

介護している割合が 12.2%を占める。女性と同様に、配偶者の介護を後期高齢層やそれに近い年齢で担っていることが多いことが示唆される。

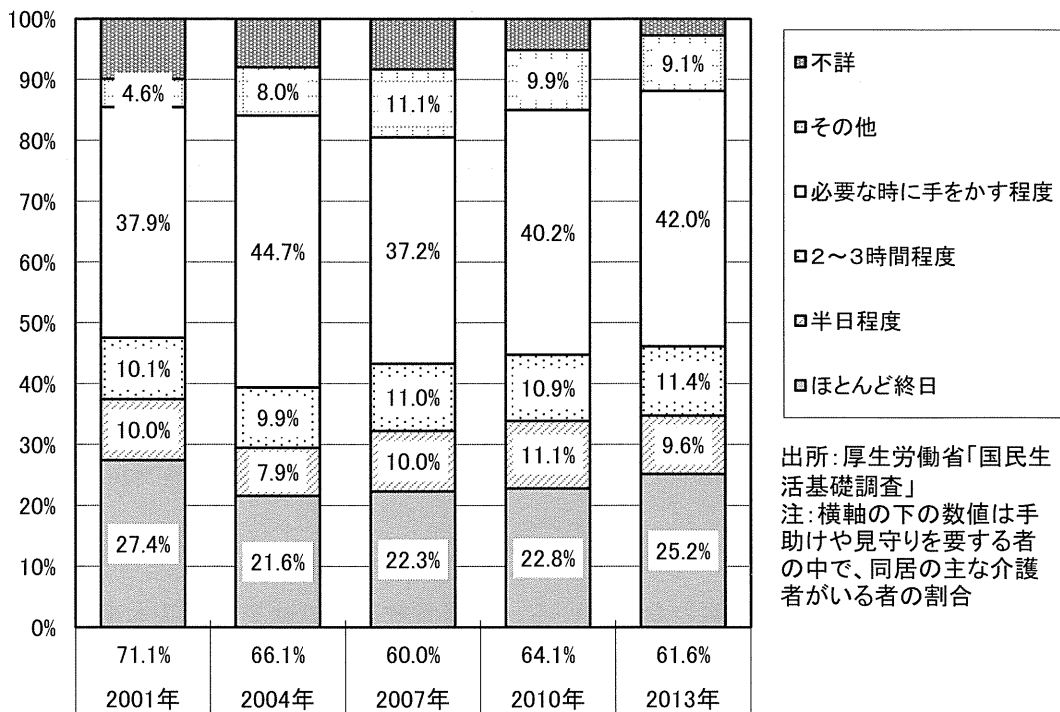
このように、男女差があるものの、同居の介護者は 50～60 代で親の介護、70 代以上で配偶者の介護が多くなるという状況を表 3 は示唆しているといえる（表 3）。

(2)介護の頻度・副介護者の有無

介護保険の実施により介護サービスが普及したとは言え、家族が介護のすべてや一部を担っているものと思われる。そこで「国民生活基礎調査」（介護票）から、介護の頻度をまとめたものが図 3（主な介護者全体）と図 4（要介護度別・2013 年）である。

まず図 3 を見ると、介護の頻度で最も多いのは「必要なときに手を貸す程度」であり、2013 年で 42.0%を占める。他の年次を見ると 37.2%～44.7%を占めており、最も多い介護頻度である。次いで多いのは「ほとんど終日」であり、2013 年では 25.2%、その他の年次では 21.6%～27.4%を占める。その他「2～3 時間程度」、「半日程度」がそれぞれ 1 割程度を占める（図 3）。

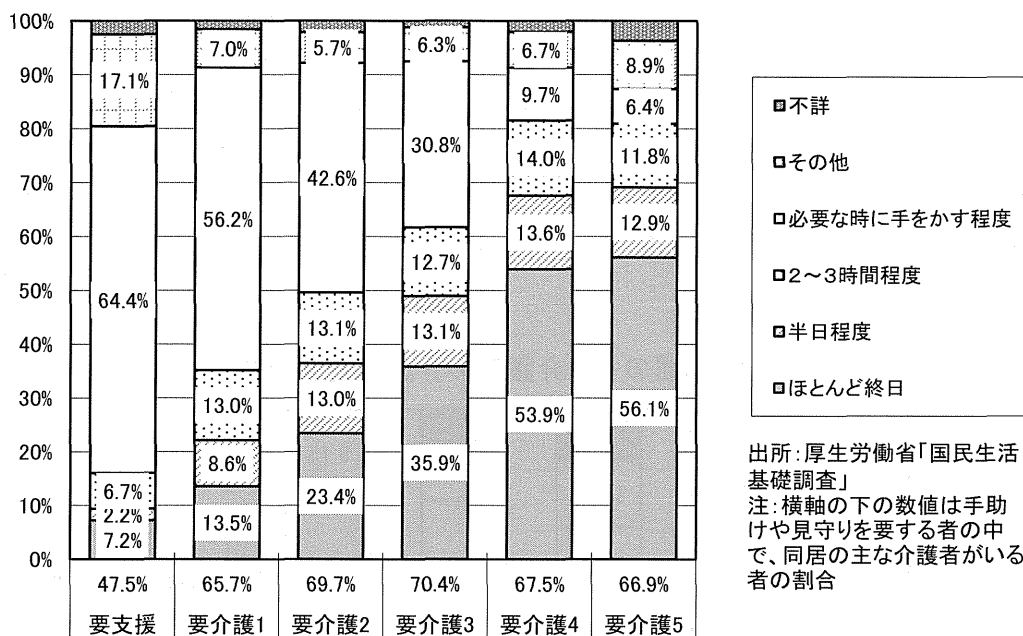
図3 同居の主な介護者の介護頻度別構成



しかし図 3 は同居の介護者全体の状況であり、要介護度による違いが見えてこない。そこで図 4 から、要介護度別の同居の介護者の介護頻度（2013 年）を見ると、要介護度による違いが明らかになる。最も軽度の「要支援」では、「必要なときに手を貸す程度」が 64.4%と最も多い。「要介護 1」、「要介護 2」でもこの割合はそれぞれ 56.2%、42.6%と最も多い。しかし、要介護度が重くなるにしたがって、介護の頻度は全体的に多くなっていく。例え

ば「ほとんど終日」介護している者の割合は、「要介護 1」、「要介護 2」ではそれぞれ 13.5%、23.4%であるが、「要介護 3」になると 35.9%となり、「必要なときに手を貸す程度」(30.8%)を上回る。「要介護 4」では 53.9%、「要介護 5」では 56.1%となり、同居の介護者の半数が終日介護を担っていることになる。「2～3 時間程度」、「半日程度」は要介護度による差は顕著ではないものの、それぞれ 1 割程度を占めている。このように、同居の介護者による介護の頻度は要介護度によって、大きく変化する (図 4)。

図4 同居の主な介護者の介護頻度別構成(2013年・要介護度別)



なお、副介護者である「従たる介護者」の有無を見ると、2013年では45.8%の介護者に「従たる介護者」がいる。その割合は年次による変化があるが、2004年では50.2%、2007年では42.2%、2010年では43.0%であり、多くの介護者には副介護者がいる。

(3) 家族介護者の就業状態

今「介護離職」が大きな議論となっている。総務省統計局「就業構造基本調査」(2012年)によると、「介護」を理由に仕事を辞めた人の数は2007年から2012年の5年間で約48.7万人である。男女別では、女性が約38.9万人、男性が約9.8万人と女性の方が多い。主な年齢階級別では、50～59歳が約16.5万人、60歳以上が約20.5万人となっている。「家族の介護を理由に仕事を辞める」ことは以前からあり、同じ調査の2007年の数値で見ると、2002年から2007年の5年間で約56.8万人が「介護」を理由に仕事を辞めている。「介護と仕事の両立」は介護をする家族にとって大きな問題である。

それでは、家族介護者の就業状態はどのようになっているのだろうか。「国民生活基礎調

「仕事なし」の者は61.4%であり、家族介護者は仕事をしていない者が多いことが分かる。しかし、同居の介護者の続柄別にみると、配偶者は「仕事なし」が81.4%を占めるが、子、子の配偶者は「仕事あり」がそれぞれ54.1%、53.2%と半数を超える。つまり親の介護をしつつ、(就業形態に関係なく)仕事を継続している者の方が少し多い。

表4 同居の主な介護者の仕事の有無別割合

| 続柄 | | 仕事の有無 | | | |
|-------|--------|--------|-------|-------|------|
| | | 総数 | 仕事あり | 仕事なし | 不詳 |
| 2013年 | 総数 | 100.0% | 36.9% | 61.4% | 1.6% |
| | 配偶者 | 100.0% | 16.7% | 81.4% | 1.9% |
| | 子 | 100.0% | 54.1% | 43.8% | 2.0% |
| | 子の配偶者 | 100.0% | 53.2% | 46.6% | 0.2% |
| | その他の親族 | 100.0% | 24.8% | 73.0% | 2.2% |
| 2010年 | 総数 | 100.0% | 40.1% | 57.6% | 2.3% |
| | 配偶者 | 100.0% | 18.3% | 79.3% | 2.4% |
| | 子 | 100.0% | 53.7% | 43.0% | 3.3% |
| | 子の配偶者 | 100.0% | 57.8% | 42.1% | 0.1% |
| | その他の親族 | 100.0% | 44.3% | 49.2% | 6.5% |
| 2007年 | 総数 | 100.0% | 39.6% | 59.1% | 1.3% |
| | 配偶者 | 100.0% | 16.9% | 81.6% | 1.5% |
| | 子 | 100.0% | 58.1% | 40.4% | 1.5% |
| | 子の配偶者 | 100.0% | 54.7% | 45.3% | 0.0% |
| | その他の親族 | 100.0% | 47.5% | 47.6% | 4.9% |
| 2004年 | 総数 | 100.0% | 39.5% | 60.1% | 0.3% |
| | 配偶者 | 100.0% | 18.7% | 81.1% | 0.2% |
| | 子 | 100.0% | 54.0% | 45.1% | 0.9% |
| | 子の配偶者 | 100.0% | 51.7% | 48.3% | 0.0% |
| | その他の親族 | 100.0% | 37.3% | 62.7% | 0.0% |
| 2001年 | 総数 | 100.0% | 39.6% | 59.8% | 0.6% |
| | 配偶者 | 100.0% | 19.5% | 79.5% | 1.0% |
| | 子 | 100.0% | 55.5% | 44.0% | 0.5% |
| | 子の配偶者 | 100.0% | 48.5% | 51.4% | 0.1% |
| | その他の親族 | 100.0% | 40.6% | 58.1% | 1.3% |

出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」

こうした傾向は他の年次でも見られる。同居の介護者全体では「仕事なし」の者の方が多く、2001年では59.8%、2004年では60.1%、2007年では59.1%、2010年では57.6%となっており、6割程度の介護者が仕事をしていない。子とこの配偶者については、「仕事あり」の者がどの年次でも半数を超えている。

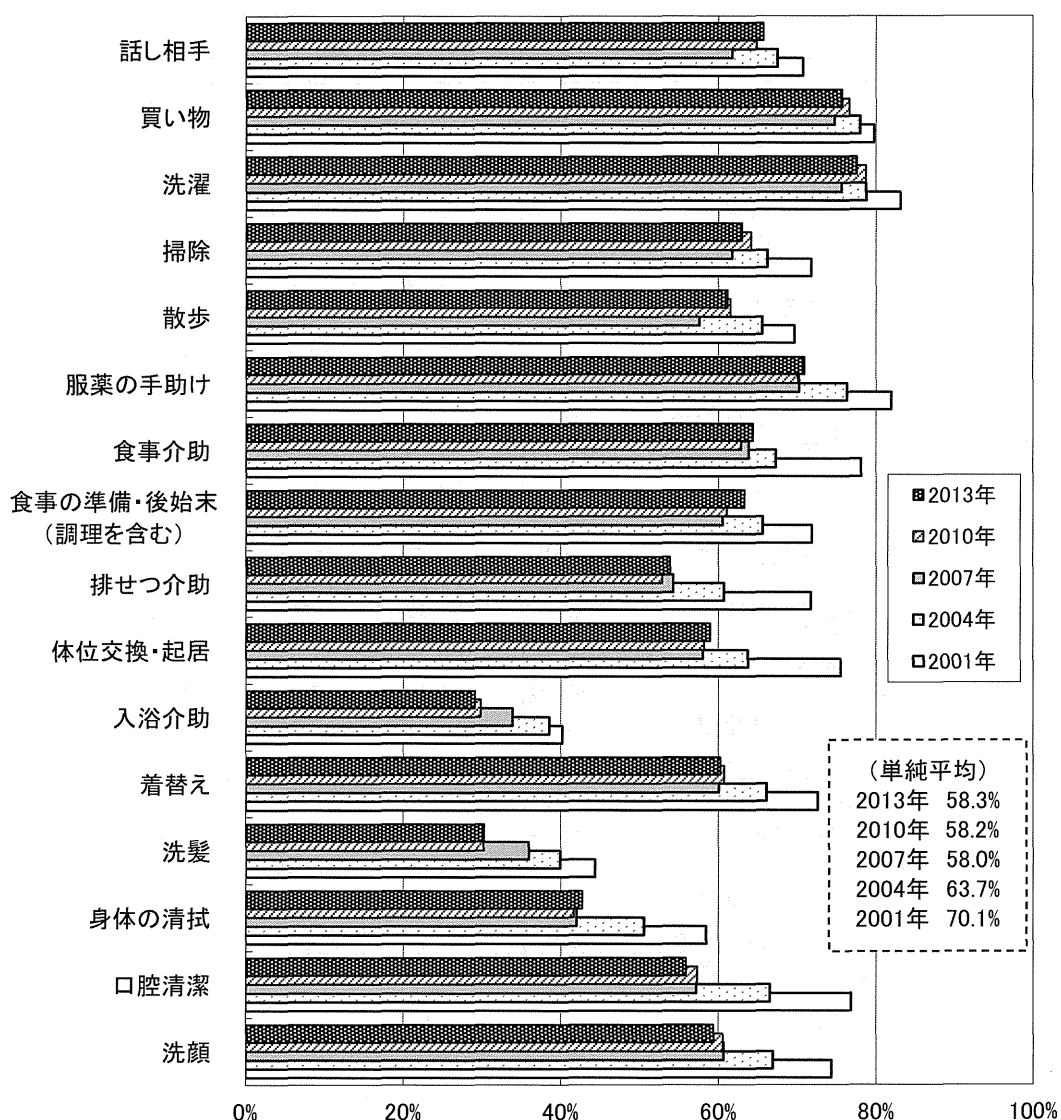
このように、家族介護者の中には仕事を継続している者も存在するといえる(表4)。

(4)介護サービスの利用状況

介護保険が実施されて16年を迎える現在、介護サービスの利用は普及したところである。

しかし、すべての要介護高齢者や家族介護者が居宅介護サービスを24時間常にご利用している訳ではない。また、介護保険ではカバーしないが、高齢者の介護に必要な行為もある。そこで、介護保険でのカバーとは関係なく、介護の種類別に家族だけでその介護を行っている割合をまとめたものが図5である。介護の種類が多いので、これらの割合の単純平均を図の中にまとめている。

図5 家族等の介護者だけで介護を行っている割合(介護の種類別)



出所:厚生労働省「国民生活基礎調査」

この図5を見ると、16種類の介護のうち、家族だけで行っている割合が最も高いのは「洗濯」であり、2013年で77.6%であり、その他の年次(2001年~2010年)で見ても、74.7%~79.7%となっている。次いで「買い物」、「服薬の手助け」、「話し相手」、「食事介助」等が

高い。これらすべてを平均した数値を見ると、2013年で家族だけで介護を担っている割合は58.3%であり、2001年の70.1%、2004年の63.7%よりは大きく低下しているが、2007年の58.0%、2010年の58.2%と比べると同じ程度であり、この6年ほどは6割程度の水準が続いている。

このように必要な介護のうち相当な部分を家族だけで担っていることが分かる（図5）。

3. 家族が介護を提供する要因(日本と東アジアの国と地域の調査から)

(1)家族介護が行われる要因

要介護高齢者に対して家族が介護を行う要因として、要介護高齢者自身の要因と家族の要因の両方が考えられる。まず、要介護高齢者側の要因として、男女、年齢、要介護度はもちろん、家族形態、所得等がある。家族形態の場合、同居家族がいれば家族介護を受けられる可能性は高まると考えられる。所得については、所得が高いほど外部の介護サービスを利用できるので家族介護は受けない、所得が高いほど家族の誰から就労しなくても良いので、家族介護を受けることができる、と考えることができる。次に家族の要因として、男女、年齢の他に、就業状態、所得等を考えることができる。就業していない方が高齢の親を介護しやすい、所得が低いと介護サービスの利用料が負担できないので家族が介護する、といったことが考えられる。こうした要因がどのように家族介護がどの程度提供されるかに影響を与えているかについて、計量分析を試みた。使用データなどは次にまとめるとおりである。

(2)使用データ・モデル

使用データは、筆者が所属する別の研究班で実施した「高齢者の介護に関する実態調査 B 家族介護者用」である²。この調査はわが国の他、韓国、中国、台湾で同じ内容の調査票で実施した。調査対象者は、要介護高齢者と同居世帯の家族介護者である。具体的な調査地域は、日本がH市とI市、韓国がY市、中国がC市、台湾がT市であった。調査は、2013年10月～12月に実施された。調査方法は、日本が留置式、韓国・中国・台湾が面接方式であった。分析対象者は、日本が783ケース、韓国が611ケース、中国が800ケース、台湾が555ケースであった。

分析モデルとして、順序ロジットモデルを用いた。4カ国および地域の被説明変数は、家族介護者が提供するケアの種類数である（最大で14種類）。説明変数は、要介護高齢者については、性（女性ダミー）、年齢（5歳階級）、ADLsおよびIADLsの喪失度（最大で16

² この調査は、科学研究費補助金「東アジア地域の要介護高齢者の在宅生活とコミュニティの形成に関する国際比較研究」（平成24年度～平成27年度、研究代表者：金貞任）で行ったものである。本論文で紹介する分析結果は、第57回日本老年社会学会大会（横浜市、平成27年6月14日）で報告した小島克久・金貞任「高齢者の家族介護の程度を左右する要因に関する国際比較—日中韓台の高齢者の家族介護者の調査より—」から引用してのものである。調査実施に先立ち、研究代表者が所属する東京福祉大学に設置された倫理審査委員会の承認を得た上で調査を実施した。

項目)、世帯構造(同居家族ありダミー)、所得階級(5段階)、在宅介護サービスの利用状況(最大5種類)、医療系サービスの利用状況(最大2種類)である³。そして、家族介護者については性(女性ダミー)、年齢(10歳階級)、就業(就業しているダミー)、副介護者の有無(副介護者がいるダミー)、所得階級(5段階)である。これらの変数の具体的な内容および基本統計量は表5のとおりである。

表5 モデルで使った変数の概要と基本統計量(被説明変数と説明変数)

| 項目 | 変数名 | | 内容 | 基本統計量 | | | | |
|---------------|------------------------------------|--|--|-------|-------|------|----|----|
| | | | | サンプル数 | 平均 | 標準偏差 | 最小 | 最大 |
| 被説明変数 | 家族介護者が提供するケアの種類数 | 連続変数 | 0~14種類 | 2,487 | 3.61 | 4.59 | 0 | 14 |
| 要介護高齢者の属性 | 性別ダミー | 2項 | 男性=0、女性=1 | 2,465 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| | 年齢(5歳階級) | カテゴリー | 65~69歳=1、70~74歳=2、75~79歳=3、80~84歳=4、85~89歳=5、90歳以上=6 | 2,470 | 4 | 2 | 1 | 6 |
| | 世帯構造ダミー | 2項 | 同居家族なし=0、同居家族あり=1 | 2,474 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| | ADLsおよびIADLs喪失の程度 | 連続変数 | 0~16項目 | 2,498 | 10.59 | 5.05 | 0 | 16 |
| | 訪問・通所系サービスの利用数 | 連続変数 | 0~5種類 | 2,498 | 1.14 | 1.15 | 0 | 5 |
| | 医療系サービスの利用数 | 連続変数 | 0~2種類 | 2,498 | 0.19 | 0.50 | 0 | 2 |
| | 所得階級(日本) | カテゴリー | 50万円未満=1、50~100万円未満=2、100~150万円未満=3、150~300万円未満=4、300万円以上=5 | 1,114 | 2.47 | 1.48 | 1 | 5 |
| | 所得階級(韓国) | カテゴリー | なし=1、200万ウォン未満=2、200~400万ウォン未満=3、400~2000万ウォン未満=4、2000万ウォン以上=5 | 452 | 2.51 | 1.63 | 1 | 5 |
| | 所得階級(中国) | カテゴリー | なし=1、5万元未満=2、5~10万元未満=3、10~20万元未満=4、20万元以上=5 | 676 | 2.78 | 1.11 | 1 | 5 |
| | 所得階級(台湾) | カテゴリー | なし=1、10万台湾元未満=2、10~30万台湾元未満=3、30~75万台湾元未満=4、75万台湾元以上=5 | 395 | 1.89 | 1.33 | 1 | 5 |
| 家族介護者の属性 | 家族介護者性別ダミー | 2項 | 男性=0、女性=1 | 2,456 | 0.71 | 0.45 | 0 | 1 |
| | 家族介護者年齢階級 | カテゴリー | 55歳未満=1、55~64歳=2、65~74歳=3、75歳以上=4 | 2,443 | 1.91 | 1.01 | 1 | 4 |
| | 家族介護者就業ダミー | 2項 | 就業していない=0、就業している=1 | 2,456 | 0.54 | 0.50 | 0 | 1 |
| | 副介護者の有無 | 2項 | なし=0、あり=1 | 2,472 | 0.92 | 0.27 | 0 | 1 |
| | 要介護者から支援を受けた経験(生活費、住宅資金、教育費、育児・家事) | 連続変数 | 0~4種類 | 2,498 | 0.91 | 1.31 | 0 | 4 |
| | 家族介護者所得階級(日本) | カテゴリー | 200万円未満=1、200~400万円未満=2、400~700万円未満=3、700~1000万円未満=4、1000万円以上=5 | 897 | 2.55 | 1.28 | 1 | 5 |
| | 家族介護者所得階級(韓国) | カテゴリー | なし=1、1000万ウォン未満=2、1000~2500万ウォン未満=3、2500~4000万ウォン未満=4、4000万ウォン以上=5 | 446 | 3.27 | 1.36 | 1 | 5 |
| | 家族介護者所得階級(中国) | カテゴリー | 10万元未満=1、10~20万元未満=2、20~30万元未満=3、30~40万元未満=4、40万元以上=5 | 676 | 2.75 | 0.99 | 1 | 5 |
| 家族介護者所得階級(台湾) | カテゴリー | なし=1、30万台湾元未満=2、30~50万台湾元未満=3、50~150万台湾元未満=4、150万台湾元以上=5 | 494 | 3.38 | 1.27 | 1 | 5 | |
| 定数 | | | | | | | | |

出所：小島克久・金貞任「高齢者の家族介護の程度を左右する要因に関する国際比較—日中韓台の高齢者の家族介護者の調査より—」(第57回日本老年社会学会大会(横浜市、平成27年6月14日))の報告資料(ポスター)より引用。

(2)分析結果

(a)日本のデータの分析結果

モデルの分析結果は表6のとおりである。ここから日本データの結果を見ると、家族介護者が提供するケアの種類数を左右する要因として、ADLsおよびIADLsの喪失度が1%で有意な正の結果となった。家族介護者の性(女性ダミー)、年齢はそれぞれ1%、5%で有

³ この分析でいう「在宅介護サービス」は訪問介護、訪問入浴、訪問リハビリ、デイケア、ショートステイの5種類である。また、「医療系サービス」は訪問看護、医師訪問診察の2種類である。

表6 家族介護者が提供するケアの種類数の決定要因(順序ロジットモデルの結果)

| 国・地域 | 日本 | 韓国 | 中国 | 台湾 |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| (要介護高齢者の属性) | | | | |
| 性別ダミー(女性=1) | -0.1492 | -0.0816 | -0.0281 | -0.18 |
| 年齢(5歳階級) | 0.0192 | 0.0015 | 0.2884** | -0.02 |
| 世帯構造ダミー(同居者あり=1) | -0.0703 | 0.0434 | -0.35 | 0.6389* |
| ADLsおよびIADLs喪失の程度 | 0.2390** | 0.1178** | 0.1165** | 0.0838** |
| 訪問・通所系サービスの利用数 | 0.0097 | 0.3148** | 0.0794 | 0.4031** |
| 医療系サービスの利用数 | 0.2251 | -0.4639 | -1.2194** | -0.0954 |
| 所得階級(日本) | 0.0423 | | | |
| 所得階級(韓国) | | 0.069 | | |
| 所得階級(中国) | | | -0.1911 | |
| 所得階級(台湾) | | | | 0 |
| (家族介護者の属性) | | | | |
| 家族介護者性別ダミー(女性=1) | 0.9210** | 0.2988 | 0.4825* | 0.8276** |
| 家族介護者年齢階級 | 0.2140* | 0.122 | 0.8672** | 0.2670* |
| 家族介護者就業ダミー(就業=1) | -0.1494 | -0.7993** | 0.2083 | -0.6751** |
| 副介護者の有無(あり=1) | -0.2429 | 0.262 | -1.2556 | -1.0087* |
| 要介護者から支援を受けた経験の有無 | -0.0419 | 0.0876 | 0.2717** | 0.0718 |
| 家族介護者所得階級(日本) | -0.0538 | | | |
| 家族介護者所得階級(韓国) | | 0.023 | | |
| 家族介護者所得階級(中国) | | | 0.1182 | |
| 家族介護者所得階級(台湾) | | | | -0.1933 |
| (定数) | | | | |
| cut1 | 2.4663** | 2.4440** | 3.1762** | 0.7165 |
| cut2 | 2.5465** | 2.5881** | 3.3213** | 0.8548 |
| cut3 | 2.6352** | 3.2378** | 3.4679** | 1.1119 |
| cut4 | 2.7490** | 3.3923** | 3.9002** | 1.2159 |
| cut5 | 2.9570** | 3.5150** | 4.3095** | 1.3393 |
| cut6 | 3.2142** | 3.8697** | 4.6836** | 1.5877* |
| cut7 | 3.6101** | 4.1985** | 4.9457** | 1.8245* |
| cut8 | 4.1106** | 4.5017** | 5.4854** | 2.1098** |
| cut9 | 4.4018** | 4.5905** | 5.7378** | 2.2863** |
| cut10 | 4.7273** | 4.7833** | 6.1722** | 2.4981** |
| cut11 | 5.1709** | 5.0309** | 6.3911** | 2.8496** |
| cut12 | 5.5805** | 5.3611** | 6.6677** | 3.0038** |
| cut13 | 6.0899** | 5.9598** | | 3.5193** |
| cut14 | 8.1246** | 6.3889** | | 4.3233** |
| ll(null) | -1518.439 | -751.9812 | -742.3062 | -650.6882 |
| ll(model) | -1431.066 | -722.41 | -671.142 | -609.2186 |
| df | 27 | 27 | 25 | 27 |
| AIC | 2916.132 | 1498.82 | 1392.284 | 1272.437 |
| BIC | 3035.994 | 1604.558 | 1504.362 | 1375.338 |
| サンプル数 | 626 | 371 | 654 | 334 |

注: * p<0.05, ** P<0.01 で有意

出所: 小島克久・金貞任「高齢者の家族介護の程度を左右する要因に関する国際比較—日中韓台の高齢者の家族介護者の調査より—」(第57回日本老年社会学会大会(横浜市、平成27年6月14日))の報告資料(ポスター)より引用。

意な正の結果となった。つまり身体等の機能の衰えがより激しい、家族介護者が女性であったり、家族介護者の年齢が高かったりする高齢者は、家族からの介護を受けやすいという傾向がある。身体等の機能が衰えるほど、日常生活をはじめさまざまな場面で家族の手助けが必要になること、女性が家族介護者の場合、配偶者および高齢の親の介護で、家族介護者が高齢であるほど、介護される側もより高齢になるので、家族介護で対応すること

の種類が多くなるものと考えられる（表 6）。

(b)東アジアの諸外国の結果

日本以外の韓国、中国、台湾の結果を見ると、韓国は ADLs および IADLs の喪失度、訪問系介護サービスの利用が 5% で有意な正の結果、家族介護者の就業（就業ありダミー）が 5% で有意な負の結果となった。台湾は世帯構造（同居家族ありダミー）、ADLs および IADLs の喪失度、訪問系サービスの利用が 5% で有意な正の結果、家族介護者の就業（就業ありダミー）が 5% で有意な負の結果となった。中国は要介護高齢者の年齢、ADLs および IADLs の喪失度、家族介護者の年齢が 5% で有意な正の結果となった。韓国では身体等の衰えが激しいほど、訪問介護サービスを使えば使うほど、家族が就業している場合で、家族介護がより提供されている。台湾では、身体等の衰えが激しいほど、訪問介護サービスを使えば使うほど、同居家族がいる場合で、女性が介護をしており、介護者の年齢が高いほど、家族介護がより提供される。一方で家族が就業している場合や副介護者がいる場合は、家族介護はより提供されない方向に働く。中国の場合、要介護高齢者がより高齢で、身体等の衰えが激しく、家族介護者が女性で、年齢も高く、要介護者から経済的な支援等を受けた経験がある場合により家族介護が提供される傾向にある。逆に、医療系サービスの利用が多いと家族はより介護しない傾向がある。

このように、東アジアの国や地域では、家族介護が提供される要因に共通するもの（ADLs および IADLs の喪失度）と独自のものが存在する（表 6）。

(c)単身の要介護高齢者の場合

この分析結果は、要介護高齢者について家族形態に関係なく行ったものである。近年、高齢者のひとり暮らしが増加しており、要介護状態のままひとり暮らしを続けることも考えられる。ここで取り上げた調査で平行して行ったひとり暮らしの要介護高齢者を対象とした「高齢者の介護に関する実態調査 A 独居要介護者用」による調査もある。これを用いて計量分析（マルチレベル分析：グループ変数は日本、中国、韓国、台湾の対象となった国と地域）を試みた結果は次のとおりである。

単身の要介護高齢者に対して別居の家族が介護を行う要因として、すべての国と地域に共通する単身要介護高齢者の属性として、女性ダミー、年齢、子どもに経済的およびその他の支援を行った経験、が有意な正の結果として現れた。国および地域ごとに要因の程度に格差がある要因として、年齢、ADLs および IADLs の喪失度、要介護期間、所得がある。特に韓国では、要介護期間や所得が他の国や地域よりも家族に介護を行わせるより強い要因として現れた。また台湾では、年齢、ADLs および IADLs の喪失度が家族に介護をより提供させる要因として機能している結果となった⁴。

⁴ Katsuhisa Kojima and JungNim Kim “MODEL ANALYSIS OF FAMILY CARE PROVISION TO THE ELDERLY LIVING ALONE- JAPAN, KOREA, CHINA, TAIWAN COMPARATIVE ANALYSIS -”,

4. まとめ

わが国では介護保険が実施されて16年を迎えつつある。この16年に間に介護サービスの利用は居宅や通所サービスを中心に大きく伸びた。しかし依然として家族だけで介護を担っている世帯があったり、介護の具体的な内容別に見た場合でも、家族が担っている介護があったりする。そのため、「介護の社会化」は進んだ一方で、「家族介護の役割」は依然として大きい。特に老老介護が進む中、男性の介護者が増加しつつある。また、「介護」を理由にした離職が多い中、仕事をしながら家族を介護する者もいる。家族が介護をする要因として、高齢者の年齢や要介護度の他に、家族介護者自身の年齢、就業の有無など、要介護高齢者、家族介護者双方の事情がある。

「地域包括ケアシステム」を構築する中で、介護や医療、その他の福祉に従事するプロフェSSIONナルの連携は当然に必要なことである。その他の人々、特に地域住民の役割とともに、要介護者を抱える家族の役割もあると考えられる。そのため、介護サービスの提供、医療との連携、ボランティアの活用だけでなく、家族介護者への支援を地域の実情に応じて進めていく必要がある。介護保険で給付されるサービスの他、例えば「地域包括支援センター」で行う家族介護者向けの相談、福祉用具の利用、各種の経済的、就労継続的な支援等多様な支援が必要になると思われる。こうした支援策は全国共通のものとともに、地域の実情に応じたものが必要になると思われる。

(参考文献)

- 1) OECD (2005), “Long-term Care for Older People”.
- 2) OECD(2005b), ”Consumer Direction and Choice in Long-Term Care for Older Persons, Including Payments for Informal Care: How Can it Help Improve Care Outcomes, Employment and Fiscal Sustainability?”, OECD HEALTH WORKING PAPERS 20.
- 3) OECD (2009) , ” THE LONG-TERM CARE WORKFORCE: OVERVIEW AND STRATEGIES TO ADAPT SUPPLY TO A GROWING DEMAND , OECD HEALTH WORKING PAPERS 44.
- 4) OECD (2011), “Help Wanted?”.
- 5) 三富紀敬 (2010) 『欧米の介護保障と介護者支援—家族政策と社会的包摂, 福祉国家類型論—』ミネルヴァ書房.

国民健康保険の保険料設定における自治体間相互作用の識別と推定

—自治体合併による外生的ショックを用いた分析—

研究分担者 安藤道人（国立社会保障・人口問題研究所 研究員）

【概要】

市町村が保険者となっている国民健康保険（以下、国保）の保険料は、普通調整交付金による調整を経てもなお、大きな地域間格差があることが知られている。その要因として、地域の医療ニーズや医療利用の地域差の他に、市町村からの法定外の繰り入れなどによって市町村が裁量的に保険料水準を調整できるという制度的要因も指摘されている。また国保の保険料水準の地域差は、近隣自治体の保険料水準を参照しながら決定されているという側面も考えられ、実際に保険料水準が高い自治体あるいは低い自治体には一定の地理的分布の偏りが存在する。医療サービス供給や医療アクセス・コントロールにおいて自治体が十分な権限を有していない日本の医療保険制度において、国保保険料の決定において自治体の政策的裁量がどの程度影響をしているのかを検証することは重要である。一方で、このような保険料水準の地理的分布の偏りが、どの程度その地域の医療利用や社会経済状況の地理的分布の偏り（空間相関）によるものなのか、それとも近隣自治体の相互参照の帰結なのかを識別することは極めて難しい。このような識別問題は公共経済学においては自治体の *strategic interaction* や *tax mimicking*（自治体間の相互作用）の識別問題としてその克服が目指されている。

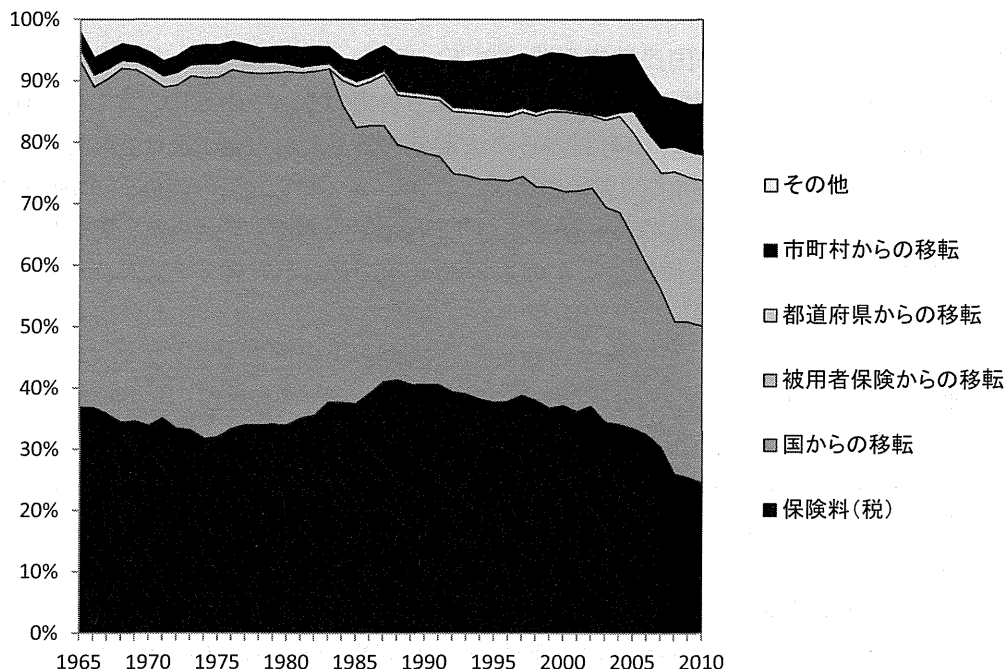
本研究では、国保保険料（本研究では地域間比較が可能な均等割と世帯割）の空間相関と近隣自治体間の参照行動を分離するために、平成の大合併期の自治体合併において、合併による国保保険料の外生的低下を経験した地域があったことに着目した分析を行う。すなわち、合併による国保保険料の外生的低下を経験した地域に隣接する非合併自治体において、この国保保険料低下に反応して自らも国保保険料を下げている自治体が存在するのかどうかを検証した。その結果、もともと隣接自治体よりも高めの保険料設定をしている自治体においてはそのような保険料引き下げが比較的顕著に観察されるのに対し、もともと隣接自治体よりも低めの保険料設定をしている自治体においては保険料引き下げは観察されなかった。つまり、もともと保険料水準が高く、隣接自治体の保険料引き下げにセンシティブな自治体においては、相互参照による保険料引き下げが比較的顕著に存在したと考えられる。

国民健康保険は、今後市町村レベルから都道府県レベルに保険者が統合されることが決まっており、保険料水準の設定などの細部の設計が今後の検討課題となっている。その際に、市町村や都道府県の相互参照行動をどの程度許容する制度設計にするかは重要であり、本研究はその一助になると考えられる。

A. 研究目的

市町村が保険者となっている国民健康保険（以下、国保）の保険料（税）は、普通調整交付金による調整を経てもなお、大きな地域間格差があることが知られている。その要因として、地域の医療ニーズや医療利用の地域差の他に、市町村からの法定外の繰り入れなどによって市町村が裁量的に保険料水準を調整できるという制度的要因も指摘されている。実際、図1 が示すように、国保健康保険の収入構成は、近年市町村からの移転が増えており、これが国保保険料の地域間格差の一因となっていることが推察される。

図1 : 国民健康保険の収入構成



出典：国立社会保障・人口問題研究所『社会保障統計年報データベース』および Takaku et al.(2014)

また国保の保険料水準の地域差は、近隣自治体の保険料水準を参照しながら決定されているという側面も考えられ、実際に保険料水準が高い自治体あるいは低い自治体には一定の地理的分布の偏りが存在する。医療サービス供給や医療アクセス・コントロールにおいて自治体が十分な権限を有していない日本の医療保険制度において、国保保険料の決定において自治体の政策的裁量がどの程度影響をしているのかを検証することは重要である。

今後、国保の広域化（都道府県化）が進む中で、本研究が取り上げるような市町村間の国保保険料（税）の相互作用のあり方は変化すると考えられる。しかし、国保保険料の地域間格差は今後も残存すると考えられる。従って、今後の国保保険料の設定方法の改革において、基礎自治体間あるいは都道府県間の裁量をどの程度残すのか、また、裁量を残す場合どのような形での裁量を認めるかなど、今後の改革の議論のためにも自治体間の相互作用の信頼できる実証的検証が求められる。

一方、このような保険料水準の地理的分布の偏りが、どの程度その地域の医療利用や社会経済状況の地理的分布の偏り（空間相関）によるものなのか、それとも近隣自治体の相互参照の帰結なのかを識別することは極めて難しい。このような識別問題は公共経済学においては自治体の strategic interaction や tax mimicking（以下、自治体間の相互作用）の識別問題としてその克服が目指されている。

自治体間の相互作用の識別については、Brueckner (2003)、Allers and Ehorst (2005)、Costa-Font et al.(2014)がレビューしているように、従来は空間ラグ (Spatial lag: SL) モデルや空間操作変数 (spatial

IV: SIV)モデルを用いた研究が盛んであった。しかし近年、Gibbons and Overman (2012)が SL モデルや SIV モデルなどの空間計量経済学モデルによる推定は識別戦略 (identification strategy) が不鮮明であり因果的解釈が困難であるとの批判を行っており、自治体間の相互作用の研究領域においても、そのような問題意識を共有する研究者から、疑似実験アプローチに基づく研究が増えている (Lyytikäinen 2012, Baskran 2014, Isen 2014)。これらの新しい研究では、従来の空間計量経済研究と異なり、自治体間の相互作用はほとんど観察されておらず、旧来の空間計量経済研究における推定バイアスの問題 (すなわち相互作用以外による空間相関を相互作用として識別・推定してしまっているという問題) が指摘されている。

本研究も、Gibbons and Overman (2012)らと同様の問題意識から、空間計量経済学モデルではなく、識別戦略を明瞭化した疑似実験アプローチによる国保保険料 (税) の相互作用の分析を行う。一方で、疑似実験アプローチによる識別・推定には、推定結果の外的妥当性の低さという問題が分野を問わず指摘されているため、その観点から、Lyytikäinen (2012)、Baskran (2014)、Isen (2014)や本研究の結果をどう解釈すべきかについての検討も行う。

B. 方法

本研究では、国保保険料 (本研究では地域間比較が可能な均等割と世帯割) の空間相関と近隣自治体間の参照行動を分離するために、平成の大合併期の自治体合併において、合併による国保保険料の外生的低下を経験した地域があったことに着目した分析を行う。すなわち、合併による国保保険料の外生的低下を経験した地域に隣接する非合併自治体において、この国保保険料低下に反応して自らも国保保険料を下げている自治体が存在するかどうかを検証する。

分析手法は、平成の大合併時の隣接自治体の合併状況を操作変数とした操作変数(IV)法である。また、IV 推定における第一段階および誘導形推定においては差の差(DID)法を利用して観察不可能な固定効果の影響を除去し、国保保険料のレベルではなく平成の大合併前後の国保保険料のトレンドの変化を利用して分析する。

本研究の DID-IV 推定においてベースラインとなるパラメトリック・モデルは以下のように表現される：

$$\begin{aligned} \text{第一段階モデル} &: \sum_{j \neq i} W_{i,j} Y_{j,t} = \alpha_i^f + \beta_t^f + \theta Z_{-i,t} + \mathbf{X}'_{i,T_0} \boldsymbol{\mu}_t^f + \sum_{j \neq i} W_{i,j} \mathbf{X}'_{j,T_0} \cdot \boldsymbol{\pi}_t^f + \gamma_i^f t + \epsilon_{i,t} \\ \text{誘導形モデル} &: Y_{i,t} = \alpha_i^r + \beta_t^r + \phi Z_{-i,t} + \mathbf{X}'_{i,T_0} \boldsymbol{\mu}_t^r + \sum_{j \neq i} W_{i,j} \mathbf{X}'_{j,T_0} \cdot \boldsymbol{\pi}_t^r + \gamma_i^r t + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

ここで第一段階モデルにおいて、 $\sum_{j \neq i} W_{i,j} Y_{j,t}$ は自治体 i の隣接自治体の加重平均された国保保険料であり、 $W_{i,j}$ は隣接自治体 j の全隣接自治体に占める人口割合、 $Y_{j,t}$ は隣接自治体 j における国保保険料である。操作変数 $Z_{-i,t}$ は自治体 i における隣接自治体の合併割合である。 α_i^f は自治体固定効果、 β_t^f は年固定効果、 \mathbf{X}'_{i,T_0} および \mathbf{X}'_{j,T_0} は自治体 i あるいは隣接自治体 j における合併前の共変量ベクトルであり、ともに time-varying な係数ベクトル $\boldsymbol{\mu}_t^f$ と $\boldsymbol{\pi}_t^f$ を有するコントロール変数群として用いる。 $\gamma_i^f t$ は自治体固有の線形トレンドであり、DID 法の共通トレンドの仮定の妥当性を高めるために導入する。 $\epsilon_{i,t}$ はランダム項である。次に誘導形モデルにおいて、 $Y_{i,t}$ は自治体 i の国保保険料であり、変数 $Z_{-i,t}$ 、 \mathbf{X}'_{i,T_0} および \mathbf{X}'_{j,T_0} の定義は第一段階モデルと同様であり、 α_i^r は自治体固定効果、 β_t^r は年固定効果、 $\epsilon_{i,t}$ はランダム項である。

これらのモデルにおいて、関心のある係数は第一段階モデルおよび誘導形モデルともに操作変数 $Z_{-i,t}$ の係数 θ および ϕ であり、それらを用いて表現できる二段階最小二乗推定量 $\tau = \phi/\theta$ である。ここで、DID 法および IV 法の仮定が妥当である場合、 θ は隣接合併が隣接自治体の平均国保保険料の変化に与える影響を表し、 ϕ は隣接合併が自己(すなわち自治体 i)の国保保険料の変化に与える影響を

表し、 τ は隣接自治体の平均保険料の変化が自己保険料の変化に与える影響を表す。ここで、 τ を自治体間の国保保険料の相互作用と解釈することができる。

分析において用いるデータは、1994年から2007年までの国保保険料のデータおよび自治体データであり、主たるデータは『国民健康保険の実態』を用いている。この期間における自治体合併を考慮するために、分析のためのパネルデータ構築における自治体は平成の大合併が始まる直前の2002年の境界値を基準に作成しており、上述したモデルにおける共変量の基準年 T_0 も2002年として分析する。なお、分析対象となる自治体はサンプル期間を通じて合併しなかった非合併自治体である。従って分析結果の解釈は、平常時における自治体間の相互作用というよりも、「平成の大合併の期間において、非合併自治体の国保保険料が、(合併自治体を中心とした)隣接自治体の国保保険料にどの程度影響を受けたか」というものである点に留意が必要である。

C. 結果

前節でのパラメトリック・モデルの結果を示したのが表1である。表1によれば、サンプル内の全自治体を用いた推定では DID-IV 推定値は有意にゼロとは異なる。一方、平成の大合併直前の2002年時点で隣接自治体の平均値よりも高い保険料設定をしている自治体においては DID-IV 推定値は約 0.9 と非常に高い数値でかつ有意にゼロと異なり、逆に2002年時点で隣接自治体の平均値よりも低い保険料となっている自治体においては DID-IV 推定値は有意にゼロと異なる。つまり、もともと保険料水準が高く、隣接自治体の保険料引き下げにセンシティブな自治体においては、相互参照による保険料引き下げが顕著に存在した可能性がある。

表 1. DID-IV 推定の結果

| サンプル | (1) | (2) | (3) |
|-----------|----------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | サンプル内の全自治体 | 2002年度時点で近隣自治体より保険料の高かった自治体 | 2002年度時点で近隣自治体より保険料の低かった自治体 |
| DID-IV推定値 | 0.269 (0.269) | 0.895** (0.427) | -0.255 (0.401) |
| コントロール変数 | Yes | Yes | Yes |
| 固定効果 | Yes | Yes | Yes |
| 個体線形トレンド | Yes | Yes | Yes |
| 観測数 | 16,605 | 8,466 | 7,929 |
| 自治体数 | 1,187 | 605 | 567 |
| 第一段階推定値 | -1904.35 (462.45) | -1755.86 (653.90) | -1931.91 (608.98) |
| 第一段階F値 | 16.96 | 7.210 | 10.06 |

注：**は5%有意水準を表す。標準誤差は自治体レベルのクラスターロバスト標準誤差

D. 考察および E. 結論

本研究の分析結果によると、平成の大合併を機に生じた隣接自治体の国保保険料の抑制や引き下げに対して、もともと隣接自治体よりも保険料が高かった非合併自治体において、自らも国保保険料の抑制や引き下げを行っていた可能性が示唆された。これは、自治体間の相互参照行動によって、保険料が高めであった非合併自治体において国保保険料の抑制や引き下げが生じ、平成の大合併において生じた国保保険料の格差拡大を一定程度抑制することに寄与したことを含意している。一方で、国保保険料の抑制や引き下げは主に自治体の一般会計等の繰り上げによって実現されるため、その

ような市町村の財政移転が自治体財政全体にどのような影響をもたらしているのかは別途検証の必要がある。

今後、市町村レベルから都道府県レベルに保険者が統合されることが決まっており、保険料水準の設定などの細部の設計が今後の検討課題となっている。その際に、市町村や都道府県の相互参照行動をどの程度許容する制度設計にするか、財政調整制度による保険料平準化機能はどの程度のものにするかは重要な政策課題であり、本研究はその検討の一助になると考えられる。

本研究の限界の1つは、Lyytikäinen (2012)、Baskran (2014)、Isen (2014)などの近年の研究と同様、その外的妥当性にある。すなわち、本研究の分析対象はあくまで平成の大合併時の隣接合併自治体の保険料抑制・引き下げに対する非合併自治体の反応であり、他の状況においてどのような自治体間の相互作用が生じるかについての議論に一般化するには一定の留意が必要である。

備考

本研究は、高久玲音（医療経済研究機構）との共著論文”Identifying Strategic Interaction in Municipality-based Public Health Insurance: Evidence from A Boundary Reform”として発表される予定である。

（参考文献）

- Allers, Maarten a. and J. Paul Elhorst (2005) “Tax mimicking and yardstick competition among local governments in the Netherlands,” *International Tax and Public Finance*, Vol. 12, No. 1993, pp. 493-513.
- Baskaran, Thushyanthan (2014) “Identifying Local Tax Mimicking with Administrative Borders and a Policy Reform,” *Journal of Public Economics*, Vol. 118, pp.41-51.
- Bueckner, Jan K. (2003) “Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical Studies,” *International Regional Science Review*, Vol. 26, No. 2, pp.175-188.
- Costa-Font, Joan, Filipe De-Albuquerque, and Christos Doucouliagos (2014) “Do Jurisdictions Compete on Taxes? A Meta-regression Analysis,” *Public Choice*, Vol. 161, No. 3-4, pp. 451-470.
- Gibbons, Stephen and Henry G. Overman (2012) “Mostly Pointless Spatial Econometrics?,” *Journal of Regional Science*, Vol. 52, No. 2, pp. 172-191.
- Isen, Adam (2014) “Do Local Government Fiscal Spillovers Exist? Evidence from Counties, Municipalities, and School Districts,” *Journal of Public Economics*, Vol. 110, pp. 57-73.
- Lyytikäinen, Teemu (2012) “Tax Competition among Local Governments: Evidence from a Property Tax Reform in Finland,” *Journal of Public Economics*, Vol. 96, No. 7-8, pp. 584-595.
- Takaku, Reo, Shunichiro Bessho, Shuzo Nishimura, and Naoki Ikegami (2014) “Fiscal Disparities among Social Health Insurance Programs in Japan,” *Universal Health Coverage for Inclusive and Sustainable Development*, p. 41.

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

2015.12.4 東京大学「都市経済学ワークショップ」

2016.1.5 国際研究会「計量・数理政治学のフロンティア」（学習院大学）

2016.1.21 東北大学「現代経済学セミナー」

H. 知的所有権の出願・登録状況

なし

第4章. 就業・経済状況・財政状況 に関する研究

地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業と医療費に及ぼす影響

研究分担者 金子能宏（国立社会保障・人口問題研究所 政策研究連携担当参与）

研究要旨

地域包括ケアシステムは、高齢者の尊厳の保持と自立生活の支援の目的のもとで、可能な限り住み慣れた地域で、自分らしい暮らしを人生の最期まで続けることができるように地域の包括的な支援・サービス提供をする取り組みであり、要介護者のいる世帯に対して、要介護者本人に対するきめ細かな介護サービス提供を行い、介護する家族の負担軽減を図ることも含まれている。要介護高齢者のいる世帯の就業率の要因や収入の要因には、地域包括支援・地域包括ケアシステムを受けられる環境にあるかどうかが含まれると考えることができる。また、地域包括ケアシステムは医療と介護の連携強化によって、要介護高齢者のいる世帯の医療費（1ヶ月当たりの医療支出額）を低下させる影響があると考えられる。

本研究では、このような観点から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響と1ヶ月当たり医療費に及ぼす影響を、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として、『全国消費実態調査』2004年、2009年、2014年の都道府県別データを用いて差の差による推定（最小2乗推定）を行うことにより、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）と1か月当たりの医療費に及ぼす影響を実証分析した。

その結果、1世帯当たり有業人員数でみた就業率に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でプラスであるが交差項の係数はマイナスで有意でないという結果が得られたのに対して、医療費に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でマイナスで、交差項の係数も有意でマイナスという結果が得られた。以上の結果は、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは、要介護者のいる世帯の家族の介護負担を軽減して、要介護者のいるどの世帯についても介護のために働きに出ることのできなかつた世帯員が働けるようになるほどの影響は現れなかったのに対して、1ヶ月当たりの医療費を低下させる影響があったことが明らかになった。この結果から、就業率への影響に着目して考察すると、近年、介護離職の問題が政策課題となっているが、この問題に対処するためには、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムによる要介護高齢者のいる世帯の介護負担の軽減だけでは必ずしも十分ではなく、介護離職を防ぐための介護休業の弾力的運用などの雇用政策と介護政策との連携強化が重要であると考えられる。また、医療費への影響に着目して言えば、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは、要介護高齢者のいる世帯の1ヶ月当たり医療費を低下させる影響を通じて、国全体の医療費の抑制に寄与していると言えることができる。

A. 目的

地域包括ケアシステムは、高齢者の尊厳の保持と自立生活の支援の目的のもとで、可能な限り住み慣れた地域で、自分らしい暮らしを人生の最期まで続けることができるように地域の包括的な支援・サービス提供をする取り組みであり、要介護者のいる世帯に対して、要介護者本人に対するきめ細かな介護サービス提供を行い、介護する家族の負担軽減を図ることも含まれている。したがって、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムで要介護者のいる世帯の家族の介護負担が軽減することは、その家族が介護のために離職したあるいは働くことを控えている場合には、再び就業して収入を上げて要介護者のいる世帯の暮らし向きが良くなることにつながる可能性がある。見方を変えると、要介護高齢者のいる世帯の就業率の要因や収入の要因には、その世帯が地域包括支援・地域包括ケアシステムを受けられる環境にあるかどうかが含まれると考えることができる。また、地域包括ケアシステムは医療と介護の連携強化によって、入院期間の短縮とリハビリテーションと訪問看護の地域での適切な提供を通じて要介護高齢者のいる世帯の医療費（1ヶ月当たりの医療支出額）を低下させる影響があると考えられる。

本研究では、このような観点から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響と1ヶ月当たり医療費に及ぼす影響を、要介護認定者のいる世帯の有業人員数と要介護者のいない世帯の有業人員数を対比することによって実証分析する。このような方法を採用するのは、高齢者の世帯には要介護認定者のいる世帯とそうでない世帯とがあり、地域包括支援制度が導入され地域包括ケアシステムが進められていく時期の就業率の一般的なトレンド（変動があるとすれば景気変動による一般的な変動）に加えて、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが就業率に影響を及ぼすとすれば、それは、要介護認定者のいる世帯の有業者数を増やすかまたは減らすことを通じて影響すると考えられるからである。したがって、本研究では、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として差の差による推定を行うことによって、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）と1か月当たりの医療費に及ぼす影響を検証する。

B. 方法

1. 地域包括支援制度と地域包括ケアシステム構築の経緯－検証仮説の前提－

現在、団塊の世代（約800万人）が75歳以上となる2025年以降は、国民の医療や介護の需要が、さらに増加することが見込まれているため、介護保険政策の一環として、2025年を目途に、高齢者の尊厳の保持と自立生活の支援の目的のもとで、可能な限り住み慣れた地域で、自分らしい暮らしを人生の最期まで続けることができるよう、地域の包括的な支援・サービス提供体制（地域包括ケアシステム）の構築が推進されている。地域包括ケアシステムの構築では、「介護」、「医療」、「予防」という専門的なサービスと、その前提としての「住まい」と「生活支援・福祉サービス」が相互に関係し、連携しながら、高齢者の在宅生活が続けられるように支える諸条件を、介護保険の保険者である市町村が中心となって整えていくことが求められている。また、可能な限り住み慣れた地域で高齢者が暮

らしていけるようにするためには、疾病を抱えても、自宅等の住み慣れた生活の場で療養し、自分らしい生活を続けられるためには、地域における医療・介護の関係機関が連携して、包括的かつ継続的な在宅医療・介護の提供を行うことが必要であり、そのために、医療・リハビリテーション・介護の関係機関が連携し、多職種協働により在宅医療・介護を一体的に提供できる体制を構築するための取組み、地域包括ケアシステムの構築の一環として進められている。

地域で在宅生活を続けられるように支援する1つの方法は、要介護状態になることを予防することであり、この観点から、2005年の介護保険法改正で、介護予防と在宅生活の支援に関連する次の3つの改正が行われた：(1)介護予防サービスの拡充：当初の介護サービスは「要介護1～5・要支援」だったが、介護予防の目的を果たすために対象を軽度者に拡大し、要支援の認定区分を2段階にして「要介護1～5・要支援1、2」の7段階とした。(2)地域密着型サービスの創設：今まで住み慣れた地域を離れることなく、そこで自立した日常生活を続けることができるように、各市区町村がその地域の実情に合わせて「地域密着型サービス」が創設された。(3)地域包括支援センターの創設：各市区町村に介護相談を行う「地域包括支援センター」が創設された。

2005年改正による地域包括支援センターの創設により、地域包括支援の考え方が普及し始め、同時に地域包括支援センターの設置数も増えた(表)。ただし、地域包括支援の取り組みでは、高齢者の暮らしの前提となる住まいの確保とそれを可能にする収入・就業状況、家族の状況に関わることに対応することも含めて地域の包括的な支援・サービス提供を目指すことまでは、明確にはなっていなかった。しかし、地域で暮らし続けるためには、地域で高齢者が暮らし続けられる住宅の確保、及び収入を維持することに関連する介護する家族の離職による要介護者のいる世帯の収入の低下を防ぐことなど、以前には十分取り組まれてきていなかった、介護政策と住宅政策、雇用政策、地域福祉政策(見守り等のボランティア活動の推進を含む)との連携など制度横断的な政策が求められるようになった。

これらの課題に応える対策を検討するために、地域包括ケア研究会(平成20年度老人保健健康増進等事業)が設けられ、検討結果をまとめた「地域包括ケア研究会報告書」¹を踏まえて、介護保険部会が「介護保険制度の見直しに関する意見」(2010年11月)²をまとめ、これに基づく与野党での議論を経て、改正介護保険法(介護サービスの基盤強化のための介護保険法等の一部を改正する法律)³が2011年6月に公布され2012年4月に施行された。この2011年改正により、地域包括ケアシステムの構築に関連する次のような政策が進められるようになった：(1)24時間対応の定期巡回・随時対応型サービスの創設、(2)小規模多機能型居宅介護と訪問介護など複数の居宅サービスや地域密着型サービスを組み合わせて提供する複合型事務所の創設、(3)介護予防・日常生活支援総合事業、(4)高

¹「地域包括ケア研究会報告書～今後の検討のための論点整理～」地域包括ケア研究会(平成20年度老人保健健康増進等事業)

<http://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12400000-Hokenkyoku/0000073806.pdf>

²「介護保険制度の見直しに関する意見」

社会保障審議会介護保険部会(平成22年11月30日)

<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000000xkzs-att/2r9852000000xl19.pdf>

³「介護サービスの基盤強化のための介護保険法等の一部を改正する法律等の交付について」老発第0622第1号(平成23年6月22日)

高齢者の住まいの整備等、(5)認知症対策の推進。介護予防・日常生活支援総合事業については、この事業を導入した市町村では、市町村・地域包括支援センターが、利用者の状態像や意向に応じて予防給付で対応するのか新たな総合サービスを利用するのかを判断し、利用者の状態像や意向に応じて介護予防、生活支援（配食、見守りなど）、権利擁護、社会参加も含めて総合的なサービスを提供することができるようになった。また、ケアマネジメント、介護予防、生活支援の実施を必須条件に、市町村が地域の実情に合わせて介護保険の予防給付としての家事援助や機能訓練などと保険外サービスとしての見守り・配食サービスを組み合わせ提供することもできるようになった。高齢者の住まいの整備等については、2011年10月に「高齢者住まい法」改正法が施行され、これにより、従来の「高齢者専用賃貸住宅」（高専賃）、「高齢者円滑入居賃貸住宅」（高円賃）などは廃止され、高齢者向けの賃貸住宅として、一定の基準⁴を満たす「サービス付き高齢者住宅」に一本化されることになった。

さらに、2015年の介護保険法改正が医療法など19の関連する法改正からなる「地域医療・介護総合確保法」として改正が進められ、高齢者が地域で暮らし続けることを可能にする条件整備とも関連する介護サービス提供に関わる他職種協働の推進と医療と介護の連携の強化が図られた。具体的には、(1)地域ケア会議の義務化：地域包括ケアを進めるのに適した地域資源を構築するため、厚労省通知に基づいていた地域ケア会議の開催を介護保険法に基づいて市町村が実施することが義務づけられた。(2)地域医療・介護連携推進事業の義務化（医療・介護の連携を強化するための施策）。2015年の介護保険法改正で、これらの改正項目が含まれたことによって、地域包括ケアシステムで、急性期医療をはじめとして「本当に必要なサービスを必要な人のもとへ」と届ける重点化と効率化を図り、急性期を脱した人が早期に在宅へ移行できるように医療と介護が密接に連携しながら重い状態の人でも在宅生活を続けられる条件整備が、各地域で進められることとなった。

2. 地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響に関する実証分析

要介護高齢者のいる世帯の世帯主の平均年齢は、『全国消費実態調査』（2014年（平成26年））によれば 歳である。このような世帯の高齢者の就業率を規定する要因については、本研究事業の平成25年の分担研究報告書で、2012年（平成24年）、2007年（平成19年）、2002年（平成14年）の「就業構造基本調査」に基づく都道府県別パネルデータを用いた実証分析で、以下の要因が見いだされた。すなわち、高齢者の就業率（65歳以上の者の就業率）は、後期高齢者の割合が高いほど、県内の第一次産業従事者割合が高いほど有意に高くなる傾向があり、第三次産業従事者割合が高まると高齢者就業率が低くなる傾向が見られた。県内の就業者に占める非正規雇用の割合は、いずれの場合も高齢者の就業率に対して有意な影響を与えていないことが見いだされた。

⁴「サービス付き高齢者住宅」の基準は次の通り：(1)居室の床面積は25㎡以上（浴室・キッチン等が共用の場合は18㎡以上）、(2)キッチンや水洗トイレなどを設置、(3)バリアフリー構造、(4)常駐する介護の専門家による安否確認、生活相談サービスの提供、(5)長期入院などを理由に事業者から一方的に解約出来ない等居住の安定がはかられている、(6)入居者の支払いは、敷金、家賃、サービス対価のみで、権利金や更新料などはない。

我が国の高齢者の就業率の要因には、高齢化の影響（後期高齢者の割合）、産業構造（高齢者が従事する産業の種類と割合）の他にも、賃金構造、労使関係の影響が指摘されている。山田（2009）は、日本労働政策研究研修機構が2008年に実施した「高齢者の雇用・採用に関する調査（JILPT企業調査）」を用いた実証分析により、賃金プロファイルが緩やかな企業ほど定年延長確率が高く、定年前に賃金プロファイルを修正している企業で継続雇用率は高いのに対して、労働組合のある企業の場合には継続雇用者の選別に何かしらの客観的・具体的基準を設けている傾向が強いため、定年年齢延長確率も継続雇用率も下がることを指摘している。近藤（2014）は、総務省統計局の『労働力調査』の個票データを用いて高年齢者雇用安定法改正前後のコーホートの労働力率や就業率を比較し、50歳代後半の就業率には改正前後のコーホートでほとんど差がないのに対して、改正後に60歳になるコーホートはそれ以前のコーホートよりも高い就業率を65歳くらいまで保ち続けていることを明らかにして、高年齢者雇用安定法の改正は高齢者の就業率の上昇に寄与したことを指摘している。また、山本（2008）は、「慶應家計パネル調査」を用いて、55歳時点で雇用者だった人の60～62歳時点での就業率が上昇したかどうかを、55歳時点で自営業だった同年代や、55歳時点で雇用者だった57～59歳をトリートメントグループとして、差の差推計（difference in difference）で実証分析し、55歳時点で雇用者だった人の60～62歳時点での就業率は法改正の結果有意に上昇したことを明らかにしている。

以上のような先行研究では、高齢者の就業率の実証分析では、高齢者の産業構造、高齢者雇用政策に関連する要因が着目されているが、近年、介護離職の問題が政策課題となり、中高年者による高齢者の介護負担、これに伴う中高年者の離職、就業率の低下が問題となっている。地域包括ケアシステムは、高齢者の尊厳の保持と自立生活の支援の目的のもとで、可能な限り住み慣れた地域で、自分らしい暮らしを人生の最期まで続けることができるように地域の包括的な支援・サービス提供をする取り組みであり、要介護者のいる世帯に対して、要介護者本人に対するきめ細かな介護サービス提供を行い、介護する家族の負担軽減を図ることも含まれている。したがって、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムで要介護者のいる世帯の家族の介護負担が軽減することは、その家族が介護のために離職したあるいは働くことを控えている場合には、再び就業して収入を上げて要介護者のいる世帯の暮らし向きが良くなることにつながる可能性がある。見方を変えると、高齢者の就業率の要因や高齢者の収入の要因には、高齢者の世帯に要介護認定を受けた者がいるかどうかと、その世帯が地域包括支援・地域包括ケアシステムを受けられる環境にあるかどうかとも含まれると考えることができる。

この節では、このような観点から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者いる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響を、要介護認定者のいる世帯の有業人員数と要介護者のいない世帯の有業人員数を対比することによって実証分析する。このような方法を採用するのは、高齢者の世帯には要介護認定者のいる世帯とそうでない世帯とがあり、地域包括支援制度が導入され地域包括ケアシステムが進められていく時期の就業率の一般的なトレンド（変動があるとすれば景気変動による一般的な変動）に加えて、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが就業率に影響を及ぼすとするならば、それは、要介護認定者のいる世帯の有業者数を増やすかまたは減らすことを通じて影響すると考えられるからである。したがって、この節では、要介護認定者のいる