

# 都道府県の相対的貧困率の計測と要因分析

田辺 和俊

(東洋大学客員研究員)

鈴木 孝弘

(東洋大学教授)

近年の日本では所得格差の拡大やワーキングプアの出現などを背景に、貧困率が上昇傾向にある。特に、地方創生、地域活性化に関連して貧困の地域格差に関心が集まっているが、地域の貧困実態を検証した先行研究は少ない。本稿では、わが国の貧困実態における労働要因の影響の解明とその地域格差の実証を目的として、都道府県別の貧困率の算出とその影響要因の解明に関する実証研究を行った。政府統計の公開データから貧困率の公表値をほぼ再現する方法を見出し、この方法による都道府県別の貧困率に基づいて、貧困の地域格差を検証した。地域別では西日本で貧困率が高く、東日本で低い傾向が認められた。1973～2013年の間、貧困率は多くの都道府県で上昇傾向にあったが、特に大阪、神奈川、東京などにおいて貧困率の上昇が顕著であり、高貧困地域が東日本に移動する傾向が判明した。一方、貧困率が低下した地域や、低貧困率が続く地域もあり、貧困層の地域偏在について経済地理学的に興味ある結果が得られた。また、本稿の方法による貧困率は、先行研究の推算値と比べて都道府県間のばらつきが小さいことが分かった。さらに、貧困格差の影響要因を探るために、都道府県別の貧困率を目的変数、33種の社会経済的要因を説明変数とし、非線形重回帰による解析を試みた。本手法は、貧困率に対する影響要因の因果関係を想定せずにデータマイニング的手法により探索したが、7種の要因を見出し、その内、失業率、ニートと最低賃金の労働3要因が最も重要であることを確認した。

【キーワード】雇用問題一般、人口・労働力人口、地域雇用問題、失業、生活保護

## 目次

- I はじめに
- II 都道府県別の貧困率の計測
- III 貧困率の地域格差の影響要因分析
- IV おわりに

## I はじめに

日本は1990年代以降、市場経済のグローバル化、リーマンショックを契機に景気後退、株価低迷、円高、少子高齢化、非正規雇用の増加などの

現象が顕在化してきた。その影響による所得格差の拡大やワーキングプアの出現などを背景に、年金、福祉、生活保護など社会保障制度のあり方について国民的な関心が高まっている。2000年代半ばの日本の貧困率がメキシコ、トルコ、米国に次ぐワースト4位であるとしたOECDの報告書は国内に大きな議論を巻き起こした。近年、国内の貧困率は上昇傾向にあり、厚生労働省は2009年の貧困率が最悪の水準の16.0%になったと発表した。また、2014年7月に発表された子どもの貧困率が過去最悪の16.3%になったのを受けて、

政府は2014年8月、「子どもの貧困対策大綱」を策定した。さらに、女性や高齢者などの貧困も問題になり、貧困は現代日本の社会的問題の一つといえる。

貧困率を用いて国内全体の貧困実態を調べた先行研究は多い(阿部 2006, 2007, 2008; 室住 2006; 岩田 2007; 杉村 2007; 大竹・小原 2010, 2011)。しかし、地域別の貧困実態を検証した研究は少なく、地域ブロック別に貧困率を計測した研究(駒村 2009; 橋木・浦川 2012)や都道府県間の貧困格差を検証した研究(駒村 2003; 橋木・浦川 2009, 2012; 戸室 2013)があるにすぎない。

駒村(2003)は『全国消費実態調査』(以下、『全消』と略記)の個票データ(1984~99年)を使用し、生活保護制度の最低生活費以下の世帯を貧困層と定義して都道府県別貧困率を算出した。1999年の場合、最大の沖縄と最小の岐阜では7倍の差があることを報告した。橋木・浦川(2009, 2012)は『賃金構造基本統計調査』(以下、『賃金』)の2007年のデータによって労働者の都道府県別貧困率を算出した。全国一律で年間所得200万円を貧困基準としたため、東京や大阪のような平均賃金の高い大都市圏では貧困率が実態より低く算出されている。戸室(2013)は『就業構造基本調査』(以下、『就業』)のデータ(1992~2007年)を用い、生活保護制度の最低生活費を基準として都道府県別貧困率を算出し、2002年の貧困率は最大の沖縄と最小の千葉では約3倍の差があったとしている。以上のように、OECD準拠の貧困率を用いて貧困格差を検証した研究は見当たらない。

貧困率の上昇と地域格差の解消には、その原因の解明と、有効な対策の確立が必要である。貧困の直接的原因である低所得、無収入の背景の間接的原因として、失業、低賃金などの労働要因、母子家庭や高齢単身世帯などの家族要因、病気などの医療要因、低学歴などの教育要因など、多数の社会経済的要因が挙げられる。しかも、これらの要因が相互に絡み合い、複雑な因果関係を形成して貧困率に影響している(駒村・道中・丸山 2011)。そのため、個々の要因と貧困率との単純な相関を調べるだけでは、貧困の根本的な原因を解明し、その相対的な影響度を知ることは難し

い。

貧困率に大きな影響を与える要因、すなわち影響要因<sup>1)</sup>を解明する手法として、貧困率を目的変数、貧困の原因と想定される指標を説明変数とし、重回帰分析を行う実証的手法がある。石井・山田(2007)は「慶應義塾家計パネル調査」の成人の貧困率について、世帯、学歴、就業などの説明変数を用いた。橋本(2007)は『就業』の有職者の貧困率について、学歴、配偶、職位などの説明変数を用いた。小塩(2010)は「日本版総合的社会調査」の子供の貧困率について、父子・母子家庭、学歴、就業などを説明変数とした。山田(2010)は「高齢者の自立生活に関する実態調査」の貧困率について、年齢、学歴、就業などの説明変数で解析した。森山(2012)は「社会階層・移動調査」の貧困率について、学歴、職階、家族などの説明変数を用いた。

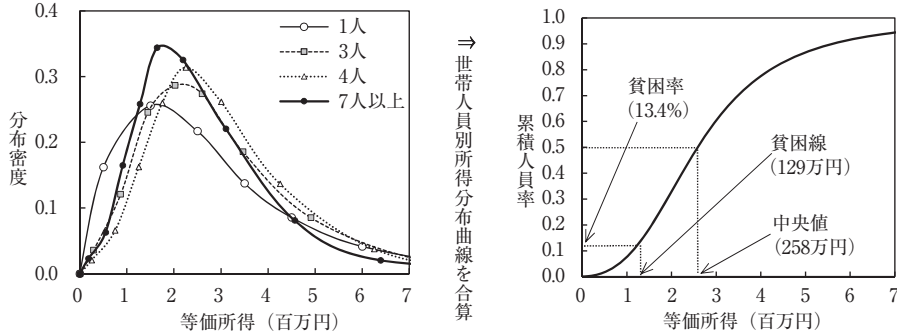
以上の先行研究を総括すると、全国の子供、女性、高齢者、有業者などの限定的な対象について、生活保護基準に基づく貧困率を線形回帰分析により解析した研究が大半である。貧困の地域格差の影響要因の探索を目的として、都道府県別の全世帯についてOECD準拠の貧困率を用いて、回帰分析を行った研究は未だない。

そこで、貧困の地域格差に及ぼす労働などの各種要因の影響を客観的に探るため、データマイニング的手法を適用し、都道府県別の貧困率の算出とその影響要因の解明を試みた。まず、政府統計の公開データを利用して公表の貧困率を精度よく再現する方法を検討し、この方法で推算した都道府県別の貧困率に基づいて貧困の地域格差を分析した。さらに、都道府県別の貧困率を目的変数、多数の社会経済的要因を説明変数とする重回帰分析を試みた。

## II 都道府県別の貧困率の計測

OECD準拠の相対的貧困率(以下、貧困率)は、世帯の可処分所得を世帯人員の平方根(等価弾性率0.5の場合)で割った等価可処分所得の中央値の半分を貧困線とし、それ以下の世帯人員の割合と定義される。しかし、都道府県について可処

図1 貧困率の推算法：(左) 世帯人員別所得分布, (右) 所得-累積人員率曲線



注：2013年の『住宅・土地統計調査』の全国集計データに基づく。

分所得階級別, 世帯人員別の世帯数が公開されている政府統計はない。本稿では, 政府統計の公開データから貧困率の公表値をできるだけ再現する方法を種々検討した。その結果, 見出した推算法の手順を以下に示す。

①『住宅・土地統計調査』(以下, 『宅地』)の世帯総所得階級別世帯人員別世帯数の公開データから, 等価弾性率を0.5, 世帯人員7人以上の人員数を7.5とし, 各世帯人員別の等価所得分布曲線<sup>2)</sup>(図1左)を作成する。図では煩雑さを避けるために, 世帯人員1人, 3人, 4人, 7人以上の場合のみ示した。『宅地』採用の理由は, 政府統計の中で, 都道府県について総所得階級別, 世帯人員別の世帯数が唯一, 公開されているからである。

②世帯人員の区分ごとの等価所得分布曲線を合算し, 等価所得-累積人員率曲線(図1右)を作成し, 累積人員率0.5の中央所得の半分の所得(貧困線)に対応する累積人員率を貧困率とする。

以上の方法で推算した1973~2013年の全国の貧困率を表1に示す。また, 『国民生活基礎調査』(以下, 『国生』)と『全消』の総所得の公開データを用いて推算した貧困率を政府公表値と比較して示す。政府の公表値はOECD定義の可処分所得を用いるが, 本稿の方法は総所得を用いる点が異なっている。しかし, 『国生』および『全消』の場合, 本稿と政府公表の貧困率の差は平均して0.5ポイント以下と僅差であり, 本稿の方法は政府公表値をほぼ再現している(『全消』の貧困率は

『国生』より5ポイント以上低い<sup>3)</sup>が, その点では問題としない)。また, 『宅地』データを用いた本稿の貧困率は, 『国生』データによる厚労省公表値より1~2ポイント程度低い, 同じような年次変動を示した。

表1 全国についての本稿と政府公表の貧困率の比較

(単位: %)

年	住宅・土地統計調査	国民生活基礎調査		全国消費実態調査	
	本稿	本稿	厚労省	本稿	総務省
1973	12.6				
1978	11.8				
1983	12.0				
1984				7.9	7.3
1985		12.4	12.0		
1988	12.6	14.0	13.2		
1989				8.0	7.5
1991		14.1	13.5		
1993	12.7				
1994		14.6	13.7	8.8	8.1
1997		13.9	14.6		
1998	13.2				
1999				9.4	9.1
2000		15.7	15.3		
2003	14.4	14.8	14.9		
2004				9.4	9.5
2006		16.2	15.7		
2008	14.2				
2009		15.8	16.0	10.3	10.1
2012		15.9	16.1		
2013	13.4				
2014				10.3	9.9

注：本稿は総所得階級別世帯数, 厚労省と総務省は可処分所得階級別世帯数を使用し, いずれも等価弾性率0.5で算出。

以上の点から、『宅地』の公開データを用いる本稿の貧困率推算法は有用であり、都道府県の貧困格差が十分検証できると考えられる。石井・山田(2007)は等価可処分所得と等価総所得の分布はきわめて近く、後者で代用可能としており、その結論は本稿の推算法の有用性を支持する。公開の政府統計データを利用する本法の活用により、貧困の地域格差に関する研究の発展が期待される。

そこで、『宅地』の1973～2013年の公開データを用いて貧困線を都道府県ごとに決定し、推算した47都道府県の貧困率を表2に示す。全体的な年次傾向は、1973年から2013年までの40年間に、鹿児島などの例外を除き、各都道府県の貧困率はほぼ増大傾向にある。表1の政府公表値でもこの傾向は認められ、所得格差の増大とともに、わが国の貧困層は増加しているが、最近では貧困率の上昇が頭打ちの傾向にある。

貧困率の地域格差の変動をみるために、1973年と2013年の貧困率のランキング地図を図2に示す(色が濃いほど貧困率が高いことを示す)。1973年には、高貧困地域が西日本に偏在しており、九州全県と香川を除く四国が貧困率のワースト12位までに入っている(香川も15位)。一方、低貧困地域は東海・北陸、南東北と北海道に集中しており、西高東低の傾向が顕著である。しかし、2013年には、九州と四国が高い傾向は残るものの、上位12位内に大阪、京都、東京、青森が入り、高貧困地域の東漸傾向が認められる。なかでも、東京は1973年の35位から2013年は4位に、大阪は34位から5位に、神奈川は47位(最下位)から28位へ急上昇し、人口集中度の増大とともに貧困層も急増している。逆に、新潟(25位から46位)や佐賀(11位から30位)のように急降下した県もあるが、東海・北陸地域の低貧困率傾向は変わっていない。このような貧困の地域偏在は経済地理学的に興味ある結果である。

駒村(2003)は『全消』のデータに基づいて1984～99年では各県間の貧困率の相関が高く、貧困世帯の存在が構造的である(貧困率順位の変動が少ない)ことを示した。戸室(2013)は『就業』のデータに基づいて都道府県別貧困率を算出し、

1992～2007年、西日本と北日本で貧困率が高い傾向は変わらないが、山梨などの一部の県では貧困率が急上昇し、国内全体では貧困率の高位平準化が進んだとした。しかし、以上の先行研究は、貧困線の設定基準と貧困変動の検証期間の点で本稿とは異なっている。

本稿の都道府県別の貧困率は、先行研究と比べると地域間のばらつきが小さいことが注目される(図3)。先行研究では沖縄の貧困率がいずれも突出して高く、全国値より15ポイント以上も高い。沖縄は本稿でも国内1位であるが、貧困率は全国値より2～5ポイント高いに過ぎない。また、本稿でも鹿児島(平均順位4位)、熊本、宮崎(ともに8位)、高知(3位)、徳島(4位)、和歌山(9位)が高い一方、富山(46位)、福井(42位)が低い点は先行研究と傾向が似ている。しかし、本稿で低い秋田(35位)、山形(44位)が先行研究では高いなどの例外もあるが、全体的には本稿と先行研究の傾向は似ている。

47都道府県について、本稿と先行研究の貧困率の記述統計と相関係数を表3に示す。本稿の貧困率の全体的な傾向は駒村(2003)と戸室(2013)と似ているが、地域間のばらつきが先行研究より小さい。駒村の貧困率の全国平均が本稿と戸室よりかなり低い点は表1と一致しており、『全消』では低所得層の比率が低い<sup>3)</sup>ためと考えられる。

一方、先行研究で貧困率の地域間のばらつきが本稿より大きい原因としては、政府統計の所得分布の違いと、貧困線の設定法の違いの2点が考えられる。前者については、図3のように、沖縄では先行研究の貧困率が本稿より高いが、茨城では本稿の貧困率が先行研究より高い。しかし、沖縄、茨城とも、『宅地』と『就業』の所得分布の違いは非常に小さい(ただし、『就業』で公開データのある全世帯のみの比較である)。そのため、本稿と先行研究で沖縄と茨城の貧困率が逆転する結果を所得分布の違いでは説明できない。

そこで、貧困線の違いが貧困率の地域格差の原因になっているかを検証するために、先行研究の中で貧困率算出の詳細なデータが記載されている戸室論文を取り上げた。いくつかの代表的な都道府県について世帯人員別の貧困線と貧困率を戸

表2 『住宅・土地統計調査』データに基づく都道府県別貧困率

(単位：%)

年	1973	1983	1993	2003	2013	平均順位
全国	12.6	12.0	12.7	14.4	13.4	
北海道	10.3	10.0	11.1	13.5	12.5	31
青森	12.3	10.9	11.6	13.8	14.1	18
岩手	13.3	11.6	11.0	12.5	13.0	24
宮城	11.5	9.7	10.8	13.4	12.5	30
秋田	11.0	10.8	10.2	11.9	12.2	35
山形	9.4	9.3	<b>8.1</b>	11.3	11.5	44
福島	10.5	11.3	10.1	12.9	12.7	31
茨城	11.4	11.2	11.1	13.9	13.1	24
栃木	10.7	11.4	10.6	13.1	13.1	28
群馬	12.0	11.2	11.2	13.2	12.8	24
埼玉	10.8	9.5	10.5	12.9	12.1	35
千葉	11.7	10.3	11.2	13.3	11.9	30
東京	10.7	10.4	12.3	15.2	14.8	19
神奈川	<b>8.7</b>	<b>8.3</b>	10.3	13.1	12.5	37
新潟	11.7	10.4	9.2	11.6	11.0	39
富山	9.0	8.7	9.0	<b>10.6</b>	<b>10.2</b>	46
石川	10.2	10.4	10.2	12.1	12.1	38
福井	10.1	9.0	10.5	11.3	11.2	42
山梨	10.4	12.0	10.9	12.5	13.0	28
長野	11.4	10.4	9.6	11.8	11.2	38
岐阜	10.4	9.4	9.7	11.3	11.1	43
静岡	10.1	9.1	9.6	11.8	11.1	43
愛知	10.1	9.7	10.5	12.8	12.1	37
三重	12.2	11.7	12.0	13.5	12.6	20
滋賀	10.8	9.9	10.2	12.7	11.4	37
京都	11.8	11.6	13.0	15.5	14.3	13
大阪	10.7	11.4	12.9	15.5	14.5	16
兵庫	12.0	10.8	11.9	14.3	13.4	21
奈良	13.3	12.5	13.3	14.4	13.9	12
和歌山	13.2	14.4	13.9	15.4	13.5	9
鳥取	12.3	12.6	11.5	12.8	12.5	23
島根	12.8	11.5	11.4	12.8	12.8	24
岡山	12.0	11.3	11.1	13.7	12.0	26
広島	11.5	10.9	11.3	13.0	11.6	29
山口	11.5	11.6	12.1	13.3	12.2	24
徳島	14.2	15.5	15.6	15.9	15.5	4
香川	13.1	12.7	12.1	12.9	12.3	21
愛媛	14.1	14.0	13.6	14.4	13.6	10
高知	15.5	15.3	16.5	16.1	16.1	3
福岡	14.2	13.1	13.5	15.0	13.9	9
佐賀	13.5	11.9	11.6	13.6	12.4	20
長崎	15.6	14.0	12.7	14.4	13.5	11
熊本	14.9	14.9	13.7	14.6	13.7	8
大分	14.5	13.6	13.1	13.9	13.5	12
宮崎	14.6	15.2	14.0	14.6	13.5	8
鹿児島	<b>16.9</b>	<b>16.1</b>	16.2	14.9	14.3	4
沖縄	15.4	15.3	<b>17.7</b>	<b>16.1</b>	<b>16.9</b>	2

注：1) 太字は47都道府県中の最大値、斜太字は最小値。  
 2) 平均順位は1973～2013年の貧困率のワースト順位の平均値。



図2 1973年と2013年の貧困率のワーストランキング地図（表2より作成）

（■ 1～12位, ■ 13～24位, ■ 25～36位, □ 37～47位）

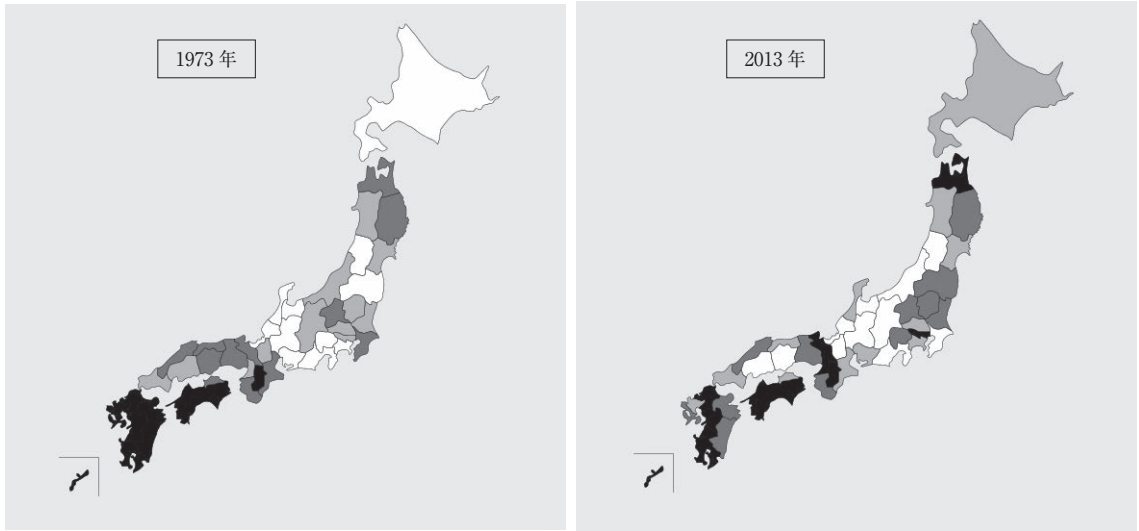


図3 本稿と先行研究による都道府県別貧困率の比較

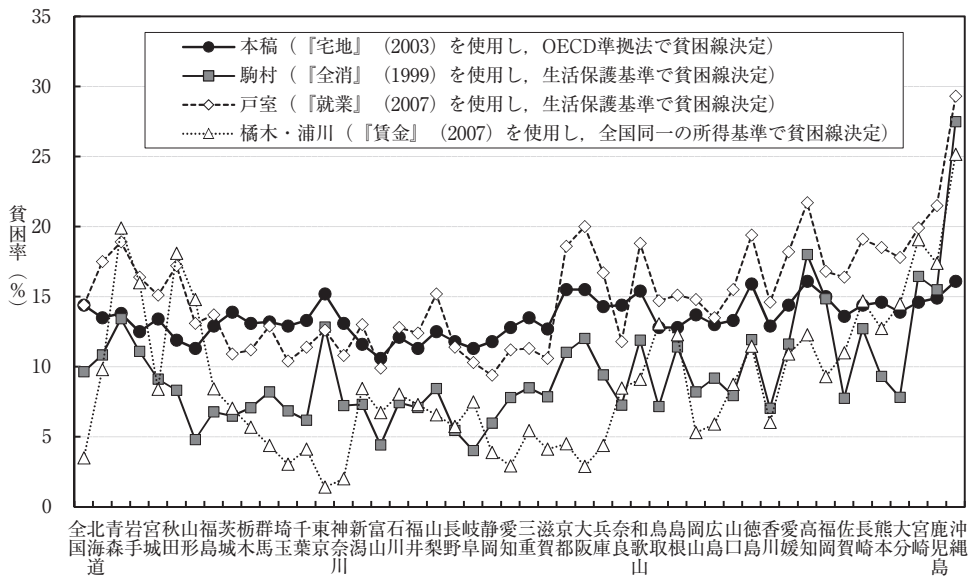


表3 本稿と先行研究の都道府県別貧困率の記述統計と相関係数

著者	使用データ	記述統計				相関係数		
		最大	最小	平均	標準偏差	駒村	戸室	橋木・浦川
本稿	宅地 (2003)	16.1	10.6	13.5	1.36	0.738	0.707	0.197
駒村	全消 (1999)	27.5	4.0	9.6	4.08		0.861	0.579
戸室	就業 (2007)	29.3	9.4	15.1	3.96			0.706
橋木・浦川	賃金 (2007)	25.2	1.4	9.0	5.29			

室の結果と比較した(表4)。貧困率の差が最も大きい沖縄では本稿と戸室で貧困線の額は大きく異なる。戸村の貧困線(生活保護の最低生活額基準)は世帯人員に対しほぼ直線的に増加しているが、本稿の貧困線は世帯人員によらず、ほぼ一定に近い。そのため、戸室の貧困線は世帯人員の多い世帯ほど本稿より高く、5人以上の世帯では本稿の5倍近い額に設定され、貧困率は本稿より2倍近く高い。その結果、全世帯の貧困率が本稿の18.8%に対し、戸室の29.3%という高い数値になったと考えられる。戸室は、貧困線が世帯人員に対しほぼ直線的に増加する傾向は沖縄だけでなく、すべての都道府県について認められるとしている。

大阪では本稿、戸室とも貧困線は沖縄とほぼ同様の状況であるが、貧困率は沖縄とは異なり、世帯人員が増えると低下している。その結果、本稿と戸室の世帯全体の貧困率の差は5ポイントと小

さい。青森も大阪と似た状況であり、本稿と戸室の貧困率の差は4.5ポイントと小さい。一方、茨城は沖縄とは対極的に、本稿の貧困率が戸室より高く、その差が最大(わずか3ポイントではあるが)である。戸室の貧困線は沖縄とほぼ同額であるが、貧困率は世帯人員が多い世帯ほど大きく低下している。そのため、世帯全体の貧困率は本稿の方が高くなっている。東京も茨城と同様の状況であり、本稿の貧困率が2.2ポイント高い。

したがって、図3の論文による貧困率の地域間のばらつきの違いは、貧困線の設定の違いによると考えられる。本稿の貧困率の地域変動が小さい点は、貧困線が世帯人員別の所得分布に基づいてOECDの定義に準拠した方法で決定されており、各都道府県の相対的な貧困率が実態に近い数値で算出されていると考えられる。これに対し、戸室や駒村が貧困線の決定に用いた生活保護の最低生活費は、地域や世帯の状況により異なり、非常に

表4 本稿と戸室(2013)の貧困線と貧困率の比較

		計算単位		世帯人員					
				全体	1人	2人	3人	4人	5人以上
青森	本稿	個人	貧困線(万円)	104.2	85.5	96.9	105.2	112.2	106.4
			貧困率(%)	14.4	23.2	16.2	14.8	11.8	11.1
	戸室	世帯	貧困線(万円)	—	93.0	156.3	223.0	273.0	337.5
			貧困率(%)	18.9	30.9	16.9	13.4	9.4	11.1
茨城	本稿	個人	貧困線(万円)	137.4	127.0	126.6	140.7	146.8	136.2
			貧困率(%)	13.9	23.0	14.5	14.1	11.2	12.8
	戸室	世帯	貧困線(万円)	—	91.0	153.5	219.9	269.7	332.0
			貧困率(%)	10.9	20.1	10.3	6.9	5.3	4.8
東京	本稿	個人	貧困線(万円)	167.3	164.2	155.9	170.8	179.6	161.8
			貧困率(%)	14.8	19.3	15.3	14.5	11.6	12.2
	戸室	世帯	貧困線(万円)	—	133.3	207.3	285.4	336.9	401.4
			貧困率(%)	12.6	18.0	9.8	7.5	6.3	6.7
大阪	本稿	個人	貧困線(万円)	131.0	115.3	119.6	133.9	144.4	132.4
			貧困率(%)	15.0	19.7	15.0	15.3	11.8	12.8
	戸室	世帯	貧困線(万円)	—	132.1	206.2	284.0	335.6	400.1
			貧困率(%)	20.0	28.3	17.6	14.8	12.0	15.1
沖縄	本稿	個人	貧困線(万円)	79.9	82.9	76.6	81.4	80.3	75.8
			貧困率(%)	18.8	24.7	20.6	18.0	15.9	16.7
	戸室	世帯	貧困線(万円)	—	95.0	159.3	226.6	276.9	341.4
			貧困率(%)	29.3	32.9	27.1	26.6	26.9	31.2

注: 1) 本稿は2008年の『住宅・土地統計調査』、戸室は2007年の『就業構造基本調査』のデータに基づく。

2) 本稿の貧困線と貧困率は等価弾性率0.5で個人単位の計算であり、戸室は世帯単位の計算。

3) この表における本稿の貧困線と貧困率は、上記の貧困率算出手続きと異なり、戸室の結果との比較のために、世帯人員別に貧困線を決定し、貧困率を算出した。

複雑な方法で算出される。そのため、都道府県によっては貧困実態と乖離した貧困率になった可能性があると推測される。

この貧困線の設定基準に関し、山田ほか(2010)、山田(2014)は『全消』および『国生』のデータを用いて、OECD定義の相対貧困基準と生活保護の最低生活基準との違いを検証し、煩雑な算出に基づく生活保護基準未満にある低所得層の動向把握に相対貧困率が代用可能であることを示した。貧困線の設定問題に関しては、さらに今後の実証的研究が必要である。

### Ⅲ 貧困率の地域格差の影響要因分析

都道府県の貧困格差の影響要因を解明するために、表2の2013年の各都道府県の貧困率を目的変数とする重回帰分析を実行した<sup>4)</sup>。説明変数については、これまでは限定的な範囲の比較的少数の説明変数を用いて回帰分析を行った研究が多い。しかし、本稿では貧困率の都道府県格差を説明する影響要因を探索するために、広範囲の指標を採用した。先行研究で検証されている指標の総数は数十種に上るが、そのなかで検証例が多い指標として、33種の社会経済的指標(表5)を採用した。

その内、労働関係の指標は世帯所得を介して貧困率に影響すると考えられることから、できるだけ多数の指標を採用した。都市化については、人口集中度の高い大都市ほど就労機会が多く、貧困率低下の可能性が高いと考えられるため採用した。家族関係では、単身者、高齢者、母子世帯などの生活弱者の貧困が社会問題になっている折から、これらの世帯率を中心に採用した。教育および医療関係では、貧困率への学歴や病気の影響を調べるために、教育費、学歴、医療費、有訴率、通院率を採用した。以上の説明変数の各都道府県のデータは政府統計調査から入手し、最小値0と最大値1となるよう規格化して解析に用いた<sup>5)</sup>。

解析手法としては、国内外の関連研究では目的変数と説明変数の間に線形性を仮定する重回帰分析(OLS)が頻用されている。しかし、多くの経済指標間にはKuznets曲線のような非線形関係

がある。そのため、OLSで解析した先行研究では十分な回帰結果が得られていないことが多い。本稿では非線形重回帰分析の一手法であるサポートベクターマシン(SVM)<sup>6)</sup>の回帰機能を用いた。SVMは説明変数の数値に対してカーネルと呼ぶ非線形関数を用いて学習パターンを別の空間(超平面)に写像し、その空間で線形回帰を行う。それにより、説明変数の元の数値での非線形回帰が可能になる。

多数の説明変数の中から影響要因を探索するためには、有効な変数を抽出する変数選択が必要である。一般に重回帰分析では、説明変数の中に有効でないものがあると過学習状態に陥り、既存データに対する学習誤差は減少するが、未知データに対する予測誤差は増大する。そのため、必要最小限の説明変数を抽出する変数選択が必要である。本稿では、迅速な変数選択法として感度分析法を採用した。これは、目的変数に対する各説明変数の感度を計算し、感度の低い変数を順次削除しながらSVMモデルを学習最適化し、貧困率の予測誤差が最小となる説明変数の組み合わせを探索する方法である。筆者らはこの感度分析法による変数選択の有効性を様々な問題において実証している(たとえば、田辺・鈴木2014)。

また、回帰モデルの性能を示す指標として、平均二乗誤差(RMSE)、回帰決定係数(R<sup>2</sup>)、自由度調整回帰決定係数(AR<sup>2</sup>)がある。先行研究では、全データでOLSモデルを学習した際の結果から、これらの指標を計算していることが多いが、この方法では回帰モデルの性能を厳密に評価していない。本稿では、回帰性能をより厳密に評価する方法として、1個抜き交差検証法(LOOCVT)を採用した。

そこで、LOOCVTと感度分析を組み合わせた以下の手順により影響要因の探索を行った。

- ① 1つの都道府県を予測セット、他の46都道府県を学習セットとし、学習セットのデータを用いてSVMのモデルパラメータ( $g, c, p$ )<sup>6)</sup>の最適条件を探索し、この最適モデルに予測セットのデータを入力して貧困率の予測値を求める。
- ② 次の都道府県以下を予測セットとして①の操作



表5 解析に用いた33種の説明変数の定義とデータ源

分野	説明変数	定義	データ源
労働	労働力率	労働力人口比率	国勢調査
	就業率	15歳以上の有業者の比率	国勢調査
	中小企業	中小企業の実業率	経済センサス活動調査
	自営業	自営業者の割合	就業構造基本調査
	1次産業	第1次産業の実業率	就業構造基本調査
	2次産業	第2次産業の実業率	就業構造基本調査
	2次中小企業	第2次産業の中小企業の実業率	就業構造基本調査
	3次産業	第3次産業の実業率	就業構造基本調査
	サービス業	サービス業の実業率	国勢調査
	正社員率	正社員雇用率	就業構造基本調査
	共働き	共働き世帯割合	社会生活基本調査
	パート	パートタイム就職率	社会生活基本調査
	短期雇用	短時間雇用者比率	国勢調査
	非正規	非正規雇用率	就業構造基本調査
	失業率	完全失業率	社会生活基本調査
	ニート	15～34歳人口に占める若年無業者の割合	国勢調査
	大卒無業	大学新規卒業者の無業者の割合	社会生活基本調査
	最低賃金	地域別最低賃金時間額	地域別最低賃金の全国一覧
都市化	人口集中地区の人口比率	社会生活基本調査	
家族	家族人数	一般世帯の平均人員	国勢調査
	単身世帯	単身世帯の割合	国勢調査
	高齢世帯	高齢世帯の割合	国勢調査
	高齢単身	65歳以上の高齢単身世帯の割合	国勢調査
	片親世帯	父子・母子世帯の割合	国勢調査
	婚外子	嫡出でない子の割合	国勢調査
	離婚率	人口千人当たりの離婚件数	国勢調査
教育	教育費	世帯消費支出に占める教育費の割合	社会生活基本調査
	中卒	最終学歴が中学卒の者の割合	社会生活基本調査
	高卒	最終学歴が高校卒の者の割合	社会生活基本調査
	高等教育卒	最終学歴が短大・高専・大学卒の者の割合	社会生活基本調査
医療	医療費	世帯消費支出に占める医療費の割合	社会生活基本調査
	有訴率	人口千人当たりの有訴者数	社会生活基本調査
	通院率	人口千人当たりの通院者数	社会生活基本調査

注：データ源のURLは参考文献欄参照。

を繰り返し、全都道府県について貧困率の予測値と実測値とのRMSEを求める。

- ③各説明変数の感度は、当該変数は実際の数値のまま、その他の変数は全データの平均値に設定したデータセットを最適モデルに入力し、出力値を求め、当該変数の実測値を説明変数、出力値を目的変数とする単回帰分析を行い、回帰直線の傾きをその変数の感度とする。
  - ④全説明変数の中で感度の絶対値の最も小さい変数を取り除き、①～③の操作を繰り返し、RMSEが最小になる説明変数の組み合わせを貧困率の影響要因とする。
- 以上の方法により、33種の説明変数の中から

低感度の変数を順次削除し、影響要因を探索した結果、表6に示すように7種の変数を用いた場合に貧困率の予測値と実測値のRMSEが最小となった。これより、この7種の説明変数は都道府県の貧困率格差を統計的に有意に説明する影響要因であると判定される。

SVMの有効性を実証するために、同一のデータを用いてOLSを行った結果を表6に示す。この場合のRMSE, R<sup>2</sup>, AR<sup>2</sup>はSVMと同様、LOOCVTによる予測値についての結果である。OLS-1はSVMで得られた7種の影響要因(表7)を用いた場合であるが、回帰結果はSVMより劣る。OLS-2は33種の説明変数(表5)から変数減

少法（F 値および標準偏回帰係数が最小の変数を順次削除する方法）により行った場合である。影響要因は SVM の場合の 7 種に比べてはるかに多い 16 種となったが、回帰結果は SVM より悪い。以上の実証実験から、SVM の回帰性能は OLS より高く、SVM 適用の必然性が実証された。

この原因はいくつか考えられる。第一は、目的変数と説明変数の間の非線形性である。本稿のデータの場合でも、図 4 に示すように、貧困率との間に非線形性が認められる説明変数がいくつか存在する。OLS でこの問題に対処するために、一部の説明変数の 2 乗項や対数項を追加して解析した論文がある（橋本 2007；山田 2010）。しかし、これらの対処では非線形性の考慮は十分とはいえない。これに対し、SVM では説明変数の非線形性が自動的に対処されるため、このような付加項の追加は不要である。

第二は、説明変数間に交互効果が予想される場合である。OLS でこの問題に対処するために、交互効果が予想される変数の積の項を追加して解析した論文がある（森山 2012）。しかし、このよ

うな対処は限定的であり、交互効果の考慮は十分とはいえない。これに対し、SVM では説明変数間の交互効果が自動的に対処されるため、交差項の追加は不要である。

さらに、OLS では相関の高い説明変数の組がある場合、回帰分析が不安定になる（多重共線性問題）ため、高相関の組の一方を除外する必要がある。しかし、SVM では相関の高い説明変数の組がある場合にも解析が可能である。このように、様々な制約がある OLS と比較して、SVM では非線形カーネル関数<sup>7)</sup>の活用により、目的変数と説明変数に関して制約が少なく、高精度の解析が可能である。

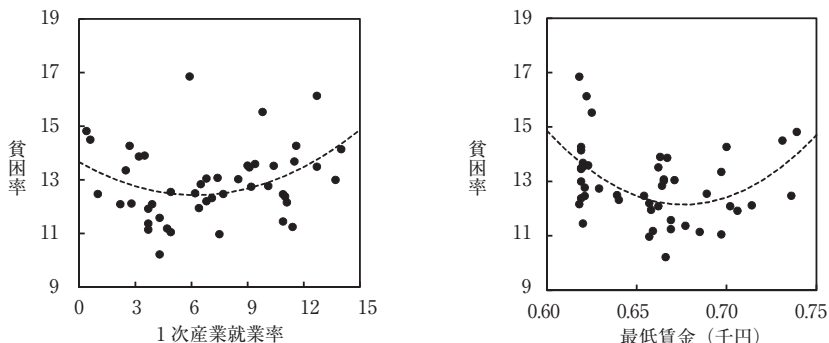
7 種の影響要因について得られた感度と、感度の 2 乗から算出した貧困率に対する寄与率 (%) を表 7 に示す。感度が正の要因は貧困率の増大に寄与することから貧困の危険要因であり、負の要因は減少に寄与することから貧困の防止要因であるといえる。しかし、感度の大きさは表にある各要因の数値の範囲と単位に依存することに注意する必要がある。感度分析で得られた影響要因の感

表 6 SVM と OLS による解析結果の比較

	SVM	OLS-1	OLS-2
影響要因数	7	7	16
平均誤差 (RMSE)	0.510	1.036	0.765
回帰決定係数 (R2)	0.856	0.696	0.747
自由度調整回帰決定係数 (AR2)	0.830	0.535	0.702

注：OLS-1 は SVM で得られた 7 種の影響要因（表 7）を用い、LOOCVT により実測値を求めた場合、OLS-2 は 33 種の説明変数（表 5）から変数減少法により変数選択を行い、LOOCVT により実測値を求めた場合。

図 4 47 都道府県の 1 次産業就業率（左）、最低賃金（右）と貧困率との散布図



注：点線は近似した 2 次曲線で、2 次項の係数は危険率 5%（左）、1%（右）で有意。

度は、上記のように、他の変数は固定し、当該要因のみ数値の範囲で変化させた時の貧困率の変化から求めているため、貧困率に対する当該要因の正味の影響度を表わしている。したがって、失業率(%)と最低賃金(円)のように単位の異なる影響要因についても、それらの感度の大きさにより、貧困率への影響度の比較が可能であると考えられる。

労働分野では、労働力率、就業率、中小企業などの19種の説明変数の内、「失業率」「ニート」「最低賃金」の3変数のみが影響要因になった。しかし、影響要因7種の中で「失業率」の寄与が最も大きく、さらに「ニート」と「最低賃金」を加えた労働3要因の累積寄与が43%に達し、これらの労働要因が貧困率に最大の影響を与えていることが分かった。

貧困率最大の沖縄が失業率も11%と飛びぬけて高く、貧困率が低い北陸・東海地方が失業率も低いことから、失業率が貧困率に対する最大の影響要因になることは明白である。生活保護率を目的変数とするOLS解析を行い、失業率が大きな影響を与えることを示した研究はあるが、貧困率を目的変数とする解析を行った先行研究はない。

「ニート」<sup>8)</sup>については、貧困率の高い沖縄や高知でニートの比率も高い。しかし、ニートの割合は同世代の人口の2.3%ときわめて低率であるにもかかわらず、3番目の感度で影響要因になったことは注目に値する。小杉・堀(2004)は都道府県別の失業率、ニート、平均賃金などの相関を分析したが、貧困率の分析は行っていない。

「最低賃金」<sup>9)</sup>は、貧困率が高い東京などの大

都市圏で高く、貧困率が低い東北で低いという正相関の地域と、貧困率が高い沖縄、高知、徳島で低く、貧困率が低い東海・北陸で高いという負相関の地域が混在している。そのため、国内全体での最低賃金と貧困率との相関係数は-0.203とかなり低い。それにもかかわらず、最低賃金が最下位ではあるが、影響要因になったのは意外である。これまで最低賃金額と生活保護支給額等の相関を分析した先行研究はあるが、最低賃金と貧困率の相関分析を行った研究はない。

非正規雇用<sup>10)</sup>と貧困率に関する先行研究(石井・山田2007;森岡2009;西村2010;山田2010;樋口・石井・佐藤2011a, 2011b;森山2012)は、貧困率への非正規雇用の影響が大きいとしている。しかし、本稿の結果では、非正規雇用率は影響要因にならなかった。

就業率については、近年、農業従事者や、製造業・建設業の下請けの中小企業労働者、サービス業等の従業員が長時間労働の割に低賃金で酷使されていることが問題になっている。そこで、産業別や企業規模別の就業率を説明変数に取り上げたが、これらの就業率は影響要因にならなかった。貧困率に対する影響は、全業種(石井・山田2007;小塩2010)、農業(原田ほか2001)、サービス業(樋口・石井・佐藤2011a)、企業規模別(橘木・浦川2007;樋口・石井・佐藤2011b;森山2012)などの分析がある。

また、都市化率も影響要因にならなかった。この結果は、上記のように、最近、東京、大阪、神奈川の貧困率が急上昇し、人口集中度の増大とともに貧困層が急増している実態に反しているよう

表7 影響要因の感度、貧困率への寄与率、および記述統計

影響要因	感度	寄与率 (%)	平均	最小	最大
失業率	0.365	23.4	6.5	4.6	11.0
単身世帯	0.350	21.6	26.7	20.9	42.5
ニート	0.299	15.7	1.3	1.0	1.9
高卒	-0.282	14.0	44.1	26.6	53.7
教育費	0.271	12.9	5.8	3.5	9.0
中卒	0.218	8.3	19.4	7.7	28.8
最低賃金	-0.152	4.0	658	618	739

注：労働要因は網掛。

に見える。しかし、この現象が発生している地域は限定的であり、国内全体では人口集中度と貧困率の相関は低いいため、影響要因にならなかったと考えられる。

次に、家族分野では、家族人数、単身世帯、高齢世帯など7変数を用いたが、いずれも影響要因にならなかった。特に、高齢単身世帯と片親（母子・父子）世帯の貧困率が高い（白波瀬 2012）ことから、貧困率に影響すると思われた。しかし、影響要因にならなかったのは、これらの世帯の割合が非常に低い（全国平均で高齢単身世帯率は10.2%、片親世帯率は1.6%）ためと思われる。単身、母子、高齢などの世帯類型と貧困率の関係については多くの研究がある（原田ほか 2001；石井・山田 2007；橋本・浦川 2007；山田・金原 2009；小塩 2010；駒村ほか 2010；西村 2010；駒村・道中・丸山 2011；白波瀬 2012）。しかし、いずれも全国の貧困率を対象としており、都道府県別の貧困率を解析したものではない。

次に、教育分野では、「教育費」「中卒」「高卒」の3変数が影響要因になった。これら3要因の感度の符号は、教育費と中卒が正、高卒が負になり、高卒者が多い地域は貧困率が低い傾向を示唆する。『賃金』によると、学歴が高いほど年収が高いことが分かっているが、高等教育卒は感度が低く決定要因から外れた。そのため、中卒と他の要因との相対的な関係で、高卒の感度が負になった可能性があると推測される。この点については、都道府県別の学歴分布と貧困率との関係を今後、詳細に検討する必要があると考えられる。

学歴が高くなるにつれて生涯賃金が高くなることが報告されている（労働政策研究・研修機構 2016）。しかし、教育費の世帯支出に占める割合が多い地域は貧困率が高いという本稿の結果は、近年では年収が低い世帯ほど教育費の負担が大きくなっていると解釈できる。学歴と貧困率との相関を分析した先行研究は多い（原田ほか 2001；石井・山田 2007；橋本 2007；小塩 2010；西村 2010；駒村・道中・丸山 2011；樋口・石井・佐藤 2011a, 2011b；山田 2010；森山 2012）が、都道府県別の貧困率について回帰分析を行ったものはない。

医療分野では5変数を採用したが、いずれも影

響要因にならなかった。病気等と貧困率との相関を分析した先行研究はある（原田ほか 2001；駒村・道中・丸山 2011；河井 2011）が、都道府県別貧困率について回帰分析は行われてない。

以上を総括すると、本稿と先行研究では各種の要因において貧困率に対する影響度の違いが認められる。この原因としては、これまでは限定的な範囲の比較的少数の説明変数を用いて線形回帰分析を行った研究が多い。しかし、失業率などの貧困率に重要な影響を与える要因を説明変数に含めず解析した結果の信頼性には疑問がある。これに対し、本稿では非線形重回帰分析手法を用い、広範囲の社会経済指標の中から感度分析により貧困率の都道府県格差を説明する影響要因を探索した。その結果、得られた影響要因は都道府県の貧困率を十分な精度で説明できることから、本稿の影響要因に関する結論は先行研究より信頼性が高いと考えられる。

#### IV おわりに

本稿では、政府統計の『住宅・土地統計調査』の公開データを用いて、都道府県別の貧困率を推算し、貧困層の地域偏在について経済地理学的に興味ある結果を得た。本稿の方法による貧困率は、先行研究の推算値と比べて都道府県間のばらつきが小さいことが分かった。さらに、都道府県別の貧困率を目的変数、33種の社会経済的要因を説明変数とする非線形重回帰分析を行った。その結果、得られた影響要因7種の中で失業率が貧困率の都道府県格差に最大の寄与があり、ニートと最低賃金を加えた労働3要因の貧困率への累積寄与が43%に達した。

しかし、本稿の解析で得られた影響要因は貧困率に対して因果関係を想定したのではなく、多数の説明変数の中からデータマイニング的手法により探索したものであり、貧困率の都道府県格差を説明するものにすぎない点に注意が必要である。

本稿は貧困の地域格差の実証研究の第一弾として、都道府県別の集計データを用いた解析を行った。今後の課題には、時系列データやパネルデータを用いた解析を行い、本稿の結果の検証を行



う必要がある。さらに、オーダーメイド集計や匿名化マイクロデータ提供等の制度を利用して、より詳細なデータを入手する研究を計画している。また、家内企業労働者、非正規労働者、高齢労働者、母子・父子世帯などの労働弱者の貧困実態とその地域格差の解明を進める予定である。

- 1) 計量経済学では、目的変数に対してまず仮説を立て、因果関係が想定できる説明変数を設定し、重回帰分析により目的変数に対して有効な寄与を有する説明変数を「決定要因」と呼ぶことが多いが、本稿では因果関係は特に想定せず、多数の説明変数の中からデータマイニング的手法により、有効な説明変数を探索したため、「影響要因」という用語の方が適切と考え、この用語を使用した。
- 2) 当然のことながら、世帯員が増えるほど平均所得は増加するが、等価所得に換算すると図1(左)のように、世帯員1人当たりの平均所得がほぼ一定に近づく。これは等価係数0.5で換算することの有効性を示している。
- 3) 政府統計調査の世帯分布の違いについては多くの報告があり、調査法や調査対象の違いによるとされている。
- 4) 貧困率の地域変動(図2)の原因解明として、1973年の貧困率の影響要因の解析も興味ある課題であるが、多くの指標データが1973年については見当たらないため、解析を断念せざるを得なかった。
- 5) 紙面の都合から、説明変数の記述統計および変数間の相互相関係数の記載は割愛した。
- 6) SVMの原理や特徴、用語や記号の意味については小野田(2007)、阿部(2011)、Chang and Lin(2015)、Cristianini and Shaw-Taylor(2000)参照。
- 7) カーネル回帰については赤穂(2008)参照。
- 8) 内閣府(2005)は若年無業者の実態について調査を行い、年次推移や年齢別、学歴別、所得別構成等の分析を行っている。
- 9) ごく最近、安倍内閣は「一億総活躍プラン」に最低賃金を毎年3%引き上げる目標を盛り込んだ。
- 10) ごく最近、安倍内閣は「働き方改革」を最重要課題と位置付け、同一労働同一賃金の実現により、非正規労働者の処遇を改善し、正規、非正規の格差を是正しようとしている。

#### 参考文献

- 赤穂昭太郎(2008)『カーネル多変量解析——非線形データ解析の新しい展開』岩波書店。
- 阿部彩(2006)「第5章 貧困の現状とその要因——1980-2000年代の貧困率上昇の要因分析」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, pp. 111-137。
- 阿部彩(2007)「第3章 貧困のリスク」橋木俊詔編『リスク学入門2 経済からみたリスク』岩波書店, pp. 65-94。
- 阿部彩(2008)「第1章 日本の貧困の実態と貧困政策」阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』東京大学出版会, pp. 21-51。
- 阿部重夫(2011)『パターン認識のためのサポートベクトルマシン入門』森北出版。
- 石井加代子・山田篤裕(2007)「貧困の動態分析——KHPSに基づく3年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズム [Ⅲ]——経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会, pp. 101-129。
- 岩田正美(2007)「3章 現代日本の「貧困の経験」」『現代の貧困——ワーキングプア ホームレス 生活保護』筑摩書房, pp. 69-93。
- 大竹文雄・小原美紀(2010)「III 社会老年学 第2章 高齢期における可能性と限界 6.家計と資産 6.2 貧困・消費」大内尉義・秋山弘子・折茂肇編『新老年学 第3版』東京大学出版会, pp. 1740-1752。
- 大竹文雄・小原美紀(2011)「第6章 貧困率と所得・金融資産格差」岩井克人・瀬古美喜・翁百合編『金融危機とマクロ経済——資産市場の変動と金融政策・規制』東京大学出版会, pp. 137-153。
- 小塩隆士(2010)「第9章 子供の貧困の経済的帰結——社会学的アプローチ」『再分配の厚生分析——公平と効率を問う』日本評論社, pp. 205-230。
- 小野田崇(2007)『サポートベクターマシン』オーム社。
- 河井啓希(2011)「第6章 貧困と健康——医療政策の再分配効果」樋口美雄・宮内環・C.R. マッケンジー・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム——所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版, pp. 117-131。
- 経済産業省中小企業庁「経済センサス活動調査」<http://www.chusho.meti.go.jp/pamflet/hakusyo/H26/h26/html/f02.html> (参照日:2015年9月1日)。
- 厚生労働省『国民生活基礎調査』<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/20-21.html> (参照日:2015年9月1日)。
- 厚生労働省「地域別最低賃金の全国一覧」[http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/koyou\\_roudou/roudoukijun/minimumchiran/](http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/roudoukijun/minimumchiran/) (参照日:2015年9月1日)。
- 厚生労働省『賃金構造基本統計調査』<http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/chingin/kouzou/z2016/index.html> (参照日:2017年9月15日)。
- 小杉礼子・堀有喜(2004)「若年無業・周辺のフリーター層の現状と問題」『社会科学研究』Vol. 55, No. 2, pp. 5-28。
- 駒村康平(2003)「低所得世帯の推計と生活保護制度」『三田商学研究』Vol. 46, No. 3, pp. 107-126。
- 駒村康平(2009)「貧困問題と所得保障制度——特集「貧困化する日本と政策課題」の解題も兼ねて」『社会政策研究』No. 9, pp. 10-37。
- 駒村康平・道中隆・丸山桂(2011)「被保護母子世帯における貧困の世代間連鎖と生活上の問題」『三田学会雑誌』Vol. 103, No. 4, pp. 619-645。
- 駒村康平・山田篤裕・四方理人・田中聡一郎(2010)「第4章 社会移転が相対的貧困率に与える影響」樋口美雄・宮内環・C.R. マッケンジー・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『貧困のダイナミズム——日本の税社会保障・雇用政策と家計行動』慶應義塾大学出版会, pp. 81-101。
- 白波瀬佐和子(2012)「世代と世帯からみる経済格差」『社会学年報』No. 41, pp. 9-21。
- 杉村宏編(2007)「格差・貧困と生活保護——「最後のセーフティネット」の再生に向けて」明石書店。
- 総務省統計局『家計調査』<http://www.stat.go.jp/data/kakei/> (参照日:2015年9月1日)。
- 総務省統計局『国勢調査』[https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020101.do?\\_toGL08020101\\_&tstatCode=000001080615&requestSender=search](https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020101.do?_toGL08020101_&tstatCode=000001080615&requestSender=search) (参照日:2015年9月1日)。
- 『社会生活基本調査』[https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020101.do?\\_toGL08020101\\_&tstatCode=000001050585&requestSender=search](https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020101.do?_toGL08020101_&tstatCode=000001050585&requestSender=search) (参照日:2015年9月1日)。
- 『就業構造基本調査』<http://www.stat.go.jp/data/shugyou/2012/> (参照日:2015年9月1日)。
- 『住宅・土地統計調査』<http://www.stat.go.jp/data/jyutaku/> (参照日:2015年9月1日)。

- 『全国消費実態調査』<http://www.stat.go.jp/data/zensho/2014/> (参照日: 2015年9月1日)。
- 橋本俊詔・浦川邦夫 (2007) 「日本の貧困と労働に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』No. 563, pp. 4-19。
- ・—— (2009) 「日本の地域間格差 (vol.4) 地域間の賃金格差と貧困の現状」『経済セミナー』No. 650, pp. 102-113。
- ・—— (2012) 『日本の地域間格差——東京一極集中型から八ヶ岳方式へ』日本評論社。
- 田辺和俊・鈴木孝弘 (2014) 「非線形回帰分析による世界各国の貧困の決定要因の解析」『海外社会保障研究』No. 189, pp. 57-66。
- 戸室健作 (2013) 「近年における都道府県別貧困率の推移について——ワーキングプアを中心に」『山形大学紀要 (社会科学)』Vol. 43, No. 2, pp. 35-92。
- 内閣府 (2005) 「若年無業者に関する調査 (中間報告)」<http://www.8.cao.go.jp/youth/kenkyu/shurou/chukan.pdf> (参照日: 2015年9月1日)。
- 西村幸満 (2010) 「世帯収入による貧困測定の試み——1999-2005年の貧困率と世帯主の特徴との関連について」『季刊社会保障研究』Vol. 46, No. 2, pp. 127-138。
- 橋本健二 (2007) 「階級間格差の拡大と階級所属の固定化——「格差社会」の計量分析」『季刊経済理論』Vol. 44, No. 4, pp. 29-40。
- 原田謙・杉澤秀博・小林江里香・Jersey Liang (2001) 「高齢者の所得変動に関連する要因——縦断調査による貧困のダイナミクス研究」『社会学評論』Vol. 52, No. 3, pp. 382-397。
- 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨 (2011a) 「貧困と就業——ワーキングプア解消に向けた有効策の検討」鶴光太郎・樋口美雄・水町勇一郎編『非正規雇用改革——日本の働き方はいかがに変えるか』日本評論社, pp. 193-215。
- ・——・—— (2011b) 「貧困と就業——ワーキングプア解消に向けた有効策の検討」『RIETI Discussion Paper Series』No. 11-J-056, pp. 1-22。
- 室住眞麻子 (2006) 「第6章 近代日本における多層的な貧困測定」『日本の貧困——家計とジェンダーからの考察』法律文化社, pp. 141-168。
- 森岡孝二 (2009) 「ホワイトカラーの非正規労働者化と貧困化——「就業構造基本調査」の分析を中心に」『貧困研究』Vol. 3, pp. 42-49。
- 森山智彦 (2012) 「職歴・ライフコースが貧困リスクに及ぼす影響——性別による違いに注目して」『日本労働研究雑誌』No. 619, pp. 77-89。
- 山田篤裕 (2010) 「高齢期の新たな相対的貧困リスク」『季刊社会保障研究』Vol. 46, No. 2, pp. 111-126。
- 山田篤裕 (2014) 「相対貧困基準と生活保護基準で捉えた低所得層の重なり——国民生活基礎調査に基づく3時点比較」『三田学会雑誌』Vol. 106, No. 4, pp. 517-535。
- 山田昌弘・金原あかね (2009) 「貧困化する母子世帯——全国消費実態調査による母子世帯の経済状況の動向」『アディクションと家族』Vol. 26, No. 2, pp. 123-130。
- 山田篤裕・四方理人・田中聡一郎・駒村康平 (2010) 「貧困基準の重なり——OECD相対的貧困基準と生活保護基準の重なりと等価尺度の問題」『貧困研究』Vol. 4, pp. 55-66。
- 労働政策研究・研修機構 (2016) 「ユースフル労働統計 2015——労働統計加工指標集」<http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/kako/index.html> (参照日: 2016年3月1日)。
- Chang, Chih-Chung and Lin, Chih-Jen (2015) "LIBSVM-A Library for Support Vector Machines," <http://www.csie.ntu.edu.tw/~cjlin/libsvm/> (参照日 2015年2月1日)。
- Cristianini, Nello and Shaw-Taylor, John (2000) *An Introduction to Support Vector Machines and Other Kernel-based Learning Methods*, Cambridge University Press: 大北剛訳 (2005) 『サポートベクターマシン入門』共立出版。

(投稿受付 2016年10月4日, 採択決定 2017年10月13日)

たなべ・かずとし 東洋大学現代社会総合研究所客員研究員。主な論文に「非線形回帰分析による世界各国の貧困の決定要因の解析」『海外社会保障研究』189号, pp.57-66 (2014年)。計量経済学, 計量疫学専攻。

すずき・たかひろ 東洋大学大学院経済学研究科経済学専攻教授。主な著作に『新・地球環境百科』(駿河台出版社, 2009年)。環境経済, データサイエンス専攻。