

# 韓国の老人長期療養保険制度の労働供給効果

—主たる家族介護者である女性家族を中心に—<sup>†</sup>

金 碩浩\*

## 要 約

家族介護の負担を軽減すると同時に、急速な少子高齢化に伴う介護ニーズへの社会的対応を図ることを目的として、韓国においても日本の介護保険制度に相当する「老人長期療養保険制度」が2008年7月に施行された。本研究では、老人長期療養保険制度の導入が主たる家族介護者である女性家族の介護負担を軽減し労働市場への参加を促しているか否かの実証を試みた。ソウル大学と韓国保健社会研究院が構築・管理している「韓国福祉パネル」の第3次と第11次データを使用し、交絡因子をコントロールするための傾向スコアマッチング法（Propensity Score Matching, PSM）と差分の差分推定法（Difference-in-Differences, DID）を用いて分析した。分析結果、単純DID推定では、経済活動参加有無、年間勤労所得および年間勤労時間のいずれに対しても統計的に有意な効果が確認できなかった。しかし、コントロール変数を用いたより精緻なDID分析では、年間勤労所得に関して有意な負の効果が示された。この結果は、日本の介護保険制度よりも制度設計が小規模のゆえに、老人長期療養保険制度がインフォーマルな家庭内介護を代替していないと推察できる。

**キーワード：** 老人長期療養保険、女性家族、労働供給効果、差分の差分推定法（Difference-in-Differences, DID）、傾向スコアマッチング法（Propensity Score Matching, PSM）

## I. はじめに

2000年8月、韓国においても日本の介護保険制度に相当する「老人長期療養保険制度」（以下、「療養保険制度」という。）が社会保険制度として導入された。同制度の導入背景について運用主体である国民健康保険公団は、「特に、高齢化の進展とともに、核家族化や女性の経済活動への参加拡大により、従来では家族が担うべきものとして認識していた介護問題は、これ以上個人や家族に負担させるべきではなく、これらに対する社会的・国家的な責務が強調されている。」と述べている（国民健康保険公団2017）。すなわち、社会的にも経済的にも従来の家族による生活保障機能が期待できなくなったため、社会全体で支え合う新たな制度づくりに踏み切ったといえる。

療養保険制度の導入により、家族介護から介護の社会化へとパラダイムがシフトし、療養保険制度利用者の健康増進や家族介護の負担軽減、家族の生活の質（QOL）の向上等、多様な効果が期待される（イヒョンジュ 2015）。そのなかでも要介護者を抱える家族の労働市場への労働供給に大きな影響を与えることが期待されている。従来では介護は家族が、とりわけ妻や嫁、娘等の女性家族が直接行うインフォーマルな介護が一般的であったが、今日においては療養保険制度によりフォーマルな介護

---

<sup>†</sup> 本研究は2018年9月15日に北海学園大学にて行われた社会政策学会第137回秋季大会自由論題報告（H：東アジアの社会保障）を大幅に修正・加筆したものである。

（所 属）

\*山梨県立大学人間福祉学部福祉コミュニティ学科、講師（s-kim@yamanashi-ken.ac.jp）

サービスが提供されると同時に、男女平等意識の拡散による女性の社会進出の拡大、居住費や教育費等の高騰により共働きを余儀なく強られる経済状況といった社会情勢と相まって、女性の労働市場への進出機会が拡大した。

介護と労働供給との因果関係を分析した先行研究は多数存在するが、介護の社会化・制度化を先に進めてきた欧米諸国や日本での研究が主流となっており、韓国では療養保険制度が成立して10年目を迎えているにもかかわらず、療養保険制度の導入が家族介護者にどのような影響を与えているのかを、家族の労働供給の視点からその影響を分析した論文は、イヒョンジュ（2015）とクオンヒョンジョン・コジヨン（2015）にととどまっているのが現状である。

海外の先行研究では、インフォーマルな家族内での介護は家族介護者への負担を増大させ労働市場への参加率を制限し（Pezzin et al., 1996; Carmichael et al., 2003; Viitanen, 2005; Heitmueller, 2007; Watt, 2008; Van Houtvena et al., 2013）、労働時間を減少させている（Ettner, 1995; Johnson et al., 2000; Meng, 2009）ことを明らかにしている。そして、フォーマルな介護制度の導入がインフォーマルな介護を代替し家族介護者への労働供給効果をもたらしているかを分析した研究もある（Noguchi et al., 2007; Shimizutani et al., 2008; 小原, 2009; Sugawara et al., 2014）。

療養保険制度の設計当時から日本の介護保険制度をベンチマーキングしてきたことや、少子高齢化や核家族化、非正規雇用率が高い雇用構造、1人当たり購買力平価 GDP 水準といった社会構造が類似していることから、ここでは日本と韓国を分析対象とした先行研究を中心に概観する。

Noguchi et al. (2007) は、介護保険制度の労働供給効果を、介護保険制度史上最も大きな改正が行われた平成17（2005）年改正（平成18（2006）年4月等施行）の前後のデータ（2006年3月と11月のデータ）を用いて差分の差分推定（Difference-in-Differences, DID）を行い、介護保険導入がインフォーマルな介護を行う女性世帯員に労働供給効果を及ぼさなかったことを明らかにした。制度の定着までは一定の時間が必要であることをその理由として述べている。小原（2009）は、2004年の横断面データを用い、親から相続予定があるという情報が子の介護決定のコントロール変数として採用され、介護と市場労働の相互関係を分析した。子の市場労働意欲は介護意欲を必ずしも抑制しないが、介護意欲は子の市場労働意欲を低下させることが示された。Shimizutani et al. (2008) は、2000年の介護保険制度導入を自然実験としてとらえ、介護の社会化が女性の労働参加に影響を与える影響を分析した。DID 推定を用いた結果、2001年の女性労働市場参加には影響を及ぼさなかったが、2002年には正の効果があったことを明らかにした。さらに、Sugawara et al. (2014) は、介護保険の労働供給効果を施行前と2005年度改正前、改正後のデータ（それぞれ1998年、2004年、2010年のデータ）を用いて推定している。その結果、男性高齢者への介護は女性の労働供給の障害ではなくなったが、女性介護者への介護は依然として負担であることや、介護の必要性は、正規の労働者である可能性を減らすことが明らかになった。しかし、雇用時間の減少率が2010年度は2004年度よりも改善されことも明らかになり、介護保険制度による効果が一定程度現れつつあるとしている。

次は韓国の先行研究分析である。まず、イヒョンジュ（2015）では、韓国の療養保険制度が利用者世帯に与える労働供給効果について、2007年と2011年のデータを用いて DID 分析を行った。その結果、就業と勤労時間には統計的に有意な影響を与えていないが、勤労日数にはその影響は小さいものの有意な正の効果があることが示された。クオンヒョンジョン・コジヨン（2015）では、2007年と2013年のデータを用いて傾向スコアマッチング法を取り入れ DID 推定を行ったが、世帯員全体に対しても女性世帯員に対しても有意な療養保険の労働供給効果は示されなかった。しかし、

イヒョンジュ (2015) は、療養保険受給者が在宅サービス利用者に偏っていることをはじめ、トリートメントグループとコントロールグループ間に存在する単純には比較できないグループ間の差を考慮していないこと等の限界がある。また、クォンヒョンジョン・コジヨン (2015) は、傾向スコアマッチング法を用いることにより比較可能なグループにしているものの、最後のグループ間のマッチングが行われないうまま推定を行ったこと等の問題がある。

本研究では先行研究の限界である推定方法の精緻化を図るとともに、労働供給効果に影響を与えるコントロール変数の選択をより厳密化する作業を施した上、韓国の療養保険制度の導入が主たる家族介護者である女性家族の介護負担を軽減し労働市場への参加を促しているか否かを実証することとする。すなわち、療養保険制度が女性家族に与える労働供給効果の推定を行う。なお、実証分析には、韓国保健社会研究院とソウル大学社会福祉研究所が共同で構築・管理している「韓国福祉パネル」(Korea Welfare Panel Study, KoWePS) を用いる。

## II. 韓国社会の概観

2000年に高齢化社会になった韓国は、その後17年間で高齢社会に突入した。高齢化のスピードは日本よりも速く、世界に例を見ない。統計庁 (2020a) は、2020年に15.7%であった高齢化率が2026年には超高齢社会の基準である21%に達すると推計している。このまま高齢化が進むと、2045年には高齢化率が47.7%に達すると見込まれている。急速な高齢化の進展に伴い、療養保険の申請者と受給者も急増しており、2012年時点ではそれぞれ64.3万人と36.9万人であったのが、2016年では84.8万人と52万人に増加した。5年間で31.9%と40.7%の増加率を記録している。また、高齢者人口対受給者比率も6.2%から7.5%と、1.3%上昇している (国民健康保険公団2017)。一方、2015年に1.24であった合計特殊出生率は、2017年に1.0となり、2018年にはついに1.0を下回る0.98を記録した。現在もそのまま低下し続け、2020年の合計特殊出生率は0.84を記録している (統計庁2020b)。

少子高齢化に伴い、人口構造にも変化が現れているが、その中でも生産年齢人口の減少が特徴的である。統計庁 (2019) は、2010年に73.1%であった生産年齢人口の割合が2030年には65.4%、2050年には51.3%にまで減少すると推計している。生産年齢人口の減少問題は、社会を持続可能にする経済成長と社会保障制度の維持を困難にする要因とされており、その対策の一環として取り組まれているのが、女性労働力の活用である。韓国の15歳以上の女性経済活動参加率は、2012年に50%を初めて超えて50.1%を記録したが、約10年経った2020年においても52.8%にとどまっており、半数近くの女性が経済活動に参加していない (統計庁2021)。さらに、韓国の女性経済活動参加率は30代と40代の経済活動参加率が低くなる典型的なM字型カーブを描いており、単に就業率が低いだけでなく、就業の質の面においても大きな課題に直面している。

## III. データ

本研究では、韓国保健社会研究院とソウル大学社会福祉研究所が共同で構築・管理している「韓国福祉パネル」(Korea Welfare Panel Study, KoWePS) を用いる。韓国福祉パネルは2006年に7,072世帯を対象に第1次調査をはじめ、2020年まで毎年調査が行われ、現在15年間のパネルデータが構築されている。2012年の第7次調査において新規標本が1,800世帯追加されている。2016年の第11次調査において、初期標本が4,560世帯、追加標本が1,534世帯となっており、初期標本の維持率は64.48%である。

韓国福祉パネルは、世帯調査、世帯用調査および付加調査に分けられている。世帯調査では世帯一般事項、健康および医療、経済活動状況、社会保険や個人年金等の状況、住居、生活費、所得、負債および利子、世帯の資産、生活状況、国民基礎生活保障制度、福祉サービスの利用、老人世帯の福祉サービスの利用、児童世帯の福祉サービスの利用、障害者世帯の福祉サービスの利用、家族等について調査している。世帯員調査では、社会保険・退職金・個人年金、勤労、生活の実態および満足度と意識、社会的環境に対する意識、生活習慣および家族関係と精神健康について調べている。付加調査では、3年毎に児童、福祉認識、障害者について調査を行っている。

本研究では、療養保険制度施行前の2008年の第3次データ（調査時期は2007年）と施行後の2016年の第11次データ（調査時期は2015年）を用いることとする。具体的には療養保険制度の対象である65歳以上の高齢者が居る世帯の18歳以上65歳未満の女性世帯員を分析の対象とする。韓国での介護者の性別分布をみると、男性が25.7%、女性が74.3%で、ほとんど女性が介護者となっており（ジョンギョンヒ他、2001）、家族等のインフォーマルな介護を担い手としては、配偶者が40.1%として最も高く、娘23.1%、嫁16.5%、息子15.3%の順となっており、女性の介護負担が圧倒的に高いことがうかがえる（保健福祉部、2017）。したがって、公的制度である療養保険制度の導入が、主たるインフォーマルな介護者である女性家族の就業行動にどのような影響を与えているかを分析することは、女性の社会進出による男女共同参画社会の実現という面からも、生産年齢人口が減少し始めた人口構造の変化において生産要素の主軸の一つである労働力の確保という側面からも、有意義な作業であると考えられる。

#### IV. 分析方法

##### 1. 差分の差分推定法 (Difference-in-Differences, DID)

本研究は、療養保険制度の労働供給という政策効果を分析することが目的である。政策効果の分析手法としては費用対効果分析 (cost-effectiveness analysis) をはじめ、様々な分析手法があるが、本稿では、政策変更やプログラム等の導入などの効果を測定に用いられる差分の差分推定法 (Difference-in-Differences, DID) (以下、「DID分析」という。) を用いる。

療養保険制度導入の政策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トリートメントグループ (treatment group) とその比較対象となるコントロールグループ (control group) を設定することが必要となる。この両グループの平均値の変化の差を見ることにより、制度導入効果の大きさが推定できる。

そして、DID分析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差を測る。これがDID分析で想定される平均処置効果 (Average Treatment Effect, ATE) である。<表1>の太枠で囲んでいる $\delta$ 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。

&lt;表1&gt; DID 分析のイメージ

	療養保険制度導入前 (A) ( $Year_{it} = 0$ )	療養保険制度導入後 (B) ( $Year_{it} = 1$ )	差 (B-A)
トリートメントグループ (1) ( $TRE_{it} = 1$ )	$\alpha + \beta$	$\alpha + \beta + \gamma + \delta$	$\gamma + \delta$
コントロールグループ (2) ( $TRE_{it} = 0$ )	$\alpha$	$\alpha + \gamma$	$\gamma$
差 (1-2)	$\beta$	$\beta + \delta$	$\delta$ (DID)

DID 分析では、次のような推定式を推定する。

$$Y_{it} = \alpha + \beta TRE_{it} + \gamma Year_{it} + \delta (TRE_{it} \cdot Year_{it}) + \phi X_{it} + F_i + v_{it} \quad (1)$$

ただし、 $Y_{it}$  は政策効果の指標、 $TRE_{it}$  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、 $Year_{it}$  は療養保険実施後に1、実施前に0をとるダミー変数、 $X_{it}$  はコントロール変数、 $F_i$  は固定効果、 $\alpha$  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。

## 2. 傾向スコアマッチング法 (Propensity Score Matching, PSM)

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とコントロールグループの属性は類似するほどが望ましいとされる。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  $TRE_i$  を説明変数、属性  $Z_i$  を説明変数とする (2) 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。

$$\Pr(TRE_i = 1|Z_i) = \frac{e^{\alpha + \beta Z_i}}{1 + e^{\alpha + \beta Z_i}} \quad (2)$$

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。

本研究では、DID 分析によって療養保険制度が与える女性の労働供給効果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、韓国福祉パネル第11次データ (2016年データ) を用いて老人長期療養給付 (以下、「療養給付」という。) 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傾向スコアマッチングを行った。

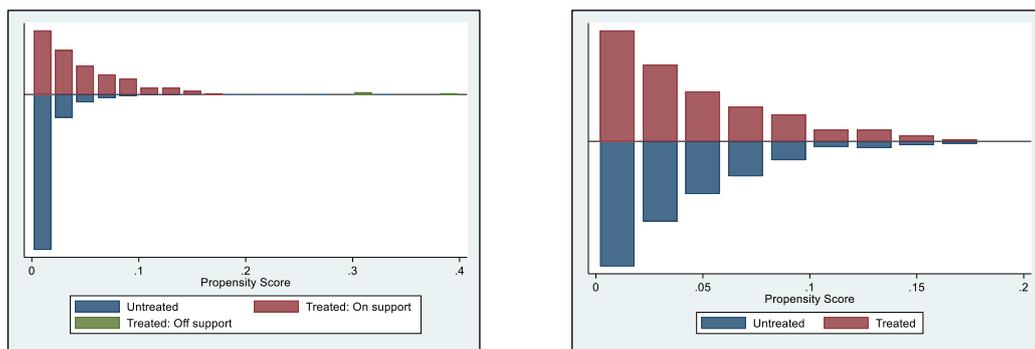
実際に、第11次データを基準にしたとき、療養保険の利用者は391人であった。療養保険制度の利用に影響を与える年齢、教育水準、健康状態のような観察可能な複数の変数を用いて傾向スコアを

推定し、それをベースに1：4マッチングとcaliperマッチングを行った。傾向スコアマッチングに用いた変数は、下記の〈表2〉の通りである。また、唐永ほか（2018）によると、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という。本稿においても0.2を適用した。

〈表2〉傾向スコアマッチングに用いられる変数

変数		変数の説明	
従属変数	療養給付の受給有無	非受給=0、受給=1	
独立変数	世帯主	年齢	世帯主の年齢（歳）
		教育水準	高卒以下=0、専門学校以上=1
		健康状態	5点尺度（とても良い(1)～とても悪い(5)）
	世帯（員）	世帯所得	等価可処分所得（万ウォン）
		世帯員数	世帯員数（人）
		居住地域	その他=0、ソウル・広域市・市=1
		障害者の有無	いない=0、いる=1
		65歳以上の慢性疾患患者	いない=0、いる=1
		宗教	ない=0、ある=1

その結果、12,935のコントロールグループと175のトリートメントグループ、合計13,110のサンプルがマッチングされたが、傾向スコアでマッチングされなかったサンプルを削除した結果、最終的に613のコントロールグループと172のトリートメントグループ、合計785のサンプルが選ばれた。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な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分かる。



〈図1〉傾向スコアマッチングを行う前後の傾向スコアの分布

### 3. 差分の差分（DID）推定のための変数

#### 1) 従属変数

療養保険制度施行後、家族介護の負担減少に伴い、世帯員に正の雇用効果が期待される。本研究では、雇用効果の有無と程度を推定するために、「就業の有無」、「年間勤労所得」および「年間勤労日数」という3つの観察可能な変数を従属変数として用いる。年間勤労所得については、2007から2015年までの物価上昇率が21.7%であるので、2015年度の所得は物価上昇率を勘案して実質化を図っ

た。年間勤労日数は、各世帯員の年間勤労月数×1か月平均勤労日数で測定を行った。年間総勤労時間の方がより正確な指標であると考えられるが、定期的に勤労した月の1週間の平均労働時間のデータはあるが、分析を行った時点では日雇いやアルバイトのような不定期的に勤労した月の1週間の平均勤労時間のデータが見当たらなかったため、年間勤労日数で推定を行った。

## 2) 独立変数

独立変数としては、療養保険制度の導入前後の効果を正確に測るために、トリートメントグループ（療養保険受給者がいる）を1、コントロールグループ（療養保険受給者がいない）を0とするグループダミー、療養保険導入後の2015年を1、導入前の2007年を0とする時点ダミー、そして、DID推定を行うためにグループダミー×時点ダミーで作られた政策効果という変数を用いる。

## 3) コントロール変数

労働供給に影響を与えると知られている要因である性別や年齢、教育水準、健康状態、結婚、世帯員数、居住地域、世帯所得、障害者の有無、慢性疾患の有無等の変数をコントロール変数として用いる。下記の<表3>はDID推定に用いられる従属変数、独立変数、コントロール変数の詳細内容である。

<表3> DID分析に用いられる変数

	変数	変数の説明
従属変数	就業有無	ある=1、ない=0
	年間勤労所得	年間勤労所得（万ウォン）
	年間勤労日数	年間勤労日数（日）
独立変数	政策効果	交差項（=時点ダミー*グループダミー）
	時点ダミー	2015年=1、2007=0
	グループダミー	トリートメントグループ（療養保険利用）=1、 コントロールグループ（療養保険利用しない）=0
コントロール変数	性別	女性=1、男性=0
	年齢	年齢（歳）
	年齢二乗	年齢二乗
	教育水準	専門学校以上=1、高卒以下=0
	健康状態	5点尺度（とても良い(1)～とても悪い(5)）
	結婚	配偶者がいる=1、その他=0
	世帯員数	世帯員数（人）
	居住地域	ソウル・広域市・市=1、その他=0
	世帯所得	等価可処分所得（万ウォン）
	障害者	いる=1、いない=0
	慢性疾患	いる=1、いない=0
宗教	ある=1、ない=0	

## V. 分析結果

### 1. 記述統計

従属変数、独立変数およびコントロール変数をトリートメントグループ、コントロールグループおよび全体に分けて求めた記述統計は、下記の〈表4〉にまとめられている。

〈表4〉 DID 推定に用いられる変数の記述統計

Variable		トリートメントグループ		コントロールグループ		全体	
		Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
従属変数	就業有無	0.30814	0.463073	0.339315	0.473864	0.332484	0.471404
	年間勤労所得（個人）	700.8293	1424.2	856.7456	2447.394	822.5831	2263.235
	年間勤労日数	79.31395	125.5687	76.6199	115.5926	77.21019	117.7735
独立変数	政策効果	1	0	0	0	0.219108	0.413906
	グループダミー	1	0	0	0	0.219108	0.413906
	時点ダミー	1	0	0.681892	0.466122	0.751592	0.432365
コントロール変数	性別	0.569767	0.496554	0.672104	0.46983	0.649682	0.477374
	年齢	78.76163	13.14499	77.52529	13.42571	77.79618	13.36618
	年齢二乗	6375.18	1980.061	6190.126	1932.742	6230.673	1943.444
	教育水準	0.430233	0.496554	0.446982	0.497587	0.443312	0.497093
	健康状態	3.436047	1.032503	3.383361	0.967537	3.394904	0.981707
	結婚	0.546512	0.499286	0.608483	0.488488	0.594905	0.491224
	世帯員数	2.22093	1.213001	2.231648	1.206671	2.229299	1.207294
	居住地域	0.726744	0.446932	0.721044	0.448852	0.722293	0.448154
	世帯所得	1880	1209.108	1789.202	2197.29	1809.097	2022.162
	障害者	0.348837	0.477994	0.340946	0.474414	0.342675	0.474907
	慢性疾患	0.837209	0.370253	0.810767	0.392014	0.816561	0.387273
	宗教	0.540698	0.499796	0.491028	0.500328	0.501911	0.500315
Obs		172		613		785	

### 2. 推定結果

#### 1) 単純 DID 推定

コントロール変数を用いない単純 DID 推定では、すべてのモデルにおいて統計的に有意な政策効果は示されなかったが、就業有無と年間勤労所得に関しては負の効果を表していることに対し、年間勤労時間に関しては正の効果が示された。一方、イヒョンジュ（2015）では、週当たり勤労日数が5%の有意水準において正の効果を、クォンヒョンジョン・コジヨン（2015）では、世帯員全体を対象とした場合の勤労所得が1%の有意水準で負の効果を表していた。

下記の〈表5〉は、単純 DID の推定結果を就業有無（モデル（1））、年間勤労所得（モデル（2））、年間勤労日数（モデル（3））に分けてまとめたものである。

&lt;表5&gt;単純 DID の推定結果

変数	モデル (1) 就業有無		モデル (2) 年間勤労所得		モデル (3) 年間勤労日数	
	女性世帯員	全体	女性世帯員	全体	女性世帯員	全体
政策効果	-0.0179 (0.239)	-0.0467 (0.196)	-347.774 (-1.107)	-267.783 (-1.308)	12.814 (0.859)	9.541 (0.896)
時点ダミー	-0.0437 (0.206)	-0.292 (0.181)	645.078** (2.379)	351.664* (1.794)	-12.224 (-0.949)	-21.525** (-2.111)
Constant	-0.226 (0.164)	-0.470*** (0.147)	770.974*** (3.572)	616.949*** (3.811)	107.430*** (10.484)	91.297*** (10.842)
Observations	510	785	510	785	510	785
Pseudo R2 / R-squared	0.0001	0.003	0.011	0.005	0.002	0.006
Adj R-squared			0.00741	0.00236	-0.00148	0.00321

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

## 2) コントロール変数を用いた DID 推定

本研究では単純 DID 推定に加え、労働供給効果に影響を与えうるコントロール変数を用いることにより、政策効果分析の精緻化を図った。療養保険制度の導入が女性家族に与える労働供給効果を測るために、就業有無、個人の年間勤労所得および年間労働時間を用いた。また、女性世帯員と世帯員全体の差を知るためにそれぞれ分析を行った。

最も大きな特徴は、年間勤労所得については統計的に有意に負の効果が示されたが、就業有無と年間労働時間については統計的に有意な結果は得られなかったということである。そして、それにもかかわらず、3つの変数において同一の負の効果が表れたということも大きな特徴として考えられる。インフォーマルな介護負担が公的な制度の導入により解消されていない結果は、現実には政策の期待効果と逆の方向に動いていることを示唆する。推定結果は下記の<表6>の通りである。

### ①就業有無

就業有無（モデル（1））に関しては、療養保険制度の導入による就業効果を推定した結果である。就業有無に対する療養保険導入の政策効果は -0.325（限界効果は -0.497）だけ負の影響を与える結果が出たが、統計的に有意な結果ではない。すなわち、傾向スコアマッチング DID 分析という精緻なモデルを用いた分析を行った結果、療養保険制度の導入により女性の就業拡大の効果は統計的に確認できない結果となった。

### ②年間勤労所得

年間勤労所得（モデル（2））に関しては、療養保険導入による年間勤労所得への効果を推定した結果である。本研究で最も注目される変数でもある。仮説として所得の増加を期待していたが、結果は世帯員全体に対しても女性世帯員に対しても統計的に有意な結果として負の効果が示された。仮説とは逆の結果である。さらに、所得減少の程度をみても、世帯員全体で約243万ウォンが減少、女性世帯員では約301万ウォンが減少しており、この減少幅はかなり大きいものとなっている。

この結果から、2008年に導入した療養保険制度が、要介護者がいる場合にサービス受給がインフォーマルな家族介護の負担を減らし、家族介護者の労働市場への参加を促すというよりも、療養保

険制度の制度設計が小規模にとどまったゆえに、急激に進んでいる少子高齢化のなかで急増する介護ニーズに十分に対応できておらず、家族介護の負担緩和に貢献できていない現状が見て取れる。

<表6>コントロール変数を用いた DID の推定結果

変数	モデル (1) 就業有無		モデル (2) 年間勤労所得		モデル (3) 年間勤労日数	
	女性世帯員	全体	女性世帯員	全体	女性世帯員	全体
政策効果	-0.325 (0.322)	-0.354 (0.267)	-301.552* (-1.679)	-243.021** (-2.041)	-1.430 (-0.116)	2.445 (0.289)
時点ダミー	0.768** (0.339)	0.704** (0.297)	447.735** (2.449)	311.002** (2.288)	29.116** (2.321)	25.955*** (2.692)
性別 (女性=1)		0.558* (0.315)		-39.252 (-0.275)		14.946 (1.476)
年齢	-0.0805 (0.0867)	-0.0203 (0.0780)	-219.784*** (-5.135)	-230.450*** (-6.874)	-3.794 (-1.292)	-4.797** (-2.017)
年齢×年齢	-7.79e-06 (0.000593)	-0.000425 (0.000535)	1.078*** (3.661)	1.199*** (5.311)	-0.001 (-0.048)	0.008 (0.475)
教育水準	-0.848** (0.384)	-0.869** (0.360)	-165.681 (-0.801)	-70.245 (-0.412)	-32.256** (-2.273)	-33.905*** (-2.801)
健康状態	-0.856*** (0.141)	-0.750*** (0.121)	-142.226* (-1.849)	-137.248** (-2.366)	-35.518*** (-6.730)	-28.776*** (-6.993)
結婚	1.209*** (0.411)	0.772** (0.311)	141.597 (0.674)	118.752 (0.811)	28.365** (1.968)	19.878* (1.914)
世帯員数	-0.0208 (0.134)	0.0812 (0.113)	-57.663 (-0.756)	-65.272 (-1.167)	1.549 (0.296)	5.573 (1.405)
居住地域	-1.510*** (0.273)	-1.302*** (0.230)	-419.360*** (-2.753)	-329.220*** (-3.088)	-57.787*** (-5.527)	-42.310*** (-5.595)
世帯所得	0.000199** (9.87e-05)	0.000188** (8.61e-05)	0.773*** (25.566)	0.743*** (29.242)	0.003 (1.594)	0.004** (2.372)
障害者	0.497 (0.408)	0.277 (0.380)	-29.522 (-0.134)	-58.668 (-0.326)	13.286 (0.881)	10.269 (0.805)
慢性疾患	0.244 (0.324)	0.189 (0.288)	57.186 (0.311)	13.853 (0.096)	13.320 (1.055)	5.201 (0.506)
宗教	-0.313 (0.233)	0.00931 (0.202)	-166.211 (-1.258)	-112.616 (-1.184)	-12.431 (-1.371)	-1.596 (-0.236)
Constant	8.007** (3.174)	5.028* (2.848)	10,447.647*** (6.725)	10,656.286*** (8.556)	501.089*** (4.700)	477.627*** (5.406)
Observations	510	785	510	785	510	785
Pseudo R2 / R-squared	0.316	0.347	0.706	0.678	0.380	0.401
Adj R-squared			0.698	0.672	0.364	0.390

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### ③年間勤労日数

年間勤労時間 (モデル (3)) については、療養保険制度の導入による年間勤労日数への効果を推定した結果を示している。就業有無と同様に、こちらも負の効果も推定されたものの、統計的に有意

味な結果は得られなかった。

以上の推定結果より、韓国における老人長期療養保険制度の導入が女性家族の労働供給に関する効果は、年間勤労所得を大幅に減少させている結果をもたらしていることが分かった。その他のコントロール変数による影響については<表6>を参照されたい。

## VI. 結論

本研究では韓国の老人長期療養保険制度が女性家族に与える労働供給効果を推定した。先行研究の限界を補完するために、交絡因子をコントロールするための傾向スコアマッチング法 (Propensity Score Matching, PSM) 及び差分の差分推定法 (Difference-in-Differences, DID) を用いて固定効果推定 (Fixed-effects Estimation) を実施した。

推定の結果、単純 DID 推定では、就業有無と年間勤労所得は負、年間勤労時間は正の効果が示されたが、いずれも有意な結果ではなかった。コントロール変数を用いた DID 推定では、すべての従属変数において負の結果が得られたが、有意な結果は年間勤労所得だけであった。

上述したように、得られた結果は政策意図とは逆の方向を示している。これは小規模の制度が原因で療養保険がインフォーマルな家庭内介護を代替していないけっかであろうと推察できるが、その要因分析に関しては今後さらなる計量分析が必要となる。日本の公的介護保険制度を分析対象とした Noguchi et al (2007)、Shimizutani et al. (2008)、小原 (2009)、Sugawara et al. (2014) も労働供給効果についてそれぞれ異なる結果を報告していることから、社会的・経済的・文化的な変数をより厳密にコントロールした推定モデルの構築が今後の課題となる。そのためには、少子高齢化を始めとする人口構造の急転換や第4次産業革命で代弁される産業構造のシフト、社会構成員の意識の変化等も考慮したビックデータの構築が必要不可欠となる。

## 参考文献

イヒョンジュ (2015) 「老人長期療養保険制度が制度利用者世帯の労働供給に与える影響」『社会保障研究』Vol.31、No.2、韓国社会保障学会 (이현주 (2015) 「노인장기요양보험제도가 제도이용자 가구의 노동공급에 미치는 효과」『사회보장연구』Vol.31、No.2、한국사회보장학회)

クオンヒョンジョン・コジヨン (2015) 「老人長期療法保険制度の労働供給効果分析—扶養家族を中心に—」『韓国社会福祉学』Vol.67、No.4、韓国社会福祉学会 (권현정・고지영 (2015) 「노인장기요양보험제도의 노동공급효과 분석: 부양가구원과 여성가구원을 중심으로」『한국사회복지학』Vol.67、No.4、한국사회복지학회)

康永秀生・笹渕裕介・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

国民健康保険公団 (2017) 「2016年老人長期療養保険統計年報」(국민건강보험공단 (2017) 「2016년 노인장기요양보험 통계연보」)

小原美紀 (2009) 「親の介護と子の市場労働」日本経済研究センター『日本経済研究』No.60、36-59頁  
ジョンギョンヒ・ジョエゾ・オヨンヒ・ソンウドク (2001) 「長期療養保護対象老人の介護実態および福祉ニーズ: 2001年度全国老人長期療養保護サービスニーズ調査」韓国保健社会研究院 (정경희・조애저・오영희・선우덕 (2001) 「장기요양보호대상 노인수발실태및 복지욕구: 2001년도 전국 노인장기요양보호서비스 욕구조사」 한국보건사회연구원)

- 統計庁 (2019) 「将来人口特別推計：2017～2067年」(통계청 (2019) 「장래인구특별추계 : 2017~2067년」)
- 統計庁 (2020a) 「2020高齢者統計」(통계청 (2020a) 「2020 고령자통계」)
- 統計庁 (2020b) 「2020年出生統計」(통계청 (2020b) 「2020년 출생통계」)
- 統計庁 (2021) 「経済活動人口調査」(통계청 (2021) 「경제활동인구조사」)
- 保健福祉部 (2017) 「2017年度老人実態調査」(보건복지부 (2017) 「2017년도 노인실태조사」)
- 山本勲 (2015) 『実証分析のための計量経済学』中央経済社
- Carmichael, F., Charles, S., 2003. The opportunity costs of informal care: Does gender matter?. *Journal of Health Economics*. 22(5), 781-803.
- Ettner, S. L., 1995. The impact of 'parent care' on female labor supply decisions. *Demography*. 32, 63-80.
- Heitmueller, A., 2007. The chicken or the egg? Endogeneity in labour market participation of informal carers in England. *Journal of Health Economics*. 26, 536-559.
- Johnson, R. W., and Lo Sasso, A. T., 2000. The trade-off between hours of paid employment and time assistance to elderly parents at midlife. *The Urban Institute*. 1-40.
- Meng, A., 2013. Informal home care and labor-force participation of household members. *Empirical Economics*. 44(2), 959-979.
- Noguchi, H., Ueno, Y., Sugihara, S., Takura, T., Igarashi, I., Kawabuchi, K., Shinkai, S., Yoshida, H., Yamada, A., 2007. Impacts of the revision of national LTC insurance system in April of 2006 on health, de-mand for care, and economic status among the aged and caregivers. *Economic and Social Research Institute* ([http://www.esri.go.jp/jp/workshop/070706/05\\_01.pdf](http://www.esri.go.jp/jp/workshop/070706/05_01.pdf))
- Pezzin, E. L., Schone, S. B., 1999. Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving: A Bargaining Approach. *The Journal of Human Resources*. 34(3), 475-503.
- Shimizutani, S., Suzuki, W., Noguchi, H., 2008. The socialization of at-home elderly care and female labor-market participation: Micro-level evidence from Japan. *Japan and the World Economy*. 20, 82-96.
- Sugawara, S., Nakamura, J., 2014. Can formal elderly care stimulate female labor supply? The Japanese ex-perience. *Journal of the Japanese and International Economies*. 34, 98-115.
- Van Houtvena, C. H., Coec, B. N., Skirad, M. M., 2013. The effect of informal care on work and wages. *Journal of Health Economics*. 32, 240-252.
- Viitanen, K. T., 2005. Informal Elderly Care and Women's Labour Force Participation Across Europe. *ENEPRI Research Report*. No. 13.
- Watts, M., 2008. The Impact of the Provision of Informal Care on Australian Labour Force Participation Behaviour. *CoffEE Working Paper*. No. 08-08.

# The estimation of labor supply effect on the Long-Term Care Insurance in Korea: Focusing on female families who are the main caregivers

Seokho KIM \*

## Abstract

‘The Long-Term Care Insurance’ (LTCI) for the elderly in Korea equivalent to ‘Kaigo Hoken’ in Japan has been enforced in July 2008. The purpose of the system is to reduce the burden of family care and to correspond with needs of elderly care accompanying the rapid aging of the population. In this study, it is attempted to estimate whether introduction of LTCI in Korea is promoting participation of female families, the main caregivers, in the labor market. The third and eleventh data of the ‘Korea Welfare Panel’ managed by the Korea Institute of Health and Social Affairs (KIHASA) were used in this study, and analysis was conducted by the method of Propensity Score Matching (PSM) for controlling confounding factors and the estimation method of Difference in Difference (DID) . As a results, it was shown a significant positive effect on working hours and labor income in simple method of DID, however, such effects did not appear in the DID analysis incorporating fixed effects. This can be interpreted that LCTI in Korea does not substitute for informal home care as the institutional design is smaller than Kaigo Hoken in Japan.

Keywords :

Long-Term Care in Korea, Female Family, Labor Supply,  
Difference-in-Differences (DID) , Propensity Score Matching (PSM)

---

(Affiliation)

\* Lecturer, Yamanashi Prefectural University (s-kim@yamanashi-ken.ac.jp)