九州大学学術情報リポジトリ
Kyushu University Institutional Repository

所得と生活時間の貧困分析 : CES型Well-being関数の推計によるアプローチ

王, 瑋
九州大学大学院経済学府 : 博士後期課程

https://doi.org/10.15017/1812535

出版情報：経済論究. 158, pp.29-46, 2017-07-28. Kyushu Daigaku Daigakuin Keizaigakukai
バージョン：
権利関係：

所得と生活時間の貧困分析

—CES型Well-being関数の推計によるアプローチ

Income and Time Poverty in Japan:

An Interdependent Multidimensional Poverty Approach

王　　瑋[†]
Wei Wang

—要約—

従来の貧困研究の多くは，所得などの経済的な指標を基準として貧困か否かの認定を行ってきた。しかし，家庭生活を営む時間も所得と同様に有限であり，人々が最低限の生活を営むうえで欠かせない水準が存在していると考えられる。欧米では，生活時間の不足を考慮した時間貧困（Time Poverty）の研究が近年蓄積されているが，日本ではまだわずかである。そのため，本稿では慶應義塾大学の日本家計パネル調査（Japan Household Panel Survey）の個票データ（2011-2014）を使用することで，所得と生活時間の双方の次元に注目した貧困分析を試みる。具体的には，Merz and Rathjen（2014）が提唱したCES型Well-being関数を用いた貧困の推計により，これまで見過ごされてきた「生活時間の不足を原因とする貧困層」や「所得よりも時間（余暇）を選択している非貧困層」の抽出を行う。

推定結果によると，分析対象となった回答者（学生，親と同居している者，三世代世帯に属する者を除く）が属する世帯の中で，所得と時間の同時貧困に直面している世帯は全体の1.9%程度であった。しかし，ひとり親世帯は，所得と時間の同時貧困は18%程度の高い割合にのぼっており，単身世帯（女性）も約７％の水準に達している。また，生活時間を労働に配分することで所得貧困の脱出が可能と考えられる世帯は，ひとり親世帯や単身世帯に多く，ひとり親世帯の14.6%，単身世帯（女性）の17.5%にのぼった。逆に所得のみの基準では貧困でなくても，生活時間の不足から貧困と判断される世帯が，全体の約２％存在し，６歳未満の子どもを２人以上持つふたり親世帯の5.5%，単身世帯（女性）の3.7%がそのケースに該当した。

従来の所得のみを基準とする貧困の推定とWell-being関数を用いた貧困の推定を比べると，従来の推定では，単身世帯やひとり親世帯の貧困が高めに推計されやすく，夫婦がともにフルタイム就労している世帯や世帯主が中・高卒である世帯の貧困がやや低めに推計されやすいことがわかった。時間の次元を考慮することで，貧困の削減についてより適切な政策アプローチが可能になると考えられる。

[†] 九州大学大学院経済学府博士後期課程

1．はじめに

1990年代以降，多くの先進国で格差や貧困（相対貧困）の拡大を指摘する実証研究がなされてきた。OECD（2016）の国際比較によると，日本の貧困も深刻であり，2012年の数値では，全体でメキシコ，イスラエル，米国，トルコ，チリに続き16％の相対貧困率であった。また，18歳未満，18歳以上65歳未満，65歳以上のどの世代においても貧困率がOECD諸国の平均を上回る状況にある（OECD, 2016, p.57）。

OECDの国際比較にも象徴されるように，格差・貧困研究の大半は，所得や消費といった金銭的な尺度を用いた測定を行っている。確かに，人々の生活水準について評価する場合，金銭的尺度はもっとも明瞭で扱いやすい尺度である。必要なものの多くは金銭で取得することが可能なためである。しかし，たとえ金銭が十分にあっても自身や家族が家庭で生活を営む時間が十分でない場合，家事や育児，家族の看護・介護などが満足に行えず，生活の質が大きく損なわれるケースが存在する。これは，家事や育児など家庭で提供されるサービスが，市場で購入可能なサービスや政府・自治体が提供する社会保障サービスと完全には代替可能ではないためである。人々が自由に使える生活時間は，お金とともに有限な資源であり，生活の質を決定づける重要な要因といえる。

このような考えのもと，石井・浦川（2014）では，従来の金銭的な尺度のみを用いて測定した貧困では捉えることができなかった「生活時間の欠乏」に着目し，就業や睡眠などの基礎的な時間，家事・育児により，どれほどの世帯が時間の貧困に直面しているかをVickery（1977）の時間貧困（time poverty）の概念に基づいて計量的に明らかにした。同研究では，所得と時間の 2 次元から貧困を捉え，他の重要な属性を制御したうえで，「ひとり親世帯」や「ふたり親（末子 6 歳未満）で夫婦がフルタイムの共働き世帯」において，時間貧困率が高くなっていることを慶應義塾大学の「日本家計パネル調査」（JHPS）の個票データから実証している。

ただし，先行研究の分析では，推計上いくつかの点が課題として残されていた。中でも重要な課題は，推計に用いられた貧困の定義の妥当性についてである。たとえば，所得は「非貧困」で時間は「貧困」に区分される世帯が，はたして真に「貧困」の状況にあると言えるのかどうかという問題である。実際，所得が十分にあれば，その所得を用いて家事・育児関連の代替サービスを（完全ではないものの）市場から購入できるため，生活時間の不足をある程度補うことができる。また，所得が「貧困」でも時間が「非貧困」であれば，労働市場で所得を稼ぎ，所得貧困を脱出することが可能かもしれない。それにもかかわらず，そのような行動を世帯員がとっていないということは，貯蓄などが十分にあり，所得を獲得する必要性に迫られていなかったからかもしれず，低い所得は自発的な選択であった可能性が残る。無論，事実はその逆であり，所得を得たくとも仕事を得ることができなかったというケースもありえよう。いずれにせよ，所得と生活時間の双方から貧困を考察するのであれば，所得と生活時間の代替性，相互依存的な関係を考慮しながら貧困を認定する必要性がある。

このような問題点を考慮し，Merz and Rathjen（2014）は，所得と時間の代替可能性に注目した補償アプローチ（compensation approach）と呼ばれる貧困の推計法を提唱している。これは，所得と

余暇を変数に含むCES型のWell-being関数のパラメータを推計し，推計された関数に各世帯の所得，生活時間（余暇時間）の値を代入することで，当該世帯における貧困の認定を行う分析手法である。海外の先行研究では，補償アプローチによる貧困の測定が蓄積されつつあるが，日本ではまだ大規模な個票データを活用した本格的な分析は実施されていないのが現状である。

そこで本稿では，Merz and Rathjen（2014）の補償アプローチをもとに，家計の個票データを用いて日本の貧困を所得と時間の双方から捉え，その社会経済的要因について検証することを目的とする。補償アプローチによる貧困の推計により，これまで見過ごされてきた「生活時間の不足を原因とする貧困層」やこれまでは所得貧困とされてきたが「所得よりも時間（余暇）を選択している非貧困層」の抽出が可能となる。近年重要視されている子育て世代におけるワーク・ライフ・バランスの達成や単身世帯の貧困削減に向けて，どのような政策が必要なのか，この研究を通して既存研究の分析結果を補う政策インプリケーションを得ることができると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。まず2節では，時間の貧困を考慮した先行研究について概観する。3節では，使用データと使用変数について解説した後，所得と時間の貧困の定義について説明する。4節では，Merz and Rathjen（2014）の補償アプローチに基づく貧困（IMD poverty: Interdependent Multidimensional Poverty）の推計法について解説する。5節では，IMD povertyの要因に関する分析結果ならびに結果に関する考察を行う。6節では，結論についてまとめる。

2．先行研究

本節では，まず石井・浦川（2014），浦川・小塩（2016）などを参考に，生活時間の貧困を取り上げた過去の代表的な先行研究について概観する。従来の金銭による貧困の測定に時間の概念を加え，2つの次元から貧困を捉えた実証研究の先駆者はVickery（1977）である。Vickery（1977）は，Becker（1965）の家計内配分モデルに基づき，家計の資源は「資産」，「時間」，「世帯員の能力」からなると定義した。Becker（1965）のモデルは，各世帯が世帯員の能力に基づいて市場での労働と家事労働に時間を適切に配分することで，家事の最適な水準や所得・消費の最適な水準が決定されるとしている。ここでの理論を踏まえ，Vickery（1977）はアメリカのデータをもとに2次元的貧困線を提示している。具体的には，世帯類型ごとに最低必要所得（M_0），家事労働必要時間（T_1），家事労働を外部化（市場で購入）した場合の必要所得（M_1）を推定している。さらに，各世帯類型が貧困から抜け出すための賃金率（critical wage rate）を算出している。

Douthitt（2000）は，Vickery（1977）の2次元的貧困線の概念を踏襲し，アメリカの1985年のTime Use Surveyを用いてVickery（1977）の研究のアップデートを試みている。また，Harvey and Mukhopadhyay（2007）では，1990年代後半のカナダにおける2次元的貧困率を計測し，ひとり親世帯（子ども2人以上）の時間貧困率が高いことを示している。そのうえで，時間不足の世帯における家事・育児などの外部化コストを考慮すると，所得貧困率が約2％ポイント上昇することを推計している。同様に，Kalenkoski et al.（2011）では，時間貧困と相関のある諸変数をAmerican Time Use Survey Dataから検証し，所得の貧困は時間の貧困と統計的に無相関であることを示している。さらに，ひと

り親世帯，ふたり親世帯ともに，子どもの多い家庭で時間貧困率が高く，子ども１人の増加は，大人の日常の裁量時間（discretionary time：睡眠や身支度，家事・育児全般，労働以外に充てることが可能な時間）を１日約35分減らすことを明らかにしている。また，Burcahrdt（2008，2010）は，UK Time Use Survey 2000を用い，世帯類型ごとの利用可能な資源（時間，人的資源，社会保障給付）や遂行すべき責務（個人的ケア，育児，介護など）を考慮し，余暇と労働への実現可能な時間配分と所得の組み合わせについて分析している。Goddin et al.（2005）は，国ごとの社会保障制度の違いが，個人の裁量時間（discretionary time）の多寡に実際にどのような影響を与えているかについて検証している。

なお，日本における時間と所得による２次元的貧困の研究は，未だ分析事例が限られた研究テーマであるが，生活時間に焦点をあてた分析はいくつかある。それらの研究の多くは，子育て世帯のワーク・ライフ・バランスに注目しており，ひとり親世帯において仕事と育児による時間的負担を示唆する研究が多く見られる（矢野，1998；田宮・四方，2007；労働政策研究・研修機構，2012；内閣府編，2013）。田宮・四方（2007）では，母子世帯の仕事と育児の両立について国際比較を行っており，日本のシングルマザーは欧米各国と比較して顕著に仕事時間が長く，育児時間が短いことを指摘している[1)]。労働政策研究・研修機構（2012）では，「子どものいる世帯の生活状況及び保護者の就業に関する調査」を実施し，それに基づき様々な集計を行っている。その結果，仕事を持つ保護者のうち，「仕事と家庭生活の間でコンフリクト（衝突）が起きる頻度」が「ほぼ毎日」と回答した割合は母子世帯16.8％，父子世帯13.8％，ふたり親世帯（母親が回答）で7.6％であり，ここでもひとり親世帯における時間的負担の大きさがみられる。また，内閣府編（2013）『子ども・若者白書』では，１週間のうち母親と会話する時間が４時間以下しか取れない子どもが１割，父親と会話する時間が４時間以下の子どもは３割存在（平成21年）することを明らかにしている。このような状況を踏まえると，所得のみならず時間も加えて貧困を計測することで，特に子育て世帯における生活の困窮状況をより的確に把握することができると考えられる。

３．使用データと貧困の測定

3.1　データ

本稿で用いるデータは慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査（Japan Household Panel Survey: JHPS）」である。JHPSは2009年より全国の成人男女約4,000人を対象に開始されたパネル調査であり，世帯構成，就業状況，所得，生活時間，居住状況など幅広い項目を調査している[2)]。本稿では時間貧困の測定に必要となる「通勤時間」に関する質問項目を含む2011年（JHPS2011）から2014年（JHPS2014）のデータを用いて分析を行うこととする。

１）具体的には，６歳未満の子どもを持つふたり親世帯の母親とひとり親世帯の母親の労働時間の差を日米比較し，アメリカでは仕事時間はひとり親世帯の方が大きいがその差は１時間未満であるのに対し，日本では４時間以上（有業者だけを比較しても２時間以上）あることを明らかにしている。また，その差は1980年代から2000年代にかけて拡大している（田宮・四方，2007）。

また，世帯内の成人の生活時間（とくに労働時間と通勤時間）の情報をもとに時間貧困を測るため，その情報を正確に把握することができる世帯に分析対象を限定する。実際のところ，JHPSでは調査対象者とその配偶者のみに生活時間に関する質問をしており，世帯に夫婦以外の成人がいる場合，その人の詳細な情報をデータから把握することができない。それゆえ，実際の分析では，総務省「社会生活基本調査」における世帯類型に合わせ，分析対象を以下の７つの世帯類型に属する回答者に限定する[3)]。

・ふたり親世帯（末子が６歳以上）
・ふたり親世帯（末子６歳未満の子が１名）
・ふたり親世帯（末子６歳未満の子が２名以上）
・夫婦世帯（子どもなし）
・ひとり親世帯
・単身世帯（男性）
・単身世帯（女性）

本研究では，学生，親と同居している成人は分析から除外する。また，分析で用いる変数は，性別，配偶状況，世帯主の年齢，対象者（および配偶者）の就業形態，週当たり労働時間および通勤時間，子どもの数，世帯主の学歴，所得，居住地域であり，これらの変数がすべて揃う世帯に分析対象を限定する。なお，本稿では，分析対象を上記の特定世帯に限定していること，そして，第３回から第６回調査のデータを利用しておりサンプル脱落による影響を少なからず受けていることから，分析対象が必ずしも日本全体の縮図になっているわけではない点に留意されたい[4)]。

3.2　使用変数の基本統計量

分析に使用する諸変数の基本統計量は表１で示される。この基本統計量は2011年から2014年までの４年間をプールした統計量（途中で脱落したサンプルも含む）である点に注意されたい。特徴は主に３点ある。第１に，最も大きな特徴は，今回の分析対象が高齢者に偏っており，60歳以上が４割を占めるという点である[5)]。これは，親と居住している成人の回答者や学生を分析対象から除外したためである。第２に，居住地域については大きな偏りはなく，東京23区や政令指定都市などの大都市に居住

2）直井・山本（2010）は，JHPSの初年度データ（JHPS2009）の代表的な変数について，公表統計との比較を行っている。論文では，対象者の性別や就業形態，世帯の資産・収入・支出状況といった属性は，他の公表統計と比較的似通った分布を示しており代表性の高いデータである点が述べられている。ただし，高齢者や単身世帯の構成比，居住形態などの属性に関しては，母集団からの乖離が存在している可能性がある（直井・山本，2010，p.26）。
3）JHPSでは，三世代同居をしている世帯も調査対象として網羅しているが，三世代世帯の全ての成人の生活時間を把握することができないため，石井・浦川（2014）と同様，今回の研究では分析対象から除外した。
4）赤林・敷島・野崎（2013）ではJHPSのサンプル脱落の要因分析を行っている。その結果，調査からの脱落と有意に関係のある属性として，前年調査時点の回答における「１年間における転居経験」，「若年層」，「低学歴」，「単身」，「不健康」などをあげている。
5）2010年の「国勢調査」の結果に基づく国立社会保障・人口問題研究所の推計によると，日本全体で60歳以上人口が占める割合は2014年で32.0％である。

表１：変数の基本統計量

	全世帯 (N=4839)		有配偶世帯 (N=4016)	
	mean	S.D.	mean	S.D.
[基本属性]				
性別・女性	0.49	0.50	0.48	0.50
有配偶	0.83	0.37		
[世帯主の年齢]				
20s	0.04	0.19	0.03	0.18
30s	0.19	0.39	0.20	0.40
40s	0.24	0.43	0.26	0.44
50s	0.12	0.33	0.12	0.32
60s	0.20	0.40	0.19	0.40
70s and over	0.20	0.40	0.20	0.40
[世帯主の学歴]				
中・高卒	0.48	0.50	0.46	0.50
短大・高専・専門学校卒	0.07	0.26	0.07	0.25
大学・大学院卒	0.38	0.48	0.40	0.49
[世帯主の就業状態]				
フルタイム雇用	0.49	0.50		
パートタイム雇用	0.09	0.28		
自営業	0.10	0.30		
他の就業（嘱託等）	0.04	0.21		
無業　(専業主婦，引退など)	0.24	0.43		
無業　(失業)	0.01	0.12		
[子どもの数]				
0人			0.41	0.49
1人			0.17	0.37
2人以上			0.43	0.49
[夫と妻の就業形態]				
夫フルタイム・妻フルタイム			0.10	0.30
夫フルタイム・妻パートタイム			0.21	0.41
夫自営業・妻自営業			0.01	0.09
夫その他の就業・妻その他の就業			0.16	0.37
夫無業・妻無業			0.20	0.40
夫有業・妻無業			0.30	0.46
[本人の健康] 主観的健康（高）	0.87	0.33	0.88	0.32
[居住地域]				
大都市（23区，政令指定都市）	0.30	0.46	0.30	0.46
その他の都市	0.61	0.49	0.62	0.48
町村	0.08	0.28	0.08	0.27
[時点]				
2011	0.28	0.45	0.29	0.45
2012	0.25	0.43	0.25	0.44
2013	0.24	0.43	0.24	0.43
2014	0.22	0.42	0.22	0.41

出所：「日本家計パネル調査（JHPS2011-2014）」に基づいて著者が計算。変数は全てダミー変数。

している回答者が全体の３割を占める。第３に，有配偶世帯の夫婦の就業形態について見ると，高齢者も分析対象としていることから，夫と妻がともに無業である世帯（多くの場合は年金受給世帯）が全体の２割を占めている。

3.3　所得貧困線の設定

石井・浦川（2014）の分析では，日本の公的扶助制度である生活保護の扶助基準をもとに所得の貧困線を定義しているが，本稿では相対的貧困の概念をもとに貧困線を定義する。具体的には，分析に使用したすべての世帯における年間等価可処分所得（世帯の可処分所得を世帯人数の平方根で割って算出）の中央値の50％を貧困線とした。結果として125.0万円が所得貧困線として設定された。

3.4　時間貧困線の設定

時間に関する貧困の定義の方法には様々なものがある（Vickery, 1977; Harvey and Mukhopadhyay, 2007; Burchardt, 2010; Kalenkoski, 2011）。時間貧困の先駆的な研究であるVickery（1977）では，時間貧困を「最低限必要な生活時間が労働時間によって確保できない状態」として定義している。ここでの「最低限必要な生活時間」には家庭での「最低限必要な基礎的活動時間（睡眠，食事，身の回りの用事など）」と「最低限必要な家事・育児時間」が含まれており，「最低限必要な家事・育児時間」は，家事（炊事，洗濯），育児，看護・介護，買い物といった一連の家事作業を全く外部化しない場合に最低限必要となる家事時間を表している[6]。Vickery（1977）の分析では，当時のアメリカの「生活時間調査」を参考に，少なくとも専業主婦（主夫）が１人いる世帯における家事・育児時間の平均値を最低限必要な家事・育児時間と定めている。Harvey and Mukhopadhyay（2007）もこれに倣い，カナダのGeneral Social Surveyから家事・育児の最低必要時間を算出している。基礎的活動時間（睡眠・食事・身の回りの用事）については，「生活時間調査」をもとに，成人の平均値をあてはめている[7]。また，両研究では「最低限必要な余暇時間」を別途設けており，これについてVickery（1977）では週当たり10時間，Harvey and Mukhopadhyay（2007）では週当たり14時間と定めている。さらに，Burcahrdt（2008，2010）では，最低限必要な育児時間について英国の「育児ガイドライン」を参考にするなど，絶対的な観点からの時間貧困の検討が行われている。

本稿では，これらの研究の手法を参考として時間貧困線を定義する。具体的には，総務省「平成23年度社会生活基本調査[8]」を用いて，「基礎的活動時間（睡眠・食事・身の回りの用事）」（T_e）と「最低限必要な家事・育児時間」（T_1）世帯類型ごとに設定し，総時間V（成人１人のケースでは週168時間，２人のケースでは週336時間）からこれらの時間（T_eとT_1）を引き，さらに労働・通勤時間（T_w）を引いた値を各世帯の余暇時間と定義する。そして，この余暇時間の中央値の50％を時間貧困線に設

6）ここでの「外部化」とは，外食や出前，お惣菜の購入，市場での家事関連サービスの購入などを表す。
7）具体的には，Vickery（1977）ではUnited States 1966 Michigan Time-use surveyを参考に成人の基礎的活動時間の平均値10.2時間/日を利用，Harvey and Mukhopadhyay（2007）では，カナダにおける同様の調査データから成人の基礎的活動時間の平均値10.5時間/日を利用している。
8）「社会生活基本調査」は，総務省が５年に１度，国民の生活時間の配分や余暇の活動状況などを明らかにするために行われるものであり，平成23年度調査では約83,000世帯の10歳以上の世帯員約20万人を対象としている。

定し，時間貧困線に満たない回答者を時間貧困と定義する。

ここで，「基礎的活動時間」（T_e）と「最低限必要な家事・育児時間」（T_1）の設定について説明する。まず，「基礎的活動時間」（T_e）については，男女別に週全体の平均値をそのまま用いた。内訳としては，睡眠時間[9]は男性で7.5時間/日，女性で7.2時間/日，身の回りの用事は男性で1.1時間/日，女性で1.5時間/日，食事は男性で1.5時間/日，女性で1.6時間/日である。さらに，先行研究に倣い，基礎的活動時間には最低限必要な基礎的な余暇時間を含めることとした。これについては，平日（月曜日から金曜日）は１時間/日，休日（土曜日と日曜日）は３時間/日と仮定した。

また，「最低限必要な家事・育児時間」（T_1）は，家事，看護・介護，育児，買い物の時間を考慮する。ただし，本稿のケースでは先行研究に倣い，炊事・洗濯，育児，看護・介護，買い物といった一連の家事作業を全く外部化(外食や出前，お惣菜の購入，市場経済での家事関連サービスの購入など)しない場合に必要となる家事・育児時間を想定している。そのため，石井・浦川（2014）同様，分析対象となる世帯類型ごとに，少なくとも無業の成人１人がいる世帯における家事時間の平均値をあてはめた。具体的には，夫婦と子どもからなる世帯および夫婦ふたり世帯においては夫が有業で妻が無業である世帯における家事時間，単身世帯およびひとり親世帯においては無業世帯における家事時間を参照した。なお，「社会生活基本調査」を参照した場合，男性単身世帯は，他の世帯と比較して家事時間の平均値が大幅に短くなっている。しかしながら，これは多くの男性単身で既に自炊をせず外食が多いなど，すでに家事の多くが外部化されていることが考えられる。そのため，男性の単身世帯の最低限必要家事時間については，女性の単身世帯の家事時間を代用することとした。

表２は，「平成23年社会生活基本調査」に基づいて作成された世帯類型ごとの「基礎的活動時間」（T_e）および「最低限必要家事時間」（T_1）を示している。本稿の分析で用いる世帯類型ごとの各生活時間に加え，比較対象としてHarvey and Mukhopadhyey（2007）で用いられた生活時間を合わせて掲載した。表を参照すると，基礎的活動時間，家事・育児等の最低必要時間ともに，本稿で設定した値は先行研究の値より小さく，その分時間貧困の設定が厳しくなることがわかる。この理由は，OECD(2011)による国際比較でも明らかにされているとおり，日本人が余暇や個人的ケアに費やす時間が諸外国と比較して短いためと考えられる。したがって，日本の状況・慣習を反映した時間貧困線を設定している点に注意が必要である[10]。

４．多次元貧困の測定

本稿の分析に用いる所得と時間の貧困線の定義について前節で説明した。これを踏まえ，本節ではMerz and Rathjen（2014）が提案した相互依存的多次元貧困（Interdependent Multidimensional Poverty）（以下，IMD貧困）の推計手法について解説する。IMD貧困の推定は以下のようなステップ

9）厚生労働省「健康づくりのための睡眠指針2014」では，必要睡眠時間について具体的な数値は示されておらず，必要な睡眠時間は人それぞれであり，昼間の眠気で困らない程度の睡眠が必要とされている。そのため，本稿では週全体の平均値を代用した。

10）OECD (2011) p.130, Figure 6.2.

表２：帯類型別にみた基礎的活動時間と家事・育児等の最低必要時間

(hours)	7日 (V) week	基礎的活動時間 (T_e) week	基礎的な余暇 (平日) day	基礎的な余暇 (休日) day	Tm (V-T_e) week	家事・育児の最低必要時間 (T_l) 家事 day	看護・介護 day	育児 day	買い物 day	計 week	可処分時間Ta (=Tm-Tl) week
ふたり親世帯（子どもあり）*1 *2											
（末子6歳以上）	336	166	2.0	6.0	170.5	5.5	0.2	0.4	1.2	50.9	119.6
（末子6歳未満1人）	336	166	2.0	6.0	170.5	4.0	0.1	5.0	1.1	71.3	99.2
（末子6歳未満2人以上）	336	166	2.0	6.0	170.5	3.7	0.1	6.2	1.0	77.0	93.5
Harvey and Mukhopadhyey (2007)	336	175	4.0	4.0	161.0	-	-	-	-	74.6	86.4
夫婦世帯（子どもなし）	336	166	2.0	6.0	170.5	4.3	0.1	0.1	1.1	39.4	131.1
ひとり親世帯	168	83.2	1.0	3.0	84.8	3.5	0.1	1.1	1.0	39.3	45.5
Harvey and Mukhopadhyey (2007)	168	87.5	2.0	2.0	80.5	-	-	-	-	52.0	28.5
単身世帯（男性）*3	168	82.3	1.0	3.0	85.7	2.3	0.1	0.0	0.6	21.2	64.5
単身世帯（女性）	168	83.2	1.0	3.0	84.8	2.3	0.1	0.0	0.6	21.2	63.6
Vickery (1977)	168	81.4	1.0	2.5	86.6	-	-	-	-	31.0	55.6

注1: 子どもの年齢と数により育児時間が異なるため，ふたり親世帯は「社会生活基本調査」にあわせて世帯を分類。
注2: 家事・育児の外部化をしない場合に必要となる家事・育児時間を把握するため，6歳未満の子どもについては保育園や幼稚園に在園していない世帯の家事時間を参照している。
注3: 単身世帯（男性）の家事時間の平均値は他世帯と比較して大幅に短く，すでに家事の外部化がなされていることが理由であると判断し，家事・育児の最低必要時間は単身世帯（女性）の数値で代用した。
出所:「社会生活基本調査」(2011)をもとに作成。

で行われる。

Step 1：所得 I，余暇時間 L を変数とするCES型効用関数 $u=f(I,\ L)$ の理論に基づき，人々の厚生水準・福祉水準を表すWell-beingが，効用と同様に所得と余暇で決定されると仮定する。すなわち，CES型Well-being関数 $u=f(I,\ L)$ を定義し，同関数のパラメータの推定により，時間と所得の代替関係（相互依存関係）を数量化する。

Step 2：所得，時間がともに貧困線の閾値上にあるケース (I^{poor}，L^{poor}) を想定し，この場合の厚生水準を多次元貧困の閾値 $u^{poor}=f(I^{poor},\ L^{poor})$ として設定する。(時間の貧困線は世帯類型ごとに設定しているため，多次元貧困の閾値 u^{poor} も世帯類型 i ごとに推計される。)

Step 3：各個人が属する世帯の所得，時間，効用水準を多次元貧困の閾値 u^{poor} や所得，時間の貧困線の閾値 (I^{poor}，L^{poor}) と比較する。そして，各個人が所得と時間の貧困状態について，それぞれどのような領域に所属しているかを識別する。具体的には，貧困の状態について，後述の図２で示す６つの領域を考える。

Step 4：それぞれの貧困の領域に属する回答者について，彼ら（彼女ら）の社会経済属性，世帯属性

の特徴を計量分析によって明らかにする。

4.1　CES型Well-being関数（Step 1）

まず，多次元の貧困の推計にあたり，所得と余暇によって効用水準が決まり，所得と余暇の代替弾力性 $\sigma=\frac{1}{1+\rho}$ が一定であるような以下のCES型のWell-being関数を考える。

$$u=f(I,\ L)=\gamma\cdot(\delta\cdot I^{-\rho}+(1-\delta)\cdot L^{-\rho})^{-\frac{v}{\rho}}$$

推計で求めるパラメータは ρ（曲率），v（規模の経済），γ（定数），δ（説明変数の係数）の 4 つである。投入変数である所得 I と余暇時間 L の代替の程度はヒックスの代替弾力性の式から求められる。$\rho=-1$，$\sigma=\infty$ の完全代替（perfect substitution）のケースから，$\rho=\infty$，$\sigma=0$ の代替不可能のケースまで様々な値をとることが考えられ，一般に $\rho=0$，$\sigma=1$ の場合のCES型関数はCobb-Douglas型関数と呼ばれている。

各変数の定義については，余暇時間 L を［総時間－基礎的活動時間－家事・育児の最低必要時間－労働・通勤時間］で定義する。したがって，記号を用いると $V-T_e-T_1-T_w$ である。また，所得 I は等価可処分所得を用いる。そして，被説明変数のWell-beingを測る指標としては，生活満足度（11段階）について尋ねた調査票の回答結果の数値を用いる。

Well-being関数のパラメータを求める際は，上記の効用関数の両辺を対数化し，$\rho=0$ の回りで二次オーダーまでテーラー展開を行った式を推計に用いる。

$$\begin{aligned}\ln u&=\ln\gamma-\frac{v}{\rho}\ln(\delta\cdot I^{-\rho}+(1-\delta)\cdot L^{-\rho})\\&\cong\ln\gamma+v\delta\ln I+v(1-\delta)L-0.5\rho v\delta(1-\delta)[\ln I-\ln L]^2\end{aligned}$$

すなわち，パラメータをわかりやすく置き換え誤差項を加えると，計量モデルは以下の式であらわされる。

$$\ln u=a_0+a_1\ln I+a_2\ln L+a_3[\ln I-\ln L]^2+\varepsilon$$

この時，推計から得られた各種パラメータから元の効用関数のパラメータ（γ，v，δ，ρ）が以下のように求まる。

$$a_0=\ln\gamma\leftrightarrow\gamma=e^{a_0}$$

$$a_1=v\delta,\quad a_2=v(1-\delta)\rightarrow a_2=v-a_1\leftrightarrow v=a_1+a_2$$

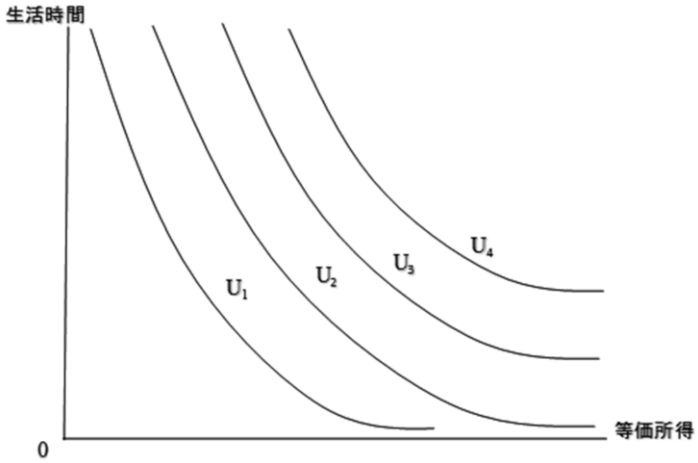
$$a_1=(a_1+a_2)\delta\leftrightarrow\delta=\frac{a_1}{a_1+a_2}$$

$$a_3=-0.5\rho v\delta(1-\delta)\leftrightarrow\rho=(-2)\frac{a_3}{v\delta(1-\delta)}$$

$$\rightarrow\rho=(-2)\frac{a_3}{(a_1+a_2)\cdot\frac{a_1}{a_1+a_2}\cdot\left(1-\frac{a_1}{a_1+a_2}\right)}=(-2)\frac{a_3}{a_1-\frac{a_1^2}{a_1+a_2}}$$

Well-being関数の値は所得の水準と余暇の水準に応じて求まり，値が一定の場合を描いたグラフは所得を横軸，余暇を縦軸とすると，図 1 のような無差別曲線として表現できる。通常の効用関数と同

図１：所得・時間からなるWell-being関数



様，右上に位置するほど，Well-beingの水準は高くなる。

4.2　多次元貧困の閾値の測定（Step 2）

３節で定義した所得貧困線，時間貧困線の値を効用関数にあてはめることで，所得，時間がともに貧困の閾値水準にある個人の効用水準を測定することができる。これを貧困の状態を判断するうえでの閾値ととらえ，u^{poor} と定義し，相互依存の多次元貧困(Interdependent multidimensional poverty)を考えていることから，この水準の無差別曲線をIMD貧困線と呼ぶことにする。ただし，所得の貧困は等価所得を用いており各世帯類型で貧困線は同じであるが，時間の貧困は各世帯類型で算出される余暇時間が異なることから，実際には各世帯類型で貧困線が異なる点に注意されたい。世帯類型別の所得貧困線 I^{poor}, 時間貧困線 L^{poor}, さらに推計されたパラメータから計算された効用関数上の貧困の閾値 u^{poor} は表３で示される。

4.3　多次元貧困の識別（Step 3）

これまでのステップをもとに，各個人の所得（世帯の等価可処分所得），時間，効用水準（幸福度）を多次元貧困の閾値 u^{poor} や所得と時間の貧困線の閾値 (I^{poor}, L^{poor}) と比較し，貧困であるか，貧困であるとすれどのような貧困状態であるかを識別する。具体的には，貧困状態について，図２で示す６つの領域を考え，各回答者がそれぞれ６つの中のどの領域に位置しているかを調べる。

それぞれの領域について解説すると，まず領域１は所得貧困，時間貧困，上記のWell-being関数から推計されたIMD貧困のいずれの定義においても貧困に分類される領域となる。領域２は，所得貧困，IMD貧困の定義では貧困に分類されるが，時間貧困線は上回っているため，時間貧困ではない領域である。領域３は，時間貧困，IMD貧困の定義では貧困に分類されるが，所得貧困線は上回っているため，所得貧困ではない領域である。領域４は，所得の定義では貧困に分類されるが，時間，IMDの貧困線はともに上回っている領域となる。領域５は，時間の定義では貧困に分類される一方，所得，IMD

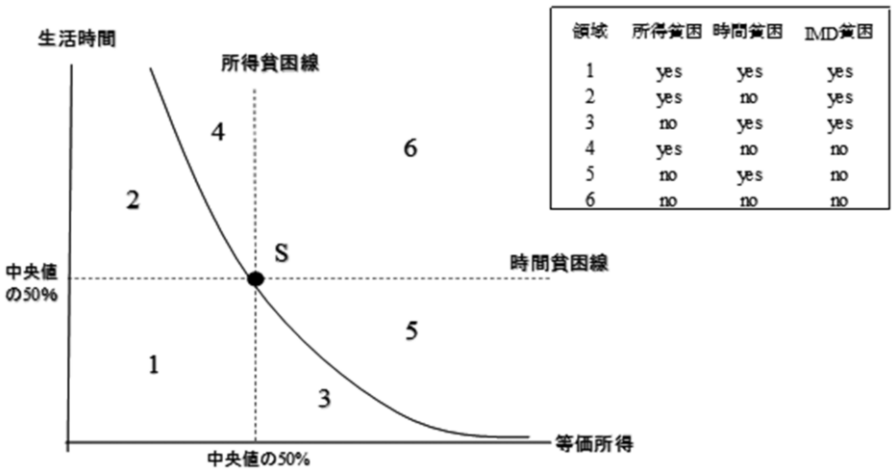
表３：帯類型別にみた所得，時間，IMD貧困線（2011-2014）

	所得貧困線 (等価可処分所得の中央値の50%) *I_poor*	時間貧困線 (余暇時間の中央値の50%) *L_poor*	IMD貧困線 *u_poor*
ふたり親世帯（子どもあり）			
（末子6歳以上）	125.0	24.6	5.11
（末子6歳未満1人）	125.0	16.8	4.98
（末子6歳未満2人以上）	125.0	16.7	4.98
夫婦世帯（子どもなし）	125.0	53.1	5.45
ひとり親世帯	125.0	2.3	4.56
単身世帯（男性）	125.0	10.5	4.85
単身世帯（女性）	125.0	30.3	5.19

注１：2011年から2014年のデータをプールしてパラメータの計算を行っている。

注２：推計された効用関数は，$u=0.893\cdot(0.231\cdot I^{0.897}+0.769\cdot L^{0.897})^{\frac{0.377}{0.897}}$である。

図２：IMD曲線による多次元貧困とその領域



の貧困線はともに上回る領域である。最後に領域６は，あらゆる定義において非貧困である領域となる。

ここで最も重要なのは，領域３と領域４である。従来の所得を軸とした貧困の定義では，所得貧困線を下回る人々，すなわち領域１，領域２，領域４に位置する人々が貧困と認定されていた。しかし，

生活時間との代替可能性を考慮したIMD貧困の定義では，領域１，領域２，領域３が貧困と認定される。すなわち，IMD貧困では，従来の所得貧困では貧困と認定していた領域４を非貧困とし，新たに領域３に位置する者を貧困と認定している点に注意されたい。IMD貧困では，領域３を「生活時間が不足し，最低限必要な家事・育児サービスを世帯の所得を用いても補えない層」と判断していることになる。一方で領域４については，所得の貧困線を下回っているものの生活時間が十分にあることから，「所得よりも時間（余暇）を選択しており，必要に応じて所得の貧困を脱出できる非貧困層」とみなしている。

表４は，このような貧困の領域（レジーム）と回答者の世帯属性，社会経済属性との関係について詳しく示したものである。表４から読み取れる特徴的な傾向について以下に記す。第１に，所得の貧困率が全体で10.3％であるのに対し，Well-being関数の推計から定義された所得・時間の相互依存型のIMD貧困率は9.0％とやや小さくなっている。これは，領域３に位置する人々が全体で2.2％であったのに対し，領域４に位置する人々が全体で3.5％とやや大きかったことによるものである。第２に，所得，時間，IMDのいずれの定義によっても貧困とならない層が全体の約69％を占めているが，時間貧困に位置づけられる層（領域１，領域３，領域５の層）は全体で２割を上回る。貧困に生活時間の視点を取り入れることで，貧困に含まれる層がさらに拡大することがわかる。第３に，所得と時間の同時貧困に直面している世帯は全体の1.9％程度と大きな値ではない。しかしながら，ひとり親世帯は，所得と時間の同時貧困のケースが約18％と非常に高い割合にのぼっている。また，女性の単身世帯も約７％の水準に達しており，無視できない。第４に，領域４に位置し，所得貧困と定義されるが，IMD

表４：多次元貧困と社会経済属性との関係

	貧困の領域(レジーム)						所得貧困	IMD型貧困
	1	2	3	4	5	6		
全サンプル	1.9%	4.9%	2.2%	3.5%	18.8%	68.7%	10.3%	9.0%
[性別]								
女性	1.5%	4.4%	2.4%	2.4%	21.2%	68.2%	8.3%	8.2%
男性	2.3%	5.5%	2.0%	4.7%	16.3%	69.2%	12.5%	9.8%
[配偶者]								
有り	1.0%	4.6%	2.3%	1.5%	17.4%	73.4%	7.1%	7.9%
無し	6.1%	6.7%	1.9%	14.1%	25.9%	45.3%	26.9%	14.7%
[世帯類型]								
ふたり親世帯（末子6歳以上）	0.7%	4.3%	1.5%	1.0%	14.2%	78.4%	6.0%	6.4%
ふたり親世帯（末子6歳未満1名）	1.7%	3.6%	2.6%	1.9%	25.6%	64.6%	7.2%	7.9%
ふたり親世帯（末子6歳未満2名以上）	2.3%	9.7%	5.5%	4.3%	21.8%	56.4%	16.3%	17.5%
夫婦世帯（子どもなし）	0.9%	4.4%	2.2%	1.2%	16.4%	74.9%	6.5%	7.5%
ひとり親世帯	18.2%	18.2%	-	14.6%	23.6%	25.5%	50.9%	36.4%
単身世帯（男性）	1.5%	4.1%	0.6%	10.5%	28.5%	54.9%	16.0%	6.1%
単身世帯（女性）	6.9%	5.7%	3.7%	17.5%	24.1%	42.1%	30.1%	16.3%
[世帯主の学歴]								
中・高卒	1.9%	5.9%	2.6%	5.2%	16.4%	67.9%	13.0%	10.5%
短大・高専・専門学校卒	3.8%	6.4%	2.0%	2.9%	17.7%	67.3%	13.1%	12.2%
大学・大学院卒	1.1%	3.4%	1.6%	1.1%	20.4%	72.4%	5.6%	6.1%

出所：「日本家計パネル調査（JHPS2011-2014）」に基づいて著者が計算。

貧困では非貧困と判断される層，すなわち，「生活時間を労働に配分することで所得貧困の脱出が可能と考えられる世帯」は，ひとり親世帯や単身世帯に多く，ひとり親世帯の14.6%，女性単身世帯の17.5%にのぼっている。第5に，所得のみの基準では貧困でなくても，生活時間の不足からIMD貧困と判断される世帯（領域3の世帯）は，6歳未満の子どもを2人以上持つふたり親世帯や単身世帯で他の世帯と比べて高い値になっている。次節では，これらの点を踏まえながら，様々な種類の貧困の社会経済的要因について計量分析を行う。

5．計量分析

前節までの記述的な分析を踏まえ，本節では所得と時間を考慮した多次元貧困の社会経済的要因について計量モデルを構築し，検証を行う。これは，前節で述べたIMD貧困の分析のStep 4に該当する。図2で示されるように，所得貧困線，時間貧困線，IMD貧困線の3つの貧困線を定義することにより，貧困と認定される領域は領域1から領域5までの5つのレジームに分類することができる。これらの貧困の性質・置かれている状況はそれぞれ異なっていることから，それぞれの領域で貧困と認定された回答者を1，そうでない者を0とするダミー変数を作成し，ロジット分析によって，各々の貧困の領域（Regime）とどのような社会経済属性との関連が強いかを検証する。

表5は，4年分のデータをプールしたロジット・モデルの推定結果である。プールされた全体のサンプルサイズは，もともとは4,839（途中で脱落したサンプルも含む）であるが，計量モデルによっては，ある説明変数（ダミー変数）が1，0どちらの値をとろうとも，被説明変数（貧困の領域を示すダミー変数）の値が一意に0の値をとり，係数の推定ができないケースが存在している。このような場合は，該当する説明変数（ダミー変数）の値が1である回答者（たとえば，Regime1のモデルで「無業（専業主婦・引退など）」ダミーが1である回答者）は分析から除外した。

以上の点を踏まえた上で，ロジット・モデルの推定結果の主な特徴について述べる。第1に，所得，時間，IMDの3つのケースのどれにおいても貧困の状態と判断される領域1の分析結果について見ると，有配偶が無配偶に比べて，60代が40代に比べて，そして，フルタイム雇用がパートタイム雇用と比べて貧困リスクが低くなっている。一方，居住地域について言えば，大都市の方が，その他の都市（中都市・小都市）に比べて貧困リスクが高くなっている点が注目される。所得と時間の同時貧困に関して言えば，高齢者と就労世代の間で貧困リスクに統計的な差異はない。第2に，所得とIMDの2つのケースで貧困の状態と判断される領域2について見ると，30代，中・高卒，無業（失業）などのグループの貧困リスクが高いことがわかる。若年層や低学歴層，雇用不安定層に低所得層が多いことを踏まえると，比較的解釈が容易な分析結果と言える。第3に，本稿で最も関心のある領域3（所得は非貧困，時間とIMDは貧困）と領域4（所得は貧困，時間とIMDは非貧困）に属する人々の社会経済属性の特徴・違いをみると，領域3では中・高卒や自営業のオッズ比が有意に高くなっているのに対し，領域4では女性，無業（専業主婦，引退など），無業（失業），町村居住のオッズ比が有意に正になっている。30代など若年層のオッズ比が有意に高いことは双方に共通するが，50代，60代のオッズ比が領域4では有意に低くなっている点も興味深い傾向としてあげられる。第4に，領域5（時間

表５：多次元貧困の要因に関するロジット分析（オッズ比）

	貧困の領域（ダミー変数）				
Model	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 4	Regime5
[性別]					
女性	1.272	1.204	0.813	1.496**	0.761**
男性 (ref)					
[配偶者]					
有り	0.175**	1.082	1.290	0.123***	0.378**
無し (ref)					
[世帯主の年齢]					
20s	0.87	1.06	2.767**	1.77	1.702**
30s	1.367	2.036**	2.488**	1.948**	1.178
50s	0.700	1.052	2.015**	0.386*	1.450**
60s	0.430**	0.811	1.117	0.569*	0.859
70s	1.164	0.810	1.122	0.659	0.774
40s (ref)					
[世帯主の学歴]					
中・高卒	1.122	1.510**	1.637**	1.387	0.961
短大・高専・専門学校卒	1.766	1.469	1.070	0.800	0.857
大学・大学院卒 (ref)					
[世帯主の就業状態]					
フルタイム雇用	0.249***	0.175***	0.694	0.235***	2.789***
自営業	1.102	0.502**	1.946*	0.906	3.250***
他の就業（嘱託等）	0.638	0.705	2.244*	1.962*	2.176***
無業　(専業主婦，引退など)	omitted	0.259**	omitted	3.093***	0.025***
無業　(失業)	omitted	2.917***	omitted	5.803***	omitted
パートタイム雇用 (ref)					
[健康] 主観的健康（高）ダミー	0.569*	0.612**	0.747	0.786	1.289*
[居住地域]					
大都市（23区，政令指定都市）	1.642**	0.862	0.713	0.547**	1.041
町村	0.657	1.318	0.828	1.837**	1.220
その他の都市 (ref)					
Year					
2012	0.622	1.050	1.094	1.025	0.948
2013	0.977	1.236	0.889	0.874	0.912
2014	0.869	1.401*	1.094	1.007	0.835
2011 (ref)					
観測値	3606	4839	3606	4839	4767
対数尤度	-346.12	-865.34	-453.89	-553.57	-1957.77

注：***，**，*はそれぞれ１％，５％，10％水準で係数が統計的に有意であることを示す。

は貧困，所得とIMDは非貧困）については，フルタイム雇用，自営業，20代，50代，主観的健康感の高い者などのオッズ比が有意に正である。フルタイム就労は，一般に時間貧困のリスクを高めるものの，所得を用いて生活時間の不足を補えるケースが大きいことを示唆する分析結果である。

これまでの所得のみを考慮した貧困では，領域３に位置する者は貧困とは判断されていなかった。一方，IMD貧困では，領域３が新たに貧困と判断され，所得の不足を生活時間で補える領域４については貧困とは認定されない。領域１，領域２，領域３に該当するIMD貧困から判断すると，貧困リスクが高いのは，30代の若年層と中･高卒であり，領域３のみに限定すると自営業や他の就業（嘱託等）の貧困リスクが高いことがわかる。労働時間の調整を自身の裁量で実現できそうな自営業で領域３のタイプの貧困リスクが高いことはやや意外な結果であるが，企業･雇用主からの働きかけがないため，夫婦ともに労働時間が過重になってしまうケースが考えられる。

６．おわりに

本稿では「日本家計パネル調査」（JHPS）の個票データ（2011-2014）を使用し，所得と生活時間の双方の次元に注目した貧困分析を行った。具体的には，Merz and Rathjen（2014）が提唱したCES型Well-being関数を用いた貧困の推計により，これまで見過ごされてきた「生活時間の不足を原因とする貧困層」（図２の領域３に対応）や「所得よりも時間（余暇）を選択している非貧困層」（領域４に対応）の抽出を行った。

推定結果によると，分析対象となった世帯全体（学生のいる世帯や三世代世帯は除く）において，所得と時間の同時貧困に直面している世帯は全体の２％と低い水準であった。しかし，ひとり親世帯は，所得と時間の同時貧困は18％程度の高い割合にのぼっており，女性の単身世帯も約７％の水準に達していることがわかった。また，所得のみの基準では貧困でなくても，生活時間の不足から貧困と判断される世帯（領域１，３，５に対応）が，全体の約20％にものぼっており，幅広い層が生活時間の不足に直面していることがわかった。分析結果の中で特に重要な部分は，従来の所得基準では貧困とはみなされないが，Well-being関数の推計から定義されたIMD貧困（領域３に対応）では貧困とみなされるケースである。このケースは全体でみると約２％と小さな割合であるが，６歳未満の子どもを２人以上持つふたり親世帯の5.5％，単身世帯（女性）の3.7％がそのケースに該当しており，子育て世帯の真の貧困リスクが従来の所得を基準とする貧困指標では過小評価されてしまう可能性を示唆している。また，計量分析の結果を踏まえると，従来の所得のみの貧困基準では，世帯主が中・高卒の世帯，自営業世帯などの貧困がやや低めに推計されやすいことが示唆された。

就学前の子どもを持つ世帯に関して言えば，特に近年は，日本の子どもの貧困率の高さや，子育て世帯の所得格差の高さが国内外の研究で指摘されており，さらなる政策支援の必要性が高まっている[11]。本稿の分析結果は，ひとり親世帯に対する就労支援政策や，共働き世帯への子育て支援などの政策の重要性を改めて示唆するものと言える。ただし，ひとり親世帯に対する就労支援政策については，欧米諸国と比較して日本のシングルマザーは顕著に労働時間が長いこと，ならびにひとり親世帯はふたり親世帯と比べて「仕事と家庭生活の間で衝突が起きる頻度」が顕著に高いといった現実を踏まえ

ると，就労の負担の軽減や就労時間外における子育ての負担の軽減といった支援もあわせて充実させる必要がある。

最後に，本稿の課題としては，資産を考慮した貧困分析の必要性が挙げられる。推定結果によると，生活時間を労働に配分することで所得貧困の脱出が可能と考えられる世帯（領域 4 に対応）が，ひとり親世帯や単身世帯（女性）に多く，それぞれ約16%，約18%にのぼっている（表 4 ）。これは無視できない割合であるが，労働に参加していない，あるいは労働時間が少ないという状況が自発的な選択によるものなのか，それとも非自発的なものであり，選択の余地はきわめて限定的であったのか，さらに検証を深める必要がある。その際，世帯の資産保有状況を踏まえた貧困研究が非常に重要となろう。現在，資産を考慮した日本の貧困研究としては，被保護世帯に対する資産保有要件を緩めた場合に実際の保護率がどの程度変化するかを検証した山田他（2011）の研究など，わずかにとどまっている[12)]。

近年，わが国では長時間労働の蔓延が大きな社会問題となっており，国をあげてその是正に向けた取り組みが進められている。長時間労働は，余暇時間を短縮化にとどまらず，睡眠不足や運動不足を引き起こし，家庭や社会とのつながりの希薄化，ひいては健康を害する可能性が複数の研究で明らかにされている（Kalenkoski and Karmrick, 2013; Ohtsu, et al., 2013）。多様な側面に目を向けた貧困の測定により，貧困の削減に向けたより適切な政策アプローチが可能になると考えられる。

Reference

Becker, G. (1965) “A theory of the allocation of time” *The Economic Journal*, 75: 493-517.

Burchardt, T. (2008) “Time and income poverty”, *CASE Report 57*, London School of Economics, Centre for Analysis of Social Exclusion.

Burchardt, T. (2010) “Time, income and substantive freedom: A capability approach”, *Time and Society*, 19(3): 318-344.

Douthitt, R. (2000) “Time to do the chores?” Factoring Home-production needs into measures of poverty”, *Journal of Family and Economics Issues*, 21(1) 7-22.

Goodin R, J. Ricw, M. Bittman and S. Saunders (2005) “The time-pressure illusion: Discretionary time vs free time” *Social Indicators Research*, 73: 43-70.

Edward, P. (2006) “The ethical poverty line: a moral quantification of absolute poverty,” *Third World Quarterly*, 27(2), pp. 377-393.

Harvey, A. and A.K.Mukhopadhyay (2007) “When twenty-four hours is not enough: Time poverty of working parents”, *Social Indicators Research*, 82, 57-77.

Kalenkoski, C., K.S. Karmrick and M. Andrews (2011) “Time poverty thresholds and rates for the US population”,

11）ユニセフ（国連児童基金）が2016年 4 月に発表した報告書によると，日本の相対的所得ギャップ（所得が下位10%に位置する世帯の子どもの所得と中位に位置する世帯の子どもの所得の格差を測った指標）はおよそ60%に達しており，所得階層の下位10%目の子どもの所得は，中位の子どもの所得の 4 割に満たない。この差の大きさは，先進諸国41カ国の中で 8 番目であり，日本は子どもの貧困とともに低所得層と中間層の子どもの格差が大きい国の一つといえる（ユニセフ・イノチェンティ研究所，2016）。

12）総務省の「平成26年度全国消費実態調査―家計資産に関する結果」によると，二人以上の世帯については，年間収入第Ⅰ五分位階級（年間収入が下位20%に位置する階級）の平均的な純金融資産（貯蓄現在高マイナス負債現在高）は約917万円にのぼる。ただし，たとえ所得が同じでも資産格差が大きく，資産の多寡に応じて家計の実質的な生活水準は，相当異なることが予想される。

Social Indicators Research, 104: 129-155.

Kalenkoski, C. and K.S. Karmrick (2013) "How does time poverty affect behavior? A look at eating and physical activity", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 35(1): 89-105.

Merz, J. and Rathjen, T. (2014) "Time and income poverty: An interdependent multidimensional approach with German time use diary data," *Review of Income and Wealth*, 60, 450-479.

OECD (2011) *How's Life? -Measuring well-being*, OECD Press.

OECD (2016) *Society at a Glance*. OECD Publishing.

Ohtsu, T., Kaneita, Y., Aritake, S., Mishima, K., Uchiyama, M., Akashiba, T., Uchimura, N., Nakaji, S., Munezawa, T., Kokaze, A., and Ohida, T. (2013) "A cross-sectional study of the association between working hours and sleep duration among the Japanese working population," *Journal of Occupational Health*, 55, 307-311.

Vickery, C. (1977) "The time poor: A new look at poverty" *The Journal of Human Resources* 12(1): 27-48.

赤林英夫・敷島千鶴・野崎華世（2013）「JHPS2012調査の概況」樋口美雄・赤林英夫・大野由香子・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『働き方と幸福度のダイナミズム―家族とライフサイクルの影響』慶應義塾大学出版会，3-29.

阿部彩（2011）「子ども期の貧困が成人後の生活困難（デプリベーション）に与える影響の分析」『季刊社会保障研究』46(4)，pp. 354-367.

石井加代子・浦川邦夫（2014）「生活時間を考慮した貧困分析」『三田商学研究』57(4)：97-121.

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・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズムⅢ』慶應義塾大学出版会，101-129.

石井加代子・佐藤一磨・樋口美雄（2010）「ワーキング・プアからの脱出に自己啓発支援は有効か」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.

浦川邦夫・小塩隆士（2016）「貧困測定の経済理論と課題」『経済研究』67(3)，261-284.

黒田祥子・山本勲（2011）「人々はいつ働いているのか？―深夜化と正規・非正規雇用の関係―」RIETI Discussion Paper Series 11-J-053.

厚生労働省（2006）「健康づくりのための睡眠指針2014」

田宮遊子・四方理人（2007）「母子世帯の仕事と育児―生活時間の国際比較から―」『季刊社会保障研究』43(3)：219-231.

内閣府編（2013）『子ども・若者白書』.

直井道生・山本耕資（2010）「日本家計パネル調査の標本設計と代表性」樋口美雄・宮内環・C.R.Mckenzie・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，3-27.

労働政策研究・研修機構（2012）「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査―世帯類型別にみた「子育て」,「就業」と「貧困問題」―」調査報告書.

矢野眞和（1998）『ゆとりの構造―生活時間の6カ国比較―』連合総合生活開発研究所.

山田篤裕・駒村康平・四方理人・田中聡一郎（2011）「資産の考慮による要保護世帯率の変動：保護率の地域差と資産保有の関係」『三田学会雑誌』103(4)，573-586.

ユニセフ・イノチェンティ研究所（2016）『イノチェンティ レポートカード13 子どもたちのための公平性：先進諸国における子どもたちの幸福度の格差に関する順位表』(Office of Research-Innocenti, UNICEF (2016) UNICEF Innocenti Report Card 13, Children in the Developed World.)