

장애인 고용장려금 정책의 사중손실 분석*

한승훈** (중앙대학교)·유은주(한국장애인고용공단 고용개발원)·손호성*** (중앙대학교)

sehan@cau.ac.kr ; ejyoo@kead.or.kr ; hsohn@cau.ac.kr

본 연구의 목적은 법정 장애인 의무고용률을 초과하여 장애인을 고용한 사업주에게 지원되는 장애인 고용장려금 제도의 사중손실을 추정하는 것이다. 기존 장애인 고용장려금 관련 연구는 주로 고용에 미친 효과성을 분석하는 데 초점이 맞춰져 있어 장애인 고용장려금 제도개편 방향을 제시하는 데 한계가 있다. 본 연구에서는 장애인 고용장려금 제도의 사중손실 정도를 분석하여 사중손실과 같은 제도의 역기능을 줄이기 위한 방안을 검토하였다. 성향점수매칭 기법을 활용하여 사중손실을 분석한 결과 크게 세 가지 결론이 도출되었다. 첫째, 기업규모가 클수록 사중손실이 크게 추정되었다. 둘째, 중증 장애인보다는 경증 장애인 고용과 관련해서 사중손실이 크게 추정되었다. 셋째, 여성 장애인보다는 남성 장애인 고용과 관련해서 사중손실이 크게 추정되었다. 현행 장애인 고용장려금 단가는 장애의 정도에 따라 차등 지원되고 있는데, 차등의 정도가 그렇게 크지 않은 것을 알 수 있다. 향후 사중손실을 좀 더 줄일 수 있는 방향으로 단가 조정 방안이 마련되어야 한다고 판단된다.

■ **주제어:** 장애인 고용장려금, 사중손실, 성향점수매칭

I. 서론

고용장려금(hiring subsidies)은 선진국에서 많이 활용되는 정책수단이다. 일반적으로 고용장려금 제도는 청년이나 취약계층의 고용을 촉진하기 위해 사업체의 고용비용(labor costs)을 경감시켜주는 방향으로 설계된다. 우리나라의 장애인 고용장려금은 장애인 고용 의무를 이행하지 않은 사업주가 납부한 부담금을 주요 재원으로 하여 운용이 되는데, 크게 두 가지 정책목적의 지니고 있다. 첫 번째 목적은 장려금을 유인체계로 활용하여 장애인 고

* 본 연구는 2019년 장애인고용공단 고용개발원에서 수행된 “장애인 고용장려금 개선방안” 기본과제보고서를 수정·요약한 것임을 밝힙니다.

** 제1저자

*** 교신저자

용을 활성화하는 것이다. 두 번째 목적은 「장애인고용촉진 및 직업재활법」에서 규정하고 있는 장애인 의무고용률을 초과하여 장애인을 고용한 사업주에게 초과고용으로 인해 발생한 손실보전이다.

고용장려금은 다양한 분야에서 정책적으로 많이 활용되고 있지만, 정책의 순효과가 낮다. 즉, 사중손실의 정도가 높다는 비판을 많이 받는다. 고용장려금 관련 해외 연구에 따르면 고용장려금의 순효과가 매우 낮다고 지적하고 있으며 국내연구에서도 고용장려금의 효과성이 전반적으로 작게 나타난다고 지적하고 있다(Phelps, 1997; Katz, 1998, Martin, 2000; 금재호, 2003; 김동헌·박의경, 2000; 박윤수, 2016). 고용장려금의 고용효과는 고용장려금의 재정적 인센티브가 상대적으로 큰 영세기업이나 유보 임금이 낮은 구직자들을 중심으로 효과가 높은 것으로 분석되고 있다.¹⁾ 장애인 고용장려금이 장애인 고용률 증진에 상당한 기여를 하였다는 평가가 있지만, 장려금 지급 대상 인원이 대부분 경증장애인이기 때문에 사중손실(deadweight loss)이 크고 저임금 일자리를 양산한다는 문제가 지속적으로 제기되고 있다.

사중손실이란 “자원의 비효율적 배분으로 인해 발생하는 경제적 편익의 손실”을 의미한다. 이러한 사중손실의 개념을 장애인 고용장려금 제도에 적용하면 다음과 같이 해석할 수 있다. 만약 장애인 고용장려금 제도에 사중손실이 존재한다고 한다면 이 사업이 발생시킨 성과(장애인 고용률)는 이 사업이 존재하지 않았더라도 달성할 수 있었던 성과임을 의미한다. 따라서 그 성과를 달성하기 위해 지출한 정부지출액만큼이 사중손실에 해당한다. 예를 들어, 장애인 고용장려금 사업을 통해 전체 고용된 장애인 열 명 중 다섯 명에 대해서 장려금을 받은 기업이 있다고 할 때, 만약 장애인 고용장려금 사업이 존재하지 않는다고 하더라도 해당 기업이 장애인을 아홉 명 고용했다고 한다면 장애인 고용장려금 정책의 순효과는 한 명이 되는 것이고 나머지 네 명에 대해 지출된 장애인 고용장려금은 사중손실에 해당하는 것이다.

장애인 고용을 장려하기 위해 지출된 장애인 고용장려금이 실제 고용장려금 정책의 효과보다 과다하다면, 공공재원의 효율적 배분이 이루어지지 않은 것이다. 결국, 불필요한 사회적 비용을 지출한 것으로 해석할 수 있다. 다시 말해, 장애인을 고용한 기업들이 장애인 고용장려금 제도가 없더라도 장애인 고용장려금 제도가 있는 상황만큼 장애인을 고용한다면 이 제도는 사회적으로 아무런 부가적 편익도 창출하지 못한 채 불필요한 사회적 비용만을

1) 즉, 노동수요와 노동공급의 임금탄력성이 높을수록 고용장려금의 고용유인 효과가 높은 것으로 예상된다(박윤수, 2016).

지출한 것이 된다. 이러한 비용은 경제 내의 어느 구성원에게도 손해를 끼치지 않고 피할 수 있었던 비용으로 정부재정의 사중손실에 해당한다.

그동안 장애인 고용장려금과 관련하여 수행된 연구를 살펴보면 장애인 고용효과를 분석하는 연구와 장애인 고용장려금 단가 조정에 관한 연구가 대부분이다. 따라서 기존의 연구를 토대로는 사중손실과 같은 제도의 역기능을 줄이려는 개선방안을 도출하는 데 한계가 있다. 따라서 본 연구의 목적은 현행 장애인 고용장려금 제도의 사중손실 정도가 어느 정도인지를 추정하여 장애인 고용장려금 제도의 효과성을 높이기 위한 발판을 마련하는 데 있다.

본 연구에서는 장애인 고용장려금 제도를 통해 고용장려금을 받은 기업이 만약 이러한 장애인 고용장려금 제도가 없었더라도 채용했었을 고용 수준을 추정하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching, PSM) 기법을 활용하였다. 분석 결과, 장애인 고용장려금 제도의 사중손실과 관련해서 크게 세 가지 결론을 내릴 수 있다. 첫째, 기업 규모가 클수록 사중손실이 크게 추정되었다. 둘째, 중증장애인보다는 경증장애인 고용과 관련해서 사중손실이 크게 추정되었다. 셋째, 여성장애인보다는 남성장애인 고용과 관련해서 사중손실이 좀 더 크게 추정되었다.

이러한 연구 결과를 토대로 본 연구에서는 장애인 고용장려금 제도의 사중손실을 줄이기 위한 방안으로 고용장려금 차등 단가를 조정하는 것을 제안하였다. 경증 남성 장애인, 경증 여성장애인, 중증 남성장애인, 중증 여성장애인 순으로 사중손실이 낮게 추정되었으므로 장애의 정도에 따라 장애인 고용장려금 단가를 조정할 필요성이 있다고 판단된다.

II. 제도 및 선행연구 검토, 이론적 배경

1. 장애인 고용장려금 제도

장애인 고용장려금 제도는 장애인 근로자가 안정적인 직업 생활을 할 수 있도록 장애인을 고용하는 사업주에게 일정 금액을 지원하는 제도이다. 사업주가 고용한 모든 장애인에 대하여 고용장려금이 지급되는 것은 아니며, 장애인 의무고용률을 초과하여 고용한 장애인 근로자에 대하여 고용장려금이 지급된다. 따라서 장애인 고용장려금 제도를 이해하기 위해서는 장애인 고용의무제도에 대해서 간단히 살펴볼 필요가 있다.

장애인 고용의무제도의 적용을 받는 기관은 국가와 지방자치단체, 50명 이상의 상시근로

자를 고용하고 있는 공공기관과 민간기업이다. 2019년 기준 장애인 의무고용률은 국가와 지방자치단체, 공공기관은 월별 상시근로자의 3.4%, 민간기업은 월별 상시근로자의 3.1%로 책정되었으며, 장애인 의무고용률은 그 기준이 매년 높아지고 있다. 만약 의무고용률만큼 장애인을 고용하지 않는다면 장애인 고용부담금을 내야 하지만,²⁾ 의무고용률을 초과하여 장애인을 고용하면 고용장려금을 받는다.

장애인 고용장려금 지원 단가는 경증, 중증 여부에 따라 나뉘고, 남성, 여성 여부에 따라 다르다. 2019년 기준으로 장애인 고용장려금 지원 단가는 남성 경증장애인 30만 원, 여성 경증장애인 40만 원, 남성 중증장애인 50만 원, 여성 중증장애인 60만 원으로 책정되어 있다. 이러한 장애인 고용장려금의 재원은 장애인을 의무고용률만큼 고용하지 않은 사업주가 납부한 장애인 고용부담금을 통해서 조달하고 있다. 이처럼 장애인 고용정책은 단순히 의무사항만 제시하는 것이 아니라 장애인 고용에 따른 보상을 적절히 제공하여 궁극적으로 장애인 고용률을 높이고 고용된 장애인의 안정적인 근로 생활을 도모하는 데 그 목적이 있는 것을 알 수 있다.

장애인 고용장려금은 다른 고용장려금과 구별되는 특수성을 지닌다. 대부분의 고용장려금 제도는 취약계층의 고용증대를 위한 재정사업으로, 고용증대라는 사업목표를 달성하기 위해 한시적으로 지급되는 장려금 제도이다. 재정적인 측면에서 정부가 고용장려금을 무한히 지급할 수는 없으므로 장려금 지급 기간 중 근로자의 생산성이 향상되어야 장려금 지급이 만료된 이후에도 근로자의 고용 상태가 유지될 수 있다(박윤수, 2016). 그러나 장애인의 경우, 특정 기능의 '영구적 손실'로 인하여 생산성 향상이 단기간에 이루어질 가능성이 상대적으로 낮으므로 만약 장애인 장려금 지급이 중단된다면 고용되어 있던 장애인 근로자가 실직할 가능성이 커진다.

따라서 이러한 문제를 발생시키지 않기 위해서 장애인 고용장려금 정책에는 장려금 지급이 만료된다는 개념이 존재하지 않는다. 즉, 장애인 고용장려금을 받는 장애인 근로자가 고용되어 있는 동안 장애인 고용장려금은 계속 지급되는 것이다. 장애인 고용장려금이 계속 지급되는 동안 사업주는 장려금 지급액을 제외한 만큼의 낮은 금액으로 장애인 근로자를 고용할 수 있으므로 장애인 고용장려금은 사업주가 장애인을 계속 고용하도록 유인 효과를 발생시키는 재정적인 인센티브로 작용한다.

장애인 근로자의 생산성 향상 여부를 떠나서 장애인을 고용한 사업주는 장애인을 고용하는 동안 각종 추가 비용을 부담하게 된다. 이는 장애인 근로자의 경우 장애로 인해 근로 능

2) 장애인 고용부담금은 상시근로자 수 100명 이상 기업을 대상으로 한다.

력에 제한이 있기 때문인데, 장애인 고용에 따른 추가 비용을 보전하지 못한다면 사업주는 장애인을 고용하지 않으려고 할 것이다. 따라서 다른 고용장려금 제도와 달리 장애인 고용장려금 제도는 단순히 고용 유인뿐만 아니라 사업주의 손실보전이라는 두 가지 특징을 가지고 있다(유은주 외, 2016).

2. 장애인 고용장려금 제도의 평가 기준

앞서 살펴본 바를 통해서 알 수 있듯이, 장애인 고용장려금 제도는 다른 장애인 고용정책과 상호작용하고 있음을 알 수 있다. 장애인 고용정책뿐만 아니라 대다수의 공공정책은 여러 가지 정책수단을 활용하여 정책대상의 행위를 의도한 방향으로 유인하는 것을 목적으로 한다. 최근에는 정책환경이 복잡해지고 다양해져서 하나의 정책수단을 활용하여 정책문제를 해결하거나 정책목표를 달성하는 데는 한계가 있다. 따라서 실제로 많은 정책이 하나의 정책수단을 활용하기보다는 여러 개의 정책수단을 활용하여 정책목표를 이루도록 설계되어 있다. 이렇듯 최종적인 정책목표를 위해 몇 가지 정책수단이 동시에 활용되는 것을 정책조합(policy mix)이라고 한다. Howlett, Ramesh, & Perl(2009)의 정책수단 분류기준에 따르면, 정책수단을 정보(information)에 기반을 둔 정책수단, 권위(authorities)에 기반을 둔 정책수단, 자금(treasure)에 기반을 둔 정책수단, 조직(organization)에 기반을 둔 정책수단으로 분류할 수 있다. 이 분류에 따를 때, 우리나라 장애인 고용정책도 다양한 정책수단을 활용하고 있음을 알 수 있다.

우리나라의 장애인 고용정책은 기본적으로 장애인 할당고용제(quota-levy system)를 채택하고 있는데, 여기서 일차적인 정책대상은 사업주와 장애인이다. 사업주와 관련해서는 장애인 고용으로 발생하는 비용부담 완화기능 및 고용 유인 효과가 있는 지원금(subsidy) 제도를 비롯하여 표준사업장 설립지원, 보조공학기기 사업 등을 활용하여 사업주의 행동변화를 유도하고 있다. 장애인과 관련해서는 생산성 향상을 위한 인적자원 개발과 탐색비용(search cost) 지원 등을 통해 이들의 취업을 유도하고 있다. 이처럼 장애인 고용정책이 많은 정책수단을 활용하고 있는 이유는 장애인 고용을 위해 일차적으로 변화를 유도해야 하는 대상들이 다양하고 이들 각 대상의 특성과 요구에 맞게 정책수단이 달리 적용되어야 하기 때문이다.

다양한 정책수단을 활용할 때는 이러한 정책수단들을 일관성 있게 체계적으로 배열(arrangement)하는 것이 매우 중요하다. 장애인 고용증진이라는 정책의 최종 목표를 달성

하기 위해서는 각 정책수단이 도입된 취지와 기대효과를 충분히 발휘할 수 있도록 이들을 잘 배열하는 것, 즉 정책설계(policy design)를 올바르게 하는 것이 중요하다. 특히, 정책수단이 많을수록 수단 간 보완적인 관계보다는 상쇄 관계가 나타날 수 있으므로 정책설계가 매우 중요하다. 올바른 정책설계 여부는 정책평가를 통해 확인할 수 있는데, 정책평가에도 다양한 기준이 존재한다. 장애인 고용정책과 관련하여 ILO(2003)는 장애인 고용정책의 평가 기준을 두 가지로 제시하는데, 하나는 서비스가 사업목표와 부합하게 집행되고 있는지에 대한 일관성 측면이며 다른 하나는 계획한 사업성과(outcomes)가 실제 사업성으로 나타나고 있는지에 대한 효과성 측면이다.

본 연구는 일관성 측면과 효과성 측면 중 효과성 측면에 초점을 두고 있다. 장애인 고용장려금 제도의 효과를 측정하는 경우 다양한 방식이 사용될 수 있으나, 본 연구에서는 사중손실 개념을 사용하여 그 효과성을 측정하였다. 장애인 고용장려금 제도는 재정적인 인센티브를 제공하는 정책으로 단순히 지급된 재정 총액을 확인하여 사업의 효과를 도출하기 쉽다. 그러나 총액으로 도출된 효과는 과대평가된 효과일 가능성이 크다. 사업의 진정한 효과는 재정적인 인센티브에 반응하여 발생한 부분만을 통해서 도출해야 하는데, 이 때 유용하게 사용될 수 있는 개념이 사중손실이다. 따라서 본 연구는 장애인 고용장려금 정책의 사중손실을 파악하여 사중손실이 제거된 부분만을 사업의 진정한 효과로 보고, 이를 통해 장애인 고용장려금제도의 개선방안을 제시하였다.

3. 고용장려금 관련 선행연구 검토

장애인 고용장려금 제도는 고용을 장려한다는 목적을 지니고 있다는 점에서 다른 고용장려금 제도와 유사한 점을 가지고 있다. 우선 타 고용장려금 제도의 효과성 분석에 관한 연구를 살펴보았다. 금재호(2003)는 재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금의 재취업에 걸리는 소요 시간, 재취업 직장의 임금수준과 이직 위험성에 관한 효과를 분석하였다. 분석 결과, 고용유지 효과를 제외하고는 부정적으로 분석되었고, 장기실업자고용촉진장려금은 재취업 소요 기간 단축 이외에는 효과가 없는 것으로 도출되었다.

김용성(2010)은 비용효과 측면에서 고용보험 지원 채용장려금의 효과를 추정하였다. 연구결과에 따르면 여성이나 고령자가 아닌 청년층에 대한 채용장려금이 실업 해소에 유용하다는 것을 알 수 있다. 고용장려금 제도에 관한 연구는 해외에서도 활발하게 수행되었다. Schmid 외(1996)가 구분한 적극적 노동시장 정책(active labor market policy)의 유형에

따르면, 장애인 고용을 위한 고용보조금(장려금) 제도는 특정 집단의 고용을 촉진하고자 하는 목표 지향적인 노동시장 정책수단(target specific program)에 해당한다. 적극적인 노동시장 정책에 대한 평가는 주로 OECD에서 활발하게 이루어졌고 주로 정책 프로그램 참여 후 개인의 고용과 소득에 미친 영향이나 총수요 측면에서 사중손실, 대체효과, 전치효과 분석을 통해 정책의 순효과를 추정하고 있다(Martin, 2000).

사업주 고용보조금(장려금)에 관한 해외 연구 결과들은 지원 대상의 차이에도 불구하고, 순효과가 매우 낮게 측정되고 있고(Phelps, 1997; Katz, 1998, Martin, 2000), 이러한 연구 결과로부터 어떤 일반화할 수 있는 결론을 얻기도 쉽지 않다. 이는 프로그램마다 대상자, 지급방식이 다르고, 순효과의 측정 방법도 연구자마다 상이하기 때문이다. 그러나 이러한 차이에도 불구하고 많은 연구는 정책목표의 집단을 협소하게 정의하고, 사업주의 도덕적 해이를 방지한다면 순효과를 약 20~30% 증가시킬 수 있다는 증거들을 제시하고 있다.

김동헌·박의경(2000)은 일반 사업체의 사업주를 대상으로 설문조사를 실시하여 고용보험 고용유지지원금에 대한 사중손실을 추정하였다. 추정된 사중손실은 87.5%로 높게 나타났는데, 이는 해외 연구 결과들과 유사한 수준인 것을 알 수 있다. 장지연·김정우(2002)도 사업주 실태조사를 통해 고용보험 지원 장려금의 사중손실을 추정하였다. 사업별로 추정된 사중손실을 살펴보면 고령자고용촉진장려금은 92.3%, 여성재고용장려금은 95.6%, 장기실업자고용촉진장려금은 83.3%로 높게 나타난 것을 알 수 있다.

오민홍 외(2007)는 사업주 실태조사를 통해 고령자고용촉진장려금의 대체효과가 18.7%에 이르는 것으로 추정하였다. 이들 연구에서 강조하는 것은 총 효과에서 사중손실, 대체효과, 전치 효과를 제외한 것이 순효과이기 때문에 사중손실만 고려하는 경우 순효과가 과다하게 측정된다는 것이다. 이상준·이해춘(2013)은 고용보험의 고령자고용장려금과 신규고용촉진장려금 사업에 참여한 사업체를 직접 조사하여 사중손실을 분석하였다. 이들은 기존의 주관적인 실태조사 방법의 한계를 극복하기 위해 Fuzzy 집합 이론을 적용하였다. Fuzzy 집합 이론을 적용하여 추정한 사중손실은 고령자고용장려금의 경우 47.1%, 신규고용촉진장려금의 경우 54.4%로 나타났는데, 주관적인 실태조사로 사중손실을 추정한 것에 비해 그 결과가 작게 나타난 것을 알 수 있다.

4. 장애인 고용장려금 관련 선행연구 검토

사업주 고용보조금(장려금)에 관한 연구는 고용보험사업 평가의 일환으로 비교적 많이

수행되고 있지만, 장애인 고용장려금의 효과를 평가한 연구는 상대적으로 적다. 장애인 고용장려금의 효과를 분석하는 연구가 활발하지 않은 이유는 장애인 고용에 관한 관심이 부족한 것에 기인하기도 하겠지만, 장애인 장려금 제도의 구조가 복잡하고 통계분석에 필요한 자료를 수집하기가 쉽지 않다는 것도 원인 중 하나라고 할 수 있다.

장애인 고용장려금에 관한 선행연구로 유은주·조성한(2013)을 들 수 있다. 기업체 장애인 고용 실태조사를 이용하여 장애인 고용장려금의 고용효과를 추정하였는데, 장려금을 받은 사업체는 그렇지 않은 사업체보다 장애인을 더 고용하는 것으로 분석되었다. 유은주·안경애·서정희(2018)는 장애 정도와 성별에 따라 차등 지원하는 현행 장애인 고용장려금 제도의 틀을 유지하면서 고용 유인을 강화할 수 있게끔 장려금 단가를 인상해야 함을 피력하였다. 이들 연구에 따르면 경증장애인에 비해 중증장애인과 관련해서 그리고 남성장애인에 비해 여성장애인과 관련해서 고용효과가 높게 추정되었으며, 이들 연구결과를 토대로 중증 여성장애인의 고용을 제고하기 위해 장려금 지급단가를 올릴 것을 제안하였다. 하지만 장애인 고용증대를 도모하기 위한 방안으로 이에 따른 비용 효율성을 고려하지 않고 고용효과 크기에만 초점을 두었다는 한계가 있다.

사중손실을 활용하여 장애인 고용정책을 분석한 연구로 유완식·이정주(2006)를 들 수 있다. 이들은 장애인 근로자 실태조사를 이용하여 장애인 고용장려금의 사중손실이 48.0%임을 밝혔다. 이 연구는 사업주의 주관적인 실태조사로 측정되는 사중손실이 실제보다 과대 추정되는 문제를 해결하기 위하여 장려금 지급 인원에서 자연적인 증가 인원을 추정하여 사중손실을 추정하였다. 또 다른 연구로 강동욱·이규용(2002)의 연구가 있다. 이들은 장애인 근로자 실태조사를 이용하여 장애인 관련 많은 사업을 포괄하는 사업주 고용지원 제도의 사중손실을 추정하였다. 이 연구는 장애인 고용장려금만을 대상으로 사중손실을 측정한 것은 아니지만, 사업주 고용지원제도의 사중손실이 36.2%에 달하는 것으로 추정하였다. 일반 사업주 지원제도의 사중손실과 비교할 때 장애인 고용의 사중손실은 비교적 적은 것으로 추정되고 있다. 그러나 제조업의 사중손실은 12.5%인데 비하여 비제조업은 60.9%로 추정되었고, 30인 미만 기업에서의 사중손실은 16.7%인데 비하여 300인 이상 대기업에서의 사중손실은 50.0%로 추정되는 등 업종별·규모별로 추정된 사중손실에 큰 차이가 관측되었다. 이러한 결과가 도출된 이유는 장려금보다는 주로 제조업과 중소기업 지원이 많은 장애인고용관리비용지원과 장애인 고용 유·무상 용자지원으로 인한 고용 효과가 크게 반영되었기 때문으로 판단된다.

고용장려금 제도를 통해 정책적 목표를 달성하기 위해서는 사중손실을 최소화하면서 고

용증대 효과를 극대화해야 한다. 본 연구에서는 그동안 장애인 고용률에만 초점을 둔 나머지 비용 효과성을 고려하지 못하고 운영되어 온 장애인 고용장려금 제도개편을 위한 선행 작업으로 장애인 고용장려금의 사중손실을 추정하고자 한다. 위에서 검토한 선행연구를 살펴보면 장애인 고용장려금 제도와 관련해서 설문조사가 아닌 실제 자료를 토대로 사중손실을 측정한 연구는 유완식·이정주(2006)의 연구가 유일하다. 그러나 기업 전체의 평균적인 측면에서 사중손실을 추정하여 실제 제도개편을 위한 다양한 실증적 대안을 제시하지 못하고 있다는 한계를 지닌다. 이에 본 연구에서는 정책대상별로 사중손실을 추정하여 이를 최소화할 수 있는 제도개편 방향을 제안하고자 한다. 이상의 선행연구 결과들을 종합한 내용은 <표 1>에 제시하였다.

<표 1> 선행연구 결과 정리표

연구 구분	주요 내용	관련 논문
고용장려금제도의 효과성 분석	<ul style="list-style-type: none"> 재고용장려금은 고용유지 효과에만 긍정적인 효과를 유발한다는 연구결과를 도출함 고용보험 지원 채용장려금제도는 여성이나 고령자보다 청년층에 대한 채용장려금이 실업 해소에 유용하다는 연구를 수행함 	<p>금재호(2003)</p> <p>김용성(2010)</p>
고용장려금제도의 사중손실 분석	<ul style="list-style-type: none"> 고용보험 고용유지지원금의 사중손실이 87.5%로 추정되어, 제도의 순효과가 낮다는 결론을 내림 고령자고용촉진장려금은 92.3%, 여성재고용장려금은 95.6%, 장기실업자고용촉진장려금은 83.3%, 여성가장고용촉진장려금은 20%의 사중손실이 도출된다는 연구결과를 제시함 고용자고용촉진장려금의 대체효과가 18.7%로 추정하여 순효과가 과다하게 측정되고 있다는 연구결과를 제시함 고령자고용장려금은 47.1%, 신규고용촉진장려금은 54.4%의 사중손실이 발생한다고 추정하였음 	<p>김동현·박의경(2000)</p> <p>장지연·김정우(2002)</p> <p>오민홍 외(2007)</p> <p>이상춘·이해춘(2013)</p>
장애인고용장려금제도의 효과성 분석	<ul style="list-style-type: none"> 장애인고용실태조사를 사용하여 장애인 고용장려금의 효과를 도출하여 장애인 고용장려금이 장애인 고용 촉진에 긍정적이라는 연구결과를 도출함 장애인고용장려금 제도가 여성장애인과 중증장애인의 고용촉진에 효과적이라는 연구결과를 제시함 	<p>유은주·조성환(2013)</p> <p>유은주·안경애·서정희(2018)</p>
장애인고용장려금제도의 사중손실 분석	<ul style="list-style-type: none"> 장애인 근로자 실태조사를 사용하여 장애인 고용장려금제도의 사중손실이 48%라는 결과를 제시함 장애인 고용장려금이 포함된 제도인 사업주 고용지원제도의 사중손실을 분석한 결과 36.2%라는 결론을 도출함 	<p>유완식·이정주(2006)</p> <p>강동욱·이규용(2002)</p>

5. 이론적 논의

본 연구에서는 행정 자료를 토대로 PSM 기법을 활용하여 장애인 고용장려금 제도의 사

중손실을 추정하였다. 장애인 고용장려금 제도는 신청주의로 사업주가 분기별로 장애인 고용장려금을 신청해야 하는데, 장애인 고용장려금은 장애인 근로자의 임금이 전액 지급된 후 신청해야 한다. 또한, 고용보험 가입 대상 장애인이 고용보험에 가입되지 않았다면 지급 대상에서 제외되며 최저임금 미만으로 지급한 장애인 근로자는 고용장려금이 지급되지 않는다. 따라서 이러한 규정들로 인해 장애인을 의무고용률보다 초과 고용하는 기업이라고 하더라도 고용장려금을 받지 못하는 경우도 발생하는데, 이러한 제도적 특징을 활용하여 고용장려금 제도의 사중손실을 추정하였다.

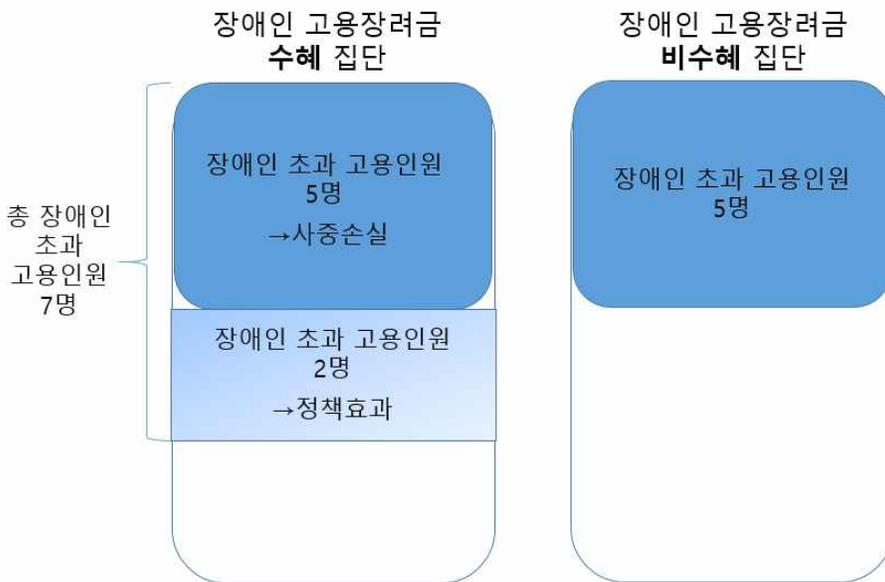
경제학원론에서는 사중손실은 자원의 비효율적 배분에 기인한 경제적 편익의 순손실이라고 정의내리고 있다. 경제학적으로 사중손실은 분배적 비효율성(allocative inefficiency) 혹은 초과부담(excess burden)을 의미하며, 외부효과(externality), 독점, 조세, 가격규제, 보조금 등과 같은 정부개입에 의해 발생하는 경제적 후생의 순손실을 가리킨다. 사중손실 개념을 정부 정책의 효과에 대해 적용시켜서 정의내릴 수 있다. 만약 어떤 정책에 사중손실이 존재한다고 한다면, 이러한 정책에 의해 발생한 효과성(성과)은 그러한 정책이 집행되지 않았더라도 달성할 수 있었던 성과임을 의미하며, 결과적으로 그러한 성과를 달성하기 위해 소요된 재정지출 액수는 사중손실이 된다는 것을 알 수 있다. 정부가 집행하는 대부분의 정책에는 사중손실이 수반되기 마련이다. 따라서 어떤 정책에 사중손실이 존재한다는 사실 자체로 그러한 정책의 정당성을 훼손하는 것은 아니다. 하지만 정책이 달성한 성과의 대부분이 사중손실에 해당하고 정책의 순효과(net effect)는 거의 존재하지 않거나 정책의 순효과가 사중손실에 비해 사회적으로 용인될 수 없을 정도로 작은 크기라고 한다면 당연히 정책의 정당성과 존속과 관련해서 의문이 제기될 것이다.

구체적으로 사중손실 개념을 설명하기 위해 가상의 상황을 [그림 1]에 제시하였다. 만약 통제집단 즉 장려금을 받지 않은 집단에 속한 기업이 장애인을 의무고용 인원보다 5명을 더 고용했다고 하고 처리집단 즉 장려금을 받은 집단은 의무고용 인원수보다 7명을 더 고용했다고 하자. 이 경우 처리집단의 성과(outcome)인 7명에서 통제집단의 성과 5명을 뺀 2명이 장애인 고용장려금 제도가 발생시킨 순효과에 해당한다. 정책의 순효과를 제외한 나머지 5명에 해당하는 장애인에 대해 지급된 장애인 고용장려금은 사중손실에 해당한다. 다시 말해, 사중손실을 유발시킨 처리집단의 장애인 고용인원 5명은 장애인 고용장려금 제도가 존재하지 않았더라도 고용이 되었을 장애인이기 때문에 이들에 대해 지급된 고용장려금은 사회적으로 불필요하게 지출된 공공재원에 해당한다고 할 수 있다.

<그림 1>에서 볼 수 있듯이 사중손실에 해당하는 장애인 초과고용 인원은 장애인고용장

려금 제도를 통해 초과 고용된 장애인 근로자 수에서 장애인고용장려금 제도가 없었더라도 초과해서 고용했을 장애인 근로자 수를 뺀으로써 구할 수 있다. 결국, 사중손실을 계산하기 위해서는 장애인 고용장려금 제도를 통해 고용장려금을 받은 기업이 만약 이러한 장애인 고용장려금 제도가 없었더라도 채용했었을 고용 수준(counterfactual)을 추정하여야 하는 것이 핵심이다. 앞서 언급한 바와 같이 본 연구에서는 그러한 고용 수준을 추정하기 위해 PSM 기법을 활용하였다.

〈그림 1〉 사중손실 개념의 도식화



Ⅲ. 분석방법

본 연구에서는 장애인 고용장려금 제도를 통해 고용장려금을 받은 기업이 만약 이러한 장애인 고용장려금 제도가 없었더라도 채용했었을 고용 수준을 추정하기 위해 PSM 기법을 활용하였다. 장애인 고용장려금을 받은 기업이 그러한 제도가 없었더라도 채용했었을 고용 수준을 추정하기 위해서는 대응적 사실(counterfactual) 상황을 상정해야 한다. 대응적 사실 상황으로 상정할 수 있는 한 가지 방안은 장애인 고용장려금을 받은 기업과 여러

특성 측면에서 매우 유사하면서도 장애인 고용장려금을 받지 않은 기업을 식별하여 이 유사한 기업이 같은 시기에 초과 고용한 장애인 수를 살펴보는 것이다. 예를 들어, 소재지, 기업 규모, 업종, 법인 형태 등이 매우 유사한 두 기업 A와 B가 있는데, 제도의 요건 상 기업 A는 장애인 고용장려금 제도를 통해 장려금을 지급받았고 기업 B는 장애인 고용장려금을 지급받지 않았을 때, 기업 B는 기업 A와 여러 특성 측면에서 상당히 유사함에도 불구하고 고용장려금 제도의 수혜자가 되지 못하게 된 것이다. 기업 B가 기업 A와 매우 유사하므로 기업 B의 장애인 초과 고용자 수를 장애인 고용장려금 제도가 없었을 경우에 기업 A이 채용했었을 고용 수준으로 상정을 하는 것이다.

이러한 전략을 토대로 장애인 고용장려금을 받은 기업(A)이 장애인 고용장려금 제도가 없었더라도 채용했었을 고용 수준(즉, 대응적 사실)을 추정하기 위해서 연구자가 해야 할 일은 기업 A와 매우 유사한 기업을 식별하는 작업이다. 다시 말해, 기업 A와 매칭할 수 있는 기업 B를 식별해야 한다. 매칭을 하는 방법은 여러 가지가 있으나 본 연구에서는 정책평가 분야에서 비교적 빈번하게 활용되어 온 PSM 기법을 활용하였다. 매칭과 관련해서 PSM 기법이 주로 활용되는 이유는 이론적으로 기업 A와 모든 특성 변수 측면에서 같은 기업을 매칭할 수 없기 때문이다. 예를 들어, 기업의 특성을 나타내는 변수가 50개가 있고 기업 A의 50개 변수에 대한 값이 있을 때, 이 기업 A의 값과 동일한 값을 갖는 기업 B가 자료에 존재할 확률이 매우 떨어진다는 것이다.

이러한 문제점을 매칭에 있어서 차원의 문제(dimensionality problem)라고 한다. PSM 기법의 장점은 차원의 문제를 해결해준다는 데 있다. PSM 기법은 제도 수혜자들의 관찰 가능한 여러 특성이 주어졌을 때, 이러한 특성 변수를 하나의 값(성향점수) 즉, 한 차원(dimension)으로 축소하여 이 성향점수가 동일한 기업과 매칭을 하는 전략이다. 본 연구에서 성향점수는 장애인 고용장려금을 받을 확률을 의미한다. 예를 들어, 장애인 고용장려금을 받은 기업 A의 관찰 가능한 특성 변수를 토대로 성향점수를 계산했을 때 0.6으로 도출되었으면, 기업 A와 같은 특성을 가진 기업들은 고용장려금을 받았을 확률이 60%라는 것이다. 좀 더 구체적으로 설명을 하면, 자료에 기업 A와 유사한 특성을 가진 기업 B가 있다고 하자. 그러면 이 기업 B의 성향점수를 계산하면 마찬가지로 0.6으로 도출될 것이다(왜냐하면 기업 A의 성향점수가 0.6이고, 기업 B는 기업 A와 특성이 유사하므로). 따라서 이 PSM 기법을 활용하면 기업 A에 매칭되는 기업은 기업 B가 된다(성향점수가 동일하므로). 이런 상태에서 기업 A의 고용장려금 제도가 없었더라도 채용했었을 고용 수준(즉, 대응적 사실)은 기업 B의 장애인 초과 고용자 수가 된다.

PSM을 통해 도출한 고용장려금의 효과 추정값이 타당하기 위해서는 다음과 같은 두 가

지 가정을 만족해야 한다.

$$A. Y_i(0), Y_i(1) \perp D_i | p(\mathbb{X}_i)$$

$$B. 0 < P[D_i = 1 | p(\mathbb{X}_i)] < 1$$

위에서 가정 A가 가리키는 것은 소위 말하는 “selection on observable(SOO)” 가정이다. 이 가정에서 $Y_i(0)$ 는 기업 i 가 장애인 고용장려금 정책이 존재하지 않았을 때 채용했었을 고용수준을 나타내고 $Y_i(1)$ 은 기업 i 가 장애인 고용장려금 정책이 존재했을 때 채용했었을 고용수준을 나타낸다. D_i 는 장애인 고용장려금 정책의 수혜 여부를 나타내는 이항변수이고 $p(\mathbb{X}_i)$ 는 장애인 고용수준에 영향을 줄 수 있는 모든 요인을 나타내는 벡터 변수 \mathbb{X}_i 를 토대로 도출한 성향점수이다. SOO 가정이 의미하는 것은 통계분석 모형에서 $p(\mathbb{X}_i)$ 를 통제하면 어떤 기업 i 가 장애인 고용장려금 정책의 수혜자가 될지 비수혜자가 될지가 무작위적(as good as random)이라는 것이다. 즉, $p(\mathbb{X}_i)$ 를 통제하면 선택편향의 정도가 제거된다는 것을 의미한다. 가정 B가 가리키는 것은 “overlap”이다. 이 가정은 같은 유사한 $p(\mathbb{X}_i)$ 값을 갖는 집단으로 분석표본을 제한해도 고용장려금 정책의 수혜를 받은 기업과 수혜를 받지 않은 기업이 분석표본에 모두 포함되어 있어야 한다는 것을 의미한다. 이 가정이 필요한 이유는 만약 어떤 유사한 $p(\mathbb{X}_i)$ 값을 지니는 집단 내에서 처치집단과 통제집단이 모두 존재하지 않으면 그 집단과 관련해서는 효과값을 추정할 수 없기 때문이다. 가정 A의 경우는 현실적으로 연구자가 장애인 고용에 미치는 요인을 모두 관측할 수 없기 때문에 가정 A의 타당성 여부를 직접적으로는 검증할 수 없다. 하지만 PSM을 통해 도출한 효과값의 내적타당성은 가정 A의 성립여부가 매우 중요하다. 본 연구에서는 행정자료를 활용하기 때문에 행정자료의 특성상 많은 요인을 관측할 수 없다는 한계가 있다. 따라서 가정 A의 타당성이 조금은 떨어질 수 있다는 한계점이 있다는 것을 밝히고자 한다. 반면 가정 B의 타당성 여부는 실제 연구자가 검증할 수 있다. 이 가정 B의 타당성 여부는 성향점수를 도출한 후 고용장려금 정책의 수혜 집단과 비수혜 집단 간 밀도 함수를 도출하고 밀도함수가 겹치는지를 살펴봄으로서 검증할 수 있다. 이 결과는 5장 분석결과에 제시하였다.

PSM을 활용함에 있어서 연구자가 첫 번째로 해야 할 일은 우선 각 기업별로 성향점수 즉 $p(\mathbb{X}_i) = E(D_i | \mathbb{X}_i)$ 를 추정하는 것이다. 이 조건부 기대함수를 추정하는 방법에는 여러 가지가 존재한다. 예를 들어, Rosenbaum & Rubin(1983)은 flexible 로짓 회귀분석을 토대

로 성향점수를 추정할 것을 권하고 있고, Hirano, Imbens, & Ridder(2003)은 커널 회귀분석 혹은 급수 로짓 회귀분석을 활용할 것을 권하고 있다. 하지만 성향점수 추정량과 관련해서는 어떤 정답이 있는 것이 아니고 각각의 방식마다 장단점이 존재한다. 따라서 실제 응용에서는 연구자가 선택한 추정량으로 우선 성향점수를 추정하고 이러한 추정값들이 여러 추정량에 의해 민감하지 않게 변하는지를 살펴보는 것을 권장하고 있다(Heinrich, Maffioli, & Vazquez, 2010). 본 연구에서는 flexible logit 회귀분석을 통해 성향점수를 추정하였다. 또한, 성향점수는 다른 추정량을 토대로 추정해도 매우 유사하게 나왔음을 밝힌다.

성향점수 추정 후 연구자가 수행해야 할 일은 바로 추정한 성향점수를 토대로 매칭을 어떻게 할 것인지를 선택하는 것이다. 예를 들어, 어떤 기업 i 의 성향점수가 0.4로 추정되었다고 할 때, 이 기업과 매칭할 기업의 성향점수 범위를 설정해야 한다. 이 때 사용되는 방법 또한 여러 가지가 있다. 1대1 매칭 혹은 성향점수의 nearest-neighbor를 설정한 후 설정한 neighbor에서 처치집단과 통제집단을 비교하는 방법, 성향점수를 일정 구간대로 블록화하여 블록화 내에서 처치집단과 통제집단의 결과값 차이를 분석하는 방법이 있고(Deheja & Wahba, 1999), 성향점수의 역(inverse)으로 가중하는 방법 등이 있다(Hirano, Imbens, & Ridder(2003)). 이 단계와 관련해서도 본 연구에서는 우선 1대1 방식으로 효과값을 추정하고, 효과 추정값이 다른 방법에 의해 영향을 받지 않는지를 검증하였다. 분석 결과, 본 연구에서는 효과 추정값이 이러한 설정에 큰 영향을 안 받는 것으로 추정되었음을 밝힌다.

PSM 전략 하에서 장애인 고용장려금 제도의 평균 효과($\bar{\delta}$)를 정의하면 다음과 같다.

$$\bar{\delta} = E[Y_i(1)|p = x] - E[Y_i(0)|p = x] \quad (1)$$

식(1)에서 $\bar{\delta}$ 는 고용장려금 제도의 효과 추정값을 나타낸다. 식(1)에서 1은 고용장려금 제도를 통해 장려금을 지급받은 사업체를 나타내고 0은 장려금을 지급받지 않은 사업체를 나타낸다. Y 는 장애인 초과 고용자 수, p 는 성향점수를 나타낸다. 즉, 식(1)을 통해 도출되는 고용장려금 제도의 효과값은 성향점수가 동일한 두 사업체 간의 장애인 초과 고용자 수 차이의 평균값이다. 따라서 사중손실에 해당하는 장애인 초과 고용자 수는 식(1)에서 $E[Y_i(0)|p = x]$ 이다. 즉, 사중손실은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\text{사중손실} = E[Y_i(0)|p = x] = E[Y_i(1)|p = x] - \bar{\delta}$$

IV. 분석자료

본 연구에서는 $E[Y_i(0)|p=x]$, 즉 사중손실을 추정하기 위해 사업체 DB와 장애인근로자 DB를 활용하였다. 우선 사중손실을 계산하기 위해 사용된 종속변수는 기업별 초과고용 장애인 수이다. 이 변수가 나타내는 숫자는 기업별로 장애인 의무고용자 수를 초과해서 고용한 장애인 수이다. 의무고용 수를 초과하여 고용한 장애인 수를 종속변수로 선정한 이유는 장애인 의무고용자 수를 초과해서 고용한 장애인에 대해서 고용장려금이 지급되기 때문이다. 처리변수는 장애인 고용장려금 대상 기업 여부인지를 나타내는 이항변수이다. 장애인 의무고용제도가 상시근로자 수 50인 이상 기업부터 적용되므로 본 연구에서도 상시근로자 수 50인 이상 기업부터 분석 대상으로 삼았다. 상시근로자 수 50인 이상 기업 중에, 각 연도 별 12월을 기준으로 장려금 수혜 자격이 있는 기업에 해당되면 처리변수에 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다.

PSM을 위해 사용된 변수는 총 6개이다. 분석에 사용된 자료가 행정자료(DB)이므로 기업의 특성을 나타내는 변수(예를 들어, 매출액 등)가 적다. 따라서 매칭을 위해 사용할 변수가 한정적이라는 한계점이 있지만, 서베이 자료에 비해 행정자료는 그 구축 목적 상 오류가 매우 적고 전수 자료이기 때문에 측정 오류(measurement error)가 적고 외적타당성(external validity)이 확보된다는 장점이 존재한다. 매칭에 사용된 변수는 서울, 경기도, 혹은 서울 외 대도시에 위치하는 기업인지 여부를 나타내는 이항변수들과 제조업 기업인지, 영리기업인지를 나타내는 이항변수, 그리고 기업 규모를 나타내는 상시근로자 수이다.

분석에 사용된 위 변수들의 기초통계량은 <표 2>에 제시하였다. 간단하게 기초통계량을 살펴보면 우선 연도별 기업 수는 약 32,000이다. 이 중 서울에 위치한 기업의 비율은 약 27%이고 경기도에 위치한 기업의 비율은 약 21%로 나타났다. 제조업 기업의 비율은 약 35%이고 평균 상시근로자 수는 약 210명으로 조사되었다. 이 중 이들 기업의 초과고용 장애인 수는 평균적으로 5명 정도로 나타났고 표준편차는 24명 정도로 추정되었다. 장애인 고용장려금 대상자 기업의 비율은 약 30%로 추정되었다.

V. 분석 결과

본 연구에서는 PSM을 활용한 사중손실을 추정할 때 분석 표본을 세 가지로 나눠서 분석

하였다. i) 상시근로자 수 50인 이상에서 100인 미만, ii) 상시근로자 수 100인 이상, iii) 상시근로자 수 50인 이상. 이렇게 세 가지 경우로 나뉘서 사중손실을 추정하는 이유는 장애인 의무고용제도가 상시근로자 수 50인 이상 기업부터 적용되며, 상시근로자 수가 100인 이상인 기업의 경우 장애인을 고용하지 않고 도리어 부담금을 부담하는 식으로 의사 결정을 할 소지가 있기 때문이다.

〈표 2〉 기초통계량

변수구분	변수명	관측치 수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
<u>패널 A: 2016년도</u>						
종속변수	초과고용 장애인 수	32,529	5.098	23.551	0	1,864
처리변수	고용장려금 대상 기업 여부	32,529	0.316	0.465	0	1
통제변수	서울에 위치한 기업 여부	32,529	0.271	0.444	0	1
	경기도에 위치한 기업 여부	32,529	0.212	0.409	0	1
	서울 외 대도시에 위치한 기업 여부	32,529	0.226	0.418	0	1
	제조업 기업 여부	32,529	0.361	0.480	0	1
	영리기업 여부	32,529	0.361	0.480	0	1
	상시근로자 수	32,529	212	1,000	1	93,566
<u>패널 B: 2017년도</u>						
종속변수	초과고용 장애인 수	31,568	5.427	24.801	0	1,949
처리변수	고용장려금 대상 기업 여부	31,568	0.300	0.458	0	1
통제변수	서울에 위치한 기업 여부	31,568	0.274	0.446	0	1
	경기도에 위치한 기업 여부	31,568	0.214	0.410	0	1
	서울 외 대도시에 위치한 기업 여부	31,568	0.223	0.416	0	1
	제조업 기업 여부	31,568	0.353	0.478	0	1
	영리기업 여부	31,568	0.353	0.478	0	1
	상시근로자 수	31,568	218	1,014	0	96,559
<u>패널 C: 2018년도</u>						
종속변수	초과고용 장애인 수	32,388	5.452	25.185	0	1912
처리변수	고용장려금 대상 기업 여부	32,388	0.290	0.453	0	1
통제변수	서울에 위치한 기업 여부	32,388	0.276	0.447	0	1
	경기도에 위치한 기업 여부	32,388	0.218	0.413	0	1
	서울 외 대도시에 위치한 기업 여부	32,388	0.220	0.414	0	1
	제조업 기업 여부	32,388	0.344	0.475	0	1
	영리기업 여부	32,388	0.344	0.475	0	1
	상시근로자 수	32,388	219	1,025	1	100,016

1. 성향점수 매칭 전·후 처리집단과 통제집단 특성 차이

본 연구에서 PSM을 활용해 사중손실을 추정하는 이유는 기본적으로 매칭을 하지 않으면 장애인 고용장려금 대상 기업(처리집단)과 비대상 기업(통제집단) 간에 특성 차이가 크게 존재하기 때문이다. 만약 고용장려금 비대상 기업의 특성이 고용장려금 대상 기업의 특성과 매우 다르다고 한다면 그러한 비대상 기업의 장애인 초과 고용자 수를 장려금 대상 기업이 고용장려금 제도가 없었어도 초과해서 고용했었을 고용자 수(counterfactual)로 간주하기에는 큰 무리가 있다.

〈표 3〉 PSM 전·후 두 집단 간 특성 차이(2016년 분석 표본)

변수명	표준화한 차이		분산 비율	
	PSM 전	PSM 후	PSM 전	PSM 후
패널 A: 50인 이상에서 100인 미만 기업				
서울에 위치한 기업	-0.290	0.000	0.638	1.000
경기도에 위치한 기업	-0.011	0.001	0.986	1.001
서울 외 대도시에 위치한 기업	0.136	-0.002	1.171	0.998
제조업 기업	-0.004	-0.007	0.998	0.996
영리기업	0.004	-0.046	0.961	1.726
상시근로자 수	-0.059	0.000	0.962	1.002
패널 B: 100인 이상 기업				
서울에 위치한 기업	-0.201	0.047	0.858	1.051
경기도에 위치한 기업	0.005	-0.007	1.009	0.989
서울 외 대도시에 위치한 기업	0.166	-0.025	1.244	0.974
제조업 기업	-0.318	-0.014	0.732	0.980
영리기업	-0.207	-0.043	2.157	1.139
상시근로자 수	-0.119	-0.009	0.210	0.370
패널 C: 50인 이상 기업				
서울에 위치한 기업	-0.213	0.022	0.796	1.031
경기도에 위치한 기업	-0.008	-0.001	0.989	0.999
서울 외 대도시에 위치한 기업	0.147	-0.017	1.200	0.983
제조업 기업	-0.179	-0.008	0.872	0.993
영리기업	-0.160	-0.027	2.206	1.113
상시근로자 수	-0.063	-0.009	0.247	0.392

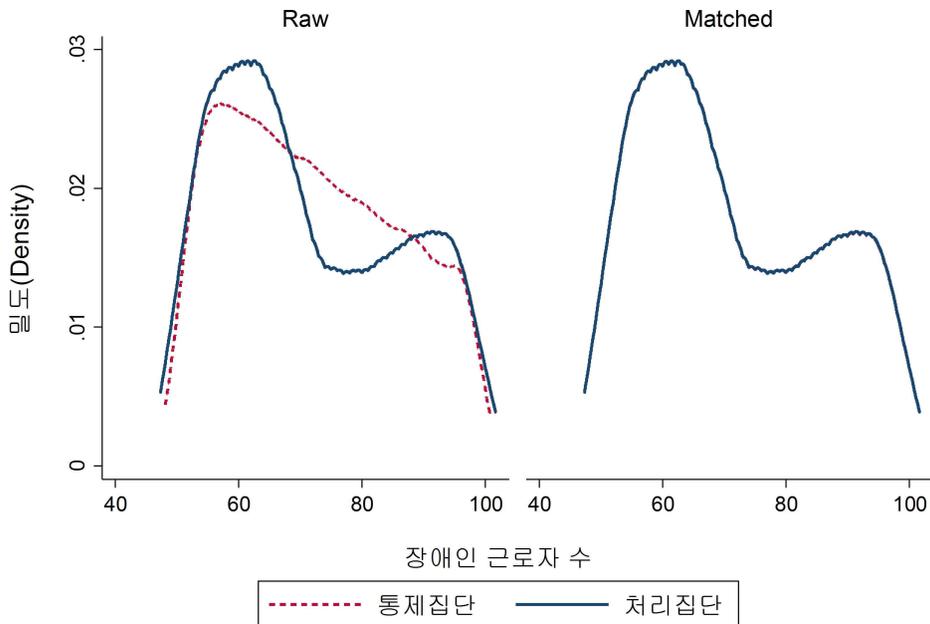
따라서 우선 PSM을 하기 전에 두 집단 간에 특성이 유의미하게 다른지를 분석하였고, 그 결과를 〈표 3〉에 제시하였다. 〈표 3〉에 제시한 값들은 2016년 분석 표본을 토대로 도출된 것이다.³⁾ 표에 제시한 값들을 몇 개 해석하면 다음과 같다. 예를 들어, 상시근로자 수가

3) 2017년과 2018년 분석 표본을 토대로 도출된 결과도 2016년 분석 결과와 유사하게 나타났다. 지면의 한계

50인 이상에서 100인 미만 기업을 대상으로 분석을 한 결과(패널 A)를 보면 PSM 전에는 두 집단 간 상시근로자 수가 약 0.059 표준편차만큼 차이가 나는 것을 알 수 있다. 또한, 서울에 위치한 기업의 비율과 서울 외 대도시에 위치한 기업의 비율은 무려 0.290과 0.136 표준편차만큼 차이가 나는 것을 알 수 있다. 변수들의 분산 비율을 봐도 상당히 두 집단 간에 불균형이 있는 것을 알 수 있다. 분산 비율의 경우는 1에 가까울수록 균형적임을 의미한다.

반면 PSM 후의 두 집단 간 특성 차이를 살펴보면 이러한 불균형 상태가 해소된 것을 알 수 있다. 예를 들어, 서울에 위치한 기업의 비율의 경우는 표준화한 차이가 0이 된 것을 알 수 있다. 이렇게 0이 된 이유는 본 연구에서 1:1 매칭을 실시하였기 때문이다. 다시 말해, 서울에 위치한 기업의 매칭을 할 때 반드시 서울에 위치한 기업을 대상으로 매칭을 했기 때문에 이 변수와 관련해서는 그 차이가 존재하지 않게 되는 것이다. 상시근로자 수의 차이도 PSM 후 사라진 것을 알 수 있다. 원래는 0.059 표준편차만큼 차이가 있었으나 매칭 후에는 차이가 0이 되었다. 분산 비율을 보면 대부분 변수의 비율이 1이 된 것을 알 수 있다.

(그림 2) PSM 전·후 밀도 차이(변수: 상시근로자수)



상 본문에는 포함하지 않았다.

분석 표본을 100인 이상 기업과 50인 이상 기업으로 나누고 PSM 전·후 특성 차이를 분석한 결과를 패널 B와 C에 제시하였다. 100인 이상 기업 표본에서도 마찬가지로 PSM 전에는 두 집단 간 특성이 매우 다른 것을 알 수 있다. 예를 들어, 제조업 기업의 비율은 무려 0.318 표준편차만큼 차이가 나는 것을 알 수 있다. 영리기업의 비율 또한 0.207 표준편차만큼 차이가 나는 것을 알 수 있다. 하지만 앞서와 마찬가지로 PSM 후에는 이러한 특성 차이는 대부분 사라진다. 단, 매칭 후에도 서울에 위치한 기업의 비율과 영리기업의 비율은 조금은 차이가 나는 것을 알 수 있으나 실질적으로는 그 비율 차이가 작기 때문에 균형적인 상태로 볼 수 있다고 판단된다. 50인 이상 기업 표본에서도 두 집단 간 특성 차이가 PSM 후 작아진 것을 알 수 있다.

위 표에 제시되어 있는 PSM 전·후 특성 차이가 작아진다는 사실은 [그림 2]와 같은 밀도 곡선(density curve)으로도 명확하게 판단할 수 있다. [그림 2]에서는 상시근로자 수의 PSM 전·후 밀도를 살펴보았다. PSM 전(Raw)에는 통제집단과 처리집단의 밀도 차이가 상당히 존재하는 것을 알 수 있다. 매칭 후(Matched)에는 밀도곡선이 완벽하게 겹쳐지게 되는 것을 알 수 있다. 완벽하게 겹치게 된 이유는 1:1 매칭을 하였기 때문이다. 그림에서는 상시근로자 수에 대해서만 밀도 차이를 살펴보았으나, 매칭에 사용된 모든 변수에 대해서 [그림 2]의 오른쪽과 같은 상태가 달성되었음을 밝힌다.

2. 처리집단과 통제집단 성향점수의 겹침(Overlap) 존재 여부

앞서 언급한 바와 같이 매칭을 통한 효과 분석과 관련해서 타당성을 확보하기 위해서는 처리집단의 특성과 유사한 특성을 가진 통제집단이 분석 표본에 풍부해야 한다는 것이다. 예를 들어, 상시근로자 수별로 처리집단과 통제집단이 골고루 분석 표본에 존재해야 한다는 것이다. 이 전제가 성립해야 한다는 것은 직관적으로 명확하다. 처리집단에서 상시근로자 수의 범위가 100명에서 1,000명까지 존재하는데 통제집단에서는 상시근로자 수의 범위가 1,500명 이상이면 상시근로자 수 측면에서 처리집단과 통제집단은 매칭이 안 되는 문제점이 존재하게 된다. 매칭을 할 때는 기본적으로 여러 개의 변수를 모두 활용해서 매칭을 하게 되는데, 문제는 이렇게 활용되는 매칭 변수가 많아질수록 매칭이 안 될 확률이 커진다는 것이다. 예를 들어, 매칭 변수에 활용되는 변수가 매출액, 이윤, 제조업 여부, 상시근로자 수, 산업 분야라고 한다면, 어떤 처리집단에 존재하는 기업 A에 대한 매칭 기업을 통제집단에서 식별해야 하는데, 이렇게 모든 변수가 동일한 기업이 통제집단에 존재할 확률은 떨어

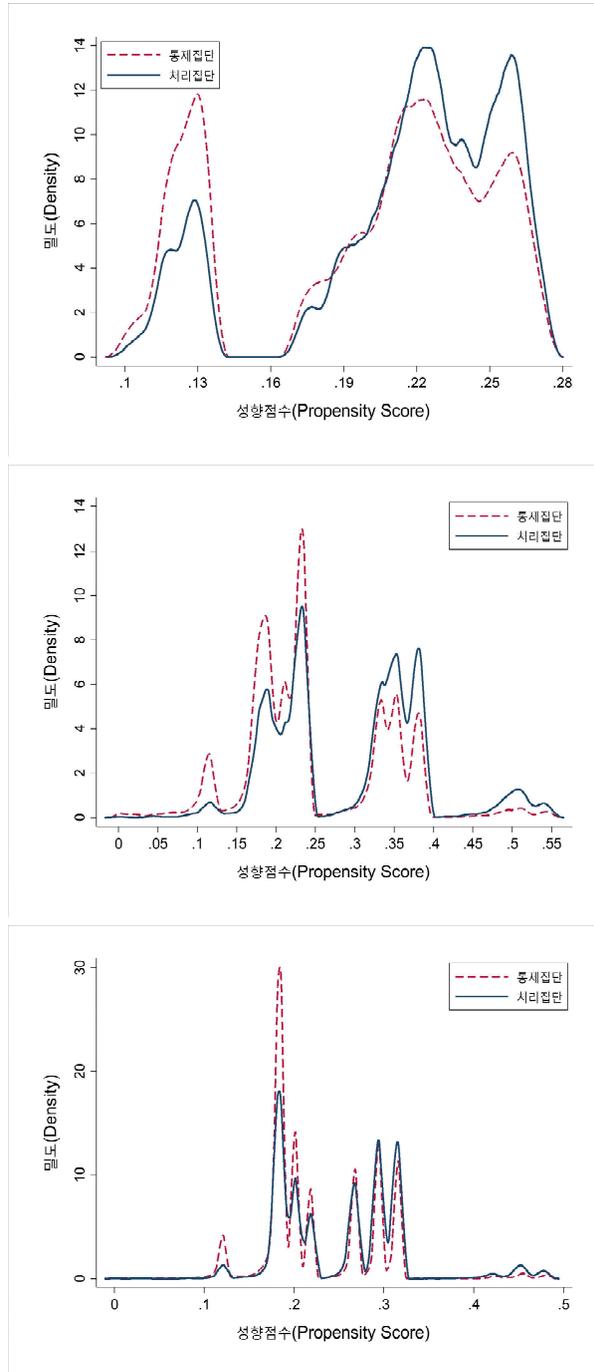
질 것이다. 따라서 매칭 변수가 많아지면 많아질수록 변수 값의 겹침(overlap)이 줄어들어 결국 처리집단과 유사한 통제집단을 식별하기가 어려워진다는 문제점이 존재한다.

이런 차원의 문제를 어느 정도 해결해주는 방법이 바로 PSM 기법인데, PSM 기법의 장점은 이렇게 성향점수를 추정할 때 사용된 모든 변수별로 겹침이 존재할 필요는 없고 추정한 성향점수(한 개 변수)에서만 처리집단과 통제집단 간에 겹침이 존재하기만 하면 된다는 것이다. 만약 성향점수의 처리집단과 통제집단 간 겹침이 존재하지 않으면 PSM 기법을 통해서 처리변수의 효과를 타당성 높게 식별하기 어렵다.

〈그림 3〉에서 성향점수의 겹침이 존재하는지를 살펴보았다. 〈그림 3〉은 2016년도 분석 표본을 토대로 추정한 성향점수이다. 첫 번째 그림은 상시근로자 수 50인 이상에서 100인 미만 기업을 분석 표본으로 했을 때 도출된 성향점수의 겹침이다. 그림을 보면 성향점수가 0.1에서 0.28 사이에서 겹침이 존재하는 것을 확인할 수 있다. 그림 좀 더 구체적으로 해석을 하면 다음과 같다. 성향점수가 0.1 미만에서는 처리집단과 통제집단의 성향점수에 겹침이 존재하지 않는다. 즉 성향점수 0.1 미만은 처리집단 혹은 통제집단 둘 중 하나밖에 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 따라서 이 범위에서는 매칭을 할 수 없고 이들 표본은 분석에 사용되지 않는다는 것을 뜻한다. 성향점수가 0.13인 경우를 살펴보면 다음과 같다. 처리집단에서 성향점수가 0.13인 기업의 수는 7개 정도 존재하고 통제집단에서 성향점수가 0.13인 기업의 수는 12개가 있다는 것을 의미한다. 이렇게 성향점수가 0.13인 기업이 두 집단에 모두 존재하기 때문에 성향점수 0.13 부분에서는 겹침이 존재하고 성향점수가 0.13인 기업의 경우는 매칭이 이루어져 분석에 활용이 된다. 이와 같이 상시근로자 수가 50인 이상에서 100인 미만의 분석표본의 경우 효과값이 성향점수 0.1에서 0.28인 기업을 대상으로 추정이 된다.

두 번째 그림은 상시근로자 수가 100인 이상인 기업을 분석 표본으로 도출된 결과이다. 분석 표본 수가 증가하기 때문에 첫 번째 그림에 비해 성향점수의 범위가 커진 것을 알 수 있다. 이 표본에서는 성향점수가 0에서 0.55까지 존재하는 것을 알 수 있고, 이 범위에서 겹침이 존재한다. 단, 성향점수가 0.15 이하 혹은 0.4 이상에서는 표본수가 그렇게 많지 않은 것을 알 수 있다. 이 분석 표본의 경우 효과 추정값은 성향점수가 0.15에서 0.4 사이인 기업들을 대상으로 추정된다는 것을 알 수 있다. 세 번째 그림은 상시근로자 수가 50인 이상인 기업을 분석 표본으로 도출된 성향점수의 겹침을 나타낸다. 세 번째 그림은 첫 번째 그림과 두 번째 그림을 합친 것이므로 성향점수가 0.1에서 0.28인 부분에서 기업의 수가 많은 것을 알 수 있다.

〈그림 3〉 성향점수의 처리집단과 통제집단 간 겹침의 정도(2016년 분석표본)



지면의 한계상 2017년과 2018년 분석 표본을 토대로 도출한 성향점수의 겹침은 제시하지 않았지만 2016년 분석 표본을 토대로 도출된 결과와 매우 유사하게 도출되었음을 밝힌다. 결론적으로, 본 연구에서는 성향점수의 겹침이 풍부하게 존재하기 때문에 PSM 기법을 토대로 효과를 타당하게 추정할 수 있다는 것을 알 수 있다.

3. 고용장려금 제도의 사중손실 추정

고용장려금 제도의 사중손실을 추정하기 위해서는 식(1)에 제시한 고용장려금 제도의 효과, 즉 δ 를 추정하여야 한다. 앞서 언급한 대로 효과값 추정은 PSM 기법을 통해서 추정하였고, 그 결과를 <표 4>에 제시하였다. <표 4>는 2016년 분석 표본을 토대로 통계분석을 한 결과값이다. 표를 보면 우선 총 다섯 개의 종속변수를 활용하여 효과값을 추정하였다. 첫 번째 종속변수는 전체 초과고용 장애인 수이다. 전체 초과고용 장애인 수를 토대로 장려금 제도의 효과값을 도출하고 사중손실을 분석하였다. 그다음으로는 장애의 정도(경증, 중증)와 성별에 따라 종속변수를 설정하여(남자 경증, 여자 경증, 남자 중증, 남자 경증장애인 초과 고용인원) 각각에 대해서 장려금 제도의 효과를 추정해서 사중손실을 식별하였다. 이렇게 종속변수를 달리해서 사중손실을 추정한 이유는 고용장려금 제도의 사중손실이 장애의 정도에 따라 다르게 나타나는지를 판단하기 위해서다.

<표 4>에는 분석 결과를 세 개의 분석 표본으로 나누어서 제시하였다. 패널 A에 제시한 분석값은 50인 이상에서 100인 미만 기업으로 분석 표본을 제한하고 사중손실을 추정한 결과이다. 패널 B는 100인 이상 기업을 대상으로 분석하여 도출한 사중손실 추정값이고 패널 C는 50인 이상인 기업을 대상으로 분석하여 도출한 사중손실 추정값이다. 표에는 총 네 개의 추정값이 제시되어 있다.

첫 번째 열에 제시한 추정값은 고용장려금 제도의 수혜 요건을 충족한 기업의 종속변수별 평균이 어떻게 되는지 제시하였다. 두 번째 열에 제시한 값은 PSM을 통해서 추정한 고용장려금 제도의 효과값이다. 세 번째 열에 제시한 값이 바로 본 분석의 목적인 사중손실 추정값이다. 이 사중손실 추정값은 표에서 첫 번째 열에 제시한 값에서 두 번째 열에 제시한 값을 빼서 도출한 값이다. 마지막으로 네 번째 열에 제시한 값은 사중손실의 비율이다. 이 비율은 세 번째 열에 제시한 값을 첫 번째 열에 제시한 값으로 나누어서 도출한 값이다. 이 비율이 의미하는 것은 고용장려금 제도 수혜 요건을 충족하는 기업의 전체 장애인 고용에서 고용장려금 제도가 없어도 채용했을 고용의 비중을 나타낸다. 예를 들어, 고용장려

금 제도 수혜 요건을 충족하는 기업이 어떤 해에 장애인을 10명 초과고용했는데, 이 중 2명에 해당하는 장애인은 고용장려금 제도가 시행되지 않았어도 그 기업이 고용했었을 것이라고 한다면 사중손실의 비율은 20%(=2/10)이다.

〈표 4〉 고용장려금 제도의 사중손실 추정값(2016년 분석 표본)

종속변수	효과 추정값		사중손실	
	장려금 수혜집단 ($E[Y_i(1) p=x]$)	고용장려금 제도의 효과 ($\bar{\delta}$)	추정값 ($E[Y_i(0) p=x]$)	비율 (%)
패널 A: 50인 이상에서 100인 미만 기업				
전체 장애인	4.984	4.552	0.432	8.7
남자 경증장애인	2.478	2.176	0.302	12.2
여자 경증장애인	0.595	0.535	0.060	10.1
남자 중증장애인	1.350	1.293	0.056	4.1
여자 중증장애인	0.561	0.547	0.014	2.5
관측치 수	13,653(처리집단 = 2,777; 통제집단 = 10,876)			
패널 B: 100인 이상 기업				
전체 장애인	16.108	11.516	4.593	28.5
남자 경증장애인	9.324	6.233	3.091	33.2
여자 경증장애인	2.293	1.641	0.652	28.4
남자 중증장애인	3.181	2.583	0.598	18.8
여자 중증장애인	1.310	1.059	0.251	19.2
관측치 수	14,305(처리집단 = 3,735; 통제집단 = 10,570)			
패널 C: 50인 이상 기업				
전체 장애인	11.364	8.469	2.896	25.5
남자 경증장애인	6.405	4.434	1.971	30.8
여자 경증장애인	1.569	1.174	0.395	25.2
남자 중증장애인	2.400	2.021	0.379	15.8
여자 중증장애인	0.991	0.840	0.151	15.2
관측치 수	27,958(처리집단 = 6,512; 통제집단 = 21,446)			

구체적으로 <표 4>에 제시한 값들을 해석하면 다음과 같다. 우선 상시근로자 수가 50인 이상에서 100인 미만 기업을 대상으로 도출된 효과 추정값을 살펴보면 네 가지 사실을 도출할 수 있다. 전체 장애인을 토대로 사중손실을 분석한 결과 그 추정값이 0.432명으로 도출되었다. 장려금 수혜 요건을 갖춘 기업에서 초과고용된 장애인 수는 4.984명이므로 사중손실의 비율은 8.7%인 것을 알 수 있다.

〈표 5〉 고용장려금 제도의 사중손실 추정값(2017년 분석 표본)

종속 변수	효과 추정값		사중손실	
	장려금 수혜집단 ($E[Y_i(1) p=x]$)	고용장려금 제도의 효과 (δ)	추정값 ($E[Y_i(0) p=x]$)	비율 (%)
패널 A: 50인 이상에서 100인 미만 기업				
전체 장애인	5.491	5.014	0.477	8.7
남자 경증장애인	2.653	2.322	0.331	12.5
여자 경증장애인	0.622	0.555	0.067	10.8
남자 중증장애인	1.527	1.465	0.062	4.1
여자 중증장애인	0.689	0.672	0.017	2.5
관측치 수	12,995(처리집단 = 2,556; 통제집단 = 10,439)			
패널 B: 100인 이상 기업				
전체 장애인	17.817	12.753	5.064	28.4
남자 경증장애인	9.715	6.303	3.412	35.1
여자 경증장애인	2.641	1.947	0.694	26.3
남자 중증장애인	3.767	3.106	0.661	17.5
여자 중증장애인	1.693	1.397	0.297	17.5
관측치 수	14,153(처리집단 = 3,310; 통제집단 = 10,843)			
패널 C: 50인 이상 기업				
전체 장애인	12.446	9.208	3.238	26.0
남자 경증장애인	6.638	4.527	2.110	31.8
여자 경증장애인	1.761	1.327	0.434	24.6
남자 중증장애인	2.791	2.319	0.472	16.9
여자 중증장애인	1.256	1.034	0.221	17.6
관측치 수	27,148(처리집단 = 5,866; 통제집단 = 21,282)			

둘째, 사중손실은 경증장애인 고용과 관련해서 좀 더 높게 추정되었다. 표를 보면 중증장애인 고용과 관련해서 도출된 사중손실의 비율은 매우 작게 추정되었으나(4.1 혹은 2.5) 경증장애인 고용과 관련해서 도출된 사중손실의 비율은 3배 정도 높게 추정된 것을 알 수 있다(12.2 혹은 10.1). 셋째, 성별에 따른 사중손실을 추정한 결과, 남자 장애인 고용과 관련해서 추정된 사중손실이 여자 장애인 고용과 관련해서 추정된 사중손실에 비해 높게 나타났다. 넷째, 성별에 따른 사중손실 차이는 경증일수록 높게 나타난 것을 알 수 있다. 경증장애인과 관련해서 도출된 성별 사중손실 차이는 2.1%p(=12.2-10.1)로 추정되었으나 중증

장애인과 관련해서 도출된 성별 사중손실 차이는 1.6%p(=4.1-2.5)로 추정되었다. 패널 A에 제시한 결과값은 13,653개 기업(장애인 고용장려금 제도 지급의 요건 갖춘 기업은 2,777개, 그렇지 않은 기업은 10,876개)을 토대로 도출되었다.

〈표 6〉 고용장려금 제도의 사중손실 추정값(2018년 분석 표본)

종속 변수	효과 추정값		사중손실	
	장려금 수혜집단 ($E[Y_i(1) p=x]$)	고용장려금 제도의 효과 (δ)	추정값 ($E[Y_i(0) p=x]$)	비율 (%)
패널 A: 50인 이상에서 100인 미만 기업				
전체 장애인	5.422	4.962	0.460	8.5
남자 경증장애인	2.567	2.257	0.310	12.1
여자 경증장애인	0.583	0.512	0.071	12.2
남자 중증장애인	1.577	1.514	0.063	4.0
여자 중증장애인	0.694	0.678	0.016	2.3
관측치 수	13,913(처리집단 = 2,677; 통제집단 = 11,236)			
패널 B: 100인 이상 기업				
전체 장애인	18.591	13.384	5.207	28.0
남자 경증장애인	9.976	6.606	3.371	33.8
여자 경증장애인	2.854	2.118	0.735	25.8
남자 중증장애인	3.933	3.168	0.765	19.5
여자 중증장애인	1.828	1.492	0.336	18.4
관측치 수	14,251(처리집단 = 3,264; 통제집단 = 10,987)			
패널 C: 50인 이상 기업				
전체 장애인	12.657	9.466	3.191	25.2
남자 경증장애인	6.638	4.585	2.053	30.9
여자 경증장애인	1.831	1.375	0.455	24.9
남자 중증장애인	2.871	2.394	0.477	16.6
여자 중증장애인	1.317	1.111	0.206	15.6
관측치 수	28,164(처리집단 = 5,941; 통제집단 = 22,223)			

상시근로자 수가 100인 이상인 기업을 대상으로 사중손실을 추정한 결과를 패널 B에 제시하였는데 패널 A에서 도출된 결론과 유사한 결론이 도출된 것을 알 수 있다. 예를 들어, 앞서와 마찬가지로 사중손실은 남자 경증장애인과 관련해서 가장 크게 도출되었다. 또한, 중증장애인보다는 경증장애인과 관련해서 좀 더 사중손실이 크게 추정된 것을 알 수 있다.

패널 B에 제시한 결과값을 살펴보면 한 가지 두드러지는 패턴이 있는데, 추정된 사중손실 값을 보면 상시근로자 수 50인 이상에서 100인 미만 분석 표본을 토대로 도출된 사중손실 추정값에 비해 훨씬 크게 추정된 것을 알 수 있다. 예를 들어, 상시근로자 수 50인 이상 분석 표본을 토대로 전체 장애인과 관련해서 추정된 사중손실 값은 50인 이상에서 100인 미만 분석 표본을 토대로 추정된 사중손실 값에 비해 약 20%p 높은 것을 알 수 있다. 또 한 가지 도출된 사실은 100인 이상 기업에서는 중증장애인 고용과 관련해서 도출된 사중손실의 성별 차이는 거의 없다는 것이다. 패널 B는 14,305개 기업(고용장려금 제도 요건 갖춘 기업은 3,735개, 그렇지 않은 기업은 10,570개)을 토대로 도출된 결과이다.

패널 C에 제시한 값은 상시근로자 수가 50인 이상인 기업을 대상으로 도출된 결과이다. 패널 C는 패널 A와 B에서 사용된 기업을 통합해서 분석한 결과이다. 분석에 사용된 표본 수는 27,958개 기업이다(패널 A에서 사용된 표본 수와 패널 B에서 사용된 표본 수를 합친 표본 수). 패널 C에 제시한 결과값을 보면 패널 B에 제시한 결과와 매우 유사하게 도출된 것을 알 수 있고, 한 가지 다르게 도출된 결과는 50인 이상에서 100인 미만 기업들을 분석에 포함시켰기 때문에 추정된 사중손실 값이 100인 이상에서 도출된 사중손실 값에 비해 작게 나타났다는 사실이다.

〈표 5〉와 〈표 6〉에 제시한 수치는 2017년과 2018년 분석 표본을 토대로 앞서 살펴본 종속변수별로 사중손실을 추정한 결과이다. 행정 모수 자료를 활용하였기 때문에 연도별 분석 표본 수는 차이가 거의 나지 않는 것을 알 수 있다. 또한, 추정된 효과값의 크기와 패턴도 모두 2016년 자료를 토대로 도출한 결과와 매우 유사하게 나타난 것을 알 수 있다.

결론적으로 장애인 고용장려금 제도의 사중손실과 관련해서 크게 세 가지 결론을 내릴 수 있다. 첫째, 기업 규모가 클수록 사중손실이 크게 추정되었다. 둘째, 중증 장애인보다는 경증 장애인 고용과 관련해서 사중손실이 크게 추정되었다. 셋째, 여자 장애인보다는 남자 장애인 고용과 관련해서 사중손실이 좀 더 크게 추정되었다.

VI. 함의와 결론

장애인 고용장려금에 대한 최근 주요 이슈는 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 장애인 고용부담금 기초액은 매년 커지는데 장애인 고용장려금은 정체 상태라는 것과 둘째, 장애인 고용장려금의 사중손실이 과연 어느 정도 수준이냐는 것이다. 전자는 주로 장애인 단체로

부터 그리고 2018년도 국정감사에서 주로 지적된 이슈이며 후자는 실제 고용장려금 단가 이상을 심의하고 확정하는 재정 당국에서 주로 제기하는 이슈이다. 전자의 입장에서는 장애인 고용장려금 제도의 지급단가가 낮다고 인식하고 있으므로 장애인 고용장려금 제도의 사중손실은 큰 의미가 없을 것이다. 그러나 국가 재정을 운영하는 예산 당국 입장에서는 사중손실은 예산 결정에 있어서 매우 중요한 판단기준이 된다.

상반되어 보이는 위의 두 가지 이슈와 관련한 궁극적인 목표는 장애인 고용증대이고 두 입장 모두 이러한 목표 하에 이슈를 제기하고 있다. 장려금 지급단가를 올려 장애인을 더 많이 고용해야 한다는 의견과 불필요한 곳의 예산을 절약하여 효과가 높은 사업에 투자함으로써 장애인 고용 증대를 도모해야 한다는 의미에서 그렇다. 이는 기금사업 평가 중 장려금 사업 준차평가의 평가자 의견을 통해서도 확인할 수 있다. 해당 평가자는 사회적 약자에 대한 고용 기회 제공과 사회통합이라는 측면에서 장려금 사업의 타당성을 인정하고 국고보조금 투입이 필요하다는 의견을 제안하였다. 다만, “차등 지급 정도가 여성 및 중증장애인의 일자리 확대에 기여할 수 있는 수준의 인센티브로 작용할지 의문스럽고 정책보조금 지급과 상한선 설정으로 인해 열악한 일자리로 취업이 이루어질 것이 우려스럽다”는 종합 평가의견을 제시하였다.

결국, 장애인 고용장려금 제도의 타당성은 인정되고 있으나 실제 제도가 설계되는 방식에는 우려스러운 점이 많다는 의견이 제시된 것이다. 본 연구는 이러한 쟁점에 대응하여 장애인 고용장려금 제도의 개편 방향을 모색하기 위해 장애인 고용장려금의 사중손실을 도출하였다. 기존 장애인 고용장려금 관련 연구가 주로 장애인 고용률을 중심으로 진행되었고 단가인상 조정에 초점을 두고 있어 이를 기반으로 장애인 고용장려금 제도개편 방향을 제시하는 데는 다소 한계가 있었으므로 본 연구에서 이를 극복하고자 하였다. 장애인 고용장려금 제도의 전반적인 제도개편을 위해서는 사중손실과 같은 제도의 역기능을 제거할 수 있게끔 제도를 변화시켜야 하므로 장애인 고용장려금 제도의 사중손실 추정은 반드시 요구되는 선행작업이라고 할 수 있다.

본 연구의 사중손실 추정 결과 일반적인 장려금에 비해 장애인 고용장려금의 사중손실은 상대적으로 낮게 도출되었다는 것을 알 수 있었다. 또한, 경증남성, 경증여성, 중증남성, 중증여성 순으로 사중손실이 낮게 추정되었다. 따라서 향후 고용장려금 지급단가를 조정할 때, 이러한 사중손실 정도에 따른 조정이 이루어져야 한다고 판단된다. 2020년부터 반영될 장애인 고용장려금의 단가가 차등적으로 인상되었다. 경증 남성장애인은 전년과 동일하게 30만 원이지만, 경증 여성장애인은 40만 원에서 45만 원으로 5만 원 증가하였다. 중증장애

인의 경우 남성 장애인은 10만 원(50만 원에서 60만 원), 여성 장애인은 20만 원(60만 원에서 80만 원)이 증가하였다. 이는 경증 남성장애인을 기준으로 볼 때, 상대적으로 여성 장애인과 중증 장애인의 사중손실이 낮게 추정된 본 연구의 분석 결과와도 부합하는 장려금 인상 방향으로 볼 수 있다. 하지만 20만 원 정도 상향된 것이 실제 장애인 고용장려금 제도의 사중손실을 줄일 수 있을지는 추후 연구를 토대로 좀 더 심도 있는 분석이 이루어져야 한다고 판단된다.

또한, 본 연구결과에 따르면 장애인 고용장려금 정책의 사중손실은 상시근로자 수 규모가 큰 기업에서 좀 더 크게 추정되었다. 2016년 분석표본을 토대로 추정된 결과에 따르면 50인 이상에서 100인 미만 기업에서의 사중손실은 약 8.7%이나 100인 이상 기업에서의 사중손실은 약 28.5%로 나타났다. 현재 장애인 고용장려금은 정액 방식으로 지급되고 있다. 다시 말해, 기업 규모에 상관없이 모든 기업은 장애인을 한 명을 초과 고용했을 때 동일한 금액을 보조받고 있다. 하지만, 기업 규모에 따라 사중손실이 다른 상황이라고 한다면 장애인 고용장려금 정책의 사중손실을 줄이기 위해 장려금 액수를 기업 규모에 따라 차등부과하는 방식을 생각해볼 수 있다. 차등 부과를 하기 위해서는 여러 가지를 고려해야 하겠지만 추후 장애인 고용장려금 제도의 사중손실을 줄이기 위한 제도 개선방안을 마련할 때 이렇게 장려금을 차등 지급하는 방안에도 정책적으로 생각해볼 필요가 있다고 판단된다.

【참고문헌】

- 강동욱·이규용 (2002). “장애인고용 사업주 지원제도의 효과성 분석”, 한국장애인고용촉진공단 고용개발원.
- 김재호 (2003). “고용안정사업의 효과: 재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금을 중심으로”, <노동정책 연구>, 3(1): 197-232.
- 김동헌·박의경 (2000). “고용유지지원금의 효율성 평가”, 한국노동연구원.
- 김용성 (2010). “고용촉진 관련 채용장려금제도의 평가 및 개선방향”, 한국개발연구원.
- 박운수 (2016). “고용장려금 제도의 문제점과 개선방향”, KDI FOCUS.
- 오민홍·권혜자·백광호·박성재 (2007). “고령자(다수)고용촉진장려금 지원기준율의 합리적 개정 방안”, 한국고용정보원.
- 유완식·이정주 (2006). “장애인고용장려금 지급효과 분석”, <직업재활연구>, 16(2): 209-229.
- 유은주·안경애·서정희 (2018). “장애인 고용장려금 제도개편 방안”, 한국장애인고용공단 고용개발원.
- 유은주·유완식·조성한 (2016). “장애인고용장려금의 고용-임금 효과 분석”, <한국정책학회보>, 25(3): 301-324.
- 유은주·조성한 (2013). “장애인고용장려금의 고용효과 분석”, <현대사회와 행정>, 23(3): 101-126.
- 이상준·이해춘 (2013). “폐지집합이론을 이용한 고용촉진장려금사업 사중손실 추정에 관한 연구”, 고용직업능력개발연구.
- 장지연·김정우 (2002). “취약계층에 대한 고용보조금제도의 효과 및 개선방안”, 한국노동연구원.
- Dehejia, R., & Wahba, S. (1999). “Causal Effects in Non-Experimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs.” *Journal of the American Statistical Association*, 94(448): 1053-1062
- Katz, L. F. (1998). Wage Subsidies for the Disadvantaged, *Generating Jobs: How to Increase Demand for Less-Skilled Workers*, New York: Russell Sage Foundation.
- Heinrich, C., Maffioli, A., & Vazquez, G. (2010). A Primer for Applying Propensity-Score Matching. Technical Notes No. IDB-TN-161.
- Hirano, K., Imbens, G., & Ridder, G. (2003). “Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score.” *Econometrica*, 71(4): 1161-1189.
- Howlett, M., Ramesh, M., & Perl, A. (2009). *Studying Public Policy: Policy Cycles and Policy Subsystems* (Vol. 3). Oxford: Oxford University Press.
- ILO. (2003). *Active Labour Market Policies*.
- Martin, J. P. (2000). *What Works among Active Labour Market Policies: Evidence from OECD*

Countries' Experiences (No. 35). OECD Publishing.

Phelps, E. S. (1997). Wage Subsidy Programmes: Alternative Designs, *Unemployment Policy: Government Options for the Labour Market*, Cambridge University Press.

Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1984). "Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score." *Journal of the American Statistical Association*, 79(387): 516-524.

Schmid G., Büchtemann C., O'Reilly J. and Schömann K. (eds) (1996), *International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation*, Edward Elgar.

한승훈: 미국 펜실바니아 대학교(University of Pennsylvania)에서 2014년에 범죄학(형사정책) 박사 학위와 통계학 석사 학위를, 듀크 대학교(Duke University)에서 2010년에 정책학 석사 학위를 받았으며, 현재 중앙대학교 공공인재학부 조교수로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 형사정책, 도시정책, 정책 도구, 그리고 정책 및 프로그램 평가방법으로서의 인과적 추론과 고급 양적분석, 공간계량분석 등이 있다(sehan@cau.ac.kr).

유은주: 중앙대학교에서 행정학 박사학위를 취득하였으며, 현재 장애인고용공단 고용개발원 부연구위원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 장애인고용정책, 사업평가, 소득연계복지정책분야이다. 주요 연구들은 한국정책학회보, 현대사회와 행정, 장애와 고용, *Elgar Handbook on Disability Policy* 등에서 확인할 수 있다(ejyoo@kead.or.kr).

손호성: University of California, Berkeley(Goldman School of Public Policy)에서 정책학 박사학위(Ph.D., Public Policy)를 취득하였으며, 현재 중앙대학교 공공인재학부 조교수로 재직 중이다. 주로 연구하는 분야는 공공재정 관련 정책의 평가이다. 주요 연구들은 *Journal of Policy Analysis and Management*, *Demography*, *Economics of Education Review*, 한국행정학보, 한국정책학회보 등에서 확인할 수 있다(hsohn@cau.ac.kr).

논문투고일: 2020.11.9 / 수정일: 2020.12.16 / 게재확정일: 2020.12.18