

제조업 사업체의 온라인 시장 참여가 사업체의 성장에 미치는 효과*

신 동 한** · 조 장 희***

논문 초록

본 연구에서는 2015-2019년 기간 동안 제조업 사업체의 온라인 시장 참여가 사업체의 성장에 미친 효과를 분석한다. 통계청의 기업통계등록부를 사용하여 국내 전수 제조업 사업체의 매출 및 고용을 측정하고, 공정거래위원회의 통신판매사업자 신고 자료를 결합하여 온라인 활동 여부를 측정한다. 성향점수매칭 방법론을 사용하여 선별한 표본을 사용한 분석 결과, 제조업 사업체의 온라인 참여는 평균적으로 약 6% 수준의 1인당매출 성장 효과를 유발한다. 이와 같은 효과는 고용 증가 이상의 매출 상승을 통해 달성되어 온라인 참여의 시장 확대 효과가 존재함을 보여준다. 1인당매출 성장 효과는 주로 50세 이하의 사업주에 의해 운영되는 사업체, 5인 이상 사업체 및 소비재를 제조하는 사업체에서 두드러지게 나타나지만, 그렇지 않은 유형의 사업체에서도 성장 효과에 대한 통계적 유의성은 유지된다. 이상의 분석 결과는 온라인 참여를 통한 시장 확대 효과가 시장 지배력이 낮은 영세 제조 사업체의 성장에도 긍정적으로 작용할 수 있음을 시사한다.

핵심 주제어: 제조업, 온라인 판매, 기업통계등록부

경제학문헌목록 주제분류: D2, L1, L6

투고 일자: 2022. 6. 15. 심사 및 수정 일자: 2022. 7. 11. 게재 확정 일자: 2022. 8. 29.

* 본 논문의 작성에 도움을 주신 익명의 심사자들에게 감사드립니다. 이 논문은 2022년도 제주대학교 교원성과지원사업에 의하여 연구되었습니다. 본 논문은 통계청의 통계데이터센터(SDC)에서 제공하는 자료를 활용한 연구 결과이며, 통계청의 비밀보호정책에 의하여 연구 결과에 대한 승인을 받아 작성되었습니다.

** 제1저자, 서강대학교 지암남덕우경제연구원 선임연구원, e-mail: shdh@sogang.ac.kr

*** 교신저자, 제주대학교 경제학과 부교수, 지속성장데이터사이언스학부, e-mail: jh.cho04@jejunu.ac.kr

I. 서 론

온라인 시장의 초기 성장 단계에서 제조 기업의 온라인 시장 참여(이하, 온라인화)는 매우 제한적인 수준이었다. 2000년대 중반을 전후로 본격화된 국내 온라인 시장의 성장은 완속한 유통망을 갖춘 중대형 도소매 기업에 의해 주도되었으며, 여전히 대부분의 제조 기업들은 이들 기업에 대한 납품을 통해 이윤을 창출하였다. 또한 주로 허브-스포크(hub-spoke) 형 거래 네트워크가 형성된 국내 제조업의 구조적 특성으로 인해 기업들의 온라인화 유인도 높지 않았다. 그러나 최근에는 IT 기술의 발달, 온라인 플랫폼의 성장과 같은 관련 산업의 진화로 인해 온라인 시장에 대한 접근성이 낮아짐에 따라 제조업의 온라인화가 빠른 속도로 확산되고 있다.

이와 같은 변화는 온라인을 통한 시장 확대(market expansion) 효과가 제조업에서도 유사하게 나타나고 있음을 보여준다.¹⁾ Soliman and Youssef(2003)은 온라인화가 새로운 비즈니스 기회의 창출, 정보 전달의 편리성, 거래 상대방과의 연결성 증진과 같은 이익을 가져다줄 것으로 예상한다. 실제로 예전부터 온라인 플랫폼을 통해 기업 간 거래가 이뤄졌던 일부 부품 및 소재 산업에서만 아니라, 최종 소비재를 생산하는 제조업체 중에서도 어떤 형태로든 온라인 시장에서 활동하는 사업체 수가 빠르게 증가하고 있다. 더불어 대형 제조업체들 위주로 나타났던 온라인화가 중소형 제조업체들 사이에서도 동시에 관측되고 있다.

선행 연구는 대부분 온라인화를 통해 생산성이 향상되는지 혹은 기업 간 거래에 있어 우위를 점하게 하는지 등에 초점이 맞춰져 있다. 생산성 효과를 분석한 대부분의 연구는 기업 간 거래에 집중한다. Wen(2004)는 일반균형모형(general equilibrium model)을 사용하여 전자상거래기술(e-commerce technology)의 사용이 생산의 전문화를 유발할 뿐만 아니라 무역 수준 고도화를 위한 고정비용이 공유되기 때문에, 결론적으로 생산성 성장과 무역의존도 상승으로 이어질 수 있음을 설명한다. 실증 연구 또한 온라인화가 생산성 성장과 관련 있음을 보이는데, 연구에 따라

1) 온라인 시장의 급속한 성장은 특히 B2C 시장에서의 모바일 기반의 인터넷 거래의 편의성을 통한 확산이 중심이 되었다고 본다(Einav et al., 2014). 또한 시장 확대에 대한 증거는 최근 전자상거래를 통한 수출 확대를 통해 알 수 있다. 전자상거래 수출 비중은 코로나19 이후 급격하게 상승하고 있으며, 그 이전에도 2015-2019 성장률이 92.1%에 다다를 정도로 빠르게 성장하는 것을 보인다. 그러나 본 연구에서는 매출에서 수출을 구분할 수 없어 이에 대한 연구가 어렵다.

서 크게 세 가지 특징을 갖는다. 첫째로는 온라인화를 통한 외부성의 구축이 생산성 성장을 유발한다는 것이다. 두 번째는 기업 간(B2B) 전자상거래를 중심으로 생산성이 성장함을 보여준다. 마지막으로 대부분의 연구가 규모가 큰 기업을 대상으로 하고 있다는 점이다(문성배·홍동표, 2005; 김원규, 2006; Liu et al., 2013; Lorca et al., 2019).²⁾ 이외에도 Falk and Hagsten(2015)는 14개 유럽 국가의 국가-산업별 패널을 통해 온라인화 효과를 분석하고 있으며, 인터넷 판매량 비중의 증가가 생산성 성장에 영향을 미치며, 서비스업에서 제조업에 비하여 더 큰 영향이 나타남을 보여준다.

위 선행 연구에 대한 특징을 종합하면 대기업 중심의 표본 자료를 통해 온라인화에 따른 효율성개선을 주로 연구한다. 이는 중소기업 온라인화의 영향을 확인하고, 제조업 전반의 성장효과에 대한 식별과 논의 제한에 한계가 있다. 또한 온라인 시장에 대한 정의가 명확하지 않아 연구마다 각기 다른 정의를 사용하고 있고, 많은 연구에서 설문조사를 통하여 변수화하기 때문에 그 의미가 조금씩 다르며, 이에 따라 규모가 큰 기업을 대상으로 표본이 구성되는 경우가 많다.³⁾ 따라서 중소형 제조업체들의 온라인 전환도 활발히 일어나고 있는 최근의 산업 구조의 변화에 대한 시사점 도출이 필요하다.

본 연구는 2015-2019년 기간 동안 제조업 사업체의 온라인 시장 참여가 사업체의 성장에 미친 효과를 종사자 1인당매출(이하, 1인당매출), 매출, 고용을 통해서 분석한다. 통계청에서 제공하는 기업통계등록부(statistical business register)를 사용하여 국내 전수의 제조 사업체를 분석 대상으로 설정하였으며, 이에 따라 다른 조사에서 확인이 어려웠던 고용 규모가 5인 미만의 매우 작은 사업체의 온라인 시장 실태를 포함한다. 각 사업체의 온라인 시장 진입은 공정거래위원회에서 제공하는 통신판매사업자 신고 자료를 기업통계등록부에 결합하여 파악한다. 다만, 최근의 활발한 온라인 참여에도 불구하고 여전히 전체 제조업 사업체 중 오프라인 사업체의 비중은 2019년 기준 8.1% 수준으로 낮은 편이다. 이에 따라 본 연구에서는

2) 이외에도 Romero and Rodriguez(2010)은 전자상거래 판매보다는 구매 측면에서 효율성에 긍정적인 영향을 미침을 보여주며, 중소기업을 중심으로 연구한 Xuhua et al. (2019)은 중소기업의 전자상거래 도입 목적이 주로 비용 절감을 통한 시장 우위에 있음을 설명한다.

3) Fraumeni(2001)은 전자상거래의 추정방법이 정형화 되어있지 않으며, 무형의 성질을 띠고 있기 때문에 추정과 그 영향이 다르게 나타날 수 있음을 설명한다.

성향점수매칭(propensity score matching)을 통해 선별한 사업체들을 대상으로 분석을 수행한다.

사업체 고정효과 모형을 사용한 분석 결과, 제조업 사업체의 온라인화는 1인당매출을 5.8% 상승시키며, 매출과 고용은 각각 18.9%와 13.2% 증가하는 것으로 나타난다. 본 연구는 온라인화에 대한 두 가지의 이질적 사업체 특성을 고려한다. 먼저 연령이 50세 미만인 젊은 사업주는 보다 온라인 시장 참여에 적극적일 가능성이 있다. 따라서 젊은 사업주의 제조 사업체는 사업주 나이가 많은 사업체에 비하여 평균적인 온라인 시장 참여 효과가 전반적으로 크게 나타나는 것을 볼 수 있다. 그리고 선행 연구에서 온라인화 효과가 규모가 큰 기업을 중심으로 관찰됨에 따라, 종사자 규모 5인을 기준으로 영세 사업체와 소규모 사업체를 비교한다. 중대형 사업체의 온라인화는 고용 증가에 거의 영향을 미치지 않고, 8.2% 정도의 매출액 증가 효과를 갖는다. 반면 영세 사업체는 중대형 사업체와 비교하여 20.7%의 고용과 16.9%의 매출액 증가 효과가 추가로 나타나, 온라인화를 통한 양적 성장 효과가 영세 사업체에서 주도적으로 나타남을 알 수 있다. 나이가 온라인화에 따른 성장 효과의 경과 기간별 차이를 분석한 결과 1인당매출, 매출, 고용의 성장률이 모두 시간이 지남에 따라 증가하는 것을 볼 수 있다. 사업주가 50세 미만인 사업체 및 영세 사업체의 매출과 고용에 대한 증가율의 추가 지속효과는 나머지 온라인화 제조업 사업체와 비교하여 모두 양의 값을 갖는다. 마지막으로 본 연구는 산업을 소비재와 비소비재 산업으로 구분하여 온라인 시장 참여의 효과를 분석한다. 소비재 산업은 상당 부분 기업-소비자간 거래(B2C)에 해당하며, 비소비재는 기업간 거래에 해당한다고 가정한다. 분석 결과, 소비재가 비소비재에 비하여 매출과 1인당매출에 대한 추가적인 증가 효과를 갖는 것으로 나타났으며, 이 효과는 대부분 식·음료 제조업의 효과로 나타나, 최근 기업-소비자간 거래 기반의 온라인 시장 성장에 대한 간접적 증거가 될 수 있다.

본 논문의 정책적 시사점과 학술적 기여를 정리하면 다음과 같다. 먼저, 본 논문은 그 동안의 제조업 관련 연구에서 주목받지 못한 소규모 제조업 사업체의 성장에 대한 새로운 방안을 제시한다는 점에서 의미가 있다. 제조업 사업체의 성장에 대한 김민호(2018), 이운수 외(2019) 등 국내 선행 연구는 대부분 5인 이상 사업체를 대상으로 하는 통계청의 광업제조업조사를 이용하여 수행되었다. 이에 따라 전체 제조업 사업체의 약 63% (전국사업체조사, 2019)를 차지하는 5인 미만 사업체의 성장

에 유의미한 시사점을 제공하지 못하는 한계가 있었다. 다음으로 본 연구의 분석 결과는 생산 공정의 혁신을 통한 성장에 주목한 선행 연구와 달리, 온라인 시장 참여를 통한 시장 확대 효과에 기반한 성장 방식의 유효성을 제시했다는 점에서 차별성이 있다. 선행 연구에서는 주로 기업 성장의 결정 요인으로 규모와 업력(Almus, 2000; Goddard et al., 2012; Lotti et al., 2003), 혁신(Coad and Rao, 2007; Demirel and Mazzucato, 2012; Deschryvere, 2014), 사업주의 능력(Robson and Obeng, 2008), 국제화(Bernard et al., 2003; Melitz, 2003), 거래관계(Wynarczyk and Watson, 2005) 등을 지목하였다. 본 연구의 분석 결과는 이와 같은 요인들에 더하여, 대형뿐만 아니라 중소형 사업체에서도 상대적으로 단기간에 낮은 비용으로 성장을 달성할 수 있는 가능성을 제시한다는 점에서 정책적 시사점을 갖는다.

본 연구의 순서는 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 연구에 사용된 자료 및 표본 구축 과정을 소개한다. 제Ⅲ장에서는 국내 제조업의 온라인 시장 참여 추이를 분석한다. 제Ⅳ장에서는 분석 모형을 소개하고, 제Ⅴ장에서는 온라인 시장 참여의 효과를 분석하고, 사업체 특성별 이질적 효과에 대해 검토한다. 마지막 제Ⅵ장에서는 본 연구의 결론과 정책적 시사점 및 한계를 서술한다.

Ⅱ. 자 료

1. 기업통계등록부

기업통계등록부(statistical business register, 이하 기업등록부)는 국세청 및 사회보험 행정자료를 결합하여 구축한 기업체 및 사업체 단위의 모집단 자료이다. 자료의 제공 기간은 2010년부터 2020년까지이다. 자료 구축에 사용된 주요 행정자료는 국세청의 사업자등록, 부가가치세, 사업소득신고, 법인세 자료, 공정거래위원회의 공시대상기업집단 자료 및 사회보험 자료 등이다.⁴⁾

기업등록부는 사업체를 기본 관측 단위로 한다는 점에서 기존의 통계청 조사자료

4) 통계등록부 자료는 주로 조사통계자료 생산 과정에서 표본조사 프레임 및 조사대상 명부 등의 보조적인 형태로 사용되었다. 그러나 최근 들어, 산업, 주소 코드 및 행정자료간 연계 품질 등이 개선되면서 국내에서 해외 선진국과 같이 기업통계등록부 자료를 사용한 연구 분석이 가능하게 되었다.

인 전국사업체조사, 광업제조업조사 및 경제총조사 등의 자료와 유사성이 높다. 반면, 이들 조사자료에서 물리적 사업장이 실제하는 사업체만을 조사 대상으로하는 것과 달리 기업등록부는 행정적으로 사업자등록번호가 존재하는 모든 사업체에 대한 고용 및 매출 정보를 제공한다는 점에서 차이가 있다. 제공되는 주요 변수는 사업자등록번호, 법인등록번호, 대표자 성별 및 연령, 설립연도, 행정구역분류코드, 사업체 및 기업체 단위 매출 총액 및 종사자 수, 산업분류코드, 기업집단 및 중소기업구분 코드 등이며, 기존 연간 사업체 모집단 조사자료인 전국사업체조사의 대부분의 항목을 포함하고 있다.

2. 통신판매업신고

본 연구에서는 제조업 사업체의 온라인 시장 참여 여부를 확인하기 위해 공정거래위원회에서 제공하는 통신판매업신고 자료를 사용한다. 통신판매업신고 자료는 매주 갱신되는 행정자료로 사업자등록번호, 상호, 법인여부, 신고일자, 취급 품목 및 업소 상태 등의 항목에 대한 정보를 제공한다. 통신판매업신고 자료는 사업자등록번호를 기준으로 구축되었다. 이에 따라 앞선 기업등록부 자료와 마찬가지로 기업에서 행정적 편의를 위해 물리적 사업장 없이 온라인 판매 부문을 분리하는 등의 경영 의사 결정을 내려도 온라인 시장 참여 여부를 식별할 수 있다는 장점이 있다. 또한, 매주 신규 정보가 갱신되기 때문에 시의성 높은 분석이 가능하다.

반면, 통신판매업신고 자료는 대부분의 제공 변수가 높은 측정 오차를 갖는다는 단점이 있다. 사업자등록번호, 법인여부, 신고일자를 제외한 나머지 변수들의 경우 신고자가 정해진 항목 중 하나를 선택하는 방식이 아닌 직접 입력을 통해 자료가 구축된다. 이에 따라 본 연구에서는 사업자등록번호 및 신고일자 정보만을 활용하여 언제부터 개별 사업자가 통신판매업을 시작했는지를 식별하는 데에만 초점을 맞춘다.⁵⁾

5) 원자료에는 통신판매업등록 신고뿐만 아니라, 폐업 신고 및 휴업에 대한 정보도 제공한다. 다만 이와 같은 등록 상태의 변화는 대부분 통신판매업뿐만 아니라 사업체 자체의 시장 퇴출이 발생하는 경우와 거의 동일하게 나타난다. 따라서 본 연구에서는 초기 신고시점 이후에는 계속해서 사업자들이 온라인 시장에서 활동하고 있다고 가정하고, 사업자 퇴출과 함께 온라인 시장으로부터의 이탈이 일어난다고 가정한다.

3. 분석 표본 구축

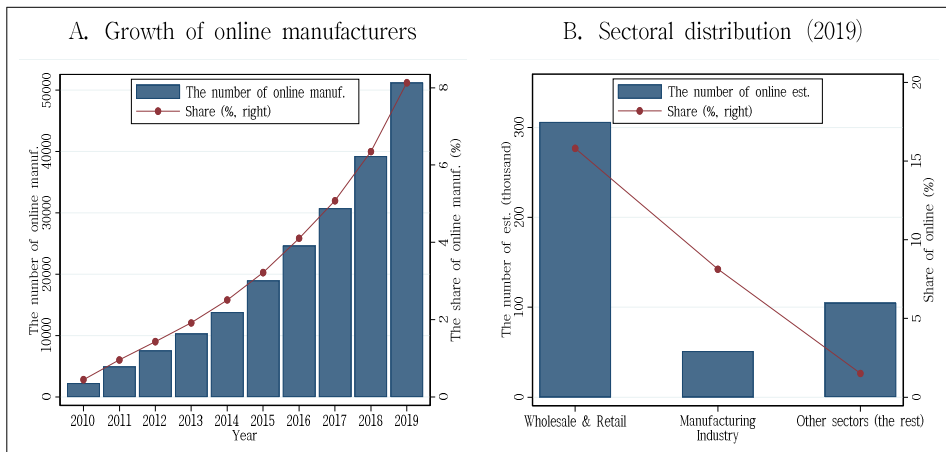
본 연구에서는 기업등록부와 통신판매업신고 자료를 결합하여 2015-2019년 기간에 대한 사업체 단위 분석 표본을 구축한다. 기업등록부 자료는 2010년부터 가용하지만, 종사자-기업체연계DB와 같은 행정 자료와의 연계가 가능한 시점은 2015년 이후이다. 표본은 기업등록부의 산업분류코드를 기준으로 제조업(C)에 속하는 사업체를 사용하여 구축한다. 즉, 분석 표본에는 분석 기간 내내 통신판매사업자 등록을 하지 않는 오프라인 제조 사업체와 함께, 2015-2019년 중 특정 시점에 통신판매사업자로 활동을 시작한 온라인 제조 사업체가 존재한다. 2015-2019년 전기간에 온라인 사업체로 분류되는 사업체는 기술적(descriptive) 분석에는 포함되었으나 회귀 분석에서는 제외한다.

사업체는 사업자등록번호를 기준으로 정의한다. 이와 같은 정의는 기존 통계청 조사자료보다는 포괄적이지만, 전자상거래 활용과 같은 유통 구조의 변화의 영향이 기업 내의 특정 사업장에 대해서만 한정적으로 발생하기는 어렵다는 점에서 적절한 수준으로 판단된다. 사업자등록번호를 기준으로 기업등록부를 취합하는 과정에서 사업자등록번호 내에 다사업장(multi-plant)이 존재하는 경우, 가장 높은 매출을 달성하고 있는 사업장에 대한 정보를 선택한다. 사업주의 연령 및 성별, 사업체의 업력, 사업체 소재지 및 산업분류 등의 정보가 여기에 해당한다.

Ⅲ. 제조업의 온라인화

본 장에서는 국내 제조업의 온라인화 현황을 간략히 소개한다. 먼저 〈Figure 1〉의 패널 A에서는 온라인화 제조 사업체 수가 빠른 속도로 증가하고 있음을 보여준다. 2010년까지 통신판매사업자로 등록된 제조 사업체 수는 약 2,272개 (누적)였으나, 2015년을 전후로 그 증가폭이 확대되면서 2019년 기준 45,000개 이상의 사업체가 통신판매사업자 등록 상태이다. 사업체 수의 증가와 함께 온라인 제조업 사업체의 비중도 함께 증가하고 있다. 이와 같은 추세는 나머지 오프라인 제조업체 수가 50만개 수준에서 상대적으로 부진한 증가율을 보이기 때문이다. 한편, 2019년 기준 온라인 참여 제조 사업체 수 비중은 전체의 약 8.1% 수준이다.

〈Figure 1〉 The Growth of Online Manufacturers and Sectoral Distribution

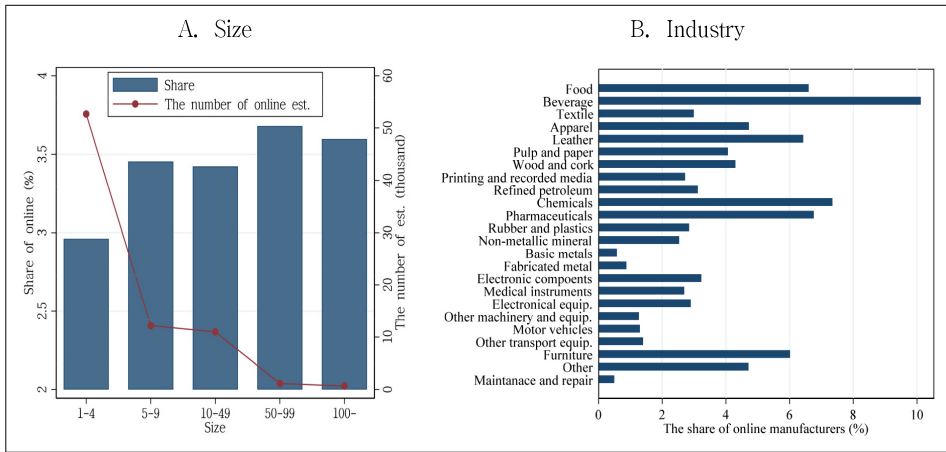


Source: Statistical business register 2010-2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2010-2019, KFTC.

패널 B에서는 2019년 기준 통신판매사업자로 등록된 사업체들이 산업별로 어떻게 분포하는지를 보여준다. 대분류 표준산업코드 기준으로 가장 많은 통신판매사업자가 등록된 산업은 도소매업(G)이며, 제조업은 2번째로 높은 온라인 참여가 관측된다.⁶⁾ 전체 사업체 중 온라인 사업체 비중을 계산해도 유사한 결과가 도출된다. 제조업의 온라인 사업체 비중은 2019년 기준 약 8% 수준으로 도소매업(15.8%)에 이어 두 번째이다. 도소매업은 실제 재고를 보유하지 않는 위탁판매 형태의 사업체 진입이 급격히 늘면서 급격한 산업 구조 변화가 일어나고 있다. 제조업은 본질적으로 물리적인 생산 시설을 필요로 하기 때문에, 도소매업과 같은 수준의 변화가 발생하지는 않지만, 나머지 산업에 비하면 상대적으로 활발한 온라인화가 나타남을 알 수 있다.

6) 제조업 온라인 사업체 수는 2019년 기준 약 51,184개이며, 정보통신업(19,688), 음식 및 숙박(17,434), 전문, 과학 및 기술 서비스업(15,406)이 다음으로 높은 온라인 사업체 수를 가진 것으로 확인된다.

〈Figure 2〉 Distribution of Online Manufacturers by Size and Industry, 2019



Source: Statistical business register 2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2019, KFTC.

〈Figure 2〉는 제조업 내에서 어떤 사업체가 온라인화 되었는지를 보여준다. 먼저 패널 A에서는 사업체 규모별 온라인 제조업 사업체 비중을 보여준다. 패널 A는 모든 규모 그룹에서 대체로 유사한 3-4% 수준의 온라인 참여가 발생하고 있다. 상대적으로 5인 미만 사업체 중 온라인 참여 비중이 낮은 편이지만, 이는 5인 미만 오프라인 사업체 수가 12만개 이상으로 절대 다수를 차지하기 때문이다. 패널 B에서는 산업 중분류 수준의 온라인 참여 사업체 분포를 보여준다. 대체로 식료품 제조업, 음료 제조업, 의류, 가주, 가구 제조업 등 최종 소비재를 생산하는 산업에서 높은 온라인 참여율이 관측되고 있지만, 소재 및 부품 산업에서도 적지 않은 통신 판매업 활동이 관측되고 있다. 이상의 분석 결과는 제조업 사업체의 온라인화가 특정 유형의 사업체에 의해 주도되는 일시적인 현상이 아님을 보여준다.

〈Table 1〉에서는 온라인과 오프라인 제조업 사업체의 특성을 정리한다. 먼저, 1인당매출은 평균적으로 온라인 참여 제조업체에서 평균적으로 높은 수준을 나타낸다.⁷⁾ 주목할 점은 추정된 표준편차가 오프라인(1,763)보다 온라인(11,075)에서 크게 나타나 상대적으로 넓은 퍼짐정도(dispersion)를 가진다는 것이다. 이는 기존에 높은 1인당매출을 가진 기업들이 온라인 활동을 병행하는 점, 온라인화를 통한

7) 1인당매출은 산업중분류 생산자 물가지수로 실질화한 사업체 단위 매출을 종사자(사업주 및 임금근로자) 수로 나누어 계산한다.

높은 성장 가능성, 저생산성 사업체들의 활발한 온라인화 등이 복합적으로 작용할 결과로 풀이된다. 평균적인 매출 및 고용 규모 또한 온라인 사업체에서 상대적으로 높게 추정되는 가운데, 매출에 대한 표준편차는 온라인에서 더 낮게 추정되는 특징이 발견된다. 온/오프라인 제조업 사업체간 사업주의 특성과 업력을 비교해보면, 온라인에 참여하는 제조업 사업체에서 여성 소유주 비중이 약 9% 높고, 사업주 연령은 평균적으로 6세 정도 낮으며, 기업의 업력은 약 4년 정도 낮다.

〈Table 1〉 Descriptive Statistics (offline vs. online, 2015-2019)

	Mean	S. d.	P25	Median	P75	Count
A. Offline						
Sales per workers	170.64	1,763.29	42.82	95.61	180.67	2,423,919
Sales (million KRW)	2,654.28	133,978.20	58.00	209.85	751.96	
Employment	7.50	89.83	1.00	2.00	5.00	
Male owners	0.79	0.41	1.00	1.00	1.00	
Owner age	51.20	9.90	45.00	52.00	57.00	
Firm age	11.10	8.79	4.00	9.00	17.00	
B. Online						
Sales per workers	184.35	11,075.67	26.82	79.44	168.10	77,667
Sales (million KRW)	3,374.79	104,334.10	37.83	188.55	830.59	
Employment	9.56	140.12	1.00	2.00	6.00	
Male owners	0.70	0.46	0.00	1.00	1.00	
Owner age	45.44	10.96	37.00	45.00	53.00	
Firm age	7.05	6.94	3.00	4.00	9.00	
C. All establishment						
Sales per workers	171.07	2,611.74	42.19	95.14	180.28	2,501,586
Sales (million KRW)	2,676.65	133,157.20	57.24	209.04	753.96	
Employment	7.56	91.81	1.00	2.00	5.00	
Male owners	0.79	0.41	1.00	1.00	1.00	
Owner age	51.02	9.98	45.00	52.00	57.00	
Firm age	10.98	8.77	4.00	9.00	16.00	

Source: Statistical business register 2015-2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2015-2019, KFTC.

IV. 분석 모형

1. 회귀 분석 모형 소개

본 논문에서는 선형회귀분석 모형에 대한 추정을 통해 온라인 판매를 시작하는 사업체와 기존의 판매망을 유지한 사업체 사이에 발생하는 경영 성과 차이를 추정한다. 아래의 식 (1)은 본 논문의 기본 추정 모형을 보여준다.

$$Y_{i,t} = \beta_1 On_{i,t} + \beta_2 On_{i,t} z_{i,0} + X\gamma + w_{j,t} + v_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

식 (1)에서 종속변수 $Y_{i,t}$ 는 사업체 i 의 t 년도 로그-1인당매출, 로그-매출액 및 로그-총고용을 나타낸다. 1인당매출은 산업중분류 수준에서 구축한 생산자물가지수를 사용하여 실질화한 사업체 단위 매출액($Sales_{i,t}$)을 사업체 총고용($Emp_{i,t}$)으로 나누어 계산한다. 이와 같은 정의에 따라 로그-1인당매출은 로그-매출액과 로그-총고용의 차로 분해된다. 본 논문의 회귀 분석에서는 이상의 3가지 종속변수를 사용하여 사업체의 1인당매출 성장이 매출과 고용 중 어떤 부문의 변화를 통해 실현되는지를 세부적으로 점검한다. 예를 들어, 1인당매출의 증가가 매출 확대보다는 고용 축소를 통해 달성된다면, 온라인을 통한 시장 확대 효과가 실제로 존재한다는 주장은 설득력을 얻기 어렵다.

본 연구의 핵심 설명 변수는 개별 사업체 i 의 t 년도 통신판매사업자 등록 여부를 나타내는 $On_{i,t}$ 이다. 이를 통해 각 사업체의 온라인 시장 참여 전후의 종속변수 변화를 추정할 수 있으며, 그 차이가 온라인 시장에 참가하지 않는 제조업 사업체들의 평균적인 변화 추이와 얼마나 차별적으로 나타나는지를 측정함으로써 온라인화의 경제적 효과를 추정한다. $z_{i,0}$ 는 기업의 관측 초기 시점($t=0$) 특성을 나타내는 변수들의 벡터를 의미한다. 여기에는 사업주가 50세 이하인지 여부, 사업체 규모가 5인 미만인지 여부, 사업체가 생산하는 제품이 소비재인지 여부 등이 포함된다.⁸⁾ X 는 사업체의 특성을 통제하기 위해 사용된 통제 변수의 벡터로 여기에는 기업의

8) 일부 사업체의 경우, 사업주가 변경되거나, 주된 산업분류(매출이 가장 높은 산업 기준)가 변경되어 기업 특성 변수의 기업내 변화가 발생할 수 있다. 그러나 이와 같은 관측치 수는 무시할 정도로 작으며, 따라서 회귀 계수에 대한 추정 결과에도 영향을 주지 않음을 밝힌다.

로그-업력 및 사업주 성별이 포함된다.

추가로 $w_{j,t}$ 는 산업중분류(j)-연도 고정효과를 나타낸다. $w_{j,t}$ 는 사업체의 생산 구조를 측정할 수 있는 변수가 제공되지 않는 기업통계등록부의 단점을 보완하기 위해 사용된다. 기업 고정 효과(α_i)는 사업체의 고유한(time-invariant) 특성이 유발하는 1인당매출, 매출 및 고용 수준의 변화를 통제하는 데에 적합하지만, 개별 사업체의 생산 구조가 시간이 지남에 따라 바뀌면서 발생하는 종속변수의 변화를 제어할 수 없다. 본 연구에서는 온라인화와 같이 소비자를 대면하는 방식의 변화가 아닌, 사업체가 제품을 생산하는 구조적인 변화는 중분류 수준의 산업 내에서 기업 간에 유사성이 높다는 가정하에 $w_{j,t}$ 를 모형에 포함한다. 마지막으로 v_t 는 연도 고정효과를 나타낸다.

2. 성향점수매칭 모형

본 논문에서는 온라인화 사업체의 1인당매출 변화를 오프라인 제조 사업체와 비교함으로써 상대적인 효과를 추정하는 전략을 사용하고 있다. 이 경우, 어떤 오프라인 사업체를 통제 집단에 포함하는지에 따라 처치 효과(treatment effect)의 크기가 달라질 수 있다. 특히 기업통계등록부의 경우, 기존 통계청 조사자료보다 넓은 범위의 사업체에 대한 정보를 포함하고 있어서 적절한 통제 집단(control group)의 설정이 중요하다. 따라서 본 논문에서는 성향점수매칭 기법을 활용하여 통신판매사업자 등록을 한 사업체와 사전적으로 유사한 특성을 가지는 오프라인 제조 사업체를 식별한다. 식 (2)는 사업체별 성향 점수 계산을 위해 사용한 회귀 분석 모형을 나타낸다.

$$Trt_{i,t} = \delta_1 A30_{i,t} + X\gamma + w_k + v_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

식 (2)의 추정을 위해 사용되는 표본에는 오프라인 제조 사업체 전체와 통신판매사업자 등록 이전 시점의 온라인 제조 사업체에 대한 관측치가 포함된다. 전자에 해당하는 사업체는 식 (2)의 종속 변수인 $Trt_{i,t}$ 가 0의 값을 가지며, 후자에 해당하는 사업체는 모두 1의 값을 갖는다. 성향점수추정에는 로짓(logit) 함수를 사용한 1:2 최근점이웃매칭(nearest neighbor matching) 방식을 사용한다. 식 (1)에서 사

용된 통제 변수 이외에 식 (2)에서는 추가적인 식별을 위해서 사업체별 30세 이하 종사자 비중($A30_{i,t}$) 및 소분류산업더미(w_k)를 추가로 사용한다. 사업체별 30세 이하 종사자 비중 변수는 통계청에서는 제공하는 종사자-기업체연계DB를 사용하였으며, 여기에서의 종사자는 사업체에 속한 임금근로자 및 사업주를 포괄한다.⁹⁾ 따라서 40세 이상의 사업주 1명이 운영하는 사업체의 경우, 이 값이 0이 되며, 반대로 30세 이하 사업주 1명인 경우 1의 값을 갖는다.

V. 분석 결과

본 장에서는 앞서 정리한 회귀 분석 모형에 대한 추정 결과를 소개한다. 먼저, 온라인 시장 참여가 1인당매출, 매출 및 고용에 미치는 평균적인 효과에 대한 추정 결과를 전체 표본과 성향점수매칭을 통해 선별된 표본에 대한 것으로 나누어 살펴본다. 다음으로 추정된 평균 효과의 이질성에 대한 검토를 통해 추가적인 정책적 시사점을 도출한다.

1. 기본 모형 추정 결과

본 절에서는 전체 표본 및 성향점수매칭을 통해 수정된 표본에 대한 분석 결과를 정리한다.

〈Table 2〉의 분석 결과는 제조업 사업체의 온라인 참여가 양의 1인당매출 증가 효과를 가지며, 사업체의 고용 성장 효과를 상회하는 매출 증가 효과가 이와 같은 1인당매출 증가에 크게 기여하고 있음을 보여준다. 먼저 (1)열에서 1인당매출에 대한 효과를 살펴보면, 패널 A의 전체 사업체에 대한 분석 결과 온라인 참여를 전후로 약 10.9%의 증가 효과가 발생함을 알 수 있다. 매칭을 통해 통제 집단에 해당하는 기업들을 선별한 표본 (패널 B)에서는 그 크기가 6.0%로 감소하지만, 통계적인 유의성은 여전히 매우 높은 수준으로 나타난다. (2)열과 (3)열에서는 (1)열

9) 종사자-기업체연계DB는 통계청에서 제공하는 종사자 단위로 구축된 연도별 근무 기록 자료이다. 종사자의 근무 여부는 사회보험 자료의 직장 가입 기록이나, 국세청의 근로소득지급명세서 등 행정 자료를 통해 확인한다. 본 연구에서는 종사자-기업체연계DB의 연말 종사자를 기준으로 사업자등록번호별 종사자 연령 분포를 계산하여 사용한다.

의 1인당 매출 증가 효과가 어떤 경로를 통해 달성되는지를 보여준다. 패널 B의 추정 결과를 기준으로, 매출 성장 효과는 13.3%의 고용 증가 효과를 6% 상회하는 약 19.3%로 추정된다. 이상의 분석 결과는 산업중분류-연도 고정 효과를 사용하여 종속변수의 산업별 추세를 통제한 모형에서도 일정하게 나타난다. 이에 따라 이후의 모든 분석에서는 매칭된 표본에 대해 산업중분류-연도 고정 효과를 사용한 모형을 사용한다.

〈Table 2〉 Overall Effect of Starting Online Participation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)
A. All sample						
Online	0.109*** (0.007)	0.210*** (0.008)	0.102*** (0.004)	0.106*** (0.007)	0.201*** (0.008)	0.095*** (0.004)
Adj. R-square	0.048	0.057	0.012	0.050	0.060	0.020
Obs	2,461,720	2,461,720	2,461,720	2,461,720	2,461,720	2,461,720
B. After PSM						
Online	0.060*** (0.008)	0.193*** (0.008)	0.133*** (0.004)	0.058*** (0.008)	0.189*** (0.008)	0.132*** (0.004)
Adj. R-square	0.076	0.092	0.026	0.079	0.096	0.029
Obs	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450
Firm-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry-Year-FE				Yes	Yes	Yes

Note: Panel A presents the estimation results for equation (1) using full samples. Panel B is the estimation results from after-PSM samples where only the 'like-for-like' establishments are included in control group. SPW in column (1) and (4) refers to 'sales per worker'. In all columns, Log of establishment age and gender of owners are included as control variables. Online refers to a dummy that indicates each establishment is registered as online merchant in administrative data. Numbers in parentheses are firm-clustered standard errors. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Source: Statistical business register 2015-2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2015-2019, KFTC.

〈Table 2〉의 분석 결과는 주로 소매업 등에서 뚜렷하다고 알려진 온라인화의 시장 확대 효과가 제조업에서도 나타날 수 있음을 보여준다.¹⁰⁾ 국내 제조업의 경우,

대형 제조사들을 중심으로 형성된 생산 네트워크를 기반으로 기업간 거래가 활발한 산업 구조를 가진다. 이에 따라 정해진 규격의 중간재나 부품을 생산해야 하는 경직적인 생산 구조를 가진 중소기업 사업체가 온라인 판매를 통해 얻는 시장 확대 효과는 매우 제한적일 것으로 생각되었다. 그러나 <Table 2>의 분석 결과는 제조업 사업체의 온라인화가 매출과 고용 증가 효과를 동시에 가짐을 보여준다. 이어지는 분석에서는 이와 같은 양의 성장 효과가 제조업에서 보편적으로 나타나는 현상인지에 대해 점검한다.

2. 이질적 효과에 대한 검토

본 절에서는 사업주의 나이와 사업체 규모에 따른 이질성을 점검한다. 제조업은 산업 특성상 높은 초기 고정비용으로 인해 진입 장벽이 높은 산업으로 인식되었다(우진희, 2019). 이에 따라 자금 여력이 일반적으로 충분하지 않은 젊은 사업주들의 진입이 어렵고, 대체로 영세한 규모의 사업체를 운영하는 특징이 있다. 이에 따라 <Table 1>에서 살펴볼 수 있듯 온라인 제조 사업체는 평균적으로 낮은 규모와 사업주 나이를 보여준다. 따라서 본 절에서는 기존에 성장 잠재력이 낮은 것으로 인식된 사업체들에 대해서도 온라인화의 성장 효과가 작동하는지 점검한다.

<Table 3>에서는 사업주 연령 및 규모에 따른 이질성이 1인당매출, 매출 및 고용 성장 모두에 걸쳐 존재함을 보여준다. 먼저 (1)-(3)열의 분석 결과는 50세 미만 사업주들이 운영하는 사업체에서 약 5.0% 높은 1인당매출 증가 효과가 유발됨을 나타낸다. 이들 사업체에서는 매출액 및 고용효과가 나머지 온라인 참여 사업체보다 각각 9.0% 및 4.0% 높은 것으로 추정되어 시장 확대를 통한 매출 성장 이외에도 소폭의 고용 성장이 함께 발생하고 있다.

(4)-(6)열에서는 사업체 규모에 따른 성장 효과의 이질성을 검토한다. 5인 미만 소규모 사업체에 대한 1인당매출 증가 효과는 4.4% 수준으로 5인 이상 사업체보다

10) 여기에서의 시장 확대는 수요 증가의 원인이 무엇인지를 구분하지 않는다. 즉 <Table 2>의 분석 결과는 온라인 참여를 통해 발생하는 기업 성장 효과가 나머지 오프라인 기업들에 대한 시장 탈취를 통해 발생하는지, 아니면 새로운 고객과의 매칭 확률을 높임으로써 발생하는지를 구분하지 않은 분석 결과이다. 즉, 본 연구에서의 시장 확대는 개별 기업이 직면하는 시장 규모의 확대로 해석함이 바람직하다. 이와 관련한 자세한 논의는 4.2장에 수록한다. 유익한 심사평을 제공한 익명의 심사자들에게 감사드린다.

약 3.8% 낮다.¹¹⁾ 이와 같은 차이는 5인 미만 사업체에 대한 추가적인 고용 증가 효과(20.7%)가 매출 증가 효과(16.9%)를 훨씬 상회하기 때문에 발생한다. 5인 미만 사업체의 경우, 20%의 고용 증가가 실제로는 1명 미만의 고용 증가를 의미하기 때문에 실제로 실현되는 일자리 수 증가분의 크기는 크지 않다. 반면 17.1%의 매출 증가는 소규모 기업들의 평균적인 매출 수준이 나머지보다 작은 점을 고려하더라도 적지 않은 수준으로, 영세 사업체들에 대한 시장 확대 효과가 존재함을 보여준다.

〈Table 3〉 Heterogeneous Effect by Owners' Age and Size

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)
Online	0.029*** (0.010)	0.138*** (0.011)	0.109*** (0.006)	0.082*** (0.009)	0.082*** (0.011)	0.001 (0.007)
× Young owner (<50)	0.050*** (0.014)	0.090*** (0.016)	0.040*** (0.008)			
× Small-sized (<5)				-0.038*** (0.013)	0.169*** (0.015)	0.207*** (0.008)
Firm- & Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry-year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R-square	0.079	0.097	0.029	0.079	0.098	0.035
Obs	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450

Note: All results are estimated using after-PSM sample. SPW in column (1) and (4) refers to 'sales per worker'. Dummy variables for young owner and small-sized establishments are constructed using the information of each establishment in initial years in our data. In all columns, Log of establishment age and gender of owners are included as control variables. Online refers to a dummy that indicates each establishment is registered as online merchant in administrative data. Numbers in parentheses are firm-clustered standard errors. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Source: Statistical business register 2015-2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2015-2019, KFTC.

11) 5인 미만 소규모 사업체에 대한 성장 효과(0.045)도 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 계수 추정치에 대한 표준오차는 0.010이다.

한편, 5인 이상 사업체의 경우, 거의 모든 1인당매출 증가 효과가 매출 성장에 의해 설명됨을 볼 수 있다. 이와 같은 결과는 온라인 시장 참여가 5인 이상 사업체의 생산 구조의 변화와는 직접적인 관련성이 낮은 혁신 활동임을 시사한다. 온라인 기술은 제조된 상품을 소비자에게 전달하는 과정에만 작용하고, 사업체의 제조 공정을 변화와는 무관하다. 즉, 매출 증가 이상의 기술적 효율성 개선이 발생하지는 않기 때문에 추가적인 고용 조정은 잘 발생하지 않는 것으로 보인다.

이처럼 <Table 3>의 분석 결과는 사업주 연령 및 사업체 규모에 따른 이질성에도 불구하고, 온라인 시장 참여를 통한 성장 효과가 제조업 전반에서 고르게 발생함을 보여준다. 이와 같은 특징은 온라인화가 일반적으로 제조업에서 발생했던 기술 혁신과 매우 상이한 성격을 가지기 때문에 나타난다. 생산 공정의 효율성 개선에 영향을 주는 기술의 등장은 그 기술이 접목될 수 있는 특정한 부문에 대해 한정적인 효과를 유발한다. 반면 온라인 판매 기술의 경우 대체로 낮은 기술적 진입 장벽으로 인해 이용의 제한성이 낮고, 사업체에 경제적 효익을 가져다주는 방식 역시 구매자와의 매칭 효율성을 높이는 형태라는 점에서 차별적이다.

다음으로 <Table 4>에서는 온라인 시장 참여 이후의 경과 기간에 따른 1인당매출 효과의 변화 추이를 분석한다. 앞서 설명한 바와 같이 본 연구에서는 2015-2019년 모두에서 통신판매사업자로 식별되는 사업체를 통제 그룹에 포함하지 않았다. 따라서 통신판매사업자 등록 후 경과 기간은 최소 1년(당해년도)부터 4년(2016년 등록 사업체)까지이다. 먼저 패널 A에서 전체 사업체에 대한 평균적인 변화 추이를 분석한다. 패널 A에서는 기간 경과에 따라 1인당매출, 매출 및 고용 증가 효과가 점차 증가하는 양상을 보여준다. 이와 같은 양상은 제조업 사업체들이 대체로 분절된 시장에서 활동함에 따라 경쟁 효과(competition effect) 보다는 시장 확대 효과의 혜택을 주로 받고 있음을 의미한다.

패널 B에서는 이와 같은 효과가 사업주 연령 및 사업체 규모에 따라 어떻게 달라지는지 살펴본다. 먼저 (1)열의 분석 결과는 기간 경과에 따라 50세 미만 사업주들에 대한 추가적인 1인당매출 효과의 크기가 감소함을 보여준다. 즉, 사업주 연령에 따른 이질성의 크기는 대체로 온라인 시장 참여 기간이 증가함에 따라 감소한다. (4)-(6)열에서는 5인 미만 영세 사업체에 대한 추가적인 음(-)의 1인당매출 효과가 기간 증가에 따라 확대되는 모습이 관측된다. 온라인 참여 이후 2년까지는 추가적인 음(-)의 효과가 약 -2.9% 수준이다. 반면 온라인화 3년 이후 기간에서는 매

〈Table 4〉 Heterogeneous Effect by Elapsed Years and Firm Types

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)
A. All firms						
Online (=1st year)	0.049*** (0.008)	0.177*** (0.008)	0.128*** (0.004)			
Online (=2nd year)	0.076*** (0.010)	0.210*** (0.011)	0.134*** (0.006)			
Online (\geq 3rd year)	0.077*** (0.014)	0.245*** (0.016)	0.168*** (0.009)			
Adj. R-square	0.077	0.092	0.026			
B. By firm types						
Online (=1st year)	0.009 (0.010)	0.117*** (0.011)	0.108*** (0.005)	0.066*** (0.009)	0.085*** (0.010)	0.019*** (0.006)
Online (=2nd year)	0.048*** (0.014)	0.161*** (0.015)	0.113*** (0.008)	0.094*** (0.012)	0.088*** (0.014)	-0.006 (0.010)
Online (\geq 3rd year)	0.082*** (0.018)	0.213*** (0.021)	0.130*** (0.011)	0.128*** (0.017)	0.110*** (0.021)	-0.018 (0.014)
YO \times Online (=1st year)	0.068*** (0.015)	0.104*** (0.015)	0.035*** (0.007)			
\times Online (=2nd year)	0.050*** (0.019)	0.088*** (0.021)	0.038*** (0.010)			
\times Online (\geq 3rd year)	-0.012 (0.025)	0.057** (0.028)	0.069*** (0.014)			
SM \times Online (=1st year)				-0.027** (0.013)	0.146*** (0.014)	0.173*** (0.008)
\times Online (=2nd year)				-0.029 (0.018)	0.199*** (0.020)	0.228*** (0.011)
\times Online (\geq 3rd year)				-0.086*** (0.024)	0.223*** (0.027)	0.309*** (0.015)
Adj. R-square	0.079	0.097	0.030	0.079	0.098	0.036
Firm- & Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry-Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450

Note: All results are estimated using after-PSM sample. SPW in column (1) and (4) refers to 'sales per worker'. Dummy variables for young owner (YO) and small-sized establishments (SM) are constructed using the information of each establishment in initial years in our data. In all columns, Log of establishment age and gender of owners are included as control variables. Online refers to a dummy that indicates each establishment is registered as online merchant in administrative data. Numbers in parentheses are firm-clustered standard errors. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Source: Statistical business register 2015-2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2015-2019, KFTC.

출 증가에 대한 추가 효과의 증가세가 둔화되는 반면, 고용에 대한 양의 추가 효과 크기가 2년 후 22.8%에서 3년 이후 30.9%로 확대되는 양상이다. 이와 같은 분석 결과는 온라인 시장 진입 직후의 1.9% 증가를 제외하면 통계적으로 유의미한 고용 증가 효과가 관측되지 않는 5인 이상 사업체에 대한 결과와 대조적이다.

〈Table 4〉의 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 온라인 시장 참여가 유발하는 양의 경제적 효과가 시간이 지남에 따라 증가한다. 이는 이미 서로 차별화된 제품을 생산하고 있는 국내 제조업 사업체들 사이에서는 온라인을 통한 시장 확대 효과가 경쟁 효과보다 큼을 보여준다. 나아가 이와 같은 제조업의 온라인 시장 참여가 늘어남에 따라, 온/오프라인 제조업 사업체간의 성장 격차가 심화될 수 있음을 시사한다. 둘째, 온라인 참여 사업체 사이의 이질성은 사업체 특성에 따라 확대되기도 축소되기도 한다. 사업주 연령에 따른 이질성은 기간 경과에 따라 완화된 모습을 나타냈지만, 사업체 규모에 따른 이질성은 점차 확대되는 양상을 보이고 있다. 이와 같은 결과는 온라인화가 지속되면 사업체 특성에 따라 제조업의 1인당매출, 매출 및 고용 분포 변화에 미치는 변화가 상이함을 의미한다.

3. 산업별 분석 결과

본 절에서는 온라인화 효과의 산업간 이질성을 분석한다. 이를 위해 제조업 사업체를 소비재 생산형 제조업과 부품 및 소재 제조업으로 나누고, 추가로 시장 확대 효과가 가장 클 것으로 생각되는 음식료품 제조업 사업체에 대한 효과 분석을 수행한다.¹²⁾

〈Table 5〉의 분석 결과는 소비재를 생산하는 사업체의 온라인 참여 효과가 나머지 온라인 사업체보다 크게 나타남을 보여준다. 나머지 부품 및 소재 산업에 속하는 사업체들에 대한 1인당매출 효과는 약 3.5%로 추정되며, 소비재 생산 사업체에

12) 산업은 GICS(global industry classification standard)에서 제시된 기준에 의거하여 분류하였다. GCIS는 스탠더드앤드푸어스(S&P)와 모건스탠리캐피털인터내셔널(MSCI)이 1999년에 공동 개발한 증권시장 전용 산업분류 기준이다. 본 연구에서는 한국거래소(KRX)에서 제공하는 한국표준산업분류 기준과의 연계 자료를 저자들이 재가공하여 소비재 산업을 정의하였다. 표준산업분류(10차) 기준으로 소비재 산업에는 식품(102, 103, 104, 105, 106, 107), 음료(11), 의복/직물/가죽제품등(13, 14), 주방용품(16291, 16292, 16300), 세제류(2014), 유리류(23191, 23192, 23221), 가전제품(2631, 2632, 2651, 2652, 27302, 2740, 2851, 2852), 가구(32), 기타 소비재(331, 332, 333, 334)가 포함된다.

대한 효과는 그보다 4.8% 높은 8.3% 수준이다. 부품 및 소재 산업의 경우 구매 기업에 특화된 제품을 생산하는 경우가 많아, 시장 확대 효과가 제한적인 것으로 보인다. (2)-(3)열의 분석 결과는 이와 같은 가설이 정당함을 보여준다. 소비재 제조 사업체와 나머지 사업체 사이의 성장 효과 차이는 주로 매출 성장 효과의 차이로 부터 유발되며, 고용 성장과 관련된 통계적으로 유의미한 차이는 발견되지 않는다.

(4)-(6)열의 분석 결과는 소비재와 나머지 산업 간의 효과 차이가 대부분 식음료 산업의 높은 시장 확대 효과를 통해 유발됨을 보여준다. 식음료 산업의 경우 생산품이 표준화되어 있어서, 의류나 악세서리 제조업에서처럼 소비자들이 실물을 직접 보고 구매를 결정할 필요가 없다. 이에 따라 식음료 산업의 경우 온라인 판매를 통해 발생하는 거래 비용 및 가격 감소 효과가 소비 수요 증가로 연결될 수 있다. (4)-(6)열에서 거의 모든 추가 효과가 매출 성장의 차이에서 발생하는 것도 이와 같은 산업의 구조적 특성을 반영한다.

〈Table 5〉 Heterogeneous Effect by Industries

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)
Online	0.035*** (0.010)	0.170*** (0.011)	0.135*** (0.006)	0.034*** (0.010)	0.169*** (0.011)	0.135*** (0.006)
× Consumption	0.048*** (0.015)	0.040** (0.016)	-0.008 (0.008)	0.018 (0.018)	0.007 (0.019)	-0.011 (0.009)
× Consumption × F&B				0.083*** (0.023)	0.093*** (0.025)	0.010 (0.012)
Firm- & Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry-year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R-square	0.079	0.096	0.029	0.079	0.096	0.030
Obs	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450

Note: All results are estimated using after-PSM sample. SPW in column (1) and (4) refers to 'sales per worker'. In all columns, Log of establishment age and gender of owners are included as control variables. Online refers to a dummy that indicates each establishment is registered as online merchant in administrative data. Numbers in parentheses are firm-clustered standard errors. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Source: Statistical business register 2015-2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2015-2019, KFTC.

〈Table 5〉의 분석 결과는 온라인화 효과가 생산되는 제품의 특성 및 유통 구조에 따라 달라짐을 보여준다. 특히, 〈Figure 1〉에서 부품 및 소재 산업보다 소비재 산업에서 전반적으로 높은 온라인 사업체 비중이 나타나는 이유가 높은 매출 증가 효과와 관련이 있음을 알 수 있다. 또한, 여기에서 주목할 부분은 소비재 제조업이 부품 및 소재 산업에 비해 대체로 영세한 규모의 사업체 비중이 높다는 점이다. 대표적으로 식료품 제조업(11) 및 음료 제조업(12)의 5인 이하 사업체 비중은 78.0%로 전체 제조업의 63.1%보다 약 14.9%p 높다. 따라서 〈Table 5〉의 분석 결과는 소규모 사업체라도 온라인 판매와 보완성이 높은 제품 특성 및 유통 구조를 가진 경우에는 높은 경영 성과 향상 효과를 가질 수 있음을 시사한다.

4. 강건성 검정 및 추가 분석

(1) 강건성 검정

본 소절에서는 성향점수매칭 방식을 변경한 표본에 대한 분석 결과 및 기업단위로 재구축한 표본에 대한 분석 결과를 검토한다.¹³⁾

〈Table 6〉의 패널 A에서는 1:1 최근접이웃매칭 방법을 사용하여 약 56,000개 정도의 오프라인 사업체를 추가로 제거한 표본에 대한 분석 결과를 소개한다. 분석 결과, 분석 표본을 작은 규모로 한정하더라도 본 논문의 기본 분석 결과가 거의 동일하게 유지된다. 성장 효과의 크기는 평균 5%로 약 1%p가량 감소하지만, 기업 특성에 의해 유발되는 이질성의 패턴은 지금까지의 분석 결과와 동일하다. 패널 B에서는 기업 단위에서 구축한 표본에 대한 분석 결과를 소개한다. 하나의 기업이 여러 개의 사업자등록번호 단위 사업체를 가지고 있는 경우, 그 중 적어도 하나의 사업체에서 통신판매사업자등록이 발생한 경우, 전사적으로 온라인화가 일어났다고 가정한다. 분석 결과, 패널 A와 마찬가지로 기본 분석 결과와 질적인 차이가 없

13) 이외에도 진입 및 퇴출 사업체를 제외한 부표본에 대한 추정을 통해 질적으로 동일한 결과를 얻었음을 밝힌다. 일반적으로 경쟁력이 낮은 사업체의 퇴출이나 특수하게 높은 생산성을 가지는 사업체의 시장 진입은 계수 추정치의 편의를 유발할 수 있다. 또한, 다만, 본 연구에서는 매칭 과정을 통해 분석 표본을 한정해 점, 분석 기간 중 사업체의 진입과 퇴출률이 모두 10% 미만으로 전반적으로 낮은 점 등으로 인해 계수 추정치의 유의미한 차이는 발생하지 않는 것으로 생각된다. 유익한 심사평을 해준 익명의 심사자에게 감사드린다.

음을 알 수 있다.

〈Table 6〉 Robustness Checks

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Log (SPW)	Log (SPW)	Log (SPW)	Log (SPW)	Log (SPW)
A. PSM (1:1 matching)					
Online	0.050*** (0.008)	0.025** (0.011)	0.080*** (0.010)	0.030*** (0.011)	0.029*** (0.011)
× Young owner (<50)		0.045*** (0.014)			
× Small-sized (<5)			-0.047*** (0.013)		
× Consumption				0.044*** (0.016)	0.016 (0.018)
× Consumption × F&B					0.081*** (0.024)
Adj. R-square	0.085	0.086	0.086	0.086	0.086
Obs	131,529	131,529	131,529	131,529	131,529
B. Firm-level regression					
Online	0.062*** (0.008)	0.024** (0.010)	0.068*** (0.009)	0.035*** (0.010)	0.034*** (0.010)
× Young owner (<50)		0.067*** (0.015)			
× Small-sized (<5)			-0.009 (0.014)		
× Consumption				0.058*** (0.015)	0.024 (0.018)
× Consumption × F&B					0.091*** (0.023)
Adj. R-square	0.085	0.085	0.085	0.085	0.086
Obs	175,651	175,651	175,651	175,651	175,651

Note: All results are estimated using after-PSM sample. SPW refers to ‘sales per worker’. In all columns, Log of establishment age and gender of owners are included as control variables. Online refers to a dummy that indicates each establishment is registered as online merchant in administrative data. Numbers in parentheses are firm-clustered standard errors. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Source: Statistical business register 2015-2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2015-2019, KFTC.

(2) 오프라인 경쟁 사업체에 대한 효과 검토

본 소절에서는 제조업 사업체의 온라인 시장참여가 오프라인 제조업 사업체의 경영 성과에 미친 효과를 분석한다. 본 연구의 추정 결과는 온라인 전환 전후의 사업체 성과를 오프라인 사업체의 평균적인 경영 성과와 비교함으로써 얻어지기는 상대적인 경제적 효과를 나타낸다. 따라서 제조업 사업체들이 온라인 판매를 확대하면서 발생하는 시장 확대 효과가 새로운 수요자와의 더 나은 매칭을 통해 달성되는지, 아니면 일정 부분 오프라인 경쟁 사업체들의 시장 탈취 (market stealing)를 통해 나타나는지 구분하기 어렵다. 본 소절에서는 식 (3)의 모형에 대한 추정을 통해 온라인 전환의 경제적 효과를 세부적으로 추정한다.

$$Y_{i,t} = \gamma_1 OP_{r,t} + \gamma_2 OP_{r,t} On_i + X\gamma + w_{j,t} + v_t + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

식 (3)에서 종속변수 $Y_{i,t}$ 는 식 (1)과 동일하게 사업체 i 의 t 년도 로그-1인당매출, 로그-매출액 및 로그-총고용을 나타낸다. $OP_{r,t}$ 는 산업세분류(r) 단위에서 구축한 연도별 온라인침투율 (online penetration rate)을 나타낸다. 온라인침투율은 세분류산업별 전체 사업체 중 온라인 판매활동을 하고 있는 사업체의 비중을 나타낸다. On_i 는 온라인으로 전환하는 사업체에 대해 연도와 상관없이 1의 값을 부여하는 더미 변수이다. 따라서 γ_1 은 온라인 전환이 세분류산업별로 활발함에 짐에 따라 오프라인 사업체의 경영 성과에 어떤 변화가 나타나는지를 측정하는 모수이며, γ_2 는 동일한 상황에서 온라인 전환 기업에 발생하는 효과를 측정한다. γ_2 에 대한 계수 추정치는 본 연구의 분석 결과에 따르면 유의미한 양의 값을 가질 것으로 예상된다. γ_1 은 고객 빼앗기 효과의 크기에 따라 다른 값을 갖는다. 만약 제조업 사업체의 온라인 전환이 새로운 고객과의 연결성 확대뿐만 아니라, 오프라인 사업체의 매출을 구축하는 효과도 함께 갖는다면 γ_1 은 0보다 작은 값을 가진다. 나머지 통제변수는 모두 기존 회귀식 (1)과 동일하다.

<Table 7>의 분석 결과는 제조업 사업체의 온라인 참여 확대가 일부 고객 빼앗기 효과를 가지지만 산업 전체의 매출 및 고용 규모 확대에 기여함을 보여준다. (1)-(3)열에 따르면, 온라인 침투율 1%p 증가는 전체 사업체의 매출과 고용을 각

각 0.305%, 0.222% 증가시키는 효과를 가지며, 1인당 매출에 대해서는 통계적으로 유의미한 계수가 추정되지 않는다. 이는 온라인 시장 확대가 산업내 사업체들의 평균적인 매출과 고용에 긍정적으로 작용함을 보여준다. (4) - (6) 열에서는 오프라인 사업체들에 대한 시장 탈취 효과를 추정한다. 온라인 전환 사업체에 대한 교차항을 사용하여 이들 전환 사업체에 대한 긍정적인 효과를 모두 제거한 결과, 오프라인 제조업 사업체는 온라인 침투율 1%p 증가에 대해 매출 -0.241%, 고용 -0.191%의 감소 효과를 나타낸다. 온라인 사업체에 대한 양의 추가 효과 (additional effect)는 모두 오프라인 제조업 사업체에 대한 효과보다 크게 나타난다. 즉, <Table 7>의 분석 결과를 종합해보면, 오프라인 제조 사업체에 대한 시장 탈취 효과의 존재에도 불구하고, 이를 상회하는 온라인 판매의 시장 확대 효과가 산업 전체의 성장을 견인하고 있음을 알 수 있다.

〈Table 7〉 Effect of Online Participation on Offline manufacturers

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)	Log (SPW)	Log (Sales)	Log (Emp)
Online Penetration	0.083 (0.050)	0.305*** (0.057)	0.222*** (0.032)	-0.050 (0.053)	-0.241*** (0.060)	-0.191*** (0.036)
× Conversion establishments				0.165*** (0.027)	0.677*** (0.030)	0.512*** (0.018)
Firm- & Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry-year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R-square	0.074	0.095	0.029	0.078	0.097	0.032
Obs	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450	187,450

Note: All results are estimated using after-PSM sample. SPW in column (1) and (4) refers to 'sales per worker'. Dummy variables for young owner and small-sized establishments are constructed using the information of each establishment in initial years in our data. In all columns, Log of establishment age and gender of owners are included as control variables. Online refers to a dummy that indicates each establishment is registered as online merchant in administrative data. Numbers in parentheses are firm-clustered standard errors. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Source: Statistical business register 2015-2019, Statistics Korea; Mail-order registration data 2015-2019, KFTC.

VI. 결 론

본 연구에서는 2015-2019년 기간 동안 나타난 제조업 사업체의 온라인화가 사업체의 성장에 미친 효과를 분석한다. 5인 미만 전수 제조업 사업체에 대해서도 매출 및 고용 정보를 제공하는 기업통계등록부 자료에 공정거래위원회의 통신판매사업자 신고 자료를 결합하여 사업체 단위 온라인 판매 여부를 식별한다. 이를 통해 본 연구에서는 온라인 시장에 대한 진입이 대규모 사업체뿐만 아니라 소규모 사업체에 의해서도 활발하게 나타나는 추세를 분석에 반영한다.

성향점수매칭을 통해 구축한 표본에 대한 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 제조업 사업체의 온라인화는 1인당매출을 5.8% 상승시키며, 매출과 고용효과는 각각 18.9%와 13.2% 증가하는 것으로 나타난다. 제조업 사업체의 온라인화는 고용 축소와 같은 생산 구조의 효율화보다는 높은 매출 증가로 대표되는 시장 확대 효과를 통해 사업체의 성장에 긍정적인 영향을 준다. 둘째, 사업체 특성별 이질성 분석 결과, 50세 미만 사업주에 의해 운영되는 사업체에서 나머지 온라인 사업체보다 약 5% 높은 1인당매출 증가 효과가 추정되었다. 또한, 5인 이상 중대형 사업체의 온라인화 효과는 8.2% 정도의 매출액 증가 효과에 의해 주도되는 반면, 5인 미만 영세 사업체는 중대형 사업체와 비교하여 20.7%의 고용과 16.9%의 매출액 증가 효과가 추가로 나타나, 양적 성장 효과가 영세 사업체에서 주도적으로 나타남 알 수 있다. 셋째, 성장 효과의 경과 기간별 효과 분석 결과, 1인당매출, 매출, 고용의 성장률이 모두 시간이 지남에 따라 증가하는 것을 볼 수 있다. 마지막으로, 산업별 분석 결과 온라인화가 유발하는 양의 성장 효과는 소비재와 비소비재 산업 모두에서 통계적 유의성을 가지는 가운데, 특히 소비재, 그 중에서도 식음료 산업에서 뚜렷하게 나타난다. 이와 같은 분석 결과는 온라인을 통한 시장 확대 효과가 제조업에서도 나타날 수 있음을 보여줌과 동시에, 생산 공정에 대한 혁신이 아닌 방식으로 제조업 사업체의 성장을 도모하는 대안을 제시했다는 점에서 의의가 있다. 특히, 5인 미만, 젊은 사업주, 소비재 산업 등 성장 잠재력 저하에 대한 우려가 높은 부문에서도 이와 같은 메커니즘이 작동함을 확인했다는 점에서 중요한 의미를 갖는다.

한편, 다음은 향후 후속 연구를 통해 보완이 필요한 부분이다. 첫째, 사업체의 매출을 온라인 부문과 오프라인 부문으로 분해하여 온라인화의 실질적인 기여를 추

정할 필요가 있다. 둘째, 중요소생산성 및 노동생산성과 같은 보다 엄격한 변수를 사용한 분석을 통해 사업체 성장의 질적 측면에 대한 평가를 강화할 필요가 있다. 더불어, 온라인 진출과 함께 발생하는 기업의 평판, 기술 등 관측 불가능한 요소의 변동을 충분히 통제할 수 있도록 추가적인 통제변수의 구축이 필요하다. 셋째, 온라인화에 따른 영업 활동 방식의 변화를 추적할 필요가 있다. 예를 들어, 온라인 매출 비중의 증가는 제조업 사업체의 서비스화를 촉진하며, 이에 따라 사업체의 고용 및 조직 구성이나 제품 생산 방식 등의 변화가 장기적으로 발생할 수 있다.

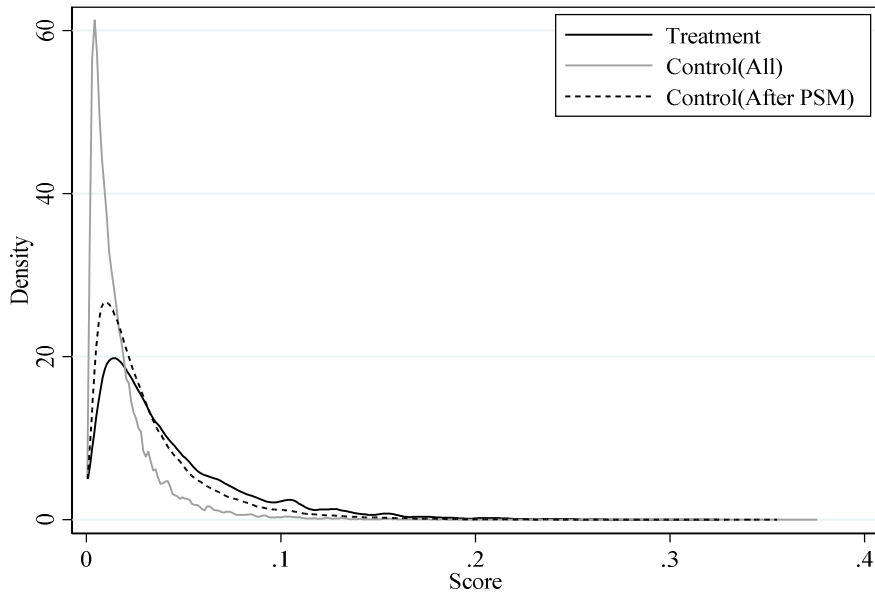
■ 참 고 문 헌

1. 김민호, “제조업 신생기업의 성장동력 역할 감소와 시사점,” 『KDI FOCUS』, 제92호, 2018.
(Translated in English) Kim, Minho, “Diminishing Role of Young Manufacturing Plants as Drivers of Growth,” *KDI FOCUS*, Vol. 92, 2018.
2. 김원규, “기업 간 전자상거래와 생산성,” 『산업경제정보』, 제295호, 2006.
(Translated in English) Kim, Wonkyu, “B2B E-commerce and Productivity,” *i-KIET*, Vol. 295, 2006.
3. 문성배 · 홍동표, “국내 전자 상거래 효과 분석,” 『산업조직연구』, 제13집, 제1호, 2005, pp. 27-46.
(Translated in English) Mun, Sungbae and Dongpyo Hong, “The Impacts of E-commerce on Firm Efficiency: Empirical Evidence from Korean Listed Firms,” *The Korean Journal of Industrial Organization*, Vol. 13, No. 1, 2005, pp. 27-46.
4. 우진희, “산업 균형 모형을 이용한 제조업 지원 정책의 효과 분석,” 『시장경제연구』, 제48권, 제2호, 2019, pp. 1-32.
(Translated in English) Woo, Jinhee, “Examining the Effects of Subsidy Policies on the Korean Manufacturing Sector using the Industrial Equilibrium Model,” *Journal of Market Economy*, Vol. 48, No. 2, 2019, pp. 1-32.
5. 이윤수 · 김원혁 · 지정구, “사업체의 창업과 성장이 생산성 증가에 미치는 영향,” 『한국경제의 분석』, 제25권, 제3호, 2019, pp. 131-162.
(Translated in English) Lee, Yoonsoo, Wonhyeok Kim and Chunggu Chee, “Effect of Plant Start-up and Growth on Productivity,” *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 25, No. 3, 2019, pp. 131-162.
6. Almus, M., “Testing “Gibrat’s Law” for Young Firms-empirical Results for West Germany,” *Small Business Economics*, Vol. 15, No. 1, 2000, pp. 1-12.

7. Bernard, A. B., J. Eaton, J. B. Jensen, and S. Kortum, "Plants and Productivity in International Trade," *American Economic Review*, Vol. 93, No. 4, 2003, pp.1268-1290.
8. Coad, A. and R. Rao, "Innovation and Firm Growth in High-tech Sectors: A Quantile Regression Approach," *Research Policy*, Vol. 37, No. 4, 2008, pp.633-648.
9. Demirel, P. and M. Mazzucato, "Innovation and Firm Growth: Is R&D worth it?" *Industry and Innovation*, Vol. 19, No. 1, 2012, pp.45-62.
10. Deschryvere, M., "R&D, Firm Growth and the Role of Innovation Persistence: An Analysis of Finnish SMEs and Large Firms," *Small Business Economics*, Vol. 43, No. 4, 2014, pp.767-785.
11. Einav, L., J. Levin, I. Popov, and N. Sundaresan, "Growth, Adoption, and use of Mobile E-Commerce," *American Economic Review*, Vol. 104, No. 5, 2014, pp.489-494.
12. Falk, M. and E. Hagsten, "E-Commerce Trends and Impacts Across Europe," *International Journal of Production Economics*, Vol. 170, 2015, pp.357-369.
13. Feindt, S., J. Jeffcoate and C. Chappell, "Identifying Success Factors for Rapid Growth in SME E-Commerce," *Small Business Economics*, Vol.19, No.1, 2002, pp.51-62.
14. Fraumeni, B. M., "E-commerce: Measurement and Measurement Issues," *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, 2001, pp.318-322.
15. Goddard, J., J. Wilson and P. Blandon, "Panel Tests of Gibrat's Law for Japanese Manufacturing," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 20, No. 3, 2002, pp.415-433.
16. Liu, T. K., J. R. Chen, C. C. Huang and C. H. Yang, "E-Commerce, R&D, and Productivity: Firm-level Evidence from Taiwan," *Information Economics and Policy*, Vol. 25, No. 4, 2013, pp.272-283.
17. Lorca, P., J. De Andrés, and J. Garcia-Diez, "Impact of E-Commerce Sales on Profitability and Revenue. The Case of the Manufacturing Industry," *Engineering Economics*, Vol. 30, No. 5, 2019, pp.544-555.
18. Lotti, F., E. Santarelli and M. Vivarelli, "Does Gibrat's Law Hold among Young, Small Firms?" *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 13, No. 3, 2003, pp.213-235.
19. Melitz, M. J., "The Impact of Trade on Intra Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, 2003, pp.1695-1725.
20. Robson, P. J. and B. A. Obeng, "The Barriers to Growth in Ghana," *Small Business Economics*, Vol. 30, No. 4, 2008, pp.385-403.
21. Romero, C. Q. and D. R. Rodríguez, "E-commerce and Efficiency at the Firm Level," *International Journal of Production Economics*, Vol. 126, No. 2, 2010, pp.299-305.
22. Soliman, F., and M. A. Youssef, "Internet Based E-Commerce and its Impact on Manufacturing and Business Operations," *Industrial Management & Data Systems*, Vol. 103, No. 8, 2003, pp.546-552.
23. Wen, M., "E-Commerce, Productivity, and Fluctuation," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 55, No. 2, 2004, pp.187-206.
24. Wynarczyk, P., and R. Watson, "Firm Growth and Supply Chain Partnerships: An Empirical Analysis of UK SME Subcontractors," *Small Business Economics*, Vol. 24, No.

- 1, 2005, pp. 39-51.
25. Xuhua, H., O. C. Elikem, S. Akaba and D. Worwui-Brown, "Effects of Business-to-business E-Commerce Adoption on Competitive Advantage of Small and Medium-sized Manufacturing Enterprises," *Economics & Sociology*, Vol. 12, No. 1, 2019, pp. 80-366.

부록 1. 성향점수매칭 분석 결과



Effect of Online Sales on Growth: Evidence from Korean Manufacturing Establishment*

Donghan Shin** · Janghee Cho***

Abstract

In this paper, we study the effect of online participation of manufacturing establishments on sales and employment growth. The statistical business register (from Statistics Korea) and the mail-order registration data (from Korea Fair Trade Commission) are combined to track the employment and sales growth of the universe of both online and offline manufacturing establishments. Using the sample constructed by propensity score matching, we find online market participation of manufacturing establishments leads to a 6% higher growth in sales per workers compared to offline manufacturers. Sales growth exceeding employment growth drives this result, confirming the market expansion effect of online participation. While the market expansion effect is the most prominent among manufacturers that have owners younger than 50, that have more than 4 workers, or that produce consumer goods, other online manufacturing establishments also exhibit statistically significant and positive growth effect. Our results imply that the market expansion effect of online sales can help even the manufacturers previously regarded as less competitive.

Key Words: manufacturing, online sales, statistical business register

JEL Classification: D2, L1, L6

Received: June 15, 2022. Revised: July 11, 2022. Accepted: Aug. 29, 2022.

* We would like to thank two anonymous referees for providing useful and constructive comments. This work was supported by the research grant of Jeju National University in 2022. This research is conducted using the data provided by Statistics Data Center (SDC), and prepared with the approval on the research results according to the confidentiality policy of Statistics Korea.

** First Author, Senior Researcher, Nam Duck Woo Economic Research Institute, 35 Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul 04107, Korea, e-mail: shdh@sogang.ac.kr

*** Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Data Science for Sustainable Growth, Jeju National University, 102 Jejudaehak-ro, Jeju-si, Jeju Special Self-Governing Province, 63243, Korea, Phone: +82-64-754-3163, e-mail: jh.cho04@jejunu.ac.kr