

母子世帯の空間分布と地域特性

- 母と子のみの母子世帯と3世代同居母子世帯の比較 -

柴辻優樹*・河端瑞貴**

Spatial Distributions of Single-Mother Households and Regional Characteristics - A Comparison of Single-Mother and Three-Generation Households -

Yuki SHIBATSUJI*, Mizuki KAWABATA**

Abstract: This paper examines the relationship between the spatial distributions of single-mother households and regional characteristics in Japan. We focus on the ratio of single-mother households (where the household members are a mother and at least one child under 20 years old) and single-mother households consisting of three generations (where the household members include grandparents). Local Moran cluster maps show that the ratio of the three-generation households is high in Tohoku and Hokuriku regions on the Sea of Japan side. The results from the fixed-effects models suggest significant correlation between the ratio of single-mother households and the female unemployment rate and population density and between the ratio of the three-generation households and the ratio of excess in migration.

Keywords: 母子世帯 (single-mother households), 3世代同居 (three-generation households), 地域特性 (regional characteristics), 空間統計 (spatial statistics)

1. はじめに

本論文では、日本における母子世帯の空間分布と地域特性の関係を分析する。中でも、母子世帯に占める3世代同居世帯の割合と地域特性との関連性を分析する。2015年度国勢調査では、母子世帯総数106.3万世帯のうちおよそ29%にあたる30.8万世帯は他の世帯員を含むとされており、7割以上が母と子のみの世帯であるが、3世代同居も一定割合存在することがわかる。

近年、母と子のみの母子世帯だけでなく、3世代同居の母子世帯についても研究が蓄積されており、3世代同居が必ずしも母子世帯の経済状況の改善にはつながらない可能性を指摘している。Shirahase and Raymo (2014) は、母と子のみ・3世代同居の母子世帯の貧困状態について国民生活基礎調査のデータを用いて分析し、前者の方が貧困状態でない傾向はあるが、その差は小さいことを指摘している。また、阿部 (2018) は、東京のデータを用いた分析を

行い、3世代同居の方が母と子のみの母子世帯よりも就労状況は良いが、等価世帯所得では低所得の割合が高いことを指摘している。斉藤 (2018) は、同居を通じた家族・親族間の相互扶助機能には限界があり、母子世帯への福祉政策の見直しが必要であると主張している。また、母子世帯への公的支援は就業を軸にした経済的自立を促進するものになっているが、3世代同居世帯を意識したものではない。

また、全国を対象とした母子世帯の空間分布や地域格差の実態に関する研究は少ない。Abe et al. (2019) は母子世帯の子供の空間パターンとその地域要因を分析しているが、母子世帯の割合については分析していない。

そこで本研究では、全国を対象として、これまでの研究で十分に明らかにされていない「一般世帯に占める母子世帯の割合」および「母子世帯に占める3世代同居世帯の割合」の2つの母子世帯指標の空間分布および地域特性との関連を分析する。

* 学生会員 慶應義塾大学大学院経済学研究科 (Graduate School of Economics, Keio University)
日本学術振興会特別研究員 (DC1)

〒108-8345 東京都港区三田 2-15-45 E-mail : yuuki.sh.eco@keio.jp

** 正会員 慶應義塾大学経済学部 (Faculty of Economics, Keio University)

2. 分析手法

2.1. 空間分布の分析手法

母子世帯の空間分布は、母子世帯指標の Global Moran's I 統計量 (Moran, 1950; Cliff and Ord, 1981) と Local Moran's I 統計量 (Anselin, 1995) を算出して分析する。Global Moran's I は対象地域全体における属性値の空間的自己相関の有無を検定する。属性値がランダム分布していることを帰無仮説とし、正の空間的自己相関はクラスター分布を、負の空間的自己相関は分散分布であることを示す。Global Moran's I 統計量は式(1)により求める。

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

ここで n は観測数、 y_i, y_j を市区町村 i, j の母子世帯指標、 $\bar{y}$ を対象地域全体の母子世帯指標の平均値、 w_{ij} を市区町村 i, j 間の空間重みの要素とする。 w_{ij} は queen 型の一次隣接行列を用い、行基準化 ($n / \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} = 1$) を行う。

Local Moran's I 統計量は局所的な空間的自己相関を示し、空間クラスターもしくは空間的外れ値が存在するならば、対象地域内のどこで発生しているかを特定できる。Local Moran's I 統計量は式(2)のように求める。

$$I_i = \frac{y_i - \bar{y}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (2)$$
$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n (y_j - \bar{y})^2}{n - 1}$$

Global Moran's I と同様に、空間重みの要素 $w_{i,j}$ は queen 型の一次隣接行列を用いる。本研究では、Local Moran's I 統計量に基づき、有意水準 5% で有意な次の 4 つの空間クラスターおよび空間的外れ値に分類する。

- High-High (高い値の空間クラスター)
- Low-Low (低い値の空間クラスター)
- High-Low (高い値が主に低い値に囲まれている

空間的外れ値)

- Low-High (低い値が主に高い値に囲まれている空間的外れ値)

High-High は母子世帯指標の高い値の市区町村が集積しているホットスポット、Low-Low は母子世帯指標の低い値の市区町村が集積しているコールドスポットと解釈できる。High-Low は周囲の母子世帯指標の値が低いが自身の値は高い空間的外れ値、Low-High は周囲の母子世帯指標の値は高いが自身の値は高い空間的外れ値を表す。これらの空間クラスターおよび空間的外れ値を地図上に視覚化し、空間分布を分析する。

2.2. 母子世帯指標と地域特性の関連分析

母子世帯指標と地域特性の関連は、パネルデータモデルによる回帰分析を用いて推定する。パネルデータモデルは式 (3) を用いる。

$$y_{it} = \alpha + x_{it}\beta + v_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

ここで、 y_{it} は i 市区町村における t 期 (2010 年, 2015 年) の母子世帯指標、 x_{it} は地域特性、 v_i は観測されない時間不変の市区町村の固定効果、 ε_{it} は誤差項を表す。パネルデータモデルは、固定効果モデル、変量効果モデルを推定する。変量効果モデルは v_i と x_{it} が独立であることを仮定している。OLS によるプーリング回帰、固定効果モデル、変量効果モデルによる推定を行い、いずれの推定法が適しているか、F 検定およびハウスマン検定を行う。

2.3. データ

空間単位は市区町村とする。母子世帯指標は、「一般世帯に占める母子世帯の割合」と、「母子世帯に占める 3 世代同居世帯の割合」の 2 種類を用いる。2010 年以前は、母と 20 歳未満の子供からなる世帯を母子世帯として集計されており、他の世帯員を含む母子世帯の集計結果は 2010 年以降 (2010 年, 2015 年) 利用可能である。3 世代同居の母子世帯は他の世帯員と同居している母子世帯に含まれており、その値

を抽出した。そのため、本分析では 2010 年と 2015 年の母子世帯指標を被説明変数とする。

説明変数としては、女性失業率、離婚率（有配偶離婚率：離婚件数 / 有配偶女性人口 * 1000）、平均所得（自然対数）、18 歳未満ひとりあたりの児童福祉費支出（自然対数）、人口密度（自然対数）、転入超過率、2015 年ダミー、政令都市ダミー、中核市・施行時特例市ダミーを用いる。

これらの変数には、「国勢調査」と「社会・人口統計体系」のデータを用いた。近藤（2019）のパネルデータ化プログラムを用いて、市区町村単位のパネルデータを作成した。

3. 結果

3.1. 母子世帯指標のクラスターマップ

図 1、図 2 は 2010 年と 2015 年における一般世帯に占める母子世帯の割合の Global Moran's I 統計量と Local Moran クラスターマップを表す。Global Moran's I の値は 2010 年が 0.498、2015 年は 0.513 と推定され、どちらも有意に正の大域的空間的自己相関が発生していることを示している。

Local Moran クラスターマップを見ると、2010 年と 2015 年で同様の分布傾向が見て取れる。ホットスポットである High-High は北海道の中央の一部と南部、青森県、宮城県から福島県にかけて、九州地方北部と南部および沖縄県を中心に分布している。コールドスポットである Low-Low は北海道の北部および本州中心部から西部に分布している。これらの一般世帯総数に占める母子世帯の割合のホット/コールドスポットは、5 年間でほとんど変化していないことがわかる。

Abe et al. (2019) では、母子世帯の子供の数を一般世帯の子供の数で除した母子世帯の子供率（6 歳未満、6~18 歳）について、2000 年と 2010 年のデータを用いた同様の分析を行っており、2000 年と 2010 年の Local Moran's I 統計量に基づく空間クラスターは一部増減があるものの分布傾向に大きな変化が見られなかった。一般世帯総数に占める母子世帯の割合の空間分布を示した本研究でも、2010 年と 2015 年の間でほとんど変化は見られなかった。

一方、Abe et al. (2019) と本研究のクラスターマップを比較すると、九州地方南部や沖縄における High-High の分布は一致しているが、九州北部ではより広い範囲でクラスターが分布している点や、東北地方にも High-High クラスターがみられる等の違いがあり、母子世帯の母と子どもの空間分布が異なる可能性が示唆される。母子世帯への公的な支援は母親に対する就業支援が軸であるだけでなく、子供に対する支援も母親を経由して実施されることから、今後の研究では子供だけでなく、母を軸とした空間分布に着目する必要もある。

図 3、図 4 は 2010 年と 2015 年における母子世帯数に占める 3 世代同居世帯の割合の Global Moran's I 統計量と Local Moran クラスターマップを表す。Global Moran's I 統計量は 2010 年が 0.476、2015 年は 0.475 と推定され、どちらも有意に正の大域的空間的自己相関が発生していることを示している。

Local Moran クラスターマップを見ると、こちらも 2010 年と 2015 年で同様の分布傾向を示している。3 世代同居母子世帯の割合が高い High-High は日本海側の東北地方から北陸地方を中心に、中部地方や日本海側の中国地方などに分布している。Low-Low は北海道のほぼ全域、東京都と神奈川県の一部、大阪府、和歌山県南部、瀬戸内海に面した四国・中国地方の一部、九州南部などに分布しており、明確に傾向が異なることがわかる。厚生労働省政策統括官（2018）によれば、三世代世帯割合が東京で最も低く、東北地方や北陸地方では高いことから、地域の三世代同居傾向と関連していると考えられる。

Abe et al. (2019) における High-High と Low-Low 分布と今回の結果を比較すると、前者は北海道や九州地方南部、沖縄県に分布する Low-Low と、後者は日本海側の東北地方・北陸地方にかけて分布する High-High と重なる。この結果から、3 世代同居母子世帯の割合が高い地域では母子世帯の子供の割合が低い可能性が考えられる。

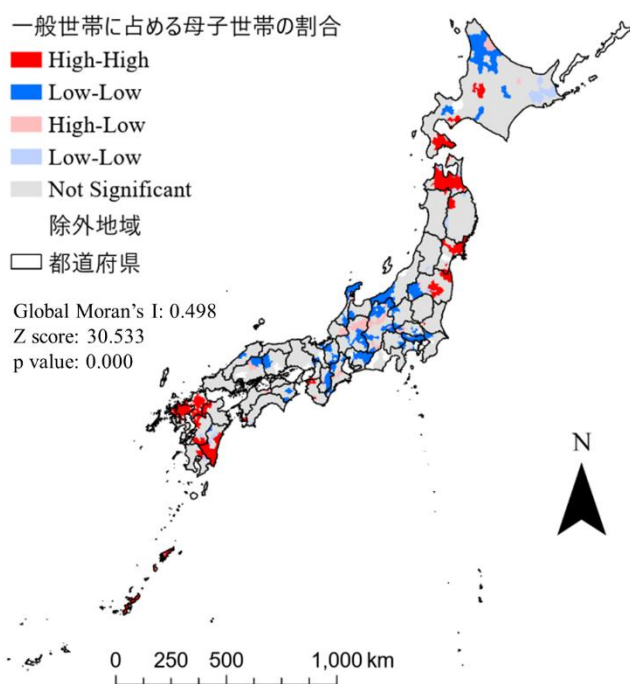


図 1. 一般世帯に占める母子世帯の割合の
Local Moran クラスターマップ (2010 年)

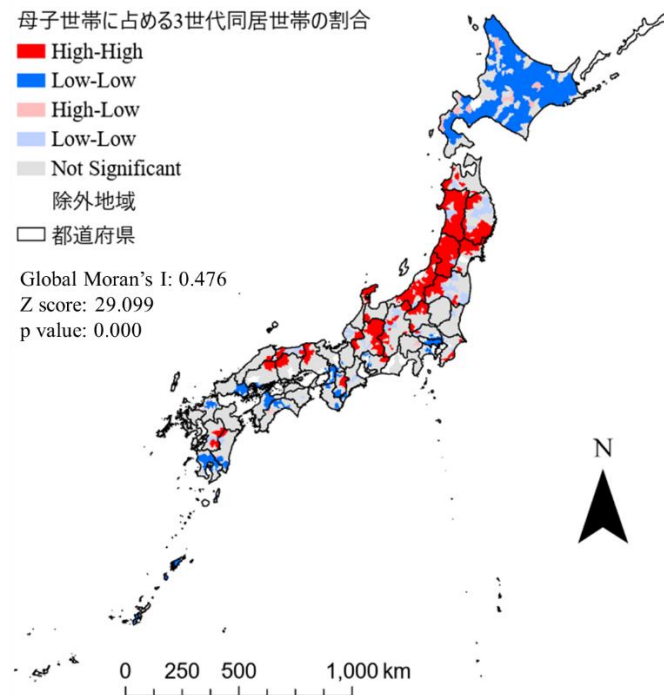


図 3. 母子世帯に占める 3 世代同居世帯の割合の
Local Moran クラスターマップ (2010 年)

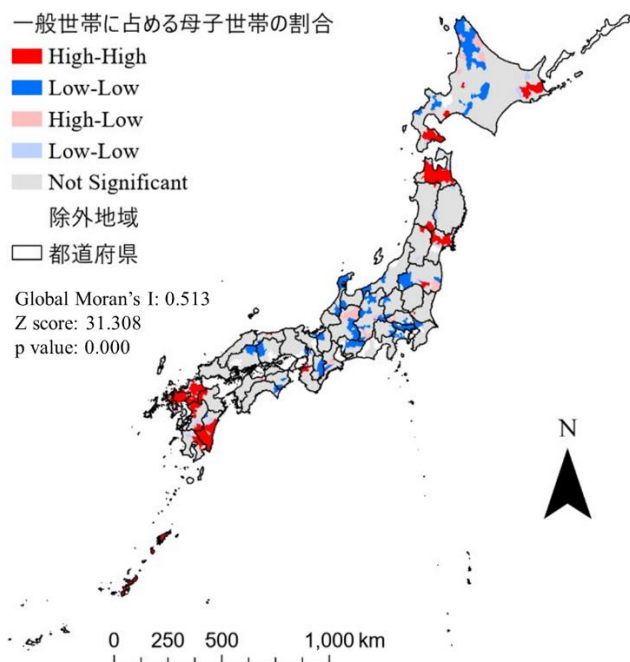


図 2. 一般世帯に占める母子世帯の割合の
Local Moran クラスターマップ (2015 年)

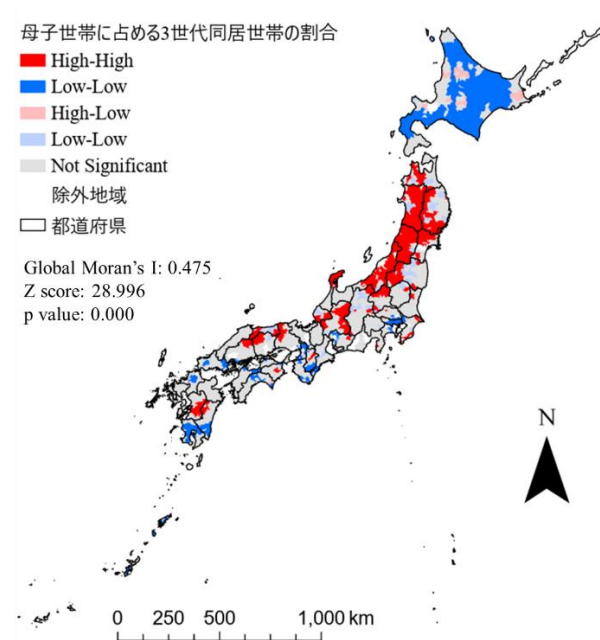


図 4. 母子世帯に占める 3 世代同居世帯の割合の
Local Moran クラスターマップ (2015 年)

3.2. 母子世帯指標と地域特性との関連

表 1 は一般世帯に占める母子世帯割合の回帰分析の推定結果，を表す．F 検定とハウスマン検定の結果より，固定効果モデルの推定結果を解釈する．

一般世帯に占める母子世帯の割合と有意に関連のある変数は，女性失業率，人口密度，2015 年ダミーである．プーリング回帰では，離婚率，18 歳未満人口 1 人当たりの児童福祉費支出，転入超過率，政令指定都市ダミーも有意であったが，固定効果モデルでは有意ではない．固定効果の導入によって地域特性が有意でなくなった可能性が考えられる．また，女性失業率は有意ではあるものの，係数は 0.052 とプーリング回帰の 0.250 の 5 分の 1 程度であることから，プーリング回帰では過大推計となっている．固定効果モデルの推定は，女性失業率が 1%高いと母子世帯の割合が 0.052%pt 高く，失業率と母子世帯には正の相関関係があることを示している．

表 2 は，母子世帯に占める 3 世代同居母子世帯の割合の推定結果を示す．固定効果モデルの統計的に有意な変数は転入超過率，2015 年ダミーの 2 つである．転入超過率の係数は正であることから転入超過の市区町村は 3 世代同居の母子世帯割合が高い．2015 年ダミーの係数は負で，3 世代同居の母子世帯割合が 2015 年に減少していることを示している．

「平成 27 年国民生活基礎調査」によれば，2010 年から 2015 年にかけて全世帯に占める 3 世代世帯の割合は 7.9%から 6.5%まで減少しているため，3 世代同居の母子世帯も減少傾向と考えられる．なお，女性失業率とは統計的に有意な関連性は見られなかったことから，地域の就業状況と 3 世帯同居母子世帯の割合は関連性が弱いと考えられる．

表 1. 一般世帯に占める母子世帯の割合と地域特性の推定結果

	被説明変数：一般世帯に占める母子世帯の割合					
	プーリング回帰		固定効果		変量効果	
	β	標準誤差	β	標準誤差	β	標準誤差
女性失業率	0.250	0.008 **	0.052	0.007 **	0.127	0.006 **
離婚率	0.001	0.000 **	0.000	0.000	0.000	0.000 **
平均収入(自然対数)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000 **
18歳未満人口一人当たり児童福祉費支出(対数)	-0.001	0.000 **	0.000	0.000	-0.001	0.000
転入超過率	0.049	0.015 **	-0.010	0.010	0.010	0.010 **
人口密度(対数)	-0.002	0.000 **	0.003	0.001 **	-0.001	0.000
2015年ダミー	0.004	0.000 **	0.000	0.000 **	0.002	0.000 **
政令指定都市ダミー	-0.003	0.001 *	0.000	0.001	0.000	0.001
中核市・特例市ダミー	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
切片項	0.019	0.003 **	0.016	0.004 **	0.024	0.002 **
s.d. of panel effects			0.007		0.005	
s.d. of error			0.002		0.002	
ρ			0.935		0.855	
F Test			13.69 ($p=0.00$)			
Hausman Test			1398.48 ($p=0.00$)			

注：* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$. 各サンプルサイズは3,441.

表 2. 母子世帯に占める 3 世代同居世帯の割合と地域特性の推定結果

	被説明変数：母子世帯に占める3世代同居世帯の割合					
	プーリング回帰		固定効果		変量効果	
	β	標準誤差	β	標準誤差	β	標準誤差
女性失業率	-0.350	0.171 *	-0.234	0.171	-0.477	0.144 **
離婚率	-0.016	0.001 **	0.000	0.001	-0.005	0.001 **
平均収入(自然対数)	-0.011	0.004 **	0.003	0.006	-0.005	0.004
18歳未満人口一人当たり児童福祉費支出(対数)	0.012	0.008	-0.004	0.009	0.006	0.007
転入超過率	-0.661	0.329 *	0.705	0.253 **	0.213	0.233
人口密度(対数)	-0.036	0.002 **	-0.063	0.032	-0.047	0.003 **
2015年ダミー	-0.027	0.005 **	-0.017	0.004 **	-0.024	0.003 **
政令指定都市ダミー	-0.066	0.029 *	0.007	0.016	-0.009	0.016
中核市・特例市ダミー	-0.024	0.013	0.008	0.008	0.001	0.008
切片項	0.584	0.057 **	0.516	0.102 **	0.528	0.054 **
s.d. of panel effects			0.119		0.104	
s.d. of error			0.049		0.049	
ρ			0.855		0.820	
F Test			10.14 ($p=0.00$)			
Hausman Test			254.23 ($p=0.00$)			

注：* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$. 各サンプルサイズは3,441.

4. おわりに

本論文では、「一般世帯に占める母子世帯の割合」および「母子世帯に占める3世代同居世帯の割合」の2つの母子世帯指標の空間分布および地域特性との関連性を分析した。2010年と2015年の母子世帯のクラスターマップは類似の分布パターンを示していた。一般世帯に占める母子世帯の割合は、北海道の一部や東北地方、九州地方や沖縄県にホットスポットが、本州中央部にコールドスポットが分布する傾向を示した。母子世帯数に占める3世代同居母子世帯の割合は、日本海に面した東北地方や北陸地方にホットスポットが、北海道や東京都、大阪府、九州南部や沖縄県にコールドスポットが分布する傾向を示した。東北地方や北陸地方は3世代同居世帯割合が高く、北海道や都市部では低い傾向があるためだと考えられる。3世代同居の母子世帯には介護リスクなどの困難に直面する可能性があるが、現状の支援体系で十分に考慮されていないため、必要な支援を検討する必要があるだろう。

固定効果モデルの推定結果から、一般世帯総数に占める全母子世帯割合と女性失業率との間に正の相関関係が見られた。一方、母子世帯に占める3世代同居世帯の割合と女性失業率には有意な相関関係が見られず、転入超過率や人口密度と有意に関連していた。母子世帯の世帯構造は失業率よりはむしろ地域単位の同居しやすさのようなものに関連している可能性が考えられる。3世代同居母子世帯の直面する困難の研究は近年増加しているが、望ましい支援制度も母と子のみの場合とは異なる可能性があり、地域によって必要な支援が異なる状況が想定される。厚生労働省が毎年報告している「母子家庭の母及び父子家庭の父の自立支援施策の実施状況」（2009-2011年度は「母子家庭等対策の実施状況について」、2008年度以前は「母子家庭の母の就業の支援に関する年次報告」）では、現在実施している支援事業の利用状況についての全国集計結果が報告されているが、都道府県や市区町村単位での実績は記載されていない。全国一律で母子世帯支援の整備状況を確認するだけでなく、地方自治体単位で必要な支援を提供できているかを検証する必要があるだろう。

本論文は2010~2015年に限られた分析だったが、今後はより長期間の詳細なデータを用いた分析を行いたい。また、地域特性だけでなく、政策と母子世帯の地域格差に関連するデータを整理し、支援政策に有用な知見を提供するよう取り組みたい。

謝辞

本研究は日本学術振興会 特別研究員奨励費（課題番号：20J22386）の助成を受けた。ここに謝意を表する。

参考文献

- 阿部彩（2018）母子世帯の生活困難：二世帯世帯と三世帯世帯の違いに着目して。貧困研究, **20**, 39-49.
- 厚生労働省政策統括官(統計・情報政策担当) (2018) 国民生活基礎調査（平成28年）の結果からグラフで見る世帯の状況.
- 近藤恵介（2019）市区町村合併を考慮した市区町村パネルデータの作成. RIETI Technical Paper Series, 19-T-001, 1-14.
- 斉藤友洋（2018）ひとり親世帯の所得格差と社会階層. 家族社会学研究, **30** (1), 44-56.
- Abe, Y., Kawabata M. and Shibatsuji, Y. (2019) Spatial clustering patterns of children in single-mother households in Japan. *Institute for Economic Studies, Keio University Keio-IES Discussion Paper Series*, DP2019-021, 1-34.
- Anselin, L. (1995) Local Indicators of Spatial Association—LISA. *Geographical Analysis*, **27**(2), 93-115.
- Cliff, A.D. and Ord, J.K. (1981) *Spatial Processes: Models & Applications*. London: Pion.
- Moran, P.A.P. (1950) Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika* **37**(1), 17-23.
- Shirahase, S. and Raymo, J. (2014) Single Mothers and Poverty in Japan: The Role of Intergenerational Coresidence. *Social Forces*, **93** (2), 545-569.