252$, $t=0.5043$, n. s.)。「農業生産出額」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=3044.325$, $t=0.8943$, n. s.)。「林業生産出額」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-3725.138$, $t=-1.2675$, n. s.)。「漁業生産出額」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=10.750$, $t=0.5315$, n. s.)。「基準地価」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-28.329$, $t=-0.2610$, n. s.)。

次に、t-1 期の結果について検討する。「一般病院数」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=52.1326$, $t=-1.2880$, n. s.)。「老人福祉施設数」は「女性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=61.2173$, $t=1.9042$, $p<.10$)。「完全失業率」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=26.6105$, $t=0.1309$, n. s.)。「年平均気温」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-46.1183$, $t=-0.2160$, n. s.)。「地方の総人口」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-50.3743$, $t=-0.7620$, n. s.)。「農業生産出額」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-669.7413$, $t=-0.1378$, n. s.)。「林業生産出額」は「女性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=5369.2326$, $t=1.8486$, $p<.10$)。「漁業生産出額」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-7.9425$, $t=-0.2670$, n. s.)。「基準地価」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=187.8376$, $t=1.0699$, n. s.)。

次に、t-2 期の結果について検討する。「一般病院数」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=59.358$, $t=-2.4282$, n. s.)。「老人福祉施設数」は「女性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=52.462$, $t=4.5475$, $p<.05$)。「完全失業率」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=100.287$, $t=0.9038$, n. s.)。「年平均気温」は「女性の転入者数」に対して正の影響を及ぼしていた ($b=324.632$, $t=1.8636$, $p<.05$)。「地方の総人口」は「女性の転入者数」に対して負の影響を及ぼしていた ($b=-89.266$, $t=-3.5843$, $p<.10$)。「農業生産出額」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-5502.497$, $t=-1.6461$, n. s.)。「林業生産出額」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=-54.898$, $t=-0.0107$, n. s.)。「漁業生産出額」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=15.007$, $t=0.3753$, n. s.)。「基準地価」は「女性の転入者数」に対して非有意であった ($b=45.479$, $t=0.8738$, n. s.)。

表 4：分析結果

	男性：当期	男性：t-1 期	男性：t-2 期	女性：当期	女性：t-1 期	女性：t-2 期
X_1 , 一般病院数 (施設)	44.461 (59.327)	-27.125 (32.788)	-38.321 (37.449)	82.059 (66.575)	-52.133 (40.474)	-59.358 (51.970)
X_2 , 老人福祉施設 (所)	-53.097* (29.100)	63.421** (30.590)	41.477** (18.026)	-55.753** (23.662)	61.217* (32.149)	52.462** (20.547)
X_3 , 完全失業率 (%)	64.046 (176.066)	-37.755 (151.306)	118.776 (183.427)	-32.490 (224.370)	26.611 (203.277)	100.287 (223.011)
X_4 , 年平均気温 (°C)	-64.582 (180.536)	-31.650 (184.102)	561.256*** (160.957)	-114.098 (202.783)	-46.118 (213.521)	324.632** (147.329)
X_5 , 地方の総人口 (人)	35.840 (61.767)	-43.857 (64.677)	-52.097 (54.129)	30.252 (59.990)	-50.374 (66.111)	-89.266* (50.833)
X_6 , 農業生産出額 (億円)	5186.888 (4170.553)	558.086 (6439.485)	-1399.024 (5622.117)	3044.325 (3403.958)	-669.741 (4859.699)	-5502.497 (3704.754)
X_7 , 林業生産出額 (千万円)	-6952.635* (3550.750)	6917.005** (3281.6713)	4316.996 (4083.822)	-3725.138 (2938.922)	5369.233* (2904.519)	-54.898 (4217.898)
X_8 , 漁業生産出額 (百万円)	5.766 (21.176)	-1.203 (28.755)	28.274 (41.765)	10.750 (20.226)	-7.943 (29.745)	15.007 (27.884)
X_9 , 基準地価 (百円)	-237.568* (138.880)	317.481** (155.595)	173.695 (119.568)	-28.329 (108.552)	187.838 (175.561)	45.479 (120.503)
サンプルサイズ	456	417	378	456	417	378
決定係数	0.218	0.269	0.198	0.135	0.158	0.167
自由度調整済み決定係数	0.128	0.175	0.083	0.035	0.050	0.049

注) ***, **, *は 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。括弧内の数値はクラスターロバスト標準誤差を示す。なお正で有意ならば橙、負で有意ならば青でマーカーを付した。

5. 結果の解釈

本研究の知見は 3 つある。第 1 に、固定効果モデルを用いたパネルデータ分析を行なったことで、先行研究である荒川 (2024) とは異なる影響を確認できた点である。荒川 (2024) では、「一般病院数」、「年平均気温」、「地方の総人口」、「第 1 次産業就業者比率」、「基準地価」が正の影響を示す変数と推定されており、「老人福祉施設数」、「完全失業率」が負の影響を及ぼすことが示された。それと比較し、本研究では、「老人福祉施設数」、第 1 次産業就業者比率の代用変数として採用した「林業生産出額」が負の影響を示すと推定された。荒川 (2024) と本研究の推定結果に大きな違いがあるのは、荒川 (2024) と比べ、本研究で使用された説明変数の年次的蓄積が多かったことが影響している可能性が考えられる。

第 2 に、ラグ効果を導入することにより、同じ説明変数であったとしても「転入者数」に対して、異なる影響を確認できた点である。「老人福祉施設数」、「林業生産出額」、「基準地価」は当期では負の影響を示しているが、t-1 期では正の影響が示された。まず、「老人福祉施設数」が当期で負の影響を示す理

由として、即時効果が考えられる。即時効果とは、ある出来事や政策、整備が行われたときに、すぐに現れる直接的な影響や反応のことである。当期では施設数の増加に伴う反面、サービス内容などの情報伝達が地域内外にできていないため、地域外の移住検討者には単に高齢者が多い地域というネガティブな印象を与えてしまう可能性がある。これが負の影響を示している理由と考えられる。一方で、 $t-1$ 期では、時間の経過によりサービス内容などが情報伝達されており、適切な福祉サービスが受けられる地域であるという認識に繋がり、正の影響を示していると考えられる。次に「林業生産出額」では、林業が盛んな地域は山間部や交通の不便な地域に位置することが多く、都市的サービスや娯楽などが不足していることが認識されやすい。このような認識が地域に対しての退屈感や閉塞感などの印象を与えるため、負の影響を示していると考えられる。一方、 $t-1$ 期では林業における収益増加は、時間の経過で雇用機会の拡大に繋がるため、移住者に対して魅力的に映り、正の影響を示していると考えられる。また、「基準地価」では土地価格の上昇が、住宅の購入などのハードルを上げるため、移住に負の影響を示していると考えられる。一方、 $t-1$ 期では、基準地価の増加が土地の発展可能性が高いという印象を与えるため、正の影響を示していると考えられる。また、 $t-2$ 期では「老人福祉施設数」、「年平均気温」が有意な結果を示している。特に「年平均気温」は当期、 $t-1$ 期で非有意だったにも関わらず $t-2$ 期では有意性を示している。これは、気候に関する情報は残留性が高いものと考えられる。ある地域の気候に関する情報は一時的に消費されるのではなく、地域イメージとして人々の記憶に残りやすい。その結果、移住希望者が実際に行動へ移す際には、過去の気候に関する情報が参照されやすく、正の影響を示していると考えられる。また当期、 $t-1$ 期で有意な影響を示していた「林業生産出額」、「基準地価」が $t-2$ 期では非有意な結果を示している。これは雇用などの経済的情報はより鮮度の高い直近の情報が移住の参考にされているものと考えられる。

第 3 に、被説明変数を男女別の転入者数にしたことによって説明変数の影響が男女によって異なる点が示された。「基準地価」は「男性の転入者数」には負で有意な影響を示しており、「女性の転入者数」には非有意であった。これは住宅購入や不動産関連の意思決定は、男性が主導するケースが多いためだと考えられる。

6. おわりに

6.1 学術的貢献

本研究の貢献は以下の 3 点である。

第 1 に、荒川 (2024) で有意な影響を及ぼしていると示された説明変数の因果関係をより細かく推定した点である。既存研究において使用した年次データの年数が不足しており、年数データを十分に蓄積した定量的な分析ができていないという課題を抱えていた。本研究で過去 12 年分のデータを使用しパネルデータ分析を行った結果、既存研究と異なる知見を見出した点は本研究の大きな貢献であろう。

第 2 の貢献は、本研究では、ラグ効果を用いて既存研究で十分に検討されていなかった説明変数の中期的効果を示した点である。荒川 (2024) の研究は同時点での変数間の関係を主に検討してきたが、本研究では変数が転入者数に与える影響が時間をかけて顕在化する可能性を重視し、1 年、2 年といったラグを設定して分析を行った。これにより、短期的な影響だけでは捉えきれない中期的な影響を明らかにし、先行研究とは異なる知見を提示することができた。

第 3 に、既存研究では検討されていなかった男女別の転入者数に有意な変数を示した点である。既存研究では男女別の転入者数を被説明変数にしたパネルデータ分析を行った研究がないため、人口移動の研究に進展を寄与したといえるであろう。本研究では男女別の転入者数を被説明変数とすることで、説明変数が男性と女性に及ぼす影響の違いを明確化した。この分析により、人口動態における性差を考慮した新たな知見を提示することで、既存研究の限界を補完することができた。

本研究の知見は、図 1 ならびに図 2 の通りに要約される。

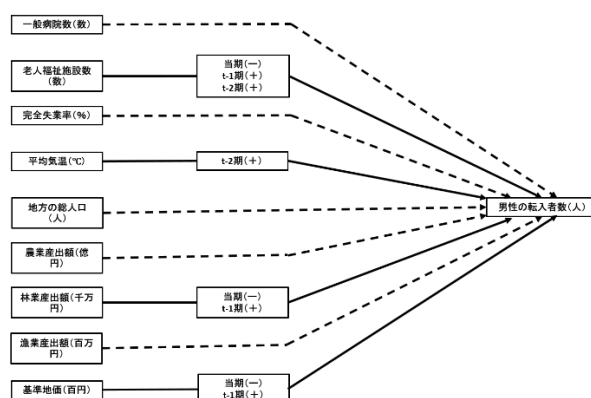


図 1 男性の転入者数に対して影響を及ぼす説明変数

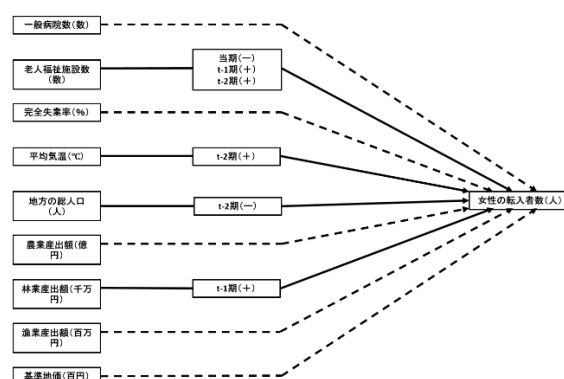


図 2 女性の転入者数に対して影響を及ぼす説明変数

注) 正および負の影響を及ぼす説明変数を実線、非有意であった説明変数を点線で表した。

6.2 実務的示唆

本研究は、国や地方自治体の地域政策に対して、2つの実務的示唆を与えることができるであろう。

第1に、転入者を増やすための施設の増設や産業の強化は、短期的効果ではない、中期的効果が期待できる政策の設計が必要である。本研究では短期的効果のある政策は情報伝達の影響で移住検討者に対して負の影響を示すことが分かった。同時に、施設の増設や産業の強化が中期的効果で確認すると、正の影響を示していることが分かった。老人福祉施設数が中期的に人口増加へと結びつくことは、福祉施設が単なる社会保障インフラにとどまらず、地域における雇用創出や地域イメージのポイントとなり得ることを示唆している。福祉施設の充実を図ることにより、移住後の安心感や地域イメージの向上に繋がり、人口定着を持続的に高めることが可能となるかもしれない。

第2に、地方移住や定住に影響を与える要因には性差が認められる。男性においては「老人福祉施設」、「基準地価」、「年平均気温」が正で有意な影響を及ぼしている。これは、男性が地域に移住する際に生活基盤の安定性や、土地資産価値の確保、さらには快適な気候条件といった要素を重視する傾向を示唆している。そのため安定した雇用機会の創出、住宅取得支援や空き家バンクの活用など移住基盤の整備、気候条件を活かした魅力の発信といった政策が効果的であると考えられる。

一方、女性においては、「老人福祉施設数」、「年平均気温」が正で有意な影響を及ぼしている。これは、女性が地域に移住する際、医療・福祉に直結する要素を重視する傾向を示唆している。そのため医療・福祉へのアクセス向上といった政策が効果的であると考えられる。

6.3 限界

最後に、本研究には2つの限界が存在する。第1に、先行研究で使用された説明変数の一部が本研究に転用できていない点である。分析に使用できなかった理由としては年次的な蓄積数が不十分であったことが理由として挙げられる。例えば「第2次産業就業者比率」は先行研究で有意な影響を示すとされていたが、公表されている統計データでは年次的な蓄積数が不十分だったため、採用を見送った。先行研究と比較してより強い因果推定を実施し、異なる知見を見出した点では貢献もあるが、一部の結果は

慎重に検討する必要も残るであろう。また、「ふるさと納税額」などの政策的変数が採用できなかった理由も同様である。

第2に、本研究では、都道府県レベルの集計データを用いて分析した点である。本研究においては、説明変数に使用できる統計データの制限から、市町村レベルでの詳細な分析は実施できなかった。集計データを市町村レベルにできれば、各地域間の多様性の考慮、地域に沿った具体的な実務的示唆が可能になるため今後、人口の移動要因を分析する研究に際しては、市町村レベルの集計データの収集が望まれるであろう。

7. 参考文献

- (1) 作野広和：“地域移住の広まりと地域対応—地方圏からみた「田園回帰」の捉え方—”、経済地理学年報、第62巻、pp. 324-345 (2016)。
- (2) 大橋 幸子、湯原 麻子、神永 希、高森 秀司：“地方部への移住者の価値観の特徴に関する研究”、土木学会論文集F4（建設マネジメント）、67巻、pp. 4, I_47-I_56 (2011)。
- (3) 高村 友美、宋 俊煥、岡松 道雄：“地域特性と移住支援施策からみた地方移住の要因に関する研究”、公益社団法人 日本都市計画学会 都市計画論文集、Vol. 55、No3、pp. 806-813 (2020)。
- (4) 筒井 一伸、佐久間 康富、嵩 和雄：“都市から農山村への移住と地域再生—移住者の起業・継業の視点から—”、農村計画学会誌、34巻、1号、p. 45-50 (2015)。
- (5) RICHARD J. CEBULA：“Internal Migration Determinants: Recent Evidence”、International Advances in Economic Research、11巻、第3号、pp. 267-274 (2005)。
- (6) 荒川 清晟：“大都市から地方への人口移動における社会経済的要因に関する研究—固定効果法を用いたポアソン重力モデルによる縦断的分析—”、社会経済システム、43巻、pp. 105-116 (2024)。
- (7) 閣議決定 (2014)：「まち・ひと・しごと創生総合戦略」、2014年12月27日決定、<https://www.soumu.go.jp/main_content/000332459.pdf>, 参照2000年1月1日。(2025/08/28 閲覧)
- (8) 鳥取市：“鳥取市過疎地域持続的発展計画” (2021)。
<<https://www.city.tottori.lg.jp/www/contents/1633673301689/simple/kasokeikaku.pdf>>, (2025/08/28 閲覧)