東北大学経済学研究科 高齢経済社会研究センター

ニュースレター

東北大学

第65号, 2022年9月



川内キャンパス内(c)

目　次

- ナトカリ事業の金銭評価-高血圧性疾患に関する医療費の節約効果
  吉田 浩・陳鳳明
- 就労自立給付金制度と被保護者の就業インセンティブ
  湯田道生

東北大学経済学研究科　高齢経済社会研究センター
〒980-8576,宮城県仙台市青葉区川内27-1東北大学経済学研究科内
電話・FAX番号:022-795-4789,　E-mail: caes.econ.tohoku@gmail.com

ナトカリ事業の金銭評価−高血圧性疾患に関する医療費の節約効果

東北大学　経済学研究科　教授　吉田　浩
東北大学　経済学研究科　特任助教　陳　鳳明

1. はじめに

令和2年度における国民医療費の総額は42兆9,665億円に達しており、当年度の国内総生産GDPの約8%を占めている（厚生労働省、2022）。同調査に基づき、この国民医療費の内訳（傷病分類別医科診療医療費）を見ると、循環器系の疾患に関わる医療費は最も多く、6兆21億円であり、第2位の新生物（腫瘍）に関連する医療費は全体の15.2%を占めていることが分かる。上述の2種類の疾患の発症は高血圧や肥満といった生活習慣と関わっている部分が大きい。したがって、日頃より健康的な生活習慣を定着させると、健康寿命の延長や生活の質（Quality of Life）の向上などに直結するのみならず、保険財政の安定化にも繋がっていると言える。

しかし、定期的な運動や良い食生活習慣などを取り入れたとしても、時間コスト（時間）や肉体的コスト（手間）などによって、途中で止めてしまい、挫折を経験した人は少なくないと言える。特に血圧管理においては、「手間がかかる」、「血圧のデータは環境などに依存している」

や、「血圧管理の効果を測定しにくい」といった理由が挙げられる。高血圧は高血圧性心疾患のほかに、脳血管疾患や認知症などの複数の病気のリスク要因であり、高血圧がある人にとっては、血圧管理を放置すると、のちに大きな病気に繋がる可能性がある。日本高血圧学会が編集された『高血圧診療ガイド2020』の中で、食塩制限（目標値：6g/日未満）と野菜・果物の積極的摂取が推奨されている。つまり、血圧を上昇させるナトリウムの摂取量を削減すると同時に、降圧効果が見込まれるカリウムの摂取量を増加させることが重要である。近年、ナトリウムとカリウムの比（尿ナトカリ比）という指標が利用されており、複数の研究によって、尿ナトカリ比と高血圧に有意に関連した結果が報告されていた。

筆者らはCOIプログラム令和4年度加速支援（COI東北拠点）の「日常人間ドック2.0」のための尿ナトカリ比測定の社会・経済的評価（テーマリーダー：小暮真奈　東北大学東北メディカル・メガバンク機構助教）に参加している。本稿では、2017年度における宮城県登米市の特定健康診査で得られた尿ナトカリ比測定のデータを用いて、ナトカリ比測定の経済的な効果を試算することである。具体的には、回答者の尿ナトカリ比値が全員3.0までに抑えられると、高血圧と直接に関連している高血圧性疾患に関わる医療費の節約額を試算することである。

2.2017年度登米市における尿ナトカリ比と収縮期血圧との関係

東北メディカル・メガバンク地域住民コホート調査の結果（2013～2015年）によれば、登米市の尿ナトカリ比の平均値は男女それぞれ4.00、3.63であり、ともに宮城県内の他の市町村の値より高くなっていることが分かる。こうした高めの尿ナトカリ比値は、登米市における高血圧がある人の割合が高いことを意味している。Kogure et al.（2020）は登米市の特定健康診査の参加者を対象とし、2017年度と2018年度に取得した尿ナトカリ比の測定データを分析したところ、尿ナトカリ比値は収縮期血圧と強い相関があることを確認できた。この結果を踏まえて、筆

者らは小暮研究グループの協力を得て、2017年度登米市特定健康診査の受診者を対象として、再度解析を行った。詳細な回帰分析は表1に示している。ここで、尿ナトカリ比のほかに、年齢、女性ダミー、飲酒頻度ダミーとBMIを共変量として重回帰分析に投入した。表1によれば、ナトカリ比3.0未満の者を基準（1.0）とした場合の各ナトカリ比のグループの高血圧症有所見の出現比（オッズ比）はナトカリ比3～4で1.09からナトカリ比10を超える場合で2.82である。いずれも統計的に有意なオッズ比が推計されている（推定値は95％信頼区間の中に入っている）ため、尿ナトカリ比値が低いほど、高血圧リスクが低まっている結果が得られている。尿ナトカリ比の基準値に関しては、厚生労働省の『日本人の食事摂取基準2020』の中で提示されているナトリウムとカリウムの目標値を用いて計算することも可能である（Kogure et al., 2022）。この場合の尿ナトカリ比の目標値は2.0となっている。ここでナトカリ比の啓発プログラムによって集団内の個人が行動変容を起こし、ナトカリ比3.0未満となるような生活習慣を身に付けたとする。このときに改善が期待される者の割合をPAF（集団寄与危険割合）とすると、

$$PAF_i = Pc_i(RR_i - 1)/RR_i \qquad (1)$$

と表される。式（1）においてPciはナトカリ比3.0以上の各グループ中で高血圧患者の割合であり、RRは基準（3.0）のグループに対して他のグループのオッズ比である。表1の推計結果を用いて、集団寄与危険割合を計算でき、17.6％となっている。つまり、尿ナトカリ比3.0を超えることによって、高血圧になった人の割合は17.6％である。したがって、尿ナトカリ比の測定を通じて、全員の尿ナトカリ比値は測定基準値3.0以下に抑えられれば、17.6％の人は高血圧にならずに済むと言える。

表1　2017年度登米市における尿ナトカリ比と収縮期血圧の関係について

Overall (n=15,338)		オッズ比,	**95%** 信頼区間	
年齢	per 1 year	1.08	1.07	1.08
女性ダミー	vs. 男性	1.04	0.96	1.13
尿ナトカリ比	< 3.0		1.00 (ref.)	
	3.0-3.9	1.06	0.94	1.21
	4.0-4.9	1.09	0.97	1.23
	5.0-5.9	1.19	1.04	1.35
	6.0-6.9	1.25	1.09	1.44
	7.0-7.9	1.51	1.28	1.77
	8.0-8.9	1.39	1.15	1.68
	9.0-9.9	2.14	1.67	2.75
	10-	2.17	1.83	2.58
	P for trend		< 0.01	
飲酒状況	飲まない		1.00	
	Alcohol < 1 drink/day	1.12	1.03	1.23
	Alcohol 1-2 drink/day	1.96	1.73	2.21
	Alcohol ≥2 drink/day	2.69	2.25	3.21
BMI	per 1 kg/m2	1.18	1.17	1.19
PAF（集団寄与危険割合）		17.6%		

注：小暮研究グループの推計により筆者作成。1杯で23gのエタノールに相当する。被説明変数は収縮期血圧である。

3.高血圧性疾患に関する医療費の節約額の試算

前述したように、高血圧性疾患は高血圧と直接に関連しているため、高血圧患者の減少によって、高血圧性疾患の患者も減っていくはずである。さらに、その関連医療費の減少も予測されると言える。令和2年度国民医療費によれば、高血圧性疾患に関する医療費は1兆6,919億円に達している。2で得られるPAFを用いて、尿ナトカリ比を3.0以下に抑制できれば、高血圧性疾患に関わる医療費の年間節約額は約2,978億円である。

4.まとめ

本稿では、小暮研究グループの協力を得て、2017年度宮城県登米市の特定健康診査の参加のデータを利用し、尿ナトカリ比値を基準値の3.0以下に抑制できれば、どのくらいの高血圧患者が減るかを確認した。推計結果によれば、集団寄与危険割合は17.6%であり、尿ナトカリ比値を十分にコントロールできれば、17.6%の人は高血圧から免れることができる。さらに、高血圧に深く関連している高血圧性疾患の年間医療費も高血圧患者の減少によって減っていくことが予想できて、その節約額は2,978億円にも達している。一方、高血圧は複数の病気のリスク要因であり、高血圧患者数が減れば、その波及効果として、他の病気に関わる医療費の減少も予想できる。こうした間接的な医療費の削減効果に関しては、次回のニュースレターで述べる予定である。

謝辞：本研究は、JST、COI、JPMJCA2202の支援を受けたものである。また、データの解析に当たって、東北大学東北メディカル・メガバンク小暮真奈先生の研究グループよりご協力をいただき感謝を申し上げます。

参考文献:

厚生労働省(2022)『令和2(2020)年度国民医療費の概況』
https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-iryohi/20/dl/kekka.pdf

厚生労働省(2020)『日本人の食事摂取基準2020』
https://www.mhlw.go.jp/content/10904750/000586553.pdf

日本高血圧学会高血圧診療ガイド2020作成委員会(編)(2020)『高血圧診療ガイド2020』

登米市健康推進課 「今取り込もう！～適塩生活～」
https://www.city.tome.miyagi.jp/kenkosuisin/kurashi/kenko/kehatsu/kenkozukuri/documents/tekien1_1.pdf

Kogure, M., Nakamura, T., Tsuchiya, N., et al. (2022). Consideration of the reference value and number of measurements of the urinary sodium-to-potassium ratio based on the prevalence of untreated home hypertension: TMM Cohort Study, *Hypertension Research*, 45, pp.866-875.

Kogure, M., Nakaya, N., Hirata, T., et al.(2020).Sodium/potassium ratio change was associated with blood pressure change: possibility of population approach for sodium/potassium ratio reduction in health checkup, *Hypertension Research*, 44, pp.225-231.

就労自立給付金制度と被保護者の就業インセンティブ

東北大学大学院経済学研究科　准教授　湯田道生

生活保護制度は，生活に困窮する国民に対して，最低限度の生活を保障するとともに，自立を助長することを目的とした我が国の公的扶助制度である。公的扶助制度における就労による自立の促進については，経済学分野において，かねてから様々な議論や研究蓄積があるが，日本の生活保護制度については，就労によって増加した稼働収入の一部か控除されることによって，増収分に近い金額が支給額から減額される仕組み，すなわち，限界税率が極めて高率であるため，そもそも就業のインセンティブが刺激されないことが以前から指摘されている（國枝，2008；林，2021）。また，保護から脱却する段階においては，脱却後に発生する税・社会保険料等の負担が生じることや，脱却直後に生活が不安定になりがちであることから，保護状態に留まったり，再度保護状態に戻るというケースも報告されている。これらは総じて「貧困の罠（poverty　trap）」と呼ばれる現象であるが，欧米諸国では低所得者層への所得に補助金を付与して彼らの自立を下支えすることによって，この問題に対処している。例えば，米国の低所得者層を対象とした給付付き税額控除（Earning　Income　Tax　Credit：EITC）や，英国の母子世帯などを対象にした就労世帯税額控除（Working　Family　Tax　Credit：WFTC）がそれにあたる代表的な制度である。これらの導入効果を測ったEissa　and　Liebman（1996）やMeyer　and　Rosenbaum（2001），Brewer，et　al.（2006）などによれば，概ね，給付の増加によっ

て，就業率が下がることが確認されているが[1]，より長期的には所得増や労働市場における経験が蓄積されていることが確認されている（Neumark and Shirley，2020）。

一方で，わが国でも近年，国や地方自治体が，被保護世帯の就労を支援する直接的な取り組みや就業のインセンティブを刺激する様々な取り組みを実施している[2]。それらの効果を検証した研究のうち，山田・駒村（2018）は，全国規模の個票データを用いた初の研究で，ひとり親世帯就労促進費の廃止と母子加算の復活といった就労支援と就労インセンティブの双方に関わる制度変更に焦点を当て，それらが被保護母子世帯の労働供給に与えた影響を推定している。厚生労働省が実施している『社会保障生計調査』の2009年の月次個票パネルデータを，変量効果を伴った差の差分法で推定した結果，15歳以下の児童がいる世帯について，上記の制度変更によって，被保護母子世帯の母親の就業率が0.2～6.8％有意に減少することを明らかにしている。就労支援に関する分析については，玉田・大竹（2004）が，2002年の大阪市を除く大阪府下44福祉事務所のクロスセクションデータを使って，生活保護制度と大阪府の自立支援事業それぞれが，被保護世帯の稼働率に与える影響を分析している。その結果，1世帯当たりの生活保護費や選定率が稼働率に負の影響を与えていることを確認している。また，能力開発講座の有無・求人情報提供・求人情報フェアの実施などの就労支援やケースワーカー関係の変数は，稼働率に有意な影響を与えていないことも報告している。また，Matsumoto（2022）は，ある自治体のデータを使って，2008年以降の大不況期における就労支援プログラムの効果を使って検証している。傾向スコアマッチング法による分析の結果，生活保護受給者の就労率はプログラムによって上昇することや，ロックイン効果はほとんどのケースで有意でなかったこと，そして，プログラムの効果は，受給者が雇用を通じて生活保護から脱却できるほど大きくはないことを明らかにしている。就労インセンティブに関する

分析については，林（2021）が，2012～2016年の『被保護者調査』の「個別調査」を使って，被保護者の就労選択や就労月収について多角的な観点から予備的な分析を行っている。その結果，2013年の基礎控除改定が，就労月収の変化に与えた影響について考察を重ねているが，これが2014年以降の収入の変化の主因とするまでの証拠は得られなかったとしている。その他にも，安部・玉田（2007）は，2002年の都道府県データを使って，最低賃金と生活保護費（主として生活扶助費）の比の地域差は，中卒男性の就業率に与える影響は限定的であることを明らかにしている。また，藤原・湯澤・石田（2010）は，2005年度のある自治体の生活保護世帯に関するデータを使って，世帯類型別の受給期間（保護開始から廃止まで）について生存時間分析により分析している。Kaplan-Meier法による分析の結果，その他世帯・母子世帯・男性が世帯主である傷病者世帯の脱却が確認されている。また，駒村・道中・丸山（2011）は，2008・2010年度のある自治体の被保護母子世帯の個票データを使って，就労阻害要因には，母親の健康状態（精神疾患）と高卒未満の低学歴があることを確認している。さらに，前述の林（2021）では，2016年の『被保護者調査』の個別調査の個票データを使って，保護開始前に被用者保険加入者であったこと，母子世帯であること，20代～50代であることが就労確率を特に有意に上昇させていることが確認されている。

以上のような背景を踏まえて，本研究では，2012～2017年度の『被保護者調査』の個票パネルデータを使って，2014年度に導入された就労自立給付金制度が，被保護者の就業インセンティブに与えた影響を分析している。この制度は，生活保護から脱却時に発生する貧困の罠へ対応するために導入された制度である。より具体的には，保護受給中の就労収入のうち，収入認定された金額の範囲内で別途一定額を仮想的に積み立てておき，安定的な就労の機会を得たことで保護廃止に至った場合に，それらを一括して世帯に支給するものである。し

かしながら，本制度が導入されてから間もないこともあって，当制度が被保護者の就業のインセンティブにどのような影響を与えているのかはまだ明らかにされていない。

固定効果モデルによる分析の結果，就労自立給付金制度が被保護者の就労インセンティブを刺激した証拠は確認されなかった。この結果は，様々な世帯，性別などにおいても同様であった。就労自立給付金の導入が，被保護者の就労インセンティブに影響を与えなかった理由の一つには，制度の周知が不足している点が挙げられる。厚生労働省（2017）によれば，給付金申請者の95.5%は，福祉事務所から説明を受けるまで制度の存在を知らなかったと回答しているが，彼らの約6割は，自治体から説明を受けた後に，就労意欲が増したり，就労継続しやすくなったという。このアンケート結果は，保護を脱却した人々の回答なので，被保護者全体に与えた影響は依然不明である点には留意する必要はあるが，低所得者は一般的に近視眼的になりがちで，近未来のことまで考えられる余裕がない傾向がある。同報告（厚生労働省，2017）によれば，自治体の説明時期は，就労指導時・家庭訪問やケースワークなどで定期的・保護開始時とバラバラだが，Chetty, et al. (2013)などの知見からも，早期にかつ定期的に細かな情報提供を与えていくことが重要である可能性がある。もう一つは，本分析の結果には除ききれていないタイムトレンドがまだ存在している可能性がある。具体的には，本分析では，就労収入にかかる控除を一切考慮していないため，使用している変数が被保護者の就労の実態と乖離している可能性がある。具体的には，就業月収に対する勤労控除を考慮していないし，林（2021）で議論とされている基礎控除と就労の関係も考慮していない。林（2021）と本分析の結果を合わせて考えると，基礎控除の改定が就労につながった効果が存在しているように見受けられる。実際に，控除の適用は，保護開始直後でも，毎月の可処分所得で把握できるが，その時点で，近未来の脱却時の生活を考えることまでは及ばない可能性がある。

こうした状況証拠を踏まえると，本分析の負もしくは非有意な結果は，そうした除ききれていない潜在的なトレンド（negative bias）を拾っている可能性がある。

最後に，本稿の限界についてまとめたい。まず，『被保護者調査』を使った分析では，就労自立支援金制度の目的がどの程度達成されたのかが判断できない。なぜならば，この調査は，被保護者のみに対する調査であるため，保護から脱却すると調査客体から外れてしまうためである。また，就労や収入に関する影響を図るうえで，標準的な変数である労働時間や学歴が調査項目に含まれていないことも重要な課題である。学歴の影響については固定効果で考慮はできるため，平均的な因果効果の一致推定量は得られるが，低学歴であるほど就労が困難であったり，就業意欲が高くなかったり，そもそも低収入である可能性が高いため，異なる学歴を有する被保護者に対する具体的な影響を検証することができない。また，労働時間に関する変数も存在しないことから，当制度がintensive marginに与える影響も検証できないため，包括的な就労支援に資する政策的含意を提供することができない点も大きな課題である。

---

[1] これらについては，Moffit（2002）などがその時点までの包括的なサーベイを行っている。邦語では國枝（2008）や勇上・田中・森本（2017）が参考になる。

[2] 阿部ほか（2008）は，2000年代中葉までの我が国の就労支援策と関連する研究についてまとめている。

表1　記述統計量

サンプル	全体		導入前		導入後		平均の差の検定	
変数名	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均の差	標準誤差
内生変数								
就労（＝1）	0.115	0.319	0.108	0.311	0.119	0.324	0.011 **	0.000
就労日数（日）	12.134	8.509	12.252	8.557	12.077	8.485	-0.175 **	0.016
本人就労月収（千円）	64.921	50.758	66.480	51.270	64.180	50.497	-2.300 **	0.097
世帯就労月収（千円）	54.656	144.433	58.405	149.560	52.706	141.653	-5.699 **	0.090
扶助費総額（千円）	142.804	72.442	149.349	78.228	139.398	68.996	-9.950 **	0.046
説明変数								
就労自立給付金導入（＝1）	0.658	0.474	0.000	0.000	1.000	0.000		
女性（＝1）	0.503	0.500	0.504	0.500	0.502	0.500	-0.002 **	0.000
年齢	57.506	21.722	55.213	22.636	58.699	21.133	3.487 **	0.014
続柄（本人）	0.786	0.410	0.754	0.430	0.803	0.398	0.048 **	0.000
続柄（配偶者）	0.066	0.249	0.068	0.251	0.065	0.247	-0.002 **	0.000
続柄（子供）	0.126	0.332	0.154	0.361	0.112	0.315	-0.043 **	0.000
続柄（親）	0.007	0.084	0.007	0.086	0.007	0.084	0.000 **	0.000
続柄（その他）	0.014	0.119	0.016	0.126	0.013	0.115	-0.003 **	0.000
世帯類型（高齢者世帯）	0.425	0.494	0.378	0.485	0.450	0.498	0.073 **	0.000
世帯類型（母子世帯）	0.112	0.316	0.132	0.339	0.102	0.303	-0.031 **	0.000
世帯類型（障害者世帯）	0.103	0.304	0.101	0.301	0.104	0.305	0.003 **	0.000
世帯類型（傷病者世帯）	0.157	0.364	0.170	0.376	0.151	0.358	-0.019 **	0.000
世帯類型（その他世帯）	0.202	0.402	0.219	0.414	0.193	0.395	-0.025 **	0.000
単身世帯（＝1）	0.613	0.487	0.576	0.494	0.632	0.482	0.056 **	0.000
世帯人数（人）	1.674	1.126	1.776	1.205	1.621	1.079	-0.155 **	0.001
住居（持ち家）（＝1）	0.032	0.175	0.033	0.179	0.031	0.173	-0.003 **	0.000
住居（賃貸）（＝1）	0.669	0.471	0.670	0.470	0.668	0.471	-0.001 **	0.000
過去の保護歴（＝1）	0.150	0.357	0.145	0.352	0.152	0.359	0.007 **	0.000
地域属性								
有効求人倍率（直近3か月）	1.032	0.339	0.763	0.198	1.172	0.311	0.409 **	0.000
１級地１（＝1）	0.402	0.490	0.403	0.490	0.401	0.490	-0.002 **	0.000
１級地２（＝1）	0.171	0.376	0.170	0.376	0.171	0.377	0.002 **	0.000
２級地１（＝1）	0.196	0.397	0.195	0.396	0.197	0.397	0.001 **	0.000
２級地２（＝1）	0.042	0.201	0.043	0.202	0.042	0.200	-0.001 **	0.000
３級地１（＝1）	0.125	0.331	0.124	0.330	0.125	0.331	0.001 **	0.000
３級地２（＝1）	0.064	0.244	0.065	0.247	0.063	0.243	-0.002 **	0.000
観測値数	11,765,577		4,026,577		7,739,000			
個人数	4,141,640		2,590,771		3,108,586			

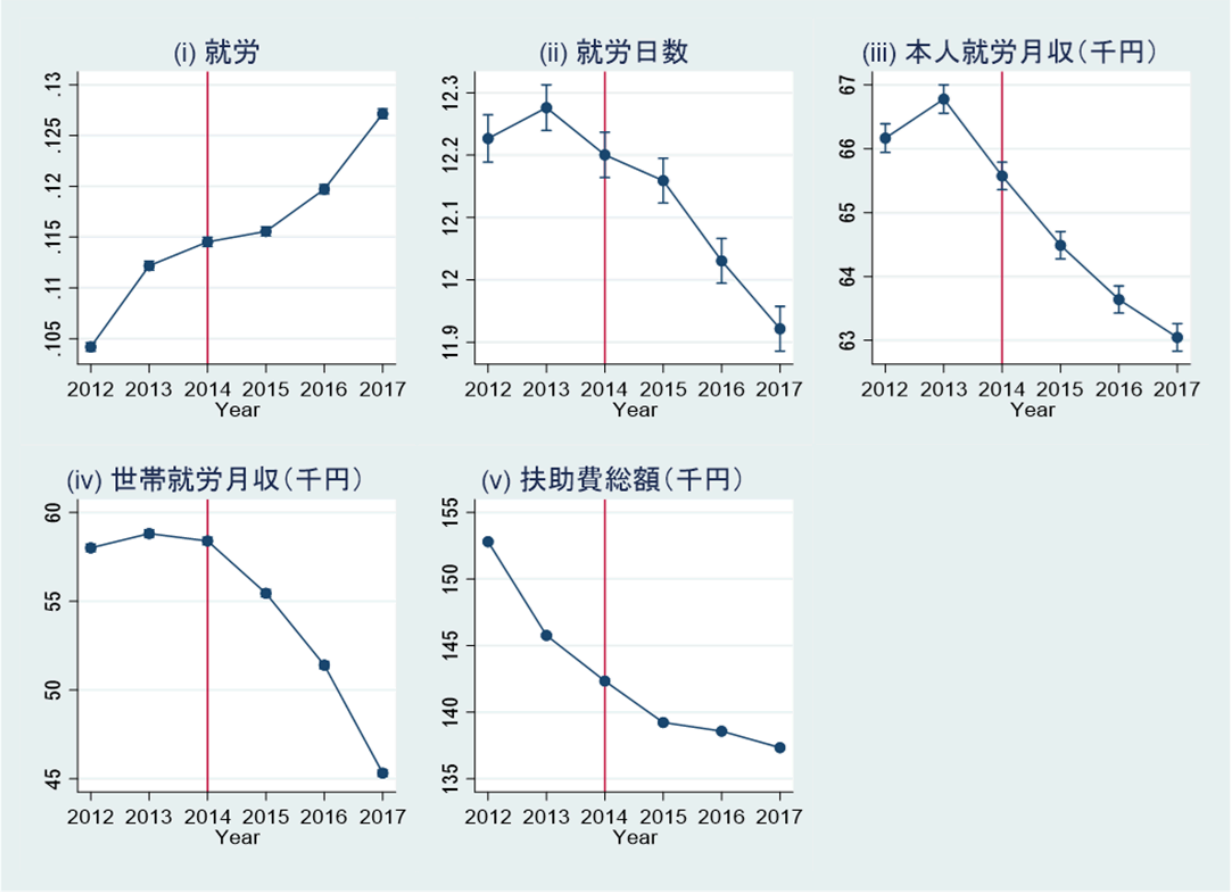
注：全体における就労日数・本人就労月収の観測値数（個人数）は，1,257,678（583,593）である。**は1%有意水準で有意であることを示す。

表2 就労自立給付金制度の導入が就業インセンティブに与えた影響

被説明変数	就業		就労日数		ln(本人就労月収)		ln(世帯就労月収)		ln(扶助費総額)	
Trend	Aggregate	Locall specific	Aggregate	Locall specific	Aggregate	Locall specific	Aggregate	Locall specific	Aggregate	Locall specific
(i) 期間平均										
就労自立給付金	-0.002 *	-0.002 **	0.080	0.090	-0.011 **	-0.009 **	0.000	0.000	0.005	0.003
	0.001	0.001	0.091	0.096	0.003	0.003	0.000	0.000	0.003	0.003
R-squared (overall)	0.047	0.048	0.000	0.000	0.017	0.017	0.184	0.184	0.018	0.187
(ii) By year										
施行年度(2014)	-0.002 *	-0.002 *	-0.148	-0.146	0.000	0.001	0.000	0.000	0.006	0.005
	0.001	0.001	0.095	0.097	0.004	0.004	0.000	0.000	0.004	0.004
施行1年後 (2015)	-0.007 **	-0.007 **	-0.315	-0.321	0.005	0.003	0.000	0.000	-0.002	-0.002
	0.002	0.002	0.186	0.194	0.006	0.006	0.000	0.000	0.006	0.006
施行2年後 (2016)	-0.009 **	-0.009 **	-0.613 *	-0.637 *	0.014	0.012	0.000	0.000	0.004	0.004
	0.002	0.002	0.276	0.291	0.009	0.009	0.000	0.000	0.009	0.009
施行3年後 (2017)	-0.006 *	-0.006 *	-0.728	-0.755	0.027 *	0.023 *	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
	0.003	0.003	0.389	0.417	0.011	0.011	0.000	0.000	0.012	0.012
R-squared (overall)	0.047	0.048	0.000	0.000	0.017	0.017	0.184	0.184	0.018	0.188
Observations	11765577	11765577	1257678	1257678	1257678	1257678	11765577	11765577	11765577	11765577
Individuals	4141640	4141640	583593	583593	4141640	4141640	4141640	4141640	4141640	4141640

Notes：固定効果モデルによる推定結果。上段は係数推定値，下段は福祉事務所単位の clustering robust standard error である。**は1%，*は5%有意水準で有意であることを表す。いずれの回帰式にも，年齢とその二乗項，続柄ダミー群（基準は子供），世帯類型ダミー群（基準は高齢世帯），世帯人数，保護歴の有無，居宅ダミー群（基準は持ち家・賃貸以外），直近3か月の有効求人倍率の対数値，級地ダミー群（基準は級地1-1），トレンド項（全国一律の aggregate time trendまたは都道府県ごとのlocal specific trends）および定数項が含まれている。

図1 成果変数の経時的推移



Notes: 分析サンプルより筆者作成。平均値の推移と95%信頼区間をまとめている。

謝辞

本研究は科学研究費補助金（基盤研究（C），#18K01665）の研究成果の一部であり，日本財政学会第78回全国大会における報告論文に一部追記をしてまとめたものである。本稿に対して，林正義教授（東京大学）と佐藤主光教授（一橋大学）からは貴重なコメントを頂戴している。記して感謝を申し上げたい。本研究で使用している『被保護者調査』の個票データは，統計法（第53号）第33条に基づき，厚生労働省より調査票情報の利用を許可されたものである。本稿における誤りはすべて筆者の責任である。

参考文献

Brewer, Mike, Alan Duncan and Andrew Shephard（2006）“Did working families' tax credit work? The impact of in-work support on labour supply in Great Britain,” *Labour Economics*, Vol.13(3), pp. 699-720.

Chetty, Raj, John N. Friedman and Emmanuel Saez (2013) “Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the EITC on earnings,” *American Economic Review*, Vol.103(7), pp. 2683-2721.

Eissa, Nada and Jeffrey B. Liebman（1996）“Labor response to the earned income tax credit,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.111(2), pp. 605-637.

Matsumoto, Kodai (2022) “The effects of employment support programs on public assistance recipients: The case of a Japanese municipality program,” *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol.63: 101186.

Meyer, Bruce D. and Dan T. Rosenbaum（2001） “Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.116(3), pp. 1063-1114.

Moffit, Robert A. (2002) “Welfare programs and labor supply,” in A.J. Auerbach and M. Feldstein (eds) *Handbook of Public Economics*, Vol.4, pp.2393-2430.

Neumark, David and Peter Shirley (2020) “The long-run effects of the earned income tax credit on women's labor market outcomes,” *Labour Economics*, Vol.66: 101878.

阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義（2008）「就労支援と生活保護」, 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, 173-203頁。

安部由起子・玉田桂子（2007）「最低賃金・生活保護額の地域差に関する考察」,『日本労働研究雑誌』, No.563, 31-47頁。

國枝繁樹（2008）「公的扶助の経済理論I:公的扶助と労働供給」, 阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』, 53-80頁, 東京大学出版会。

厚生労働省（2017）「就労自立給付金アンケート調査結果」, 第31回社会保障審議会生活保護基準部会　資料3, https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12601000-Seisakutoukatsukan-Sanjikanshitsu_Shakaihoshoutantou/0000176355.pdf （2021/9/28閲覧可能）。

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(4), 619-645頁。

玉田桂子・大竹文雄(2004)「生活保護制度は就労意欲を阻害しているか：アメリカの公的扶助制度との比較」,『日本経済研究』, No.50, 38-62頁。

林正義(2021)「生活保護と就労　被保護者調査(個別調査)を中心に」,『租税研究』, Vol.856, 49-68頁。

藤原千沙・湯澤直美・石田浩(2010)「生活保護の受給期間　廃止世帯から見た考察」,『社会政策』, Vol.1(4), 87-99頁。

山田篤裕・駒村康平(2018)「生活保護基準の変更と就労　ひとり親世帯就労促進費廃止と母子加算復活の影響」, 山田篤裕・駒村康平・四方理人・田中聡一郎・丸山桂『最低生活保障の実証分析　生活保護制度の課題と将来構想』, 46-62頁, 有斐閣。

勇上和志・田中喜行・森本敦志(2017)「貧困問題と生活保護政策」, 川口大司(編)『日本の労働市場　経済学者の視点』, 261-284頁, 有斐閣。

The Research Center for Aged Economy and Society

Newsletter

No.65, September, 2022

TOHOKU UNIVERSITY

Contents

- Evaluation of the Nat-Kali Map Project - Savings in Medical Costs Related to Hypertensive Diseases

  Hiroshi YOSHIDA
  Fengming CHEN
- The Employment Independence Benefit Program and Work Incentive for the Public Assistance Beneficiary

  Michio YUDA

The Research Center for Aged Economy and Society, Tohoku University.
27-1,Kawauchi, Aoba-ku, Sendai City, 980-8576, JAPAN
Telephone and facsimile number: +81-22-795-4789
E-mail: caes.econ.tohoku@gmail.com