

公的扶助制度と労働供給の関係に関する試論的考察

——韓国国民基礎生活保障制度による検証——

金 碩 浩*

1. はじめに

韓国における「国民基礎生活保障制度」は2000年10月の施行以降貧困層に対する最終的セーフティネットとして機能している（韓国保健社会研究院、2020）。1990年代後半の経済危機によって大量発生した失業者や貧困者の救済に稼働能力者を給付の対象外とする既存の生活保障法では限界が露呈し、稼働能力に関わりなくすべての貧困層を対象とする普遍的な「生計給付」¹⁾によるナショナルミニマムを保障する公的扶助制度へ、さらには、恩恵的な制度から権利保障的な制度としての公的扶助改革が行われた（金、2008；イレヒョク・ナムゼヒョン、2020；松江、2023）。また、国民基礎生活保障制度の制定により、すべての国民に基礎生活を保障するだけでなく、稼働能力を有する貧困層の自活のために「自活事業」も制度化され（金、2006）、稼働能力のある受給者の経済的自立支援を国民基礎生活保障制度の核心政策目標として明確にした。

しかし、制度導入時に意欲的に掲げたすべての貧困層に対する最低生活の保障および稼働能力層の経済的自立の促進という2つの政策目標は、制度施行以降続いてきた低い生活保障水準の問題や受給対象から除外してしまう貧困層の存在、自活事業成功率の低さといった問題指摘に直面する（キムユンヨン、2015；イスンユン・キムユンヨン、2016；イレヒョク・ナムゼヒョン、2020）。

上記のような問題提起を現場のソーシャルワーカーや当事者、研究者から受け、国民基礎生活保障制度の制定以来最も大きな制度改革ともいえる給付体系の改正が2015年7月に行われた。制度改革の詳細内容については後述するが、改正の方向性は次の通りである。まず、改正前の既存の制度では「all or nothing」の一括給付体系を採用していたが、2015年の改正により生計給付、

医療給付、住居給付、教育給付、出産給付、葬祭給付、自活給付の7つの給付のうち、申請の際に審査を伴う生計給付、医療給付、住居給付、教育給付について、それぞれの審査基準を適用し一部または全部の給付が受けられるように個別給付制度へと転換した²⁾。次に、受給者の選定基準となる貧困線について、絶対的貧困線から相対的貧困線に修正した。主要改正内容の最後として扶養義務者の範囲を緩和したことが挙げられる。

このような制度改革を可能にしたのは、当事者や支援者の声が届いたという側面もある一方、国民基礎生活保障制度に関する様々な政策評価研究が活発に行われたことも一つの要因である。

国民基礎生活保障制度に関しては多種多様な研究が行われているが、制度改革に大きな貢献をしている研究分野は、国民基礎生活保障制度の貧困削減効果分析である。国民基礎生活保障制度の貧困減少効果が生活保護制度より大きい（ソンビョンドン、2004）、制度施行後の2000年代の貧困削減効果が徐々に増加している（キムテワンほか、2010；キムテワンほか、2011）、貧困層の規模を縮小するよりは貧困ギャップを緩和する効果の方がより大きい（ジョンジュンほか、2016）という研究がこれに該当する。また、比較的最新のパネルデータを用いて分析を行った韓国保健社会研究院の研究（イテジンほか、2020）では、2015年の給付体系改正以降の貧困率減少効果が増加したという研究結果を報告している。

次は、本稿の研究内容でもある労働供給効果に関する先行研究である。イサンウン（2004）とビョングムソン（2005）は、制度導入直後のデータを用いて就業有無と労働時間の変化を分析し、受給者にとって基礎生活受給は労働供給にネガティブな影響が強いことを明らかにし

た。これらの研究と関連して、パクサンヒョン・キムテイル (2011) は質的研究方法を用いて受給者の労働意欲とモラルハザードについて分析を行い、基礎生活受給が労働意欲の低下とモラルハザードの形成に影響を与えるという結果を報告しており、上記の負の労働供給効果を裏付ける形となった。一方、ジョンソンジ・ハゼヨン (2019) は分析対象を青年層に限定した上、勤労誘因効果分析を行い、2015年改正の前後を比較することで勤労誘因効果を測ったが、統計的に有意ではないという結果を報告した。

貧困政策の効果を分析する際の最も重要であると考えられる貧困削減効果と労働誘因効果の先行研究について概観したが、貧困削減効果については2015年給付体系改正の前も後も一定の傾向性のある研究結果が得られていることがわかる。しかし、労働誘因効果については、改正前を対象とした研究では主に負の効果が報告されているが、改正後の研究は効果を検証するための十分な先行研究が行われていないのが現状である。公的扶助制度のもう一つの政策目標でもある労働誘因による経済的自立の効果を具体化するためにもより多くの研究が求められている。

したがって、本稿では韓国の国民基礎生活保障制度における2015年の給付体系改正が基礎生活保障受給者の労働供給にどのような影響を与えているのかを試論的に分析しその効果を明らかにすることとする。

2. 2015年改革の概要

本研究の効果検証対象となる2015年改正の主要内容を検討する前に、2015年改正の影響がどの程度のものなのかを受給者数と受給率の推移をベースに確かめてみよう。表1は11年間の受給者の推移と受給率の推移を表している。2015年改正により2014年と2015年の間に、受給者数は約317,000人が、受給率は0.6%が上昇していることが確認できる。2012年から2015年までは貧困層が急増するような大きな社会的な変化がなかったため、2015年改正の影響がいかに大きかったのかが推察できる。

韓国政府は2014年12月30日に国民基礎生活保障法の改正を行い2015年7月に施行することにより、従来の制度に大きな変化を与えた。2015年改正の最も大きな

特徴としては、以下の2つが挙げられよう。

まず、一括給付システムから個別給付システムへの転換である。自活給付は稼働能力を基準に自活事業への参加有無が決まる。葬祭給付と出産給付は一時給付の性質を持つものである。これら3つの給付を除く生計給付、医療給付、住居給付、教育給付の給付方式が変化したのである。最初の国民基礎生活保障制度の設計によれば、受給者の選定基準はすべての給付において同一であり、いったん受給者となった場合は7種類の給付をすべて受けられる資格が与えられた。しかし、2015年改革により一律的であった審査基準を4つの給付毎に差別化すると同時に、給付別審査を行い、該当する給付を個別に受けられるようにした。生計給付については所得認定額が基準中位所得の30%以下、医療給付については所得認定額が基準中位所得の40%以下、住居給付については所得認定額が基準中位所得の43%以下、教育給付については認定所得額が基準中位所得の50%以下であれば受給できるようにした (イテジンほか、2020)。

次に、所得の審査基準を政府が物価水準や国民の生活水準等を考慮して算定していた既存の「最低生計費」を撤廃し、相対的貧困の概念を適用した客観的な「基準中位所得」を用いることとなった。この改正により、政権交代によって最低生計費が変わるという恣意性の論争は減少した。

最後の大きな特徴としては、扶養義務の範囲を大幅に縮小したことである。扶養義務者の範囲については、2000年制度制定当時では、①直系血族とその配偶者、②生計を共にする2親等以内の血族であったが、2005年改正により、①1親等の直系血族とその配偶者、生計を共にする2親等以内の血族に範囲の縮小が行われた。さらに、2007年以降は、①1親等の直系血族とその配偶者のみが扶養義務者の範囲となった。これに加え、2015年改正により個別給付制度が導入されたことより、教育給付においては扶養義務制度が廃止された。住居給付に関しても2018年10月より扶養義務制度が廃止されている (保健福祉部・韓国保健社会研究院、2020)。

このような注目に値する2015年の給付関連改革が受給者の勤労関連行動にどのように影響を及ぼすかが本研究の関心事である。

表1 韓国における国民基礎生活保障制度の受給者数と受給率の推移

	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年
受給者数 (千人)	1,550	1,469	1,394	1,351	1,329	1,646	1,630	1,582	1,744	1,881	2,134	2,360
受給率 (%)	3.1	2.9	2.7	2.6	2.6	3.2	3.2	3.1	3.4	3.6	4.1	4.6

注：韓国政府のホームページ「e-国家の指標」より作成 (<https://www.index.go.kr>)

3. 研究内容

本研究では韓国の国民基礎生活保障制度の2015年改正がその受給者の労働供給に及ぼしているかについて、傾向スコアマッチング (Propensity Score Matching, PSM) と差分の差分推定法 (Difference-in-Differences, DID) を用いて統計的推定を行い、その効果を明らかにすることを研究内容としている。また、本稿では労働供給を図る指標として、就労有無、年間勤労時間とその増加率、年間勤労収入とその増加率という3つの従属変数を用いている。

4. 研究方法

(1) データ

韓国では国策研究機関が多数のパネルデータを構築して学術研究者が手軽に活用できるように無料で公開しており、比較的簡単にインターネットからデータを入手することが可能であるため多くの研究者が活用している。福祉と労働に関連するパネルデータとしては、韓国労働研究院が構築している「韓国労働パネル調査」(Korean Labor & Income Panel Study, KLIPS) と、ソウル大学と韓国保健社会研究院が共同で調査を行っている「韓国福祉パネル調査」(Korea Welfare Panel Study, KoWePS) がある。

韓国労働パネル調査は、非農村地域に居住する者を対象に、経済活動や労働市場の移動、教育及び職業訓練、所得活動及び消費、その他社会生活を追跡調査している³⁾。そのことから、比較的都市部に居住する人々の雇用や就労に関する研究に最適といえる。一方、韓国福祉パネル調査は一般国民の多様な福祉ニーズに対応するための調査を行っているだけでなく、貧困・低所得層をはじめとする脆弱層の規模及び生活実態を動態的に把握するために構築している⁴⁾。

上記の特徴を踏まえ、本研究では韓国福祉パネル調査 (KoWePS) を用いて分析を進めることとする。具体的には、国民基礎生活保障制度の2015年改正が行われる直前年である2014年に調査を実施した第10年次調査と、その4年後の2018年に調査を行った第14年次調査を用いて分析を行う。制度の改正前と改正後を比較するため、2016年度の調査や2017年度の調査を用いてもよいが、制度の定着には少し時間がかかることを考慮して2018年の調査を用いることとした。

(2) 傾向スコアマッチング法⁵⁾

政策効果分析の精度を高めるためには、トリートメントグループ (treatment group) とコントロールグループ (control group) の属性は類似するほど望ましいとされる。そこで、統計的にグループ間で属性が似通ったサン

プルを集め、それらをマッチングさせて比較するマッチング推定が開発されている (山本、2015)。

傾向スコアマッチング (Propensity Score Matching, PSM) は、複数の属性 Z_i をもとにマッチングする代わりに、属性からトリートメントグループに入る確率 P_i のことを指す傾向スコア (Propensity Score) 予測し、その予測値を用いてマッチングを実施する方法である。傾向スコア P_i は、トリートメントグループを1とするダミー変数 $TREATMENT_i$ を説明変数、属性 Z_i を説明変数とする下記の(1)式のロジットモデル (logit model) を推定し、その予測値として求めることができる。

$$\Pr(TREATMENT_i = 1 | Z_i) = \frac{e^{a + \beta Z_i}}{1 + e^{a + \beta Z_i}} \quad (1)$$

傾向スコアは属性 Z_i をもとに算出されるため、傾向スコアの近いサンプルをマッチングさせれば、結果的に属性 Z_i に近いトリートメントグループとコントロールグループを比較していることになる。

そこで本研究では、後述する差分の差分推定 (DID 推定) を施すことにより韓国の国民基礎生活保障制度における2015年改正が基礎受給者の労働供給にどのような影響を与えているのかを分析する。サンプルに対して、トリートメントグループとコントロールグループを類似させるために、韓国福祉パネル調査の第10年次調査 (2014年調査) と第14年次調査 (2018年調査) を用いて、国民基礎生活保障制度の受給有無を従属変数とした傾向スコアを推定し、トリートメントグループとコントロールグループのマッチングを行った。本稿のマッチングで用いた従属変数と独立変数は表2にまとめられている。

マッチングを行う際にはキャリパー (caliper) の値として傾向スコアの標準偏差の0.2倍がよく用いられるため (唐永ほか、2018)、本稿でもそれを準用している。コントロールグループとトリートメントグループの比率については、4:1マッチングを行った。その結果、16,202個のサンプルのうち、コントロールグループのサンプル数が15,297個、トリートメントグループのサンプル数が905個となった。さらに、傾向スコアの近いサンプルを対象に4:1マッチングを行った結果、最終的に4,380個のサンプルが選ばれ、コントロールグループのサンプル数が3,504個、トリートメントグループのサンプル数が876個選ばれた。下記の図1は傾向スコアマッチングを行う前後の傾向スコアの分布を比較したものである。傾向スコアマッチングによって異質の集団が比較可能な類似した集団として変わっていることがわかる。

表2 傾向スコアマッチングの変数

変数		変数の説明	
従属変数	基礎生活保障の受給有無	受給=1、非受給=0	
独立変数	個人	年齢	歳
		性別	男=1、女=0
		教育水準	専門学校退学以上=1、高卒以下=0
		健康状態	5点尺度 非常に悪い=1、悪い=2、普通=3、良い=4、非常に良い=5
		就業	就業=1、非就業=0
	世帯	世帯員数	人
		世帯形態 ⁶⁾	一般世帯=1、脆弱世帯=0

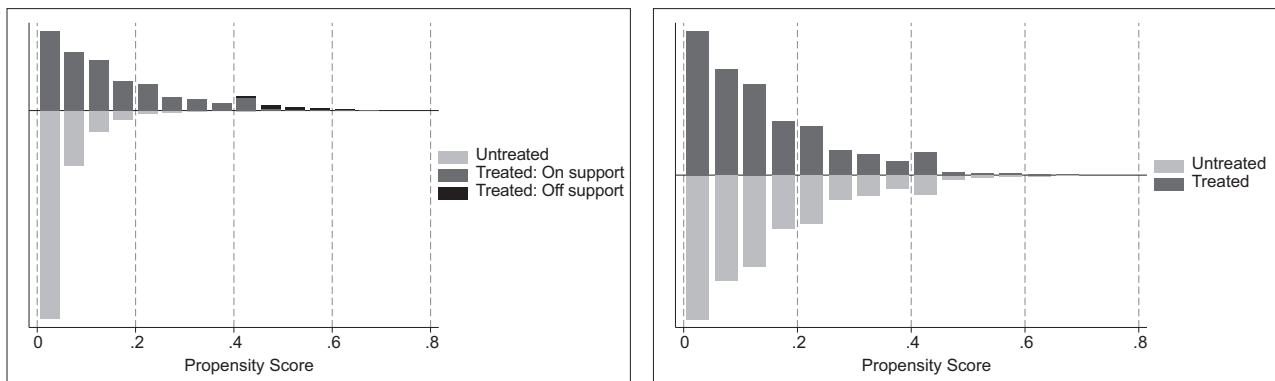


図1 傾向スコアマッチング前後のスコア分布

(3) 差分の差分推定法

政策効果の分析手法としては費用対効果分析をはじめ、様々な分析手法があるが、本稿では、政策の変更やプログラム等の導入の効果を測定する際に最適化している因果推定手法の一つである「差分の差分推定法」(Difference-in-Differences, DID) (以下、「DID 推定」という。)を用いることとする。

政策変更効果の大きさを測るためには、効果を測りたい分析対象としてのトリートメントグループと、その比較対象となるコントロールグループを設定しなければならない。この両グループの平均値の変化の差を比較することにより、政策変更効果の大きさが推定できる。そして、DID 推定ではトリートメントグループとコントロールグループの制度実施前後のアウトカムの差を算出し、さらに、その差についてグループ間での平均的な差を測る。これが DID 推定で想定される平均処置効果(Average Treatment Effect, ATE)である。表3の δ が平均処置効果(ATE)であり、本研究において推定しようとするものとなる。

したがって、本稿の DID 推定では次の(2)式のような推定式を用いる。

$$Y_{it} = \alpha + \beta TREATMENT_{it} + \gamma YEAR_{it} + \delta (TREATMENT_{it} \cdot YEAR_{it}) + \phi X_{it} + F_i + v_{it} \quad (2)$$

ただし、 Y_{it} は政策効果の指標、 $TREATMENT_{it}$ はトリートメントグループに1、コントロールグループに0をとるダミー変数、 $YEAR_{it}$ は制度改正後が1、改正前が0をとるダミー変数、 X_{it} はコントロール変数、 F_i はパネルデータにおける固定効果、 α は固定項、 $\beta, \gamma, \delta, \phi$ は各変数の推定係数、 v_{it} は誤差項を表す。したがって、推定係数の一つである δ の特徴に本稿の関心がある。

本稿で DID 推定のために使用する変数の詳細は表4にまとめられている。従属変数としては就労有無、年間勤労時間および年間勤労収入を設定している。独立変数としては、2015年度の制度改正後を意味する2018年を1、改正前を意味する2014年を0とする時期ダミー、基礎生活保障受給者を意味するトリートメントグループを1、比較対象となるコントロールグループを0とするグループダミーを設定した上、今回の研究目的でもある基礎生活保障受給者に対する制度改正の効果を測定するための交差項ダミーを用意した。そして、コントロール変数としては年齢、性別、教育水準、健康状態、結婚、年間年金受給額、世帯主有無、世帯員数等を用いて分析を行った。

表3 差分の差分推定の原理

	2015年改正前 (2014年) ($YEAR_{it}=0$) (A)	2015年改正後 (2018年) ($YEAR_{it}=1$) (B)	差(B)-(A)
トリートメントグループ ($TREATMENT_{it}=1$) (1)	$\alpha+\beta$	$\alpha+\beta+\gamma+\delta$	$\gamma+\delta$
コントロールグループ ($TREATMENT_{it}=0$) (2)	α	$\alpha+\gamma$	γ
差(1)-(2)	β	$\beta+\delta$	δ (DID)

表4 差分の差分推定に用いる変数

変数		変数の説明
従属変数	就労有無	就労=1、非就業=0
	年間労働時間	年間労働時間 (1年間就労した月×就労した月の平均労働時間)
	年間勤労収入	単位：万ウォン
独立変数	時期ダミー	2018=1、2014=0
	トリートメントグループダミー	トリートメントグループ=1、コントロールグループ=0
	交差項ダミー	時間ダミー×グループダミー
コントロール変数	年齢	歳
	性別	男=1、女=0
	教育水準	高校卒業以上=1、高校卒業未満=0
	健康状態	非常に悪い=1、悪い=2、普通=3、良い=4、非常に良い=5
	結婚	結婚(同居)=1、その他=0
	基礎生活保障受給	受給=1、非受給=0
	年間年金受給額	万ウォン
	世帯主	世帯主=1、その他=0
世帯員数	人	

5. 分析結果

(1) 記述統計

記述統計の結果は表5に詳細にまとめられている。サンプル数は4,380個である。まず、本稿で検証しようとする従属変数について概観すると、就労有無については45%程度が就労をしている、1人当たり平均年間労働時間は934時間、1人当たり年間勤労収入は1,307万ウォンという結果が得られた。そして、性別は約41%が男性、平均年齢は47.6歳であった。

(2) 受給者の就労有無に与える影響

ここでは2015年度の制度改正が受給者の就労有無についてどのような影響を与えているかを分析するために、4種類の推定モデルを設定してロジスティックス回帰分析を行った。DID推定を行うために、時期ダミーとトリートメントグループダミーを設定した上、DID推定のために2つのダミー変数の交差項について分析を行った。その結果は表6にまとめられている。

まず、モデル(1)では独立変数のみで単純推定を行ったが、いずれも統計的に有意ではなかった。推定モデル(2)では性別と年齢を、推定モデル(3)では結婚、世帯主、世帯員数をさらに追加しており、推定モデル(3)では教育水準、健康状態および年間年金受給額を加えた式で推定を行った。コントロール変数を追加したモデル(2)からモデル(4)においてもモデル(4)のトリートメントグループダミー以外は有意ではない結果が得られた。モデル(4)ではトリートメントグループダミー変数の推定係数が-0.203 ($p<.05$) の有意な結果が得られ、国民基礎生活保障受給者であれば、就労に負の影響を与えている結果となった。

上記でも簡単に言及したが、本研究で明らかにしようとした2015年の給付体制改正が国民基礎生活保障受給者の就労有無に対する影響を表す交差項ダミーに関しては、いずれのモデルにおいても正の値を表しており、2015年の改正が基礎生活保障受給者の就労を促進して

表5 記述統計量

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
就労有無	4,380	0.457991	0.498289	0	1
年間勤労時間	4,380	933.5752	1116.327	0	5760
年間勤労収入 (単位: 万ウォン)	4,380	1307.458	3878.579	-2845	86292
時期ダミー	4,380	0.467352	0.49899	0	1
トリートメントグループダミー	4,380	0.2	0.400046	0	1
交差項ダミー	4,380	0.087443	0.282515	0	1
性別	4,380	0.406164	0.491172	0	1
年齢	4,380	47.62831	14.68714	22	68
教育水準	4,380	0.23379	0.423289	0	1
健康状態	4,380	3.154566	0.97612	1	5
結婚	4,380	0.429452	0.495055	0	1
基礎生活保障受給	4,380	0.2	0.400046	0	1
年間年金収入 (単位: 万ウォン)	4,380	30.82909	129.2626	0	1608
世帯主	4,380	0.453196	0.497861	0	1
世帯員数	4,380	2.730365	1.291191	1	8
世帯類型	4,380	0.755936	0.42958	0	1
傾向スコア	4,380	0.146428	0.138012	0.004757	0.766129

表6 就労有無に関する DID 推定の結果

変数	モデル(1)	モデル(2)	モデル(3)	モデル(4)
時期ダミー	-0.0332 (0.0678)	-0.0130 (0.0688)	-0.0509 (0.0723)	0.000368 (0.0746)
トリートメントグループダミー	-0.126 (0.102)	-0.129 (0.103)	-0.133 (0.108)	-0.203* (0.110)
交差項ダミー	0.0329 (0.153)	0.0243 (0.155)	0.0560 (0.161)	0.0402 (0.164)
性別		0.588*** (0.0624)	0.266*** (0.0694)	0.250*** (0.0714)
年齢		-0.00845*** (0.00209)	-0.0327*** (0.00313)	-0.00894** (0.00364)
結婚			0.738*** (0.0861)	0.685*** (0.0887)
世帯主			1.342*** (0.0887)	1.378*** (0.0909)
世帯員数			0.175*** (0.0319)	0.152*** (0.0330)
教育水準				0.647*** (0.0895)
健康状態				0.396*** (0.0385)
年間年金受給額				-0.00169*** (0.000306)
定数項	-0.131*** (0.0467)	0.0218 (0.112)	-0.0770 (0.182)	-2.494*** (0.262)
サンプル数	4,380	4,380	4,380	4,380

注) *p<.05, **p<.01, ***p<.001

いるような傾向を表しているが、統計的に有意な結果ではないためその傾向が存在するという結論には至らなかった。得られた傾向からその原因を類推してみると、制度改正により一括給付ではなく個別給付となったため、最低生活費の保障に当たる生計給付以外の給付を受

給するようになったとしても、生活のためには就労を選択せざるを得なかったという推論が可能であろう。

一方、コントロール変数として用いた性別、年齢、結婚、世帯主、世帯員数、教育水準、健康状態および年間年金受給額は、いずれのモデルにおいてもすべて統計的

に有意な推定結果が得られた。モデル(4)での推定係数は、男性が0.250 (p<.001)、結婚して同居しているが0.685 (p<.001)、世帯主が0.378 (p<.001)、世帯員数が0.152 (p<.001)、教育水準が0.647 (p<.001)、健康状態が0.396 (p<.001) の結果となり、就労と強い正の因果関係にある結果が得られた。一方、年齢は-0.00894 (p<.01) であり、就労とは負の因果関係にある結果を表した。これらコントロール変数の結果は社会の一般的な傾向と一致する結果であろう。

(3) 受給者の年間勤労時間に与える影響

ここでは受給者の年間勤労時間について分析を行った。労働供給の側面を把握するためには、就労有無だけでなく、勤労時間の変化も重要な尺度となる。ここでは2015年の制度改正が基礎生活保障受給者の年間勤労時間にどのように影響しているかを明らかにするために、パネルデータ分析に有用な固定効果モデルを用いて DID 分析を行った。モデル(1)からモデル(4)までは、従属変数が年間勤労時間 (単位: 時間) であるが、モデル(5)からモデル(8)までの従属変数は、年間勤労時間に自然対数を取った値であり、年間勤労時間の変化率を表す。自然対数を取ったために年間勤労時間が 0 であるサンプルは除

かれ、モデル(5)からモデル(8)まではサンプル数が4,380から2,151に減少している。年間勤労時間に関する推定結果は表7の通りである。

勤労時間に与える影響に関しても上記の就労有無と類似した推定結果となっていることがわかる。年間勤労時間においても年間勤労時間の変化率においても、いずれも統計的に有意に2015年より2018年の方が減少している結果となっており、また、国民基礎生活保障受給者の方が減少している結果となっている。とりわけ、受給者は受給者ではない人と比べ、年間勤労時間が290.8時間も短く、年間勤労時間の減少率も29.8%に及ぶことが明らかになった。

一方、本研究で最も焦点を当てている交差項ダミーの効果は、いずれの推定モデルにおいても有意義ではなかったが、基礎生活保障を受給し続けている場合、2015年の前後では年間勤労時間と年間労働時間の変化率が増加している結果が得られた。この結果は統計的に有意ではなく因果関係を認めることができないが、推論として上記の就労有無の方で論じたようなことが背景となっていると考えられる。

コントロール変数として用いた変数がモデル(8)におい

表7 年間勤労時間に関する DID 推定の結果

変数	モデル(1)	モデル(2)	モデル(3)	モデル(4)	モデル(5)	モデル(6)	モデル(7)	モデル(8)
時期ダミー	-74.77** (37.57)	-74.42** (37.38)	-86.56** (36.29)	-66.03* (36.24)	-0.119*** (0.0301)	-0.110*** (0.0300)	-0.0963*** (0.0297)	-0.102*** (0.0300)
トリートメントグループダミー	-298.1*** (56.32)	-298.6*** (55.98)	-268.0*** (54.21)	-290.8*** (53.74)	-0.325*** (0.0468)	-0.326*** (0.0465)	-0.308*** (0.0468)	-0.298*** (0.0467)
交差項ダミー	39.83 (84.46)	28.39 (83.97)	46.95 (80.58)	47.64 (79.90)	0.0423 (0.0702)	0.0397 (0.0698)	0.0342 (0.0687)	0.0401 (0.0684)
性別		242.5*** (34.00)	105.4*** (35.24)	92.91*** (34.95)		0.0600** (0.0271)	-0.0229 (0.0308)	-0.0310 (0.0310)
年齢		2.800** (1.139)	-8.036*** (1.519)	-0.501 (1.746)		0.00474*** (0.00106)	0.000998 (0.00134)	-0.00252 (0.00157)
結婚			492.9*** (42.01)	461.5*** (41.75)			0.142*** (0.0345)	0.156*** (0.0345)
世帯主			566.3*** (41.88)	557.5*** (41.56)			0.206*** (0.0344)	0.207*** (0.0343)
世帯員数			108.5*** (15.77)	96.55*** (15.72)			0.0506*** (0.0123)	0.0493*** (0.0124)
教育水準				139.7*** (43.41)				-0.127*** (0.0354)
健康状態				149.7*** (18.40)				0.00507 (0.0151)
年間年金受給額				-0.476*** (0.130)				0.000505*** (0.000140)
定数項	1,025*** (25.89)	793.7*** (61.37)	599.0*** (90.83)	-200.1 (124.6)	7.516*** (0.0208)	7.260*** (0.0565)	7.143*** (0.0762)	7.319*** (0.106)
サンプル数	4,380	4,380	4,380	4,380	2,151	2,151	2,151	2,151
R-squared	0.011	0.023	0.101	0.120	0.041	0.052	0.086	0.097

注) *p<.05, **p<.01, ***p<.001

て勤労時間の変化率に与える影響については、結婚、世帯主、世帯員数および教育水準が有意な結果が得られており、結婚して同居している場合は15.6%、世帯主の場合は20.7%、世帯員数が1人増えれば4.93%の勤労時間の増加という結果が得られており、教育水準が高ければ逆に12.7%労働時間が減少する結果となった。他のモデルにおける詳細結果については表7を参照されたい。

(4) 受給者の年間勤労収入に与える影響

最後に、基礎生活保障受給者の年間勤労収入に与える影響に関して推定を行った。ここでは上記の年間勤労時間分析と同様に固定効果モデルを用いてDID分析を行った。また、モデル(1)からモデル(4)までは従属変数が年間勤労収入(単位:万ウォン)であるが、モデル(5)からモデル(8)までの従属変数は、年間勤労収入に自然対数を取った値であり、年間勤労収入の変化率を表す。年間勤労収入に関する推定結果は表8の通りである。

年間勤労収入に与える影響についても上記の(3)の年間勤労時間に関する分析と類似した結果が得られた。今回も年間勤労収入と年間勤労収入の変化率においてもいずれも統計的に有意に2015年より2018年の方が減少した。次に、当然な結果かもしれないが受給者の方が年間勤労

収入が少ない結果が得られたが、具体的には950万ウォンから1,007万ウォン少なく、割合としては52.7%から60.5%少ない推定値が得られた。しかし、受給者に対する2015年度給付体系改正の効果を推定する交差項では、残念ながらいずれのモデルにおいても統計的に有意な結果が得られなかったが、金額においても変化率においても正の値が得られている。この結果に関しては、韓国社会の名目所得の上昇を一部反映しているともみなせる。

最後に、モデル(4)とモデル(8)を比較しながらコントロール変数が与えている影響について考察する。2つのモデルとも性別、年齢、結婚、世帯主、世帯員数、教育水準、健康状態の変数から統計的に有意な結果が得られており、正負においても同じ結果が得られた。具体的には、世帯主が世帯主ではない人より1,780万ウォン(75.6%)多い、既婚して同居している方がそうではない人より1,235万ウォン(61.2%)多い、男性が女性より765万ウォン(18%)多い結果が得られた。さらに、教育水準が高ければ591万ウォン(18%)多く、健康状態が良ければ331万ウォン(16.6%)多い結果が得られた。一方、年齢が1歳上がるにつれ11万8千ウォン(1%)が減少した。

表8 年間勤労収入に関する DID 推定の結果

変数	モデル(1)	モデル(2)	モデル(3)	モデル(4)	モデル(5)	モデル(6)	モデル(7)	モデル(8)
時期ダミー	-221.7* (130.7)	-207.4 (129.1)	-263.0** (127.3)	-280.6** (127.8)	-0.133*** (0.0492)	-0.120** (0.0484)	-0.116** (0.0456)	-0.138*** (0.0454)
トリートメントグループダミー	-1,006*** (195.9)	-1,007*** (193.3)	-950.0*** (190.1)	-977.2*** (189.5)	-0.605*** (0.0779)	-0.598*** (0.0765)	-0.527*** (0.0723)	-0.569*** (0.0717)
交差項ダミー	327.0 (293.8)	278.0 (290.0)	327.1 (282.6)	377.5 (281.7)	0.0712 (0.117)	0.0751 (0.115)	0.0732 (0.107)	0.0921 (0.106)
性別		1,285*** (117.4)	803.8*** (123.6)	765.2*** (123.2)		0.437*** (0.0438)	0.196*** (0.0443)	0.180*** (0.0441)
年齢		5.389 (3.932)	-29.11*** (5.328)	-11.75* (6.156)		-0.00129 (0.00156)	-0.0185*** (0.00193)	-0.0101*** (0.00228)
結婚			1,283*** (147.3)	1,235*** (147.2)			0.646*** (0.0520)	0.612*** (0.0517)
世帯主			1,832*** (146.9)	1,780*** (146.5)			0.758*** (0.0528)	0.756*** (0.0522)
世帯員数			255.5*** (55.31)	237.5*** (55.43)			0.103*** (0.0192)	0.0963*** (0.0191)
教育水準				591.0*** (153.0)				0.180*** (0.0531)
健康状態				331.3*** (64.85)				0.166*** (0.0236)
年間年金受給額				0.615 (0.457)				-0.000301 (0.000207)
定数項	1,584*** (90.07)	803.1*** (211.9)	572.6* (318.5)	-1,338*** (439.1)	7.113*** (0.0338)	6.971*** (0.0827)	6.917*** (0.110)	5.978*** (0.160)
サンプル数	4,380	4,380	4,380	4,380	2,696	2,696	2,696	2,696
R-squared	0.008	0.035	0.085	0.094	0.039	0.074	0.196	0.215

注) *p<.05, **p<.01, ***p<.001

6. 結びに代えて

日本と同様に韓国においても、公的扶助制度において就労による経済的自立への誘因は、健康で文化的な最低限度の生活を保障することと一緒に主たる政策目標を構成する。自立の概念をめぐっては経済的自立のほかにも日常生活自立や社会生活自立も存在するが、少しでも稼働能力を有する受給者に対しては、就労による経済的自立を図る方向で政策が展開されているのは世界的な潮流ともいえる。韓国においても自活事業をはじめ、様々な経済的自立支援策が展開されている。

本稿は、公的扶助制度において経済的自立支援策が展開されているなか、公的扶助制度の給付体系そのものの変化が公的扶助受給者にどのような勤労誘因効果をもたらすかについて統計的手法を用いて検証を試みたものである。具体的には、傾向スコアマッチング法と DID 推定法をミックスした因果推定方法を用いて、韓国の国民基礎生活保障制度における2015年給付体系改革が基礎生活保障受給者の労働供給にどのような影響を与えたかを分析した。

その結果、労働供給の変化を測定するために用いた3つの従属変数である就労有無、年間勤労時間および年間勤労収入のいずれの変数に対しても統計的に有意な結果は得られなかった。この結果は、2015年に行われた国民基礎生活保障制度の給付体系改正、具体的には一括給付方式から個別給付方式への改正等が受給者の就労有無や勤労時間、勤労所得に影響を与えていないということを示唆するものではない。

統計的に有意ではないという結果は、制度改正前の時期を分析対象としたイサンウン（2004）の結果および制度改正後の研究ではあるが青年に限定して分析を行ったジョンソンジ・ハゼヨン（2019）の研究結果と同様である。一方、給付体系改正以前の研究ではあるが、ピョングクソン（2005）では中卒以下は高校中退よりも勤労時間が1.5倍減少するという結果を報告している。そして、本研究では受給者の方が3つの従属変数すべてにおいて、就労有無、年間勤労時間、年間勤労収入に強い負の影響を与えている結果が得られており、この結果からも2015年度の給付体系改革の影響が有意ではなかったから労働供給への効果は認められないと結論づけるよりは、試論の段階に留まった本研究の限界を修正した上、再度分析を試みる事が求められると考えられる。

まず、2015年に行われた給付体系改正を正確に反映すべきである。本稿では2015年の前後という時期ダミーを設定しているが、より正確に給付体系の実態を反映するためには、一括給付方式から個別給付公式への転換を

緻密にコントロールする必要がある。次に、本稿は一般労働市場への就労を測ったものであり、国民基礎生活保障制度上の条件付き就労支援制度である「自活事業」への参加は評価されていない。また、公的扶助を受給することに対する心理的变化に関する考慮も一切なされていない。スティグマやモラルハザード、就労意欲等も考慮する必要があると考えられる。また、雇用環境や最低賃金など経済状況の変化のコントロールも求められる。最後に、DID 推定では国民基礎生活保障制度の制度改正以外の社会的・経済的・文化的要因はコントロールグループにもトリートメントグループにも同じ影響を与えると仮定の下で分析する統計手法であるため、このような要因をいかにコントロール可能にするかも大きな課題となる。これらについては今後の研究課題としたい。

注

* 愛知県立大学教育福祉学部社会福祉学科准教授 (s-kim@ews.aichi-pu.ac.jp)

- 1) 日本の生活保護法では「扶助」という用語が使われているが、韓国の国民基礎生活保障法では「給与」用語が使われている。しかし、ここでは「給与」の代わりに「給付」という用語を使うこととする。
- 2) 生計給付、医療給付、住宅給付、教育給付、出産給付および葬祭給付は、それぞれ日本の生活扶助、医療扶助、住宅扶助、教育扶助、出産扶助および葬祭扶助に対応するとみなしてよいが、自活給付は、日本の生業扶助と生活困窮者自立支援制度を合わせたものに近い。
- 3) 詳細内容については、韓国労働研究院「韓国労働パネル調査の紹介」を参照せよ。
- 4) 詳細内容については、韓国保健社会研究院「韓国福祉パネル調査の紹介」を参照せよ。
- 5) 本稿で用いる傾向スコアマッチング法と差分の差分推定法に関する説明では、同様の統計的技法を使った金碩浩（2022）を大いに参考・引用している。
- 6) ここでの脆弱世帯とは、単身世帯、ひとり親世帯、少年少女世帯および祖父母世帯をさす。

参考文献

- 金碩浩（2008）「韓国の公的扶助制度におけるワークフェアの構造と課題——国民基礎生活保障法における『自活事業』を中心に」『社会保障法』第23号、pp. 60-74.
- 松江曉子（2023）『韓国の公的扶助——「国民基礎生活保障」の条件付き給付と就労支援』明石書店
- 康永秀生・笹淵裕介・道端伸明・山名隼人（2018）『できる傾向スコア分析：SPSS・Stata・Rを用いた必勝マニュアル』金原出版
- 김윤영. 2015. 맞춤형 개별급여 평가와 전망: 후퇴 일로의 기초생활보장제도를 바로잡자. 복지동향, 205호, pp. 48-54. (김윤영 (2015) 「オーダーメイド型個別給付の評価と展望：後退一路の基礎生活保障制度を正そう」『福祉動向』205号、pp. 48-54.)
- 김태완, 김미곤, 김문길, 강성호, 김대철, 이서현. 2011. 기초생활보장제도 재정평가 및 재정추계 기본모형 개발연구. 한국보건사회연구원. (김태완・김미곤・김문길・강성호・김대철・이서현 (2011) 『基礎生活保障制度の財政評

- 価および財政推計の基本モデル開発研究』韓国保健社会研究院)
- 김태완, 김문길, 전지현, 한민아. 2010. 기초보장제도 생계보장 평가와 정책방향. 한국보건사회연구원. (김테완·김문길·전지현·한민아 (2010) 『国民基礎生活保障制度の生計保障の評価と政策方向』 韓国保健社会研究院)
- 박상현, 김태일. 2011. 기초생활보장제도가 노동공급과 성과에 미치는 영향. 한국정책학보, 20(4), pp. 277-307. (박상현·김태일 (2011) 「基礎生活保障制度が労働供給と成果に与える影響」 『韓国政策学報』 20(4), pp. 277-307.)
- 변금선. 2005. 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과. 노동정책연구, 5(2), pp. 31-58. (변금선 (2005) 「国民基礎生活保障制度が労働供給に与える効果」 『労働政策研究』 5(2), pp. 31-58.)
- 보건복지부, 한국보건사회연구원. 2020. 국민기초생활보장제도 20년사. (보건복지부·한국보건사회연구원 (2020) 『国民基礎生活保障制度20年史』)
- 이래혁, 남재현. 2020. 2015년 국민기초생활보장제도 개편이 빈곤층의 물질적 어려움에 미치는 영향, 보건사회연구, 40(3), pp. 85-113. (이래혁·남재현 (2020) 「2015年の国民基礎生活保障制度の改変が貧困層の物質的困窮に与える影響」 『保健社会研究』 40(3), pp. 85-113.)
- 이상은. 2004. 국민기초생활보장제도의 노동공급 효과. 한국사회복지학, 56(2), pp. 71-91. (이상은 (2004) 「国民基礎生活保障制度の労働供給効果」 『韓国社会福祉学』 56(2), pp. 71-91.)
- 이승윤, 김윤영. 2016. 박근혜 정부의 국민기초생활보장법 급여체계 개편 논쟁에 대한 비판적 고찰. 비판사회정책, 51호, pp. 92-132. (이승윤·김윤영 (2016) 「朴槿惠政権における国民基礎生活保障法の給付体系改変論争に対する批判的考察」 『批判社会政策』 第51号, pp. 92-132.)
- 이태진, 이원진, 오옥찬, 김성아, 여유진, 구인희, 김미곤. 2020. 국민기초생활보장제도의 효과분석—시행 20년의 변화와 과제. 한국보건사회연구원. (이태진·이원진·오옥찬·김성아·여유진·구인희·김미곤 (2020) 「国民基礎生活保障制度の效果分析—施行20年の変化と課題」 韓国保健社会研究院)
- 손병돈. 2004. 국민기초생활보장제도의 빈곤완화 효과 분석: 생활보호제도와의 비교를 중심으로. 사회복지연구, 25권, pp. 91-116. (손병돈 (2004) 「国民基礎生活保障制度の貧困緩和効果の分析: 生活保護制度との比較を中心に」 『社会福祉研究』 25卷, pp. 91-116.)
- 정성지, 하재영. 2019. 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계 개편의 근로유인효과: 청년층을 중심으로. 사회복지연구, 50(3), pp. 161-184. (정성지·하재영 (2019) 「国民基礎生活保障制度におけるオーダーメイド型給付体系改変の勤勞誘因効果: 青年層を中心に」 『社会福祉研究』 50(3), pp. 161-184.)
- 정지운, 김성태, 임병인. 2016. 국민기초생활보장 급여의 분배효과 분석: 비용효과성의 관점으로. 한국경제연구, 34(2), pp. 73-92. (정지운·김성태·임병인 (2016) 「国民基礎生活保障給付の分配効果の分析: 費用効果性の観点から」 『韓国經濟研究』 34(2), pp. 73-92.)
- 한국노동연구원 「한국노동패널조사 소개」 (韓國労働研究院 「韓国労働パネル調査の紹介」 <https://www.kli.re.kr/klips> (2022年 7月 30日現在))
- 한국보건사회연구원 「한국복지패널연구 소개」 (韓国保健社会研究院 「韓国福祉パネル調査の紹介」 <https://www.koweps.re.kr> (2022年 7月 30日現在))