2026-01 한국은행 인천본부

인천 자영업 폐업의 경제적 효과: 자산 및 소득 변화와 지역의 산업구조에 따른 이질성 분석

2026. 4

오태희[1] · 이승현[2]

1) 인천대학교 경제학과 교수
2) 한국은행 인천본부 기획조사팀 과장

목 차

〈요약〉

Ⅰ. 서론 ····· 1

Ⅱ. 선행연구 ····· 6

Ⅲ. 자영업 폐업의 구조모형적 해석과 정책 논의: 개념적 틀과 분석 쟁점 ····· 9

Ⅳ. 인천 자영업의 산업구조적 특성과 여타 지역과의 비교 ··· 18

Ⅴ. 데이터 및 변수 설명 ····· 24

Ⅵ. 회귀분석 결과 ····· 40

Ⅶ. 분석 결과의 강건성 점검 ····· 56

Ⅷ. 분석 결과에 기초한 구조모형 설계와 정책적 함의 ····· 81

Ⅸ. 결론 ····· 86

〈참고문헌〉 ····· 87

[부록] ····· 90

<요 약>

최근 우리나라에서는 자영업 폐업이 빠르게 증가하면서, 폐업이 개인과 가계, 나아가 지역경제와 노동시장에 미치는 경제적 파급효과에 대한 관심이 크게 높아지고 있다. 특히 2024년 기준 자영업 폐업자 수가 백만 명을 상회하는 가운데, 경기 둔화, 소비 패턴의 변화, 온라인 플랫폼 확산, 고금리·고물가의 장기화 등 복합적인 구조 변화가 자영업 부문의 취약성을 더욱 심화시키고 있다. 또한 우리나라는 OECD 주요국과 비교할 때 노동시장 참여자 중 자영업 비중이 상대적으로 높고, 이 중 생계형 창업이 큰 비중을 차지하는 반면 사업체 생존율은 낮은 편이다. 이러한 점을 고려할 때, 자영업 폐업은 일부 사업자에게 예외적으로 발생하는 사건이라기보다는 반복적이고 광범위하게 나타나는 구조적 현상으로 이해할 필요가 있다. 실제로 폐업은 단순한 사업 중단에 그치지 않고, 가계부채 악화, 소득 상실, 소비 위축, 인적자본 손실 등을 통해 보다 광범위한 경제적 문제로 확산될 가능성이 있다.

한편, 자영업 폐업에 대한 사회적 인식과 정책 논의는 대체로 “폐업은 곧 회복 불가능한 대규모 자산 손실과 장기적 빈곤으로 이어진다”는 비교적 획일적인 관점에 기반하는 경우가 많다. 물론 일부 폐업자는 과도한 부채와 자산 손실, 폐업 이후 소득 감소 등으로 심각한 경제적 어려움에 직면할 수 있다. 그러나 이러한 사례 중심의 논의만으로는 자영업 폐업이 평균적으로 어느 정도의 소득 및 자산 손실을 초래하는지, 그 충격이 일시적인지 혹은 지속적인지, 그리고 이러한 조정 경로가 개인 간에 어떻게 이질적으로 나타나는지를 체계적으로 파악하기 어렵다. 특히 폐업자에 대한 정책 지원의 효과성을 제고하기 위해서는 특정 사례가 아닌, 폐업 이후 시간의 흐름에 따른 소득과 부의 변화를 경제 전체의 관점에서 평균적으로 평가할 필요가 있다. 그럼에도 불구하고 이에 대한 실증적 근거는 국내외 모두에서 아직 충분히 축적되어 있지 않다. 기존 연구는 주로 자영업 진입의 결정요인이나 자산 및 부의 역할에 초점을 맞추어 온 반면, 폐업 이후 근로소득과 자산이 시간에 따라 어떻게 조정되는지를 분석한 연구는 상대적으로 제한적이다.

본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS)의 2007~2023년 자료를 활용하여 자영업 폐업이 개인의 근로소득과 非부동산 순자산에 미치는 동태적 영향을 분석한다. 구체적으로 본 연구는 다음의 네 가지 질문에 답하고자 한다. 첫째, 자영업 폐업에 수반되는 근로소득과 非부동산 순자산의 즉각적 변화는 어떠한가. 둘째, 이러한 효과는 폐업 이후 상당 기간이 경과한 뒤에도 지속되는가. 셋째, 폐업 이후 자영업에 재진입한 집단과 임금근로로 전환한 집단의 조정 경로는 서로 상이한가. 넷째, 인천지역의 산업구조를 감안할 때 제조업 비중이 높은 지역에서의 폐업 효과는 제조업 비중이 낮은 지역과 비교할 때 이질적으로 나타나는가. 이러한 질문에 답하기 위해서는 단순한 평균 비교를 넘어, 폐업을 경험한 개인과 그렇지 않은 개인 간의 사전적 차이와 폐업 전후 변화의 동태성을 함께 고려할 필요가 있다. 이에 본 연구는 폐업 시점을 기준으로 한 사건연구(event-study) 설계에 성향점수 재가중치(PSRW) 기법을 결합한 실증분석을 수행하였다. 사건연구 설계는 폐업을 경험하지 않은 개인을 비교집단으로 활용하여 폐업 전후 소득 및 부의 변화 경로를 시점별로 추적할 수 있게 하며, PSRW는 폐업 여부와 연관된 관측 가능한 특성 차이를 보정함으로써 선택편의에 따른 추정의 왜곡을 완화한다.

전체 표본을 사용한 분석을 통해 다음과 같은 네 가지 결과를 도출할 수 있었다. 첫째, 자영업 폐업에 따른 소득 충격은 단기에 그치기보다는 상당 기간 지속되는 것으로 나타났다. 구체적으로 폐업 직후 근로소득은 폐업 전 대비 약 15.9% 감소하였으며, 폐업 후 5~6년이 지난 시점에서도

폐업 전 대비 6% 이상의 소득 격차가 여전히 남아 있었다. 특히 이러한 소득 감소의 상당 부분은 노동시간의 축소보다 시간당 임금의 하락에 기인하였다. 이는 자영업 부문에서 축적된 부문특수적 인적자본이 임금근로 부문으로 원활하게 이전되지 못할 가능성을 시사한다. 둘째, 非부동산 순자산은 폐업 직후 통계적으로 유의하게 감소하였으나, 그 규모와 지속성은 근로소득 손실에 비해 제한적인 것으로 나타났다. 폐업 직후 非부동산 순자산은 폐업 직전 대비 약 3.6% 감소하였고, 그 감소폭은 폐업 1년 이후에는 폐업 직전 순자산 대비 약 5.2% 수준까지 확대되었다. 그러나 이후에는 점진적으로 회복되면서 폐업 후 2년 차부터는 非부동산 순자산 감소가 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 폐업 이후 소득과 자산의 조정이 서로 다른 속도와 양상으로 전개됨을 보여준다. 셋째, 자산 조정 과정을 보다 세부적으로 분석한 결과, 폐업 직후의 非부동산 순자산 감소는 금융자산의 급격한 청산보다는 부채 증가를 통한 단기 유동성 조정에 주로 기인하는 것으로 확인되었다. 이는 가구가 폐업 충격에 대응하는 과정에서 단기적으로는 차입을 확대하고, 이후에는 소비 조정과 부채 축소를 통해 대차대조표를 점진적으로 복원해 감을 시사한다. 넷째, 다양한 대안적 대조집단과 표본 정의를 활용한 강건성 점검에서도 이러한 결과는 대체로 일관되게 유지되었다. 이는 본 연구의 결과가 단순한 통계적 착시가 아니라 실제 자영업 폐업 이후의 조정 과정을 반영하고 있음을 시사한다.

한편 전체 표본에서 관찰된 평균적 조정 경로는 전반적 방향에서는 유사하나, 구체적인 충격의 정도와 회복 흐름은 지역 산업구조와 폐업 이후 경력 경로에 따라 상당히 이질적으로 나타났다. 먼저 제조업 비중이 높은 高-제조업 지역에서는 폐업 직후 근로소득 감소 폭이 더 크게 나타났고, 非부동산 순자산 감소도 보다 뚜렷하고 지속적으로 나타났다. 다만 이러한 초기 소득 감소 폭에는 폐업 직전 시점의 일시적인 소득 상승이 일부 반영되어 있을 가능성이 있다. 특히 高-제조업 지역에서는 폐업 직후 순자산이 약 11.7% 감소하였으며, 5~6년이 지난 이후에도 일정 수준의 자산 손실이 지속되는 경향이 나타났다. 반면 低-제조업 지역에서는 초기 소득 충격의 규모는 상대적으로 작고, 자산 감소 역시 통계적으로 유의하지 않거나 비교적 빠르게 회복되는 것으로 나타났다. 이는 제조업 비중이 높은 지역의 산업구조적 특성과 관련이 있을 가능성을 시사한다. 즉, 高-제조업 지역에서는 제조업과 연계된 자영업이 상대적으로 자본집약적 성격을 띠고, 설비 투자와 거래관계에 기반한 자금 운용 구조를 갖는 경우가 많기 때문에, 이러한 지역적 환경이 폐업 시 자산 조정의 규모와 지속성을 확대시키는 방향으로 작용하였을 가능성이 있다. 또한 경력 경로별 분석에서는 재창업을 선택한 반복 진입자의 경우 차입을 확대하는 과정에서 총부채가 증가하고 非부동산 순자산이 감소하는 경향이 나타난 반면, 임금근로로 전환한 집단은 대규모 자산 손실은 경험하지 않지만 시간당 임금의 하락이 장기간 지속되는 것으로 나타났다. 즉, 자영업 폐업의 경제적 효과는 평균적으로 단일한 경로를 따르기보다, 지역의 산업구조와 이후의 경력 선택에 따라 상이한 조정 양상으로 전개되는 것으로 판단된다.

본 연구의 분석 결과는 폐업자 지원 정책의 수립 및 확대와 관련하여 다음과 같은 세 가지 시사점을 제시한다. 첫째, 자영업 폐업의 평균적 자산 손실은 일반적인 통념과 다르게 상당 부분 일시적이며, 부채 및 소비 조정을 통해 점진적으로 흡수되는 경향이 있다. 따라서 모든 폐업자를 동일한 재무적 위기 집단으로 간주하여 일괄적인 현금성 지원을 제공하는 방식이 항상 최적이라고 보기 어렵다. 실제로 큰 자산 손실이나 과도한 부채 부담을 경험하는 취약 집단을 선별하여 보다 집중적으로 지원하는 접근이 필요하다. 둘째, 반복 진입자의 경우 폐업 이후 재창업 과정에서 차입을 확대하는 경향이 뚜렷하므로, 단순한 재창업 자금 지원에 머무르기보다 사전적 신용위험 평가, 재무 컨설팅, 부채 구조 점검 등을 결합한 관리 체계가 병행될 필요가 있다. 셋째, 임금근로로

전환한 집단에서 관찰되는 장기적 임금 하락은 단기적인 소득 공백이라기보다 부문 간 인적자본의 부조화에 따른 구조적 조정 비용일 가능성이 크다. 이에 따라 정책은 일시적 소득 보전을 넘어, 지역 산업 수요에 부합하는 재교육과 직업훈련, 그리고 자영업 경험이 임금근로 부문에서 생산성으로 연결될 수 있도록 하는 노동시장 재배치 기능의 강화로 확장될 필요가 있다.

아울러 본 연구는 구조모형 설계 측면에서도 중요한 함의를 제공한다. 우선 전체 표본에서 관찰된 결과를 보면, 자영업 폐업 이후 발생하는 자산 손실은 평균적으로 크고 영속적이기보다는 비교적 단기적이며, 상당 부분이 부채 조정과 소비 축소, 그리고 가계 차원의 점진적인 재조정을 통해 흡수되는 경향을 보인다. 이는 생애주기 구조모형을 설계할 때, 자영업 자본을 반드시 독립적인 핵심 상태변수로 명시하고 그 축적·감가·청산 과정을 모두 정교하게 모형화하지 않더라도, 금융마찰과 자산 기반 차입제약을 충분히 반영하는 방식만으로도 폐업 이후의 주요 동학을 상당 부분 설명할 수 있음을 시사한다. 다시 말해, 자영업 자본의 세부적인 처분 과정보다는 폐업 시점의 유동성 제약, 차입 여건의 변화, 그리고 소득 충격에 대한 가계의 대응 메커니즘이 평균적인 조정 경로를 이해하는 데 더 핵심적일 수 있다. 이는 상태공간의 차원을 줄이고 계산 부담을 완화하면서도 실증적으로 관찰되는 핵심 패턴을 유지할 수 있다는 점에서, 구조모형의 tractability를 높이는 실질적인 근거를 제공한다.

반면 이러한 단순화 가능성이 모든 환경에 동일하게 적용되는 것은 아니다. 특히 高-제조업 지역에서는 폐업 이후 자산 손실이 더 크고 지속적이며, 이는 자영업이 상대적으로 자본집약적인 성격을 띠고 설비, 장비, 재고, 거래관계 특수적 투자 등이 중요한 역할을 하는 지역적·산업구조적 환경과 관련이 있을 가능성을 시사한다. 이러한 환경에서는 자영업 자본을 단순한 진입비용이나 축약된 전환비용으로 처리하는 것만으로는 폐업의 경제적 효과를 충분히 설명하기 어렵다. 따라서 지역 또는 산업구조별 이질성을 분석 대상으로 하는 구조모형에서는 자영업 자본의 비가역성, 감가상각, 청산 시 할인 매각, 청산비용과 같은 요소를 보다 명시적으로 포함할 필요가 있다. 즉, 평균적 모형에서는 생략 가능하던 자본 상태변수가 특정 산업구조에서는 핵심적 설명변수로 전환될 수 있으며, 이는 구조모형이 분석 목적과 적용 범위에 따라 차별적으로 설계되어야 함을 시사한다.

또한 폐업 이후 임금근로로 전환한 집단에서 시간당 임금 하락이 장기간 지속된다는 결과는, 단순한 직업상태 전환만을 허용하는 모형으로는 이를 충분히 설명하기 어렵다는 점을 시사한다. 이는 자영업 경험이 임금근로 부문으로 완전히 이전 가능하다면, 이처럼 지속적인 임금 손실이 나타나기 어렵기 때문이다. 따라서 모형은 자영업 부문과 임금근로 부문 간 생산성이 완전히 동일하지 않을 수 있다는 점, 즉 부문별 능력의 차이를 반영할 필요가 있다. 나아가 개인이 자신의 부문별 적합성이나 기대수익을 사전에 완전히 알지 못한 채 경력 선택을 하고, 실제 경험을 통해 이를 점진적으로 학습한다고 가정하는 베이지안 학습 구조를 도입한다면, 자영업 진입과 이탈, 폐업 이후 재진입 여부, 그리고 임금근로 전환의 지속성까지 보다 현실적으로 설명할 수 있을 것이다. 결국 이러한 결과는 자영업을 포함한 생애주기 구조모형을 획일적 형태로 설계하기보다는, 자산 조정의 속도, 부채의 역할, 자본 청산 손실의 지역별 차이, 경력 전환에 수반되는 임금 손실과 같은 경험적 규칙성에 기반하여 구성할 필요가 있음을 시사한다. 이를 통해 모형의 tractability를 유지하는 가운데서도 현실 설명력을 높일 수 있을 것이다.

Ⅰ. 서론

2024년 기준 우리나라의 자영업 폐업자 수가 백만을 상회하면서, 자영업 폐업이 초래하는 사회경제적 파급효과와 이에 대한 체계적이고 구조적인 정책 대응 필요성에 대한 관심이 그 어느 때보다 높아지고 있다. 최근의 자영업 환경은 경기 둔화, 인구구조 및 소비 패턴의 근본적 변화, 비대면 온라인 플랫폼의 급격한 확산, 그리고 장기화된 고금리 및 고물가 환경 등 복합적이고 구조적인 충격에 직면해 있다. 이러한 변화 속에서 자영업 폐업은 더 이상 특정 개인의 예외적인 경영 실패가 아니라, 반복적이고 광범위하게 발생하는 구조적 현상으로 자리 잡은 상황이다. 특히 우리나라의 자영업 부문은 여타 OECD 주요국들과 비교할 때 노동시장 내 차지하는 비중이 상대적으로 높고, 진입장벽이 낮은 생계형 창업이 주를 이루고 있어 자영업 생존율이 현저히 낮다는 구조적 취약성을 내포하고 있다. 국가데이터처에 따르면 2023년 신규 창업기업의 5년 생존율은 30%대 중반에 불과하여 OECD 평균인 45.4%를 크게 밑돌고 있다. 이는 폐업 문제가 단순히 개별 사업자의 재무적 위기나 파산을 넘어, 가계부채 부실화, 노동시장 내 인적자본의 손실, 나아가 거시경제 전반의 건전성과 소비 위축으로 이어지는 국가적 사안임을 의미한다.

그런데 우리 사회에서의 자영업 폐업에 대한 전반적인 인식과 정책 당국의 관점은 “폐업은 곧 회복 불가능한 막대한 경제적 손실과 장기적 빈곤으로 이어진다”는 다소 평면적이고 획일적인 사회적 통념에 의존하고 있다. 언론 보도나 기존의 정책 논의에서는 폐업 후 과도한 부채를 떠안거나 생계 기반을 상실하여 빈곤층으로 전락한 극단적 사례들이 반복적으로 강조되고 있으며, 이러한 관점은 보편적인 폐업지원 정책의 필요성을 뒷받침하는 주요 근거로 활용되고 있다. 그러나 사례 중심의 단편적 논의만으로 폐업을 선택한 대다수 자영업자가 실제로 어느 정도의 경제적 손실을 경험하는지, 그 손실이 일시적인 유동성 위기인지 아니면 구조적이고 영속적인 부의 손실인지, 그리고 소득과 자산 및 부채가 어떠한 경로와 속도로 조정되는지에 대한 객관적인 답을 얻기 어렵다.

자영업에 대해 지금까지 이루어진 국내·외의 연구에서는 주로 자영업 진입과 관련된 요인에 초점을 맞추어 왔다. Evans & Jovanovic(1989)은 신용제약과 초기 자본 조달 문제로 인해 자산이 자영업 진입의 핵심 장벽으로 작용하고 있음을 보였으며, Hurst & Lusardi(2004)는 일정 수준 이상의 자산을 보유한 집단에서 자영업 진입이 집중된다는 점을 통해 자산 기반 진입장벽의 중요성을 제시하였다. Buera(2009)는 동태적 일반균형 모형을 통해 자산제약이 기업가정신과 산업구조에 미치는 영향을 분석하였다. 국내에서도 자영업 부문의 구조적 특성과 폐업 결정요인에 대한 연구가 점차 축적되고 있다. 특히 안군원(2024)은 자영업 진입과 이탈이 개인의 인적자본과 재무적 특성에 따라 선택적으로 이루어지며, 자영업 부문이 노동시장 내에서 독립적인 선택 영역으로 기능하고 있음을 실증적으로 제시하였다. 이러한 연구는 자영업의 선택이 무작위적이지 않음을 제시하였다는 점에서 중요한 기여를 하였지만, 폐업 후 소득과 자산이 어떻게 조정되는지에 대한 동태적 분석은 아직까지 제한적인 상황이다.

이처럼 자영업 폐업과 경제적 효과 간의 연관성을 분석한 연구가 부족했던 것은 이를 규명하는 데 있어 다음과 같은 세 가지 구조적·방법론적 어려움이 있기 때문이다. 첫째, 선택편의(selection bias)의 문제이다. 폐업은 무작위로 발생하는 외생적 충격이 아니다. 개인의 잠재적 생산성, 누적된 자산 수준, 부채구조, 그리고 지역 노동시장의 여건 등이 복합적으로 작용하여 내생적(endogenous)이고 선택적으로 결정된다. 따라서 단순한 축약모형(reduced-form) 혹은 회귀분석만으로 폐업의 효과를 적절하게 도출하기 어렵다. 둘째, 경로의 복잡성이다. 폐업자 중 상당수는 임금근로자가 되기보다는 일정 기간 후 다시 자영업으로 진입하는 경향을 보인다. 이로 인해 최초 폐업의 효과와 이후 재창업에 따른 효과가 중첩되면서 특정 폐업 사건이 미치는 장기적 영향을 분리하는 것이 용이하지 않다. 셋째, 조정 메커니즘의 복잡성이다. 폐업의 효과가 소득 단위에서는 즉각적으로 나타날 수도 있지만, 자산의 경우 부채의 확대나 소비의 축소를 수반하면서 보다 점진적이고 복합적으로 변하기 때문에 단일 지표만으로는 전체적인 대차대조표(balance sheet) 조정을 포착하는 것이 어렵다.

이러한 한계를 극복하기 위해, 본 연구는 2007년부터 2023년까지 총 17개 연도에 걸친 한국노동패널조사(KLIPS)의 종단면(longitudinal) 자료를 사용하여, 자영업 폐업이 개인의 근로소득과 非부동산 순자산(non-housing wealth)에 미치는 동태적 효과를 통합적으로 분석하였다. 본 연구는 실직한 근로자의 소득 하락에 대해 분석한 Krolikowski(2018), Huttunen et al.(2018) 등의 방법론을 자영업 부문으로 확장 적용하여 폐업 시점을 중심으로 한 사건연구(event-study) 설계에 성향점수 재가중치(Propensity Score Reweighting, PSRW) 기법을 결합한 실증분석을 실시하였다. 이를 통해 폐업 결정에 영향을 미치는 관측 가능한 사전적 특성을 통제한 상황에서 폐업에 따른 근로소득과 자산에 미치는 효과를 자영업을 지속한 개인(생존자)들과의 비교를 통해 식별하였다. 또한 지역 산업구조와 폐업 이후 경력 경로에 따른 이질성도 함께 분석하였다.

특히, 본 연구는 자영업 폐업의 경제적 파급효과를 보다 엄밀하게 규명하기 위해 다음과 같은 두 가지 축을 중심으로 논의를 전개하였다. 첫 번째는 전체 표본을 활용한 평균동학(average dynamics)의 분석이다. 이는 국가 경제 전체의 관점에서 자영업 폐업이 소득과 자산에 미치는 평균적 효과를 식별하고, 근로시간, 시간당 임금, 금융자산, 부채, 소비 등의 대차대조표 전반의 조정 메커니즘을 규명하는 것을 목표로 하였다. 두 번째 축은 지역 산업구조 및 경력 경로에 따른 이질성 분석이다. 자영업은 본질적으로 지역 경제와 밀접하게 연관되어 있으며, 해당 지역의 중심 산업이 무엇인지에 따라 자영업의 자본집약도와 거래 구조가 크게 달라질 수 있다. 따라서 전체 표본을 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분하고, 자영업 폐업자를 다시 자영업 재진입자와 임금근로 부문으로의 전환자로 세분하여 폐업의 충격이 어떠한 구조적 환경에서 확대 혹은 완화되는지를 분석하였다.

전체 표본을 활용한 폐업의 평균적 효과에 대한 분석 결과 자영업 폐업의 효과는 근로소득과 자산이 서로 다른 조정 경로를 보이는 복합적 형태로 나타난다는 것을 확인할 수

있었으며 다음과 같은 결론을 도출할 수 있었다. 첫째, 폐업은 단기적인 소득 충격에 그치기보다는 상당기간 지속되는 근로소득의 감소로 이어지는 것으로 나타났다. 폐업 직후 근로소득은 폐업 전 대비 약 15.9% 급감하며, 폐업 5~6년이 경과한 시점에서도 여전히 6% 이상의 소득 격차가 해소되지 않고 남는 것으로 나타났다. 특히 주목할 만한 점은 이러한 소득 감소의 대부분은 노동시간의 축소에 기인하기보다는 시간당 임금의 하락에 의해 주도된다는 것이다. 이는 자영업을 영위하는 동안 축적된 자영업 부문 특수적(sector-specific) 인적자본이 임금근로 부문에서는 적절하게 활용되지 못하거나 혹은 자영업 부문에서의 생산성과 임금근로 부문에서의 생산성을 결정하는 요인에 있어 구조적인 차이가 존재함을 시사한다. 둘째, 일반적인 통념과는 다르게, 非부동산 순자산의 평균적 감소는 근로소득 손실에 비해 그 규모와 지속성이 제한적인 것으로 나타났다. 폐업 직후와 폐업 후 1년 차까지 총 순자산대비 非부동산 순자산의 유의미한 감소(약 3~5%)가 관찰되었으나, 2년 차 이후부터는 점진적으로 회복되는 경향을 보였다. 이러한 자산 조정의 세부 메커니즘을 분해해본 결과, 이는 폐업 직후 단기 유동성 수요를 충당하기 위한 차입의 급격한 증가에 주로 기인하는 것으로 나타났다. 즉, 가계는 폐업 충격에 대응하여 단기적으로는 부채를 늘려 대차대조표를 확장하고, 중장기적으로는 소비지출의 구조적 축소, 여타 가족 구성원의 노동시장 참여 등을 통해 자산을 재축적하는 형태로 부채를 점진적으로 줄이고 있음을 확인할 수 있었다. 마지막으로 다양한 형태의 대안적 대조집단을 활용한 광범위한 강건성 점검에서도 이와 같은 분석 결과는 일관되게 유지되어, 본 연구의 분석 결과가 생존자 편의에 의한 통계적 착시가 아닌 실제 자영업 폐업 이후의 조정 과정을 반영하는 것으로 판단된다.

한편, 지역 산업구조를 고려한 하위표본 분석 결과, 전체 표본에서 관찰된 평균적인 조정 경로는 지역별로 상당히 이질적인 양상이 결합된 결과인 것으로 나타났다. 즉, 자영업 폐업에 따른 경제적 효과는 지역의 제조업 집중도와 폐업 이후 선택한 경력 경로에 따라 상이한 조정 양상을 보이는 것으로 나타났다. 먼저 제조업 비중이 높은 지역(高-제조업)의 자영업자들은 폐업 직후 근로소득 감소 폭이 低-제조업 지역에 비해 더 크게 나타났으나, 이는 폐업 직전($k=-1$) 시점의 소득이 일시적으로 상승한 데 주로 기인한다. $k=-3$ 및 $k=-2$ 시점을 기준으로 보면, 高-제조업 지역의 근로소득은 폐업 직후 크게 감소한 이후 시간이 흐르면서 상당 부분 회복되는 것으로 나타났다. 다만 이러한 회복은 시간당 임금의 초기 하락이 점진적으로 축소되고, 동시에 근로시간이 증가하는 조정이 결합된 결과로 이해할 수 있다. 반면 低-제조업 지역은 초기 소득 충격의 규모는 상대적으로 작지만, 이후 회복 속도는 오히려 더 완만하게 나타났다. 시간의 흐름에 따른 자산 조정 과정에서도 뚜렷한 차이를 확인할 수 있었다. 低-제조업 지역에서는 자산 감소가 통계적으로 유의하지 않거나 비교적 단기간 내 회복되는 양상이 나타난 반면, 高-제조업 지역에서는 폐업 직후 非부동산 순자산이 약 11.7% 감소하였고, 5~6년이 경과한 이후에도 일정 수준의 자산 손실이 지속되는 경향이 나타났다. 이는 제조업과 연계된 자영업이 상대적으로 자본집약적 성격을 가지며, 설비 투자와 거래관계에 기반한 자금 운용 구조를 갖는

경우가 많다는 점과 관련이 있을 가능성을 시사한다.

다음으로, 이러한 지역적 특성은 폐업 이후 경력 선택에 따라 상이한 경로를 따르는 것으로 확인되었다. 高-제조업 지역에서 재창업을 선택한 반복 진입자의 경우, 재진입 과정에서 차입을 확대하는 경향이 관찰되었으며, 이에 따라 총부채가 증가하고 非부동산 순자산이 감소하는 양상이 나타났다. 즉, 소득 수준은 일정 부분 유지되었으나 재무구조의 건전성은 악화되는 경향을 보였다. 반면 임금근로로 전환한 집단은 부채의 급격한 확대나 대규모 자산 손실을 경험하지 않는 것으로 나타났으나, 高-제조업 지역에서는 폐업 전 대비 상당한 수준의 시간당 임금 하락이 장기간 지속되는 것으로 나타났다. 이는 제조업 연관 자영업에서 요구되는 능력과 임금근로 시장에서 필요한 능력 간의 차이가 존재할 가능성이 있음을 시사한다.

본 연구의 실증분석 결과는 향후 노동공급과 직업선택을 다루는 생애주기 구조모형(life-cycle structural model) 설계에 있어 다음과 같은 시사점을 제시한다. 첫째, 전체 표본에서 물적 자산 손실이 대체로 일시적이며 부채 조정을 통해 상당 부분 흡수된다는 결과는, 거시적 구조모형에서 자영업 자본을 반드시 상태변수(state variable)로 명시하지 않더라도 개인의 커리어 선택과 전환 메커니즘을 상당 부분 설명할 수 있음을 시사한다. 즉, 자영업 자본의 명시적 축적·청산 과정을 세밀하게 모형화하기보다는, 금융마찰(financial frictions)과 자산 기반 차입제약(borrowing constraints)을 정교하게 설정하는 방식으로도 핵심 동학을 포착할 수 있을 가능성이 크다. 이러한 모형의 설정은 구조모형의 계산 복잡도를 상당 부분 완화하면서도 경험적 규칙성(empirical regularities)을 유지할 수 있다는 실증적 근거를 제공한다는 점에서 의미가 있다. 둘째, 그러나 高-제조업 지역 분석에서 확인된 바와 같이 특정 산업 환경에서는 자본 청산 손실이 실질적으로 존재하며, 그 영향 또한 적지 않다. 따라서 지역 또는 산업별 이질성을 분석 대상으로 하는 구조모형에서는 자영업 자본의 비가역성(irreversibility)과 청산 비용을 내생적으로 포함할 필요가 있다. 즉, 자영업 자본의 역할을 전면적으로 생략하기보다는, 분석의 목적과 맥락에 따라 그 중요도를 구분하는 접근이 필요하다. 셋째, 임금근로로 전환한 집단에서 관찰된 장기적 임금 하락을 설명하기 위해서는, 모형 내에서 부문 간 동질적 능력을 가정하는 단순 구조만으로는 충분하지 않을 수 있다. 부문별 고유 능력(sector-specific ability)과, 기대수익에 대한 불확실성과 학습 과정을 반영하는 베이지안 학습 구조(Bayesian learning)를 도입함으로써, 특정 커리어로의 내생적인 진입과 이탈을 보다 현실적으로 설명할 수 있을 것이다. 특히 베이지안 학습 구조의 경우 진입 이후 축적된 정보에 따라 기대수익을 조정하고, 이러한 결과에 기반한 커리어 지속 여부를 결정한다는 점에서 본 연구가 실증적으로 확인한 경력 전환의 패턴과도 부합한다고 볼 수 있을 것이다.

실증분석에서 드러난 자영업 폐업의 다차원적이고 이질적인 조정 과정은 정책 설계 측면에서도 중요한 함의를 갖는다. 현행 폐업 지원 제도는 기본적으로 폐업자를 재무적 위기에 직면한 동질적 집단으로 전제하고, 비교적 보편적인 단기 충격 완화에 초점을 두고 있다. 그러나 본 연구의 결과는 폐업의 경제적 비용이 지역 산업구조와 이후 경력 선택

에 따라 상당히 다를 수 있음을 보여준다. 첫째, 평균적으로 자산 손실이 소비 및 부채 조정을 통해 점진적으로 완화되는 경향이 관찰된다는 점은, 일괄적인 현금성 지원이 항상 최적의 정책 수단은 아닐 수 있음을 시사한다. 특히 실질적으로 폐업 과정에서 상당한 부의 손실을 경험하거나, 과다 부채로 인해 위험이 상대적으로 큰 집단 등과 같이 폐업 과정에서 실질적인 위험에 처한 개인들을 중심으로 선별적인 지원이 필요하다. 즉, 동일한 규모의 정책지원이라고 하더라도 실질적으로 필요한 부문에 자원을 집중적으로 배분함으로써 정책 효과를 보다 높일 수 있을 것이다. 둘째, 자영업 부문 재진입자의 경우 평균적으로 폐업 직후 차입을 확대하는 경향이 나타나는데, 이는 재무적 위험의 확대로 이어질 수 있다. 그러므로 단순한 재창업 자금 지원을 넘어, 사전적 신용위험 평가, 재무 컨설팅, 부채 구조 점검 등을 결합한 관리 체계를 병행할 필요가 있다. 마지막으로, 임금근로로 전환한 집단이 경험하는 임금 하락은 단기적 소득 공백이라기보다 인적자본의 부조화에서 비롯된 장기적 조정 비용일 가능성이 있다. 이에 따라 일시적 전직 장려금 지급에 머무르기보다는, 지역 산업 수요에 부합하는 재교육과 직업훈련을 강화하고, 자영업 경험이 임금근로 시장에서의 생산성과 연결될 수 있도록 노동시장 재배치 기능을 높일 필요가 있다. 이는 단순한 소득 보전을 넘어, 직업 간 이동의 질을 개선하는 방향으로 정책 역량이 확장되어야 함을 의미한다.

본 고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 자영업 폐업 이후 소득 및 자산 동학에 관한 선행연구를 정리하였다. 제Ⅲ장에서는 자영업을 포함하는 생애주기 직업선택 구조모형의 기본 틀을 제시하고, 실증분석 결과가 모형 설계 및 폐업자 지원 정책 수립에 대해 갖는 함의를 논의하였다. 제Ⅳ장에서는 집계 통계를 활용하여 인천 자영업의 산업구조적 특성을 파악하고, 이를 여타 지역과 비교함으로써 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분하는 접근의 적절성을 제시하였다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 회귀분석에 사용한 자료, 표본 구성, 변수 정의, 실증분석 모형 및 기초통계분석 결과를 정리하였다. 제Ⅵ장에서는 주요 실증분석 결과를 정리하였으며, 제Ⅶ장에서는 이러한 실증분석 결과의 강건성 및 추가적인 이질성 분석 결과에 대해 논하였다. 제Ⅷ장에서는 앞선 실증분석 결과를 바탕으로 구조모형 설정에 있어서의 가이드라인과 자영업자 지원 정책 수립에 있어서의 시사점을 제시하였다. 마지막으로 제Ⅸ장에서는 앞선 내용을 요약하고 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구

본 연구는 자영업과 생애주기 직업선택(life-cycle career choice) 관련 문헌에서 상대적으로 충분히 다루어지지 않은 자영업 이탈 이후의 경제적 조정 과정을 분석함으로써, 자영업 선택에 대한 동태적 이해를 심화하고 구조모형 설계에 필요한 실증적 근거와 정책적 시사점을 제공하는 것을 목표로 한다. 특히 본 연구는 자영업 이탈이 개인의 근로소득과 가계자산에 미치는 영향을 통합적으로 추적함으로써, 이러한 소득 및 자산 조정 경로가 자영업 구조모형에서 어떠한 상태변수와 마찰을 핵심적으로 포함할 필요가 있는지에 대한 경험적 지침을 제시한다.

본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로, 자영업 연구에 대해 다음의 다섯 가지 측면에서 기여한다. 첫째, 본 연구는 기존 문헌이 주로 자영업 진입 과정에서의 자산 역할에 집중해 온 것과 달리, 자영업 이탈 이후 가계자산의 변화를 직접 분석함으로써 폐업에 따른 자산 조정 과정을 실증적으로 제시한다. 기존 자영업 연구 중 상당수는 자산과 자영업 진입 간의 강한 정(+)의 관계가 있음을 제시한다. 대표적으로 Evans and Jovanovic(1989)은 신용제약 및 초기 자본조달 문제가 자영업 진입을 제한하는 주요한 진입장벽으로 작용하기 때문에, 자산이 많은 개인일수록 자영업 부문으로 진입할 확률이 높다는 점을 보였다. Hurst and Lusardi(2004) 또한 자영업 진입에서 관측되는 자산 효과가 단순한 부의 영향이라기보다는, 일정 수준 이상의 자산을 보유한 개인들에게서만 두드러진다는 점을 강조하며 자산이 진입장벽으로 작용함을 뒷받침하였다. Buera(2009)는 동태적 일반균형 모형을 통해 자산제약이 기업가정신과 산업구조에 미치는 영향을 분석하며, 자영업 진입에 있어 자본 장벽 형태의 진입장벽(entry barrier)을 구조적으로 정립하였다. 이처럼 기존 연구에서는 자산이 자영업 진입을 가능하게 하는 핵심 조건임을 제시해 왔으나, 상대적으로 자영업 폐업에 수반되는 자산 조정에 대해서는 충분한 분석이 이루어지지 않았다. 본 연구는 자영업 종료 과정에서 발생할 수 있는 자산 손실 가능성을 직접 점검함으로써 기존 문헌의 중요한 공백을 보완한다.

둘째, 본 연구는 자영업 이탈이 단순한 직업 전환이 아니라 가계의 자산 포트폴리오에 즉각적이고 큰 충격을 초래할 수 있다는 점에 주목하고, 자영업 종료 과정에서 발생할 수 있는 자본손실 가능성을 실증적으로 평가한다. 자영업은 임금근로와 달리 단순히 노동서비스를 공급하는 활동에 그치지 않으며, 상당수 자영업자에게 자영업 진입은 일정 수준 이상의 자본투자를 수반하는 경제활동으로 이해할 수 있다. 이들은 자영업 부문에 진입하는 과정에서 설비·장비 구입, 점포 임차, 재고 확보 등 다양한 형태의 투자를 수행한다. 이러한 지출은 단순한 자산 감소가 아니라 현금성 자산이 실물자산으로 전환되는 자산구성의 변화로 이해할 수 있다. 문제는 자영업 종료 시점이다. 폐업 과정에서 설비나 장비를 처분할 때 중고시장 가치가 낮거나 청산비용이 크게 발생하면 실질적인 자산 손실이 초래될 수 있으며, 경우에 따라 그 규모는 상당할 수 있다. 본 연구는 이러한 현실적 문제의식에 기초하여 자영업 이탈이 가계자산에 통계적·경제적으로 유의한 감소

를 초래하는지를 직접 검증한다. 이를 통해 자영업을 고려한 개인의 생애주기 직업선택 분석과 자영업 정책 수립에서, 자영업 진입 지원뿐 아니라 종료 과정에서 발생하는 위험에 대해서도 정밀한 분석이 필요함을 보인다.

셋째, 본 연구는 자영업 부문을 포함하는 생애주기 구조모형에서 자본의 역할을 어떻게 설정해야 하는지에 대해 경험적 지침을 제공한다. 자영업을 고려하는 구조모형들은 자본의 역할을 매우 다르게 설정해 왔다. 일부 연구는 자본을 명시적으로 포함하지 않고 진입비용을 축약된 효용비용(utility costs)의 형태로 모형화하였다. 대표적으로 Dillon and Stanton(2017)은 자영업과 임금근로 간 이동을 구조모형을 통해 분석하였으며, 자영업 부문으로의 동태적인 진출입을 설명하고자 하였다. 하지만 동 분석에서는 자영업 자본축적 과정을 모형화하지 않았으며, 이에 따라 폐업 과정에서의 자본손실 가능성을 고려하지 않았다. 또 다른 연구들은 자영업 진입에 최소 자산요건을 부과하지만, 진입 이후 자본이 더 이상 중요한 역할을 하지 않는 것으로 설정하였다. 예를 들어 Hincapié(2020)는 청년층에서 자영업자 비율이 낮은 현상을 설명하면서 진입장벽으로서 자산제약의 역할을 제시하였지만, 이미 진입하여 영업 중인 자영업자들의 추가적인 자본투자 결정과 폐업 후 자산조정 과정은 상대적으로 단순하게 다루어졌다. 본 연구는 우리나라의 데이터를 사용하여 한국의 경우 자영업 이탈 이후 非부동산자산의 감소가 존재하지만 상당 부분이 일시적이며, 주로 부채 조정에 의해 설명될 수 있음을 제시함으로써, 자영업을 감안한 구조모형을 설계할 때 물적자본보다 금융마찰의 역할이 상대적으로 더 중요할 수 있으므로, 모형은 이를 포착할 수 있어야 함을 제시하였다. 또한 폐업자에 대한 지원정책을 수립 및 보강하는 데 있어 보편적인 지원보다는 폐업 과정에서 발생한 상당한 자산손실로 인해 빈곤에 처한 자영업자를 중점적으로 지원할 필요성도 함께 제시하였다.

넷째, 본 연구는 자영업 이탈 이후 근로소득의 조정 과정을 분석함으로써, 실직 이후 소득의 변화를 분석하는 기존 문헌을 자영업 부문으로 확장하였다. 기존 실직이 소득에 미치는 영향을 분석한 연구들은 주로 임금근로자를 대상으로 분석해 왔으며, 상당수의 연구는 실직이 장기적이고 지속적인 소득손실로 이어진다는 결과를 제시하였다(Neal, 1995; Davis and von Wachter, 2011; Stevens et al., 2013). 그러나 이러한 문헌은 주로 임금근로자를 중심으로 분석하고 있으며, 이에 따라 자영업 이탈 이후 소득동태 변화의 정도 및 방향성에 대한 연구는 상대적으로 제한적이었다. 하지만 자영업자는 임금근로자와 다르게 실물자본에 대한 투자가 수반되는 경향이 있으며 이들의 노동공급 측면에 있어서도 임금근로자와 비교하였을 때 상대적으로 큰 재량권을 갖기 때문에, 이탈 이후 소득조정 메커니즘이 상당히 다르게 나타날 수 있다. 본 연구는 자영업 이탈 이후 근로소득의 조정이 단일한 경로를 따르지 않으며, 폐업 이후 선택한 경력 경로와 지역의 산업구조에 따라 상이한 양상으로 나타날 수 있음을 제시한다. 이를 통해 자영업 부문을 고려한 모형 설계에 있어 폐업 이후 노동시장 재배치, 임금 조정, 노동공급 조정의 이질성을 함께 반영할 필요가 있음을 보여준다.

마지막으로 본 연구는 자영업 이탈 이후의 경제적 조정이 단일 차원이 아니라 소득과

자산이 서로 다른 속도로 조정된다는 점을 제시한다. 근로소득의 조정은 폐업 이후 선택한 경력 경로와 지역의 산업구조에 따라 상당한 이질성을 보였으며, 자산 감소는 주로 부채와 소비조정을 통해 점진적으로 회복되는 양상을 보였다. 따라서 자영업 구조모형은 단순히 진입장벽이나 평균 소득 수준만으로 규율될 수 없으며, 이탈 이후의 소득위험과 자산 및 부채의 변화, 그리고 이들 간 조정 속도의 차이까지 동시에 설명할 수 있어야 한다. 본 연구는 이러한 결과가 국가별 제도적 환경, 연령집단, 데이터 구조에 따라 크게 달라질 수 있음을 강조하며, 자영업 구조모형이 획일적인 접근이 아니라 해당 경제의 경험적 규칙성에 의해 규율되어야 함을 시사한다.

종합하면, 본 연구는 자영업 이탈 이후 근로소득과 자산의 조정이 서로 다른 경로와 속도로 전개될 수 있음을 보여주며, 향후 생애주기 직업선택 모형이 어떤 상태변수(자본, 금융마찰, 부문특수 생산성 등)를 핵심적으로 포함해야 하는지에 대한 실증적 근거를 제공한다.

Ⅲ. 자영업 폐업의 구조모형적 해석과 정책 논의: 개념적 틀과 분석 쟁점

1. 구조모형의 복잡도에 대한 함의

본 절은 자영업 폐업 후 잠재적으로 자산과 근로소득의 변화가 발생할 수 있는 상황에서 생애주기 직업선택 모형(life-cycle career choice model)에서 개인의 경력 전환을 어떠한 방식으로 모형화해야 하는지에 대해 직관적이고 단순한 틀을 제시하려 한다. 이를 위해 본 연구는 노동공급과 직업선택을 포함하는 전형적인 동태 모형을 도입하였다. 모형은 전 연령대를 포괄하도록 설계되었으나, 본 절의 초점이 직업선택과 부문 간 이동에 있는 만큼, 사회보장기여 및 연금수급 결정과 같은 제도적 요소는 모형화하지 않았다. 또한 부분균형 모형을 사용하였는데, 이는 자영업 이탈에 수반될 수 있는 근로소득과 자산 손실을 설명하는 데 필수적인 핵심 요소를 보다 명확히 드러내기 위함이다. 나아가 본 연구는 자영업 이탈로 인한 소득 및 자산 손실의 실증적 크기가 어떠한지에 따라, 모형이 요구하는 상태공간과 선택집합이 크게 달라질 수 있으며, 경우에 따라서는 핵심적인 개인 생애주기 선택을 적절히 반영하면서도 모형을 상당히 단순화할 수 있음을 보인다.

가. 자영업 폐업에 수반되는 손실에 대한 모형화

본 연구는 구조모형 수립의 관점에서 다음과 같은 질문에 대한 답을 실증분석을 통해 제시하려 한다. 최근 이루어지고 있는 커리어 선택에 대한 연구에서는 기대소득, 소득의 불확실성, 시간의 흐름에 따른 소득의 변화, 근로시간 설정의 유연성, 근로 환경 등의 차이로 인해 임금근로와 구분하여 자영업 부문을 명시적으로 모형화할 필요성을 제시하고 있다. 그런데 자영업 부문을 구조모형에 반영하기 위해서는 일반적인 형태의 구조모형에 비해 상태 공간의 확대가 수반된다. 예를 들어 자영업 특유의 능력(self-employment sector specific ability), 경험, 물적자본 축적, 대체투자, 그리고 자영업 폐업과정에서 발생하는 손실 등을 동시에 반영하려면, 모형의 상태변수 수가 크게 늘어나며 이에 따른 계산상의 부담(computation burden)이 급격하게 늘어난다. 특히 이처럼 상태공간의 차원이 크게 늘어날 경우 일반적인 컴퓨터를 사용하는 환경에서는 모형의 해를 도출하는 데 필요한 연산 시간이 기하급수적으로 늘어남에 따라 모형의 정책 함수(policy function)를 도출하는 것이 어려울 수 있으며, 이러한 현실적인 제약으로 인해 연구자는 강한 단순화 가정에 의존할 유인이 커진다.

본 절의 목적은 실제로 생애주기 직업선택 구조모형을 컴퓨터로 풀어내는 과정에서 직면하게 되는 계산상의 제약을 감안할 때, 자영업 폐업 이후 관측되는 소득과 자산 변화에 대한 실증분석 결과가 모형 설계에 어떠한 지침을 제공하는지를 정리하는 데 있다.

즉, 실증분석을 통해 확인되는 자영업 이탈의 경제적 성과를 바탕으로, 모형의 현실적인 설명력을 유지하면서도 동시에 상태변수와 선택집합의 구성을 단순화함으로써 계산 속도를 높이기 위한 가이드라인을 제시하고자 한다. 특히 생애주기 직업선택을 다루는 동태적 모형에서 자영업 선택이 허용되는 경우, 어떤 요소들은 반드시 모형에 포함되어야 하는지, 그리고 어떤 요소들은 개인의 선택을 설명하는 능력을 크게 훼손하지 않으면서도 생략하거나 축약할 수 있는지를 실증적 근거를 바탕으로 논의하였다. 이는 자영업 모형이 일반적으로 더 풍부한 상태공간을 요구하며, 그 결과 계산 부담이 급격히 증가한다는 점을 감안할 때 모형을 통한 분석 가능성 여부를 결정짓는 중요한 문제이다. 하지만 본 연구의 목적은 완전한 형태의 구조모형을 새롭게 제시하는 것이 아니라 자영업 폐업이 개인의 전 생애에 걸친 소비, 저축, 노동공급 경로에 영향을 미치는 핵심 경로를 포착하기 위한 단순화된 동태적 틀을 제시하고, 실증분석을 통해 나타날 수 있는 여러 가능한 시나리오(예를 들어 자산 손실이 크고 지속적인 경우, 자산 손실이 제한적 또는 일시적인 경우, 소득 손실이 크고 지속적인 경우 등)가 동태 모형의 요구조건(필요한 상태변수와 선택변수)에 어떻게 대응되는지를 직관적으로 정리하여 제시하는 것이다.

만약 자영업 이탈이 상당하고 지속적인 자산 손실을 수반한다면, 자영업 자본은 별도의 독립된 상태변수로 취급되어야 하며, 이 경우 모형은 폐업 결정 시 뿐만 아니라 자영업 진입을 선택하는 시점에서도 자본 청산 및 감가상각(혹은 가치손실)에 따르는 잠재적 손실을 반영할 수 있어야 한다. 마찬가지로 폐업 후 근로소득 손실이 주로 직업·산업 특수적 인적자본의 훼손에서 비롯된다면, 모형은 부문별 경험과 생산성을 시간에 따라 별도로 추적할 수 있어야 할 것이다. 이러한 요소들을 포함하는 것은 상태공간 차원을 크게 늘리며 모형의 해를 도출하는 데 있어 계산 부담을 크게 증가시킨다. 반대로 실증분석 결과 자영업 이탈 시점의 자산 손실이 제한적이거나 대체로 일시적인 것으로 나타난다면, 상태공간 및 선택변수가 훨씬 더 단순화된 모형을 사용하여 분석하는 전략이 정당화될 수 있을 것이다. 이 경우 자영업 자본은 생략하거나 간접적으로 처리될 수 있으며, 대신 차입제약의 설정 등과 같은 금융마찰을 통해 행동을 규정하는 주요한 메커니즘을 포착하는 것이 가능할 것이다. 아래에서 제시하는 모형의 틀은 이러한 절충관계를 명시적으로 보여주며, 본 연구의 축약 모형을 통한 실증분석 결과와 동태모형 설계 사이의 연관성을 보여준다.[1)]

모형의 기본 구조는 다음과 같다. 각 이산 기간 t에서 개인 i는 저축(a_{it+1}), 여가(l_{it}), 그리고 커리어($e_{it} \in E=\{SE, PE, RE\}$)를 선택한다. 여기서 SE, PE, RE는 각각 자영업, 임금근로, 은퇴를 의미한다. 만약 개인이 기존 커리어가 자영업이고 자영업자로서의 커리어를 유지하거나 새롭게 자영업 부문으로 진입한다면, 자영업 자본에 대한 신규 또는 대체 투

1) 이러한 메커니즘을 보다 명확히 하기 위해, <부록 A>에서는 보다 완전한 형태로 제시된 양식화된 동태 구조틀을 제시하였다. 모형은 각 개인은 위험회피적이며 차입제약 하에서, 매 기간 노동 여부와 함께 자영업, 임금근로, 및 은퇴 중 어떤 경로를 선택할지, 노동시간을 얼마나 공급할지, 얼마를 저축할지, 그리고 자영업 자본에 얼마나 투자할지를 선택함으로써 평생에 걸친 기대생애효용을 극대화한다. 앞선 논의와 일관되게, 자영업 자본을 개인의 상태공간에 명시적으로 포함하고 있으며, 자본 감가, 대체투자, 자영업 소득 창출에서의 역할을 구체적으로 설정하였다.

자(I_{it})도 함께 선택한다. 그러므로 현재 커리어가 임금근로자 혹은 은퇴자인 상황에서 현재의 커리어를 유지하거나 혹은 자영업을 제외한 다른 커리어로의 전환을 고려하는 경우에는 이들의 선택집합은 $d_{it}=\{e_{it},\ a_{it+1},\ I_{it}\}$이며, 이외의 경우 선택집합은 $d_{it}=\{e_{it},\ a_{it+1},\ I_{it},\ I_{it}\}$로 정의된다.

매기 효용(per-period utility)은 소비(c_{it})와 여가에 대해 가법적으로 분리되며, 여기에 선택하는 커리어에 따라 달라지는 비금전적 요소(non-pecuniary benefits)가 추가된다:

$$U_{it}(d_{it}, z_{it}, \Psi_{it}, \epsilon_{it}|\theta) = u(c_{it}, l_{it}) + \Psi(e_{it}) + \epsilon_{it}(e_{it}), \tag{1}$$

$$z_{it} = \left(a_{it}, hs_{it}, \mathrm{Exp}_{it}^{PE}, \mathrm{Exp}_{it}^{SE}, \mu_i^{PE}, \mu_i^{SE}, AIME_{it}, e_{it-1}, K_{it-1}\right), \tag{2}$$

여기서 θ는 구조 파라메터의 벡터이며, Ψ_{it}는 진입·재진입 관련 비용, 준고정적 근로비용, 부문 선호, 건강 관련 비효용 등 커리어 선택에 따라 달라지는 비금전적 요소를 포착한다. ϵ_{it}는 경력 선택별 선호충격을 의미한다. 상태 공간은 순자산(또는 부동산 제외 순자산), 건강상태(hs_{it}), 부문별($j\in[PE, SE]$) 이질적인 경험(Exp_{it}^{j})과 생산성(μ_i^j), 연금수급액 결정을 위한 평균 근로소득($AIME_{it}$), 직전 기간의 경력 선택(e_{it-1}), 그리고 전기에서 이월된 자영업 자본(K_{it-1})을 포함한다. 이를 통해 부문별 수익률의 이질성, 유동성 제약, 전환 유인이 현재의 커리어 선택 및 경력 전환에 어떠한 방식으로 영향을 미치는지를 모형 내에서 포착할 수 있다.

예산제약식의 경우에도 개인은 경력 선택에 따라 다음과 같이 그 형태에 차이가 발생하도록 설정하였다:

$$\begin{aligned} c_{it} + a_{it+1} + 1_{\{e_{it}=SE\}} I_{it} \le\ & (1+r)a_{it} + y_{it}(e_{it}, z_{it}, K_{it}) \times 1_{\{e_{it}=SE\}} + y_{it}(e_{it}, z_{it}) \times (1 - 1_{\{e_{it}=SE\}}) \\ & + TR_{it} + (1-\delta^{Exit}) K_{it-1} \times 1_{\{e_{it}\neq SE,\, e_{it-1}=SE\}}, \end{aligned} \tag{3}$$

$$K_{it} = (1-\delta)K_{it-1} + I_{it}, \tag{4}$$

여기서 $1_{\{\cdot\}}$은 괄호 내의 조건이 충족되는 경우 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 취하는 지시함수(indicator function)를 나타낸다. 또한 $a_{it+1} \ge -B_{it}$ 및 $I_{it} \ge 0$을 가정하여, 차입제약(B_{it}는 차입한도를 나타냄)을 도입하고 자영업 투자에 대해 부(-)의 값을 허용하지 않도록 설정하였다. 자영업 부문에서의 소득은 임금근로 부문과는 다르게 부문별 이질적인 경력 및 생산성뿐만 아니라 자영업 자본(K_{it})에 추가로 의존하며, 자본은 감가상각률(δ)로 감소하고 자영업 자본에 대한 신규투자(I_{it})에 의해 증가한다. 즉, 현재 자본스톡은 전기 자본 중 감가상각 이후 남은 부분과 당기의 투자로 구성된다. 자영업 자본은 자영업 상태에서만 생산에 사용되며, 개인이 임금근로 부문으로 혹은 은퇴부문으로 전환을

선택하는 경우 자본은 청산되어 a_{it+1}로 전환되지만, 이탈 시점에서 가치의 일부가 손실될 수 있다고 가정하였다($\delta^{Exit} \geq 0$).

이 모형에서 개인이 직면하고 있는 최적화 문제는 유한기간(finite horizon)에 걸쳐 이루어지는 이산선택(discrete choice) 문제이며, 선택집합이 콤팩트(compact)하고 목적함수가 연속이기 때문에 Bellman equation에서 가치함수(value function)가 존재하며 해(solution)는 유일하다고 할 수 있다:

$$V_{it}(z_{it}, \epsilon_{it}, \theta) = \max_{d_{it}} U(d_{it}, z_{it}, \epsilon_{it}, |\theta) + \beta E\left[V_{it+1}(d_{it}, z_{it+1}, \epsilon_{it+1}, \theta | z_{it}, d_{it}) \right]. \qquad (5)$$

나. 자영업 폐업에 수반되는 자산 손실이 제한적인 경우

자영업자 중 상당수는 자영업 진입 시점에 적지 않은 자본을 투자한다. 만약 이 자본의 상당 부분이 이탈 시점에 손실되는 상황($\delta^{Exit} > 0$)이라면, 합리적인 경제주체들은 이와 같은 손실을 경력 선택 시점에서 중요한 결정 요인으로 인식하며 잠재적인 손실 가능성을 감안하여 경력 경로의 설정 및 전환을 선택한다. 그러므로 커리어 선택을 감안한 구조모형은 이러한 자영업 이탈 과정에서 발생할 수 있는 손실을 모형에서 내생화하여 포착할 필요가 있다. 즉, 자영업 이탈 과정에서 발생하는 자산 상의 손실은 본질적으로 자영업 당시에 보유하고 있던 자본 수준과 연관되어 있기 때문에, 자영업 자본을 명시적 상태변수로 포함해야만 이러한 손실을 구조적으로 반영할 수 있을 것이다. 반면 실증분석 결과 자영업 이탈 과정에서 발생하는 자산 손실이 사실상 미미하다면($\delta^{Exit} \approx 0$), 자영업 자본은 완전히 되돌릴 수 있는(완전 가역적인) 요소로 간주할 수 있으며, 이 경우 K_{it}를 별도의 상태변수로 포함하지 않아도 될 것이다. 즉 자영업 자본이 분명 개인의 커리어 선택, 소득 결정 등에 있어 일정한 역할을 할 것이지만 반드시 명시적으로 상태공간에 포함시키기보다는 자산 기반 진입장벽, 개인 고유의 자영업 능력 등과 같은 여타 계산상의 부담을 상대적으로 적게 발생시키는 메커니즘을 통해 간접적으로 포착할 수 있을 것이다. 뿐만 아니라 K_{it}를 상태공간에서 제외한다면 투자결정 역시 선택집합에서 제외할 수 있으므로 모형을 통한 현실 설명력을 유지하는 가운데 계산 부담을 크게 줄이는 것이 가능하다.

이처럼 실증분석 결과가 모형의 단순화를 정당화할 수 있는 경우, K_{it}와 I_{it}가 모두 모형에서 제외되므로, 상태벡터, 선택집합, 예산제약은 다음과 같이 간결하게 표현될 수 있다:

$$z_{it} = \left(a_{it}, hs_{it}, \mathrm{Exp}_{it}^{PE}, \mathrm{Exp}_{it}^{SE}, \mu_i^{PE}, \mu_i^{SE}, AIME_{it}, e_{it-1}\right), \qquad (6)$$

$$d_{it} = (e_{it}, a_{it+1}, l_{it}), \tag{7}$$

$$c_{it} + a_{it+1} \leq (1+r)a_{it} + y_{it}(e_{it}, z_{it}), + TR_{it}. \tag{8}$$

계산 부담의 차이를 가시적으로 보이기 위해, 완전모형에서는 a_{it}, Exp_{it}^{PE}, Exp_{it}^{SE}, μ_i^{PE}, μ_i^{SE}, $AIME_{it}$, K_{it-1}를 각각 5개 grid-point로 이산화하고, 건강상태는 3개 수준(좋음, 보통, 나쁨)으로 이산화하며, 투자와 노동시간 선택도 각각 5개 grid-point로 이산화한다고 가정하였다. 이 경우 개인이 *t-1*기에 임금근로자 또는 은퇴자였고 *t*기에도 임금근로 또는 은퇴를 선택하는 경우, 모형은 234,375개($5^7 \times 3$)의 state space point에서 풀어야 한다. 자영업으로의 진입 혹은 이탈에 대한 의사결정을 반영하기 위해서는 필요한 상태변수 및 선택변수의 차원이 늘어나면서 계산 부담은 크게 증가한다. 예를 들어 개인이 *t*기에 새롭게 자영업 부문으로 진입하거나, *t-1*기에 자영업자였다가 *t*기에 여타 부문으로 전환을 선택하는 경우, 자영업 자본에 대한 초기투자 또는 청산을 상태변수 및 선택변수가 포함하고 있어야 하므로, 평가해야 하는 state space point는 1,171,875개($5^8 \times 3$)로 증가한다. 또한 *t-1*기와 *t*기 모두 자영업자로서 노동시장에 참여하는 경우에 모형은 전기 자본스톡과 당기 투자결정을 동시에 포함하고 있어야 하므로, 상태공간이 더 확장되어 5,859,375개($5^9 \times 3$)의 point에서 가치함수를 계산해야 한다.

그러나 자영업 이탈로 인한 자산 손실이 미미하다면, K_{it}와 I_{it}를 제외할 수 있어 state space point의 차원을 크게 줄일 수 있다.[2] 이 경우 *t-1*기의 커리어 혹은 *t*기의 자영업 신규 진입 혹은 이탈 여부와 관계없이 평가해야 하는 state space point의 수는 234,375개($5^7 \times 3$)로 감소한다. 물론 K_{it}와 I_{it}를 생략하면 저축행태나 특정 전환과 관련된 모멘트를 정밀하게 근사하는 데에는 일정 부분 한계가 있을 수 있다. 그러나 부문별 능력과 경험 등 다른 메커니즘을 통해 모형의 핵심 설명력을 유지하면서도 계산 부담을 크게 절감할 수 있을 것이다. 나아가 계산 효율성이 확보된다면, 가구 내 상호작용이나 배우자 간 공동 노동공급과 같이 보다 풍부한 전략적 의사결정을 모형에 포함함으로써 현실성이 높은 구조모형을 기반으로 더욱 다양한 분석을 수행할 수 있을 것이다.

다. 자영업 폐업에 수반되는 소득 변화가 제한적인 경우

자영업과 임금근로 간 전환 이후 근로소득이 감소하는지, 감소한다면 어떠한 메커니즘을 통해 발생하는지 여부는 동태적 직업선택 모형에서 현 커리어 대비 커리어 전환시 얻을 수 있는 상대적 가치(value of switching)의 도출과 이를 위해 필요한 상태변수 구성을

2) 구조모형을 초기투자나 자영업 자본을 명시적으로 포함하지 않는 형태로 설계하더라도, 순자산과 자영업 진입 간의 밀접한 연관성을 자산 기반의 진입장벽으로 모형화한다면 자산은 중요한 역할을 수행할 수 있다. 즉, 이러한 설정에서 자산은 자영업 진입의 가능성뿐 아니라 소득 변동성 하에서 자영업을 지속할 수 있는 능력을 동시에 규정하는 충분통계로 작동할 수 있을 것이다.

결정하는 핵심 요소이다. 이는 결국 연구자가 어떤 요소를 상태공간에 포함해야 하는지, 어떤 모수들을 자료를 통해 식별할 필요가 있는지, 그리고 모형이 어느 정도까지 복잡해져야 하는지를 직접적으로 결정한다. 만약 실증분석 결과 커리어 전환 이후의 소득 변화가 거의 관측되지 않는다면, 이는 개인의 기초 생산성이 자영업과 임금근로 부문 간에 대체로 불변에 가깝다는 것을 시사한다. 이러한 상황에서는 부문별 능력이나 경험을 별도의 상태변수로 구분할 경우 이에 따라 얻을 수 있는 이득은 제한적인 반면, 상태공간 차원이 크게 확대되면서 계산 부담은 급격하게 늘어나게 된다. 그러므로 이 경우에는 부문 간의 동질적인 능력과 경험을 공유하는 것으로 모형을 설정함으로써, 모형의 설명력을 크게 훼손하지 않으면서도 상태공간의 차원을 줄이는 단순화가 가능할 것이다.

구체적으로, 커리어 전환 이후의 소득 변화가 거의 관측되지 않는다면 식 (6)에서 제시한 상태변수 중 Exp_{it}^{PE}, Exp_{it}^{SE}, μ_i^{PE} 및 μ_i^{SE}가 더 이상 부문별로 구분될 필요가 없이 부문 공통의 경험과 능력(Exp_{it} 및 μ_i)으로 간주될 수 있을 것이다. 이 경우 상태변수는 식 (9)와 같이 7개로 줄일 수 있으며 평가해야 하는 state space points의 수도 크게 줄어든다:

$$z_{it} = \left(a_{it}, hs_{it}, \text{Exp}_{it}, \mu_i, AIME_{it}, e_{it-1}\right). \tag{9}$$

한편 부문 간 전환이 상당한 임금의 변화를 동반하더라도, 관측되는 부문 간 임금격차가 부문별 요소 중 한가지 요소(능력 또는 경험)에 의해 대부분 설명되는 경우에는, 모형의 일부 단순화가 가능할 것이다. 즉, 두 요소 중 지배적인 요인만 부문별로 추적하고, 나머지 요인은 부문 공통으로 처리함으로써 상태공간을 줄이되 모형의 설명력을 유지하는 것이 가능할 것이다. 이를 상태공간의 측면에서 나타내면, 부문 간 임금격차가 주로 μ_i^j(또는 Exp_{it}^j)의 차이에 의해 설명되어, Exp_{it}^j(또는 μ_i^j)를 별도로 구분하는 데 따른 한계적 이득이 매우 제한적이라면, 지배적이지 않은 요인은 부문 공통으로 간주하여 상태벡터에 나타낼 수 있을 것이다. 이러한 단순화는 상태변수 차원을 9개에서 8개로 줄이면서도 임금변화를 포착하고 개인의 커리어 선택을 식별하는 것을 가능하게 할 것이다. 더 나아가 부문별 평균수익률, 부문별 능력에 대한 학습 등 보완적 메커니즘을 함께 도입하여 부문 간 임금격차와 전환행태를 충분히 포착할 수 있다면 모형의 핵심적인 설명력이 상태공간을 단순화하면서도 여전히 유지될 수 있을 것이다(Hincapie, 2020; Dillon and Stanton, 2017; Oh, 2025).[3)]

3) 예를 들어 임금근로 부문에서의 생산성은 개인이 비교적 정확히 알고 있으나, 자영업 부문에서의 생산성은 불완전하게만 알고 있다고 가정할 수 있다. 이 경우 개인이 자영업에 진입 후 자신의 자영업 능력에 관한 신호를 관측하고 이를 바탕으로 믿음을 갱신하는 학습 구조를 도입한다면, 갱신된 자영업 능력이 임금근로 생산성보다 낮다는 믿음을 형성한 개인의 경우 자영업에서 이탈하는 것이 기대효용을 높이는 선택일 것이다. 이 경우 임금근로 부문으로의 복귀 과정에서 나타나는 임금 하락은 내생적 선택의 결과로 설명될 수 있다.

2. 정책적 함의

가. 폐업 자영업자에 대한 현행 정책 현황

최근 자영업 폐업 규모가 확대되는 가운데, 정부는 폐업(예정) 소상공인을 대상으로 다양한 지원 정책을 운영중이다. 정책 방향은 크게 폐업 지원, 소득 보전, 채무 조정, 재취업・재창업 지원으로 구분할 수 있다.

첫째, 희망리턴패키지(원스톱 폐업지원) 제도는 폐업(예정) 소상공인을 대상으로 사업정리 컨설팅, 법률・세무 자문, 채무조정 신청 지원을 제공하여 폐업 과정을 신속하고 안정적으로 마무리할 수 있도록 돕는 제도이다. 특히 최대 400만 원까지 점포 철거비용을 지원하고 폐업에 따른 심리적 충격을 완화하기 위한 심리상담을 함께 제공하여 행정적・재무적・심리적 부담을 종합적으로 완화하는 것을 목적으로 하고 있다. 둘째, 노란우산공제는 소기업・소상공인이 일정 금액을 정기적으로 납입하면 폐업 등 일정 사유 발생 시 복리 이자가 적용된 공제금을 지급하는 퇴직금 성격의 제도이다. 납입 시 연 최대 500만 원의 소득공제 혜택이 주어지며, 지급받는 공제금은 법적으로 압류가 금지되어 있어 폐업 충격 완화 및 최소한의 생계 보호를 위한 가장 중요한 자산 완충 장치로 기능하고 있다. 최근 폐업 공제금 지급 규모는 지속적으로 증가하는 추세이다. 셋째, 자영업자 고용보험 제도는 자영업자가 일정 기간 보험료를 납부한 경우 비자발적 폐업 시 실업급여를 지급하는 제도이다. 정부와 지자체는 소상공인의 부담을 덜기 위해 등급에 따라 보험료 중 일부(최대 80%)를 지원하는 등 가입을 적극 유도하고 있으며, 이는 폐업 후 재기 준비 기간 동안의 소득 공백을 메우는 역할을 한다. 넷째, 재취업 및 재창업 지원 정책으로는 직업훈련, 전직 장려수당(최대 100만원) 지급, 유망업종 중심의 재창업 교육 및 사업화 자금 지원제도 등이 있다. 특히 국민취업지원제도와 연계하여 맞춤형 취업 지원 서비스 제공을 통해 단순 생계지원을 넘어 재도전을 장려하는 기조하에 재창업 특화 컨설팅 및 정책자금 연계 확대 등을 시행 중이다. 다섯째, 과중한 채무를 부담하는 폐업자를 위한 채무조정 프로그램(예: 새출발기금)도 운영 중이다. 이는 금융기관 채무의 원금 감면, 금리 조정, 상환 유예 등을 통해 신용 회복과 재기 기반을 마련하도록 지원하는 제도이다. 최근에는 경제 상황을 반영하여 지원 대상과 신청 기한을 대폭 확대하여 더 많은 폐업자가 혜택을 받을 수 있도록 조치하고 있다.

이처럼 현재 정부는 폐업 준비부터 실행, 소득 보전, 그리고 재기(재창업・재취업)에 이르는 전 과정을 포괄하는 폭넓은 정책 체계를 구축하고 있으며, 이는 자영업 부문의 구조적 불안정성에 대응하는 사회안전망의 역할을 수행하고 있다.

나. 현행 자영업자 폐업지원 정책의 한계 관련 연구의 필요성

(현행 정책의 구조적 한계) 앞서 살펴본 바와 같이 정부는 폐업 소상공인을 대상으로 다양한 정책을 운영하고 있지만 현행 정책은 몇 가지 구조적 한계를 내포하고 있다.

첫째, 폐업자를 하나의 동질적 집단으로 전제하는 경향이 있다. 현행 정책 설계는 대체로 "폐업=경제적 위기"라는 전제하에 이루어지고 있으며, 이에 따라 광범위하고 비교적 비선별적인 지원 체계를 구축하고 있다. 그러나 실제로 폐업 후 소득이나 자산이 어느 정도로, 그리고 얼마나 지속적으로 감소하는지에 대해서는 엄밀한 실증적 근거가 충분하지 않다. 또한 폐업 이후의 소득 및 자산 조정 경로가 개인의 특성이나 이후 선택한 경력 경로에 따라 어떻게 달라지는지에 대해서도 체계적인 분석은 아직까지 제한적인 상황이다. 따라서 폐업 충격이 모든 집단에 동일하게 발생하는지, 아니면 특정 집단에 집중적으로 나타나는지에 대한 정확한 이해 없이 보편적 지원을 확대하는 것은 정책 효율성 및 재정 타당성 측면에서 재검토될 필요가 있다. 둘째, 현행 정책 설계가 동태적 소득·자산 경로를 충분히 고려하지 못하고 있다는 점을 들 수 있다. 폐업 직후의 단기 충격 완화에 초점을 둔 정책은 비교적 정교하게 마련되어 있으나, 폐업 이후 수년간의 소득 회복 경로, 부채 축적 구조, 재진입 반복 가능성 등 장기적 동학에 대한 이해는 충분히 반영되어 있지 않다. 이는 장기적 구조 개선효과보다는 정책이 단기 처방 중심으로 운영될 가능성을 높인다. 셋째, 지역 산업 구조와의 연계가 부족하다. 자영업 환경은 지역별 산업구조, 노동시장 여건, 자본집약도 등에 따라 크게 달라질 수 있음에도 불구하고, 정책은 대체로 전국 단위의 획일적 틀로 운영되고 있다. 폐업 이후의 경제적 결과가 지역의 산업적 특성에 따라 상당히 다르다면, 정책 역시 차별화될 필요가 있을 것이다. 요약하면, 현행 정책은 제도적 기반은 비교적 잘 구축되어 있으나, 폐업 이후의 실제 경제적 귀결에 대한 정밀한 실증분석 없이 운영·확대되고 있다는 점에서 구조적 한계를 가진다.

(엄밀한 분석의 필요성) 폐업 정책의 타당성과 효율성을 평가하기 위해서는, 우선 자영업 폐업이 실제로 소득 및 자산에 어떠한 영향을 미치는지, 그 효과가 집단별로 어떻게 다른지에 대한 엄밀한 분석이 선행되어야 할 것이다. 그러나 기존에 이루어진 연구는 주로 폐업의 결정요인이나 단기 소득 변화에 초점을 두어 왔으며, 폐업 이후의 장기적 자산 경로, 부채 구조, 경력 선택에 따른 소득 동학을 체계적으로 분석한 연구는 제한적인 상황이다. 특히 다음과 같은 질문에 대한 실증적 근거가 불충분하다.

i) 폐업은 장기적 빈곤화로 이어지는가, 아니면 일시적 조정 과정에 불과한지.
ii) 재창업을 선택한 집단과 임금근로로 전환한 집단의 소득·자산 경로가 다른지.
iii) 부채 확대는 일시적 현상인지, 아니면 구조적 위험의 누적을 의미하는지.
iv) 이러한 효과는 지역 산업 구조에 따라 달라지는지.

이와 같은 질문에 대한 엄밀한 분석 없이 정책을 확대하는 것은, 일부 집단에 과잉 지원이 이루어지거나 반대로 실제로 취약한 집단에 충분한 지원이 이루어지지 않는 결과를 초래할 수 있다. 즉, 정책의 효과가 제한적일 가능성뿐만 아니라, 정책 확대의 정당성 자체가 약화될 위험이 존재한다.

본 연구는 폐업 전·후의 소득 및 자산 동학을 체계적으로 분석함으로써, 폐업 충격의 이질성과 그 작동 메커니즘을 실증적으로 제시하였다. 이를 통해 폐업 정책이 보편적·획일적 접근에 머무르기보다, 경력 경로, 지역 산업 구조, 재무 상태 등을 고려한 보다 정밀한 설계로 발전할 필요가 있음을 제시하였다. 아울러 이러한 실증분석 결과는 앞서 제시한 구조모형 설계 측면에 있어서도 정책 분석과 모형 설계 간의 연계를 강화하는 가이드라인을 제공한다는 점에서도 의미를 가진다. 즉 본 연구의 목표는 단순히 폐업의 평균적 효과를 제시하는 데 있지 않으며 오히려 폐업 이후의 경제적 결과가 일방적이거나 균질적이지 않다는 점을 규명함으로써, 정책 효과에 대한 보다 엄밀한 평가와 정책 재설계 논의를 가능하게 하는 데 있다. 이는 향후 폐업 지원 정책의 적정 규모와 지원 방식의 타당성을 판단하는 데 있어 중요한 근거 자료로 활용될 수 있을 것이다.

Ⅳ. 인천 자영업의 산업구조적 특성과 여타 지역과의 비교

본 연구는 인천지역 자영업자의 폐업 이후 소득 및 부가 시간의 흐름에 따라 어떻게 변하는지를 분석하는 데 목적이 있다. 이를 위해 전국 단위의 패널자료를 활용하여 자영업 폐업에 따른 소득 및 부의 변화를 추적하고, 전체 표본에 대한 평균적 효과와 함께 지역의 산업구조에 따른 이질성 분석을 병행하였다. 이처럼 인천지역으로 표본을 한정하지 않고 전국 단위의 패널자료를 바탕으로 인천과 유사한 특성을 지닌 지역들을 별도로 묶어 여타 지역과 비교하는 방식을 채택한 것은, 자영업 폐업 경험자의 식별과 폐업 이후 소득 및 부의 동태적 변화를 분석하기 위해 동일한 개인을 복수의 기간에 걸쳐 추적할 수 있는 패널자료가 필수적이기 때문이다. 그러나 현재 인천지역 자영업자를 대상으로 하면서도 본 연구에 필요한 정보를 충분히 제공하는 장기 패널자료는 구축되어 있지 않다. 이에 따라 본 연구는 불가피하게 전국 단위의 대표성 있는 패널자료를 사용할 수 밖에 없다. 본 고의 주된 관심중 하나가 인천지역 자영업자의 폐업에 따른 경제적 효과에 있으나, 표본을 인천지역으로만 한정할 경우 전국 인구분포를 기초로 설계된 패널자료의 특성상 자영업 폐업 경험자 수 자체가 많지 않으며, 폐업 전후를 연속적으로 관찰할 수 있는 개인의 수는 더욱 제한된다. 그 결과 회귀분석에 필요한 충분한 수의 개인과 시점별 관측치를 확보하기 어렵고, 이는 추정의 정밀성을 낮추며 세부적인 이질성 분석을 수행하는 데에도 제약으로 작용할 수 있다.

이에 따라 본 연구는 다양한 집계자료를 활용하여 인천지역 자영업의 산업구조적 특성을 우선 파악하고, 이를 바탕으로 인천과 유사한 특성을 공유하는 지역들을 함께 묶어 분석하는 전략을 채택하였다. 구체적으로 인천은 여타 지역에 비해 제조업 비중이 높은 지역이라는 특징을 가지므로, 전국 표본을 지역의 제조업 집중도에 따라 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분하고, 高-제조업 지역에서 나타나는 자영업 폐업의 효과를 인천형 자영업 구조에서의 효과를 근사적으로 보여주는 결과로 해석하고자 한다. 이러한 접근은 인천만을 별도로 분석할 경우 발생하는 표본 제약을 완화하는 동시에, 인천 자영업의 산업구조적 특성을 분석에 최대한 반영하기 위한 현실적 대안이라 할 수 있다.

우선 인천은 여타 지역과 비교할 때 제조업 부문에 종사하는 자영업자의 비중이 상대적으로 높은 지역에 해당한다. 특히 인천 내 남동, 주안, 부평, 서구 등 주요 산업단지를 중심으로 다수의 소규모 제조업체가 입지하고 있다는 점은, 인천의 자영업 구조가 일반적인 서비스업 중심 도시와는 구별되는 산업적 기반 위에서 형성되어 있음을 보여준다. 소상공인실태조사를 통해 확인한 결과, 이러한 특징은 집계통계에서도 뚜렷하게 나타나는데 이를 <그림 Ⅳ-1>의 패널 (a) 및 (b)를 통해 확인할 수 있다. 패널 (a)는 지역별 제조업 소상공인 종사자수 비중을, 패널 (b)는 지역별 제조업 소상공인 사업체수 비중을 각각 제시하였다. 2020~2023년 평균 기준 제조업 소상공인 종사자수 비중은 인천이 19.1%로

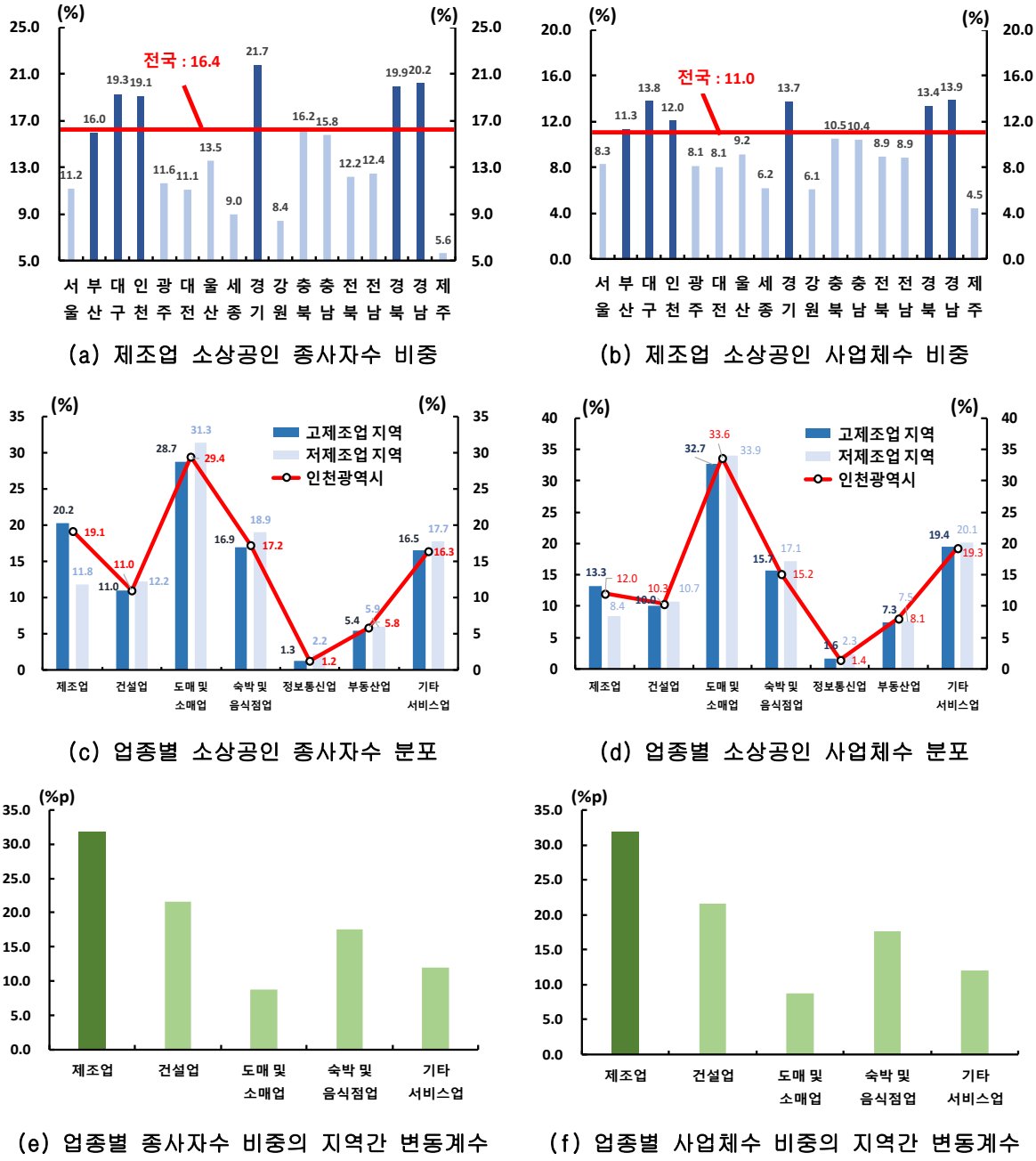
전국 17개 시・도 가운데 5위에 해당하며, 제조업 소상공인 사업체수 비중 역시 12.0%로 5위에 해당한다. 이는 인천이 종사자수와 사업체수의 두 기준 모두에서 제조업 중심성이 높은 지역임을 의미한다. 이에 따라 본 연구는 인천과 함께 지역 내 제조업 자영업자 비중이 상대적으로 높은 경기, 경남, 경북, 대구, 부산을 포함하여 高-제조업 지역을 구성하고, 여타 지역은 低-제조업 지역으로 분류하였다.

이러한 구분은 자의적인 것이 아니라 지역경제의 이질성을 반영하는 실질적 기준에 기초한 것이다. 이러한 점은 <그림 Ⅳ-1>의 패널 (c)-(f)를 통해 보다 분명하게 확인할 수 있다. 패널 (c)와 (d)는 각각 高-제조업 지역, 低-제조업 지역, 인천광역시의 업종별 소상공인 종사자수 분포와 사업체수 분포를 제시하였으며, 패널 (e)와 (f)는 전국 17개 시・도를 기준으로 업종별 종사자수 비중 및 사업체수 비중의 지역간 변동계수를 제시하였다. 실제로 지역 내 소상공인 종사자수 분포를 보면 제조업 비중은 高-제조업 지역이 20.2%, 인천이 19.1%인 반면 低-제조업 지역은 11.8%에 그치며, 사업체수 기준으로도 高-제조업 지역은 13.3%, 인천은 12.0%, 低-제조업 지역은 8.4%로 유사한 패턴이 확인된다. 반면 건설업, 도소매업, 숙박음식업, 정보통신업, 부동산업, 기타 서비스업 등에서는 高-제조업 지역과 低-제조업 지역 간 비중 차이가 제조업만큼 뚜렷하지 않으며, 전국 17개 시・도를 기준으로 비교하더라도 제조업이 주요 업종 중 지역간 편차가 가장 큰 것으로 나타났다. 이는 단순히 高-제조업 지역과 低-제조업 지역 사이에서만 제조업 격차가 크다는 의미를 넘어, 전국적으로 보더라도 제조업이 지역별 자영업 구조의 차이를 가장 선명하게 드러내는 업종임을 의미한다. 따라서 본 연구가 전체 표본을 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분한 것은, 지역 자영업 구조의 이질성을 가장 효과적으로 반영할 수 있는 기준을 채택한 것으로 이해할 수 있을 것이다.

이와 같은 산업구조의 차이는 단지 업종 구성상의 차이에 그치지 않고, 사업체의 매출과 수익 구조에서도 뚜렷하게 나타나는데 이를 그림 <그림 Ⅳ-2>의 패널 (a) 및 (b)를 통해 확인할 수 있다. 패널 (a)는 업종별 사업체당 매출액 분포를 지역 구분에 따라 제시하였다. 인천지역 제조업 소상공인의 사업체당 평균 매출액은 2020~2023년 평균 462.6백만원으로, 건설업 332.9백만원과 도소매업 283.8백만원을 크게 상회한다. 이러한 양상은 高-제조업 지역 전반에서 공통적으로 관찰되는데, 高-제조업 지역의 제조업 사업체당 매출액은 452.8백만원으로 低-제조업 지역의 339.0백만원을 대폭 상회한다. 사업체당 영업이익을 제시한 패널 (b) 역시 비슷한 패턴을 보인다. 인천 제조업 소상공인의 사업체당 영업이익은 51.9백만원으로 건설업 33.9백만원, 도소매업 28.2백만원보다 크며, 高-제조업 지역 제조업의 평균 영업이익 52.7백만원과도 매우 비슷하다. 반면 低-제조업 지역의 제조업 사업체당 영업이익은 40.5백만원으로 상대적으로 낮다. 이는 高-제조업 지역의 자영업이 低-제조업에서 보다 높은 매출과 이익을 창출하며, 이러한 차이는 지역간 설비・재고・운전자금이 투입되는 규모의 이질성을 반영한 결과일 수 있음을 시사한다. 다시 말해, 인천과 高-제조업 지역의 자영업은 동일한 자영업이라 하더라도 여타 지역에 비해 상대적으로 자본집약적이고 제조업 생태계와 긴밀히 연계된 형태를 띠며, 이러한 점은

폐업 시 자산과 부채 조정의 양상에도 차이를 초래할 수 있을 것으로 판단된다.

<그림 Ⅳ-1> 지역별 제조업 소상공인 비중 및 산업별 구성의 이질성

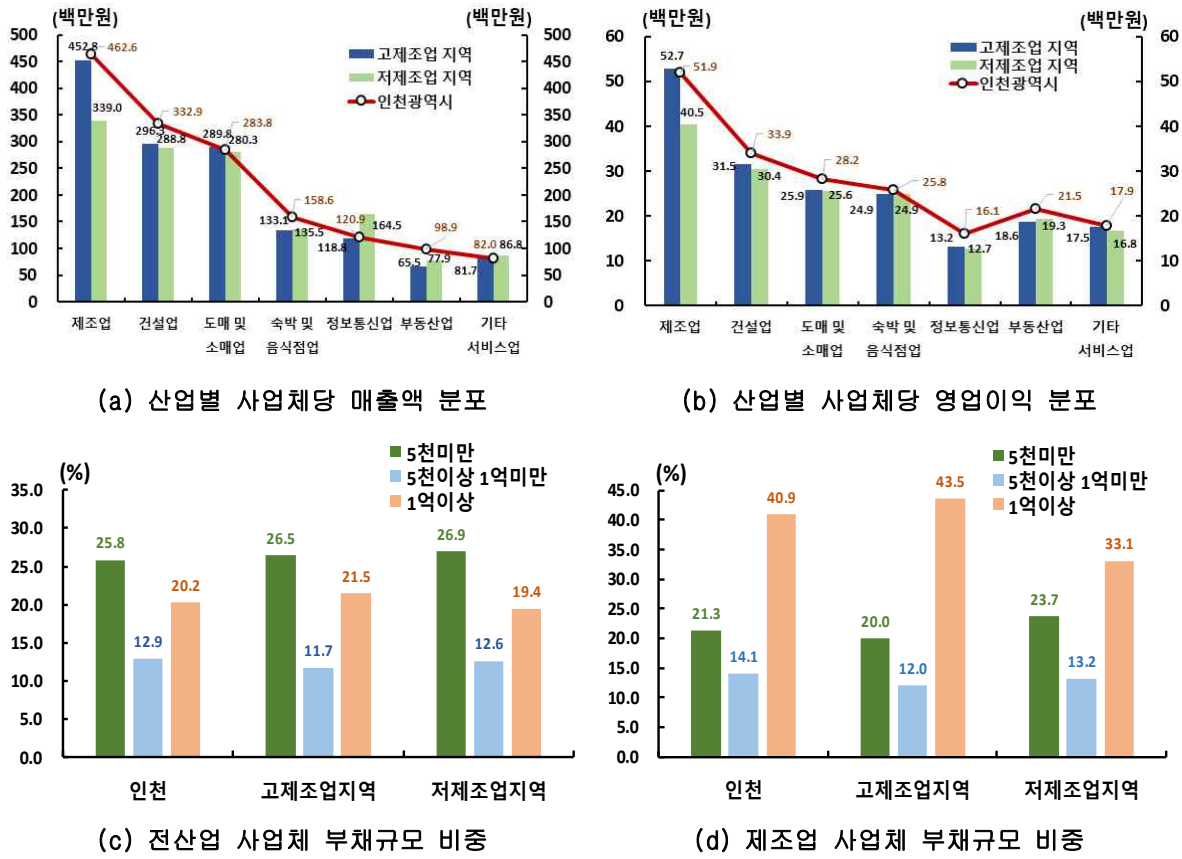


주 : 1) 2020~2023년 평균
자료 : 국가데이터처(소상공인실태조사)

부채 구조에 있어 확인되는 차이점 또한 이러한 해석을 뒷받침한다. <그림 Ⅳ-2>의 패널 (c) 및 (d)는 각각 전산업 기준 사업체와 제조업 기준 사업체의 부채규모별 비중을 나타낸다. 전산업 기준인 패널 (c)를 보면, 인천과 高-제조업 지역, 低-제조업 지역 간 부채

규모별 사업체 비중의 차이는 그리 크지 않다. 인천의 경우 전체 소상공인 사업체 가운데 5천만원 미만 부채를 보유한 비중은 25.8%, 5천만원 이상 1억원 미만은 12.9%, 1억원 이상은 20.2%로 나타난다. 그러나 제조업 기준인 패널 (d)를 보면 지역 간 차이가 보다 뚜렷하게 나타난다. 인천 제조업 소상공인 사업체 가운데 부채규모가 1억원 이상인 비중은 40.9%이며, 高-제조업 지역은 43.5%로 이와 유사한 수준을 보이는 반면, 低-제조업 지역은 33.1%에 그친다. 즉 제조업 자영업은 타 업종에 비해 상대적으로 큰 부채를 수반하는 경향이 있으며, 특히 高-제조업 지역일수록 이러한 특징이 더욱 뚜렷하게 나타난다. 이는 인천을 포함한 高-제조업 지역에서는 低-제조업 지역에 비해 자영업 폐업이 단순한 소득 충격을 넘어 상대적으로 큰 부의 손실로 이어질 가능성이 있음을 시사한다.

<그림 Ⅳ-2> 지역별 소상공인 사업체의 산업별 수익구조와 부채구조



(a) 산업별 사업체당 매출액 분포

(b) 산업별 사업체당 영업이익 분포

(c) 전산업 사업체 부채규모 비중

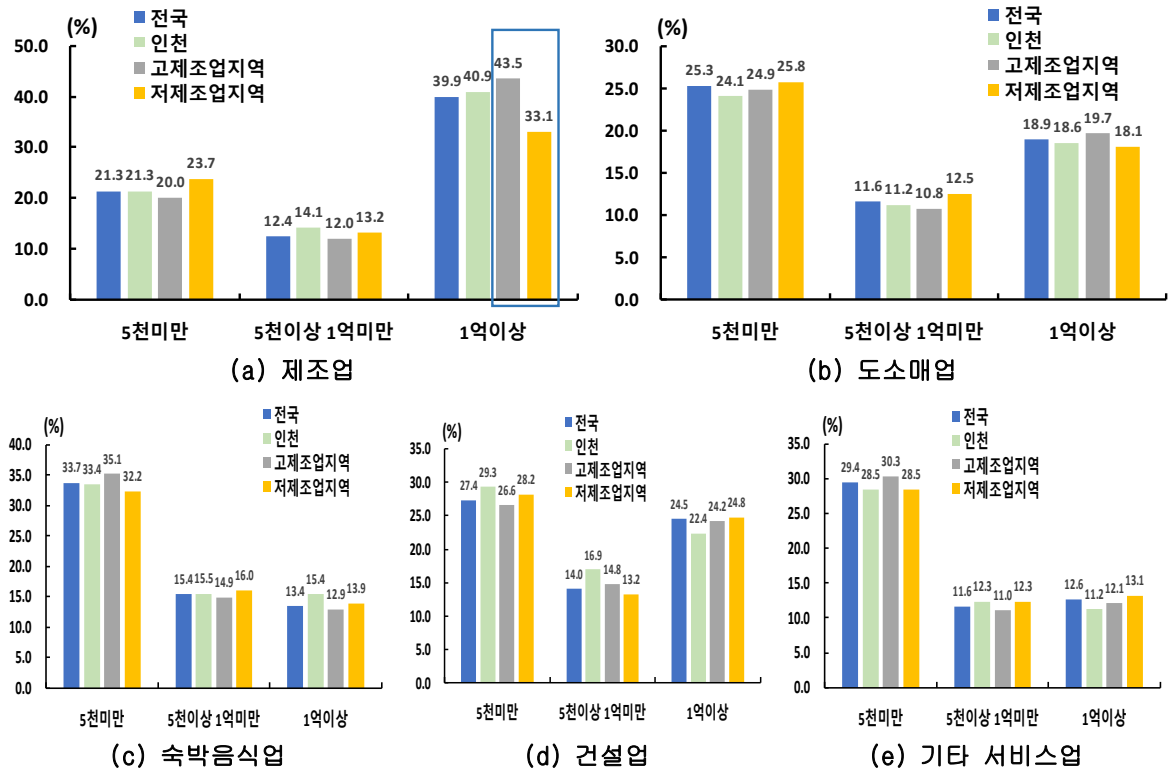
(d) 제조업 사업체 부채규모 비중

주 : 1) 2020~2023년 평균
자료 : 국가데이터처(소상공인실태조사)

한편 폐업률 자료는 해석상 중요한 보완점을 제공한다. 국세청 개인사업자 자료를 이용하여 폐업률을 $\frac{t\text{기 폐업자수}}{t-1\text{기 사업자수}}$로 정의해 산출한 결과, 인천의 2021~2023년 평균 개인

사업자 폐업률은 전국 1위로 나타났다. 또한 폐업률 기준을 $\frac{t기\ 폐업자수}{t기\ 사업자수}$로 변경하고 2020~2023년 평균을 사용한 경우에도 인천은 전국 2위의 높은 폐업률을 보였다. 그러나 이러한 결과는 주로 도소매업, 음식숙박업, 서비스업의 높은 폐업률에서 기인한 것이며, 제조업 폐업률 자체는 인천이 전국 17개 시·도 중 14위로 상대적으로 높지 않았다. 더 나아가 이러한 제조업의 폐업률이 낮은 경향이 여타 高-제조업 지역 전반에서 일관되게 나타나는 것도 아니었다. 따라서 高-제조업 지역의 의미는 제조업 사업체의 폐업 빈도 자체에 있기보다는, 자영업의 산업구조와 자본·부채 노출의 양상이 서로 유사하다는 점에 있다고 볼 수 있다. 이러한 점에서 본 연구가 지역별 제조업 비율을 기준으로 하위표본을 설정한 것은, 인천형 자영업 구조의 자본집약성과 재무구조적 특성을 반영한 상태에서 자영업 이탈의 경제적 효과를 식별하기 위한 것이다.

<그림 Ⅳ-3> 소상공인 사업체의 부채규모별 지역별 비중



주 : 1) 2020~2023년 평균, 전체 사업체수 대비 비중
자료 : 국가데이터처(소상공인실태조사)

이상의 집계통계는 본 연구의 실증전략에 대해 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 인천은 전국적으로도 자영업 중 제조업 비중이 높은 지역이며, 그 업종 구성은 高-제조업 지역의 평균적 구조와 매우 유사하다. 둘째, 제조업은 다른 업종에 비해 지역 간 편차가 가장 큰 부문이므로, 지역 이질성을 반영하기 위한 기준으로서 설명력이 높다. 셋째,

인천과 高-제조업 지역의 제조업 자영업은 매출액, 영업이익, 그리고 특히 부채구조 측면에서 低-제조업 지역과 구별되는 특성을 보이며, 이는 폐업 시 자산 및 소득 조정 경로에도 차이를 유발할 수 있다. 따라서 전국 단위 패널을 이용하되, 이를 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분하여 분석하는 접근은 단순한 표본확장 차원을 넘어, 인천 자영업의 산업구조적 특성을 반영한 것이라고 할 수 있다.

물론 이와 같은 접근이 인천을 완전히 대체하는 완전한 동일 표본을 구성한다는 것은 아니다. 인천의 전체 자영업 폐업률은 비제조업 부문의 높은 폐업 위험을 함께 반영하고 있으며, 제조업 내부에서도 지역별 세부 업종 구성과 거래관계, 산업단지의 성격, 원청-하청 구조 등에 있어 차이가 있을 수 있다. 그럼에도 불구하고 인천이 전국적으로 높은 제조업 비중을 보이고, 업종 구성과 재무구조 측면에서 高-제조업 지역과 유사하며, 제조업이 지역 간 자영업 구조의 차이를 가장 크게 설명하는 축이라는 점을 감안할 때, 高-제조업 지역 결과를 인천형 자영업 이탈 효과의 실증적 준거로 활용하는 것은 충분히 설득력 있는 접근이라 할 수 있다. 본 연구는 이러한 관점에서 전체 표본의 평균 효과와 함께 高-제조업 지역 하위표본의 결과를 별도로 제시함으로써, 인천지역 자영업 폐업의 경제적 효과를 보다 현실적으로 해석하고자 한다.

Ⅴ. 데이터 및 변수 설명

본 연구는 자영업자의 폐업이 이들의 소득 및 순자산에 미치는 영향과 이러한 변화를 초래하는 주요 원인을 분석하였다. 이를 위해 2007년부터 2023년까지(제10차–제26차) 기간을 포괄하는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS) 자료를 활용하였다. KLIPS는 전국 도시지역의 15,000여 가구와 만 15세 이상 가구원을 대상으로 한 대표성 있는 패널조사로, 개인의 노동시장 성과와 인구학적 특성에 대한 풍부한 정보를 제공할 뿐 아니라 가구 단위의 자산 및 부채에 대한 세분화된 자료를 포함하고 있다.

KLIPS는 본 연구의 분석 목적을 충족하는 몇 안 되는 자료 중 하나이다. 첫째, 우리나라는 OECD 국가 중에서도 자영업 비중이 높은 국가에 속하므로, 자영업자를 충분히 확보할 수 있다는 장점이 있다. 둘째, 우리나라의 자영업 부문은 사업 생존율이 상대적으로 낮다. 2023년 통계청 자료에 따르면 신규 창업 기업의 5년 생존율은 36.4%에 불과하다. 이는 표본 기간 동안 자영업 폐업 사례를 충분히 관측할 수 있음을 의미한다. 셋째, KLIPS는 동일 개인을 장기간에 걸쳐 추적하는 종단자료로서, 고용상태, 경력 전환, 소득 등 상세한 직업 이력(job history) 정보를 제공하므로 event-study 접근에 적합하다. 마지막으로, 본 자료는 가구 단위의 자산과 부채에 대한 구체적인 정보를 포함하고 있어, 자영업에서의 이탈과 연관된 부의 변화를 식별하는 데 중요한 장점을 가진다.

1. 표본설정 및 주요 변수

(표본설정) 자영업 폐업이 개인의 자산과 소득에 미치는 효과를 분석하기 위해, 본 연구는 Huttunen et al.(2018) 및 Krolikowski et al.(2020)에서 제시한 방법을 따라 서로 다른 연령에서 발생한 자영업 이탈을 기준으로 동일 개인의 관측치를 중복 생성하는 방식으로 최종 표본을 구성하였다.[4] 본 연구는 33세부터 73세 사이에 발생한 자영업 폐업을 분석 대상으로 하였으며, 해당 연령을 기준연령(base age)이라 정의하였다. 자영업 이탈 혹은 폐업은 (i) 직전 조사 이후 고용상태가 자영업에서 임금근로 또는 비경제활동 상태로 변경된 경우, 또는 (ii) 현재 자영업 일자리의 시작 시점이 직전 조사 대비 변경된 경우로 정의하였다.

각 기준연령에 대해 별도의 표본을 구성하기 위해, 개인별로 기준연령을 중심으로 이전 3년부터 이후 6년까지의 관측치를 포함하였다. 구체적으로, 먼저 33세를 기준연령으로 설정하고 해당 연령을 기준으로 직전 3개 조사와 이후 6개 조사가 잠재적으로 관측 가능한 개인을 선별하였다. 이 가운데 32~33세 기간중에 자영업을 이탈하였으며 33세에 근로중인 개인은 처치집단에, 기준연령을 중심으로 한 10년 window(분석기간, 10-year window) 전체 기간 동안 자영업을 유지함에 따라 해당 기간 내 어떠한 자영업 이탈도

4) 본 연구에서는 폐업 또는 이탈을 같은 의미로 사용하였다.

경험하지 않은 개인은 통제집단으로 분류하였다. 처치집단을 정의할 때 자영업 이탈 이후 근로 상태에 있는 개인으로 제한한 것은 통제집단이 자영업을 계속 유지한 개인들로 구성되어 있다는 점을 감안할 때, 폐업 후 비취업 상태에 있는 개인들을 포함한다면 폐업 직후 소득 및 자산의 변화가 과도하게 하향 추정될 우려가 있다. 따라서 본 연구는 자영업 이탈 이후에도 노동시장에 참여하고 있는 개인들에 초점을 맞추어, 자영업 이탈이 소득 및 자산 경로에 미치는 영향을 보다 정밀하게 식별하고자 하였다. 한편 통제집단 설정시 10년 윈도우 내 자영업 이탈이 없어야 한다는 조건은 모든 조사에 응답했거나 모든 시점에서 완전한 정보를 보고했을 것을 요구하지 않았다. 즉 일부 조사에 결측이 존재하더라도, 직업 시작 및 종료 시점 정보를 통해 해당 기간 내 자영업 이탈이 없음을 확인할 수 있다면 통제집단에 포함하였다. 다만 통제집단 설정과 관련하여 생존자 편의(survivor bias)에 대한 우려가 존재할 수 있는데, 이에 대한 논의와 강건성 분석은 Ⅶ.2절에서 상세히 다루었다.

이와 같은 절차를 33세부터 73세까지 순차적으로 반복함으로써, 원래의 개인 패널자료로부터 총 41개의 개인-연령(person-age) 패널을 구성하고 이를 모두 적층(stacking)하여 최종 분석자료(이하 기준연령 패널)를 구축하였다. 예를 들어, 어떤 개인 A가 연구기간 초기에 50세이며 16회에 걸친 설문조사에 모두에 응답하였고, 3-4차 및 9-10차 조사 사이에서 두 차례 자영업 이탈을 경험했다고 가정하자. 이 경우 3회에 걸친 이전 조사 정보를 확보할 수 있는 가장 이른 시점은 4차 조사이고, 6회에 걸친 이후 조사 정보를 확보할 수 있는 가장 늦은 시점은 10차 조사이다. 따라서 개인 A는 기준연령 53세부터 59세까지 총 7개의 서로 다른 개인-연령 관측치로 간주된다. 이 중 기준연령이 53세와 59세인 경우는 해당 시점에 자영업을 이탈하였으므로 처치집단에 포함되며, 54세부터 58세까지의 경우는 해당 10년 윈도우 내 자영업 이탈이 존재하므로 통제집단에서는 제외된다. 이처럼 동일 개인은 서로 다른 기준연령에 대해 여러 번 등장할 수 있으며, 각 기준연령은 독립된 관측단위로 취급된다. 표본 재구성 절차에 대한 보다 상세한 설명은 <부록 B>에 제시하였다.

기준연령 패널을 활용하면 자영업 이탈과 개인의 자산 및 노동소득 변화 간의 관계를 보다 정밀하게 분석할 수 있다는 장점이 있다. 상당수 개인이 자영업으로의 반복 진입과 이탈을 경험하기 때문에, 단순히 개인 수준에서 이탈 전후를 비교한다면 특정 이탈 사건의 효과를 분리하는 것이 어렵다. 즉 동일한 개인의 반복적인 자영업 진입 및 이탈은 자산과 소득의 동학을 복잡하게 만들며, 특정 이탈에 따른 영향을 여타 이탈로 인한 영향으로부터 분리하여 식별하는 것을 어렵게 한다. 이에 비해 기준연령 패널에서는 특정 연도에 자영업을 이탈한 개인을 처치집단으로, 동일 기간 동안 자영업을 유지한 개인을 통제집단으로 명확히 구분하는 것이 가능하다. 이러한 표본의 구성은 보다 정제된 비교를 가능하게 하며, 해당 연도에 자영업을 이탈하지 않았을 경우 나타났을 반사실적(counterfactual) 경로와의 차이를 보다 정확하게 추정할 수 있도록 돕는다(Krolikowski, 2018).

본 연구에서는 여섯 가지 표본선택 기준을 적용하였고 그 결과 총 6,330명의 기준연령 개인과 59,749개의 관측치로 구성된 자료를 최종표본으로 사용할 수 있었다. 전체 6,330명의 기준연령 개인 중 499명은 처치집단에 5,831명은 통제집단에 속한다. 구체적인 표본선별 과정은 <부록 C>에 제시하였다.

(주요변수) 본 연구는 자영업 폐업에 따르는 자산 및 노동소득 변화를 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 이를 위해 다음과 같이 정의된 변수들을 사용하였다.

먼저 자영업 폐업이 자산에 미치는 영향을 분석함에 있어, 본 연구는 총 순자산(total wealth) 대신 非부동산 순자산(non-housing wealth), 즉 주택자산을 제외한 순자산을 중심으로 분석을 실시하였다. 이는 주택자산이 개인의 경제적 의사결정과 무관한 시장가격 변동에 의해 크게 영향을 받을 수 있기 때문이다.[5] 노동소득의 경우, 연간 세후 근로소득(annual after-tax earned income)을 사용하였다. 임금근로자의 경우 이는 연간 세후 임금 및 급여소득에 해당하며, 자영업자의 경우에는 비용을 차감한 연간 세후 사업소득을 의미한다.

또한 본 연구는 다양한 통제변수를 활용하였다. 여기에는 고용상태, 산업별・직종별 경력과 같은 직업 관련 특성뿐 아니라, 가구 자산 및 부채, 소비지출, 가구 총소득, 배우자의 고용상태, 동거 자녀 여부, 건강상태 등이 포함된다. 모든 화폐 단위 변수는 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 2020년 기준 실질가치로 환산하였다. 본문에서 별도로 설명하지 않은 추가 변수의 정의는 <부록 D>에 제시하였다.

(지역구분) 본 연구에서는 지역별 산업구조의 차이를 반영하기 위해 제조업 중심 지역과 비제조업 중심 지역을 구분하여 분석을 수행하였다. 구체적으로, 지역별 소상공인 종사자 중 제조업 소상공인 종사자가 차지하는 비중을 기준으로 상위 6개 지역(경기, 인천, 경남, 경북, 대구, 부산)을 高-제조업 지역으로 정의하고, 그 외 지역을 低-제조업 지역으로 분류하였다. 이러한 구분은 분석에 필요한 충분한 관측치를 확보하는 동시에, 제조업 중심 산업구조라는 공통적 특성을 공유하는 지역 집단을 구성하기 위한 목적에서 이루어졌다. 한편, 지역 구분 방식에 따라 분석 결과가 민감하게 달라질 가능성을 점검하기 위해, <부록 G>에서는 대안적으로 전체 취업자 중 제조업 취업자 비중을 활용한 강건성 점검을 추가로 수행하였다. 그 결과, 세부 추정치의 크기에는 일부 차이가 존재하였으나 본문에서 제시한 주요 결론이 대체로 강건하게 유지됨을 확인할 수 있었다.

---

5) Bradford(2014), Evans & Jovanovic(1998) 등의 선행연구에서는 자영업 이탈이 자산에 미치는 효과를 분석할 때 총 자산에서 총 부채를 차감한 총 순자산을 종속변수로 사용하였으나, 본 연구는 주택 자산을 제외한 순자산을 중심으로 분석하였다 물론 고용상태는 다양한 경로를 통해 주택자산에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 가구 자산의 약 70%가 부동산에 편중되어 있으며, 여기에는 전세보증금과 같은 준(準)부동산 성격의 자산도 포함하고 있다. 이러한 자산은 다른 금융자산에 비해 유동성이 낮고 거래비용이 상당히 높다는 특징을 가진다. 따라서 주택자산을 제외함으로써, 광범위한 외생적 요인에 의해 결정되는 주택가격 변동 효과를 배제하고, 고용 전환과 보다 직접적으로 연관된 자산 변화를 보다 명확하게 식별하는 것이 가능하다.

2. 실증분석 모형

본 연구는 자영업자의 폐업이 이들의 경제적 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 자영업 폐업 이후 새 일자리에서의 소득과 폐업 이전 소득을 비교한 실증 연구는 상대적으로 많지 않으며, 특히 폐업 전후의 순자산 변화에 대한 분석은 국내·외를 막론하고 거의 이루어지지 않았다. 그러나 자영업 폐업이 소득과 자산에 미치는 영향을 정확히 파악하는 것은 근로자의 경력 선택 및 그에 수반되는 위험을 이해하고 이를 반영한 이론적 모형 및 관련 정책을 수립하는 데 핵심적인 요소이다. 만약 자영업 폐업으로 인한 경제적 손실이 미미하다면, 이론 모형에서는 커리어별 잠재적 능력의 이질성 가정이 필요하지 않거나 혹은 자영업 자본투자 결정을 단순화하거나 생략할 수 있을 것이다. 또한 정책적인 측면에서는 폐업자에 대한 선별적 정책을 통해 정책효과를 보다 높일 수 있을 것이다. 반대로 일반적으로 폐업이 상당한 소득 감소와 자산 손실로 이어진다면, 이러한 잠재적 비용은 자영업 진입 및 지속 여부에 관한 개인의 의사결정 과정을 설명하는 모형에 반드시 반영되어야 하며, 정부의 폐업 자영업자에 대한 정책적 개입의 정당성을 뒷받침하는 중요한 근거가 될 수 있다.

자영업 폐업에 따른 경제적 변화 여부 및 주요 요인을 엄밀하게 포착하기 위해, 본 연구는 임금근로자의 일자리 상실이 실직자의 소득에 미치는 영향을 분석한 Krolikowski (2018), Krolikowski et al.(2020), Huttunen et al.(2018) 등이 사용한 접근법을 자영업 폐업에 수반될 수 있는 잠재적 손실을 분석하는데 확장 적용하였다. 구체적으로 이중차분법(Difference-in-Difference)을 확장한 폐업 시점을 중심으로 개인의 근로소득 및 순자산의 동태적 변화를 추적할 수 있는 Event Study 설계에 기반한 실증 분석 모형을 설정하였다. 특히 자영업을 이탈한 개인과 이탈하지 않은 개인 간의 비교 가능성을 제고하기 위해, 관측 가능한 특성이 두 집단 간에 균형을 이루도록 성향점수 재가중치(propensity score reweighting, PSRW) 방법을 함께 적용하였다. 본 연구는 실증분석의 기본모형으로 다음의 추정식을 사용하였다:

$$Y_{iat} = \sum_{k=-3}^{K=6} D_{iat}^{k}\delta^{k} + \alpha_{ia} + \tau_{t} + \tau_{a} + \tau_{r} + \epsilon_{iat}, \qquad (10)$$

여기서 Y_{iat}는 기준연령 a를 중심으로 재구성된 개인-연령 패널에서 개인i의 t년도 성과변수를 나타낸다. α_{ia}는 기준연령-개인 고정효과(base age person dummy)로, 개인 고유의 시간불변 특성을 통제한다. τ_{t}는 거시경제적 공통 충격을 통제하기 위한 연도 고정효과, τ_{a}는 생애주기 요인을 반영하기 위한 연령 고정효과, τ_{r}는 지역별 공통 충격을 통제하기 위한 지역 고정효과를 나타낸다. 본 연구의 주요 관심 계수는 D_{iat}^{k}에 부여된 δ^{k}이다. 각 D_{iat}^{k}는 개인 i가 기준연령 a에서 자영업을 이탈한 시점을 기준으로, 이탈 전후 k년째에

해당하는 경우 1의 값을 가지는 더미변수이다. 예컨대 $k=-2$는 이탈 2년 전, $k=0$는 이탈 발생 연도, $k=2$는 이탈 2년 후를 의미한다. 이러한 설정은 자영업을 지속한 통제집단과의 비교를 통해, 이탈 시점을 전후로 한 소득 및 자산의 동태적 경로를 추적할 수 있다. 한편 $k=-1$에 해당하는 더미변수는 기준범주로 제외하였으므로, 모든 추정계수 δ^k는 이탈 직전 연도 대비 상대적 변화로 해석된다. 표준오차는 동일 개인의 복수 이탈 가능성에 따른 시계열적 상관을 허용하기 위해 개인 수준에서 군집화하였다.

(Propensity Score Reweighting (PSRW)) 자영업을 이탈한 집단과 계속 자영업에 종사한 집단 간의 비교 가능성을 제고하기 위해, 본 연구는 Hirano et al. (2003) 및 Krolikowski et al. (2020)의 접근법을 따라 성향점수 재가중치(Propensity Score Reweighting, PSRW) 방법을 적용하였다. 이 방법은 처치집단과 통제집단 간 관측 가능한 특성의 분포를 재조정함으로써, 자영업 폐업 이전 특성 측면에서 두 집단을 유사하도록 만드는 것을 목적으로 한다.

이를 위해 먼저 연령, 교육수준, 혼인상태, 건강상태, 가구의 비주택자산, 자녀 수, 이탈 이전 소득 등 사전 특성을 포함한 로짓모형을 사용하여 개인의 자영업 이탈 확률을 추정하였다. 공통지지(common support)를 확보하고 극단적 가중치의 영향을 완화하기 위해, 추정된 성향점수($\hat{p}_{it}$)가 0.95를 초과하거나 0.01 미만인 관측치는 표본에서 제외하였다. 이후 다음과 같은 역확률 가중치(inverse probability weight)를 구성하였다:

$$w_{it} = \frac{T_i \bar{p}}{\hat{p}_{it}} + \frac{(1-T_i)(1-\bar{p})}{1-\hat{p}_{it}}, \qquad (11)$$

여기서 T_i는 처리 여부를 나타내는 지표이며, $\bar{p}$는 성향점수의 표본 평균을 나타낸다. 또한 극단값에 대한 민감도를 완화하고 수치적 안정성을 높이기 위해, 가중치 분포의 상위 및 하위 1%에 대해 윈저라이징(winsorizing)을 적용하였다. 이와 같은 재가중 절차를 통해, 자영업 폐업자와 사업을 계속해서 운영하는 자영업자 간 관측 가능한 폐업 전 특성의 분포가 유사한 가중 의사모집단(weighted pseudo-population)을 구축하였다. 이후 식 (10)의 계수는 이러한 가중치를 적용하여 추정하였다.

D_{iat}^k의 회귀계수를 추정하기에 앞서, 성향점수 재가중이 실제로 집단 간 비교 가능성을 개선하는지를 점검하였으며 <부록 E>의 표 E1은 재가중 전후의 공변량의 평균과 표준화 평균 간 차이(Standardized Mean Differences, SMD)를 제시한다. 비가중 표본에서는 처리집단과 통제집단 간 사전 특성에서 상당한 차이가 존재하며, 절대 SMD 값은 0.01에서 0.58 범위에 이른다. 반면, 성향점수 가중치를 적용한 이후에는 모든 SMD가 0.10 미만으로 감소하며, 이는 일반적으로 적절한 균형이 달성되었음을 의미한다. 종합하면, 본 재가중 절차는 event-study 설계에서 핵심이 되는 이탈 이전 특성 전반에 걸쳐 집단 간 균형을 실질적으로 개선하는 것으로 나타났다.

3. 기초통계분석

가. 요약 통계

표 Ⅴ-1의 열 1 및 2는 전체 표본을 기준으로 통제집단과 처치집단의 기초통계량을 제시하고, 이를 다시 高-제조업(열 3 및 4) 지역과 低-제조업 지역(열 5 및 6) 하위표본으로 구분하여 제시하였다. 먼저 전체 표본 기준으로 보면, 자영업을 지속하는 통제집단은 처치집단에 비해 평균 연령이 높고, 노동소득 및 순자산 수준이 더 높게 나타난다. 특히 순자산과 非부동산 순자산의 평균 및 분위값에서도 통제집단이 경제적 여건이 전반적으로 더 나은 상태를 보였는데, 이는 자영업의 유지가 상대적으로 높은 자산 축적과 연관되어 있음을 시사한다. 동시에 노동소득과 자산의 표준편차 역시 통제집단에서 더 크게 나타나, 자영업 지속자가 더 높은 소득 및 자산 변동성에 노출되어 있음을 보여준다. 주간 근로시간 역시 통제집단에서 더 길게 나타나며, 근로시간의 분산도 상대적으로 크게 나타났다. 반면 처치집단은 평균적으로 더 젊고, 교육수준이 상대적으로 높으며, 여성 비중도 더 높은 특징을 보였다. 이러한 결과는 자영업 이탈이 단순히 생산성이 낮은 열위에 있는 집단을 중심으로 발생하는 것이 아니라, 평균적으로 일정 수준의 인적자본을 보유하였음에도 불구하고 상대적으로 낮은 경제적 성과를 경험한 개인들 사이에서 선택적으로 발생하고 있을 가능성을 시사한다.

전체 소상공 기업 종사자 중 제조업 소상공기업에 종사하는 근로자의 비중을 사용하여 구분한 하위 표본을 통해 살펴본 결과, 전체 표본을 사용하여 처치집단과 대조집단을 비교하였을 때 나타나는 패턴이 高-제조업 지역과 低-제조업 지역 모두에서 대체로 비슷하게 나타났다. 다만 高-제조업 지역의 대조집단의 평균 근로소득이 다소 높게 나타나는 경향이 있으며, 低-제조업 지역에서는 교육수준 분포에서 처치집단과 대조집단 간 차이가 보다 뚜렷하게 나타났다. 하지만 전반적으로 보았을 때, 자영업 폐업은 지역별 구분과 무관하게 전체 표본에서와 비슷하게 선택적으로 발생하는 경향을 보이는 것으로 판단된다.

표 Ⅴ-2는 생존자 편의(survivor bias)에 대한 우려를 점검하기 위해 설정한 대안적 통제집단의 요약통계를 제시하였다. 여기서는 분석기간 중 자영업자로서 노동시장에 참가한 경험이 한 번이라도 있는 Ever-SE 집단과 분석기간 동안 한 번도 자영업을 경험하지 않은 Never-SE 집단을 비교하였으며, 이를 전체 표본과 高・低 제조업 지역으로 추가 구분하여 제시하였다. 이러한 대안적인 통제집단은 Ⅶ.2절에서 실시한 강건성 점검에서 사용하였다. 전체 표본 기준으로 보면, Ever-SE 집단은 Never-SE 집단에 비해 평균 연령이 높고, 순자산 수준도 더 높게 나타난다. 반면 Never-SE 집단은 여성 비중이 높고, 평균 근로시간은 더 짧으며, 비상용 임금근로자의 비중도 상당히 높았다. 또한 순자산 및 非부동산 순자산의 분위값을 비교하면, Ever SE 집단이 전반적으로 더 큰 분산을 보였다. 이는 자영업 경험이 보다 높은 기대수익과 동시에 더 큰 자산 변동성과 연관되어 있음을

보여준다. 반면 Never-SE 집단은 평균 자산 수준은 상대적으로 낮지만, 분산 역시 상대적으로 작게 나타나 보다 안정적이지만 낮은 수익 구조를 특징으로 하고 있음을 시사한다. 이러한 결과는 기존 통제집단 정의에 따른 편의 발생 가능성을 점검하는 데 중요한 비교 기준을 제공한다.

표 Ⅴ-3은 처치집단을 자영업 이탈 이후 다시 자영업에 재진입한 반복 진입자와 임금근로 등 타 부문으로 전환한 전환자로 세분화하여 제시한 요약 통계이며 이는 자영업 폐업 후 커리어 선택 경로에 따라 집단 간 특성이 어떻게 다른지를 파악하기 위하여 제시하였다. Ⅶ.3절에서는 이처럼 세분화된 처치집단을 사용하여 추가적인 강건성 분석을 실시하였다. 전체 표본 기준으로 보면, 반복 진입자는 전환자에 비해 평균 연령이 다소 높고, 노동소득과 순자산 수준 역시 더 높았다. 특히 시간당 임금과 근로시간에서도 반복 진입자가 상대적으로 높은 수준을 보이며, 非부동산 순자산의 분산 역시 더 크게 나타났다. 이러한 특성은 자영업 폐업 후 재차 자영업 부문에서 경력을 이어가는 선택이 무작위적으로 이루어지기 보다는 특정 집단을 중심으로 선택적으로 이루어지고 있음을 시사한다. 반면 전환자는 평균 소득과 자산 수준이 낮고, 비상용 임금근로자 비중이 높게 나타나 이들은 상대적으로 취약한 노동시장 지위를 가지고 있음을 보여준다. 이러한 차이는 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로의 추가적인 세분화 이후에도 대체로 유사한 경향성을 보였다. 종합하면, 자영업 선택뿐만 아니라 폐업 후 선택 또한 무작위적으로 이루어지기보다는 개인의 인적·경제적 특성과 밀접하게 연관되어 있는 것으로 판단된다.

<표 V-1> 요약통계: 전체 표본

		전체		高 제조업		低 제조업	
		통제집단	처치진단	통제집단	처치진단	통제집단	처치진단
연령	평균	56.0	50.5	55.5	50.7	56.5	50.3
(세)		(10.3)	(10.3)	(10.2)	(10.5)	(10.4)	(10.1)
최종	중졸 이하	36.7%	21.3%	34.7%	25.0%	39.0%	17.6%
교육	고졸	39.6%	44.0%	40.0%	42.5%	39.2%	45.5%
수준	초대졸	8.4%	12.7%	9.3%	12.4%	7.2%	13.0%
(%)	대졸	13.2%	19.3%	14.3%	17.2%	11.9%	21.4%
	석사 이상	2.1%	2.7%	1.7%	2.8%	2.7%	2.5%
여성(%)		25.0%	30.7%	24.8%	31.1%	25.2%	30.3%
혼인(%)		83.8%	74.9%	84.0%	75.5%	83.8%	74.4%
가구원 수		3.1	3.2	3.1	3.1	3.1	3.3
세후 연	평균	3,442	3,006	3,567	3,006	3,286	3,068
근로소득		(2,492)	(1,997)	(2,472)	(1,997)	(2,507)	(2,032)
(만원)	1분위	1,592	1,613	1,784	1,613	1,470	1,621
	중위수	2,815	2,548	3,077	2,548	2,580	2,580
	3분위	4,625	3,822	4,916	3,822	4,223	3,978
시간당	평균	1.4	1.3	1.4	1.3	1.3	1.3
임금		(1.1)	(0.9)	(1.0)	(0.9)	(1.1)	(0.9)
(만원)	1분위	0.6	0.7	0.7	0.7	0.6	0.7
	중위수	1.1	1.1	1.2	1.1	1.0	1.1
	3분위	1.8	1.6	1.9	1.6	1.7	1.7
순자산	평균	28,103	19,753	27,819	19,648	28,453	19,850
(만원)		(28,973)	(24,883)	(27,546)	(24,767)	(30,605)	(25,012)
	1분위	9,048	4,176	9,784	4,357	8,125	3,892
	중위수	19,605	12,068	20,149	12,375	18,831	11,596
	3분위	37,046	26,240	36,626	26,101	37,841	26,357
非부동산	평균	-1,500	-2,413	-1,825	-2,919	-1,120	-1,904
순자산		(8,934)	(8,343)	(9,130)	(8,260)	(8,684)	(8,401)
(만원)	1분위	-3,584	-4,936	-4,301	-5,533	-3,052	-4,301
	중위수	0	-86	0	-238	54	0
	3분위	2,449	1,370	2,316	1,142	2,564	1,566
주간 근로시간(시간)		50.0	47.3	50.4	47.3	49.6	46.8
		(14.1)	(14.6)	(14.1)	(14.6)	(14.1)	(13.9)
비상용 임금근로자		0.0%	16.7%	0.0%	16.6%	0.0%	17.2%

주: 1) ( )내는 표준편차를 나타냄

<표 V-2> 요약통계: 대안적 통제집단별

		전체		高 제조업		低 제조업	
		Ever-SE	Never-SE	Ever-SE	Never-SE	Ever-SE	Never-SE
연령	평균	53.5	48.9	53.2	48.7	53.9	49.2
(세)		(10.7)	(9.9)	(10.4)	(9.6)	(11.0)	(10.2)
최종	중졸 이하	31.7%	21.9%	29.7%	22.1%	34.0%	22.1%
교육	고졸	40.6%	39.6%	41.9%	38.2%	39.2%	38.2%
수준	초대졸	10.0%	14.3%	10.8%	13.3%	9.1%	13.3%
(%)	대졸	15.2%	20.3%	15.6%	22.1%	14.7%	22.1%
	석사 이상	2.5%	3.8%	2.1%	4.4%	3.0%	4.4%
여성(%)		29.3%	41.6%	28.4%	39.7%	30.3%	43.8%
혼인(%)		82.2%	81.5%	82.9%	81.5%	81.5%	81.5%
가구원 수		3.1	3.3	3.1	3.3	3.1	3.3
세후 연	평균	3,096	3,135	3,140	3,082	2,906	3,198
근로소득		(1,991)	(1,758)	(1,899)	(1,682)	(1,825)	(1,842)
(만원)	1분위	1,613	1,834	1,788	1,846	1,539	1,810
	중위수	2,614	2,810	2,714	2,785	2,530	2,838
	3분위	4,037	4,117	4,168	3,997	3,822	4,246
시간당	평균	1.3	1.4	1.3	1.4	1.3	1.5
임금		(0.9)	(0.8)	(0.8)	(0.7)	(0.8)	(0.9)
(만원)	1분위	0.7	0.8	0.7	0.8	0.7	0.8
	중위수	1.1	1.2	1.2	1.2	1.1	1.3
	3분위	1.7	1.8	1.7	1.8	1.6	1.9
순자산	평균	24,079	19,586	24,240	18,782	23,899	20,521
(만원)		(26,611)	(20,138)	(25,752)	(18,511)	(27,555)	(21,840)
	1분위	6,759	5,990	7,568	6,034	6,099	5,944
	중위수	16,340	14,515	17,050	14,442	15,606	14,693
	3분위	31,625	26,607	32,000	25,598	31,286	27,900
非부동산	평균	-1,601	-528	-1,909	-721	-1,255	-308
순자산		(8,540)	(7,405)	(8,708)	(7,314)	(8,333)	(7,502)
(만원)	1분위	-3,795	-2,523	-4,301	-2,826	-3,225	-2,178
	중위수	0	269	0	211	0	323
	3분위	2,150	2,513	2,150	2,253	2,178	2,782
주간 근로시간(시간)		48.8	44.9	49.3	45.1	48.0	44.6
		(13.9)	(10.5)	(14.0)	(10.5)	(13.7)	(10.6)
비상용 임금근로자		7.9%	23.0%	8.1%	21.8%	9.6%	24.4%

주: 1) ( )내는 표준편차를 나타냄

<표 V-3> 요약통계: 대안적 처치집단별

		전체		高 제조업		低 제조업	
		반복 진입자	전환자	반복 진입자	전환자	반복 진입자	전환자
연령	평균	51.6	49.4	51.7	49.8	51.4	49.0
(세)		(11.0)	(9.4)	(11.5)	(9.5)	(10.6)	(9.3)
최종	중졸 이하	25.7%	17.2%	32.4%	18.7%	19.7%	15.4%
교육	고졸	40.8%	47.0%	33.8%	50.0%	47.3%	43.6%
수준	초대졸	13.8%	11.7%	13.6%	11.4%	13.8%	12.1%
(%)	대졸	18.0%	20.6%	18.5%	16.2%	17.5%	25.5%
	석사 이상	1.7%	3.6%	1.8%	3.7%	1.6%	3.4%
여성(%)		26.3%	34.8%	27.4%	34.2%	25.4%	35.5%
혼인(%)		73.7%	76.1%	73.8%	77.0%	73.8%	75.1%
가구원 수		3.2	3.2	3.1	3.1	3.3	3.2
세후 연	평균	3,227	2,797	3,225	2,797	3,232	2,902
근로소득		(2,324)	(1,602)	(2,317)	(1,602)	(2,332)	(1,660)
(만원)	1분위	1,566	1,650	1,538	1,650	1,581	1,699
	중위수	2,580	2,548	2,614	2,548	2,548	2,614
	3분위	4,291	3,633	4,223	3,633	4,452	3,795
시간당	평균	1.4	1.2	1.3	1.2	1.4	1.3
임금		(1.0)	(0.7)	(1.0)	(0.7)	(1.0)	(0.8)
(만원)	1분위	0.7	0.7	0.6	0.7	0.7	0.7
	중위수	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1
	3분위	1.7	1.6	1.8	1.6	1.7	1.7
순자산	평균	21,004	18,581	20,459	18,967	21,476	18,150
(만원)		(26,430)	(23,284)	(25,672)	(23,972)	(27,114)	(22,492)
	1분위	4,285	4,052	5,027	4,000	3,575	4,096
	중위수	12,856	11,436	13,314	11,902	12,650	10,662
	3분위	27,370	25,050	26,101	26,140	28,318	23,821
非부동산	평균	-3,323	-1,551	-4,044	-1,965	-2,679	-1,082
순자산		(8,724)	(7,870)	(8,852)	(7,596)	(8,564)	(8,147)
(만원)	1분위	-5,693	-4,138	-6,410	-4,776	-5,210	-3,267
	중위수	-682	0	-1,053	0	-533	0
	3분위	1,009	1,805	835	1,600	1,075	2,048
주간 근로시간(시간)		48.2	46.4	48.5	46.4	47.9	45.7
		(16.1)	(13.0)	(16.6)	(13.0)	(15.5)	(11.8)
비상용 임금근로자		9.4%	23.6%	7.2%	24.8%	11.5%	22.1%

주: 1) ( )내는 표준편차를 나타냄

나. 기초통계 분석

그림 V-1은 처치집단과 통제집단의 근로소득 및 非부동산 순자산의 시간의 흐름에 따른 평균적인 변화를 나타내고 있다. 그림의 각 패널에서 제시된 값은 폐업 직전 시점 $k=-1$을 기준으로 한 변화분을 보여준다($\Delta X_m^j = X_m^j - X_m^{k=-1}$). 본 그림은 개인 고정효과 및 기타 통제변수를 반영하지 않은 기술통계라는 점에서 해석에 주의가 필요하다. 앞선 요약통계에서 볼 수 있듯이 처치집단과 대조집단 간에 인구·사회학적 특성에 있어 상당한 차이가 존재한다. 특히 우리나라 근로자들의 평균 근로소득이 50세를 전후로 나이가 들면서 빠르게 하락 전환한다는 경향성을 감안할 때 단순 통계분석의 결과 나타나는 시간의 흐름에 따른 변화가 폐업에 주로 기인하기보다는 여타 생애주기상의 요인으로 인해 발생하였을 잠재적 위험을 완전히 배제하기 어렵다. 그럼에도 불구하고, 이후 제시되는 회귀분석 결과가 질적으로 동일한 방향성을 보여준다는 점은, 본 그림에서 관찰된 패턴이 단순한 표본 구성상의 차이로 인해 발생한 것이 아님을 뒷받침한다. 본 그림을 통해 다음과 같은 세 가지 주요한 특징을 확인할 수 있다.

첫째, 패널 (a)-(c)는 자영업 폐업 직후 근로소득의 조정이 크게 발생하지만 이는 일시적인 성격을 띠며, 이러한 변화의 주요 원인은 근로시간보다는 시간당 임금의 변화에 주로 기인함을 보여준다. 패널 (a)는 자영업을 지속하는 개인의 평균 근로소득은 시간이 흐르면서 비교적 완만하고 안정적으로 변화하는 모습을 보이는 반면, 자영업 이탈 개인의 경우 폐업 직후 평균적으로 상당한 수준의 소득 하락을 경험하고 있음을 보여준다. 이를 시간당 임금(패널 (b))과 주간 근로시간(패널 (c))으로 분해해 보면, 자영업을 지속하는 통제집단의 경우 근로시간은 점진적으로 감소하지만 시간당 임금이 더 빠르게 상승하면서 전체 근로소득은 완만하게 증가하는 흐름을 보이다가 $k=4$ 시점부터 소폭 감소하였다. 반면 처치집단의 경우 패널 (b)에서 볼 수 있듯이 폐업 직후 시간당 임금이 급격히 하락하며, 이러한 시간당 임금의 감소는 패널 (a)에서 볼 수 있듯이 근로 소득의 감소로 이어졌다. 이후 임금은 빠르게 회복되는 모습을 보였으며, 패널 (c)에서 확인할 수 있듯이 근로시간 감소는 통제집단에 비해 상대적으로 더디게 이루어지는 것으로 나타났다. 그 결과 이탈 6년 후에는 평균 근로소득이 $k=-1$ 시점 대비 약 11% 높은 수준까지 회복되었다.

둘째, 패널 (d)-(f)는 자영업 폐업 후 非부동산 순자산의 조정이 금융자산의 감소보다는 가계부채의 지속적 증가에 의해 주로 기인하고 있음을 보여준다. 패널 (d)는 이탈 이후 처치집단의 非부동산 순자산 경로가 통제집단과 뚜렷하게 다른 양상임을 나타낸다. 이러한 차이는 주로 총부채의 변화로 인해 발생한다. 패널 (f)에 따르면 금융자산은 $k=-1$ 시점 직후 일시적인 변동을 보였으나, 이후에는 두 집단의 자산 경로가 거의 비슷한 움직임을 보였다. 반면 패널 (e)는 처치집단의 총부채가 이탈 직후 급격히 증가하고 이후에도 높은 수준을 유지함을 확인시켜 준다. 이러한 부채의 지속적 증가는 패널 (d)에서 나타나는 非부동산 순자산의 감소 및 회복 지연을 초래하며, 이는 폐업 후 대차대조

표 조정이 자산 처분보다는 차입 확대에 의해 이루어지고 있음을 시사한다. 즉 앞선 결과를 함께 감안하면 폐업에 따른 즉각적인 손실은 부채 증가로 이어지는 가운데, 폐업 후 시간이 흐르면서 근로소득이 점차 회복되는 모습을 보이지만 이에 따라 부채가 함께 즉각적으로 줄어들지 않고 점진적으로 조정되는 양상을 보였다.

셋째, 처치집단과 통제집단 간 근로소득 및 非부동산 순자산 격차는 폐업 이전까지는 상당히 비슷한 흐름을 보였다. $k=-1$ 시점 이전까지는 두 집단간 변화의 경로가 거의 평행하게 움직이면서 시각적으로 뚜렷한 추세 차이가 관찰되지 않았다. 이는 이들 집단간 체계적인 이질적인 사전 추세(pre-trend)의 부재를 시사한다. 즉, 표 V-1에서 확인된 수준 차이와는 다르게, 폐업 이전 기간까지의 변화율은 양 집단간에 거의 구분되지 않는 수준임을 확인할 수 있다. 반면 자영업 폐업 이후에는 두 집단 간 뚜렷한 분기(divergence)가 나타났다. 이는 관측된 폐업 후 차이가 자영업 이탈 자체에 주로 기인하였음을 시사하며, event-study 설계에서의 평행추세(pararell trend) 가정의 타당성을 뒷받침한다.

그림 V-2 및 V-3은 전체 표본을 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분하여 하위 그룹별 자영업 폐업 전·후로 시간의 흐름에 따른 근로소득 및 자산의 동학을 비교 제시하고 있다. 이를 통해 다음과 같은 세 가지 두드러진 특성을 확인할 수 있었다. 첫째, 高-제조업 지역에서는 이탈 직후 소득 감소 폭이 상대적으로 더 크지만, 회복 속도 또한 빠르게 나타났다. 이는 제조업 기반 지역의 노동시장이 상대적으로 임금 구조가 뚜렷하고, 부문 간 이동 시 초기 임금 조정이 크게 발생하지만 이후 재배치가 비교적 원활하게 이루어질 가능성을 시사한다. 반면 低-제조업 지역에서는 소득 감소 폭은 상대적으로 완만하지만 회복 속도는 상대적으로 느린 경향을 보였다. 둘째, 非부동산 순자산의 경우 高-제조업 지역에서는 부채의 확대를 중심으로 순자산의 조정이 이루어지는 가운데 늘어난 부채가 시간이 흐르더라도 크게 줄어들지 않는 반면 低-제조업 지역의 경우 부채의 역할이 제한적인 것으로 나타났다. 이는 지역 산업 구조, 사업 규모 차이 등이 자산 조정 메커니즘에 영향을 미칠 가능성을 시사한다. 셋째, 사전 추세는 두 지역 모두에서 대체적으로 평행한 가운데 이탈 이후에는 집단 간 격차가 확대되는 양상을 보임을 감안할 때, 지역별 분석에서도 식별 전략의 기본 가정이 여전히 유효함을 시사한다.

한편 표 Ⅴ-4는 $t-1$기에서 t기로의 경력 선택 경로에 따라 구분한 각 집단의 전환 직전($t-1$기) 경제적 특성을 정리하였다. 이 표는 현재 커리어의 유지 혹은 전환이 무작위적으로 이루어지기보다는 전환 이전의 경제적 성과와 밀접하게 연관되어 있음을 보여준다. 먼저 자영업 부문을 보면, 자영업을 지속하는 집단(자영업→자영업)은 전환 직전 평균 연 근로소득과 총 순자산 수준이 자영업에서 임금근로로 전환한 집단보다 뚜렷하게 높았다. 자영업에서 실업 또는 비경제활동으로 이탈한 집단 역시 소득 수준이 더 낮게 나타났다. 이는 자영업 내에서의 지속 여부가 사전 성과와 높은 상관성이 있음을 시사한다. 즉, 상대적으로 높은 소득과 자산을 유지하고 있는 자영업자는 자영업 부문에 계속 머무르는 경향이 강한 반면, 성과가 낮은 집단일수록 커리어 전환 선택 가능성이 높았다.

임금근로 부문에서도 유사한 패턴이 나타났다. 임금근로를 지속하는 집단(임금근로→임

금근로)은 전환 직전 소득과 순자산이 임금근로에서 자영업으로 이동하거나 실업으로 전환을 선택한 집단보다 전반적으로 높게 나타났다. 이는 임금근로 부문에서도 커리어 전환이 선택적으로 발생하는 경향이 있음을 보여준다. 한편, 자영업 폐업 직후 다시 자영업에 재진입한 집단은 전환 직전 소득 수준이 자영업 지속 집단보다 오히려 더 높으며, 자산 수준 또한 여타 전환 집단보다 높았다. 이는 반복 진입자가 단순히 실패 후 퇴출되는 집단이라기보다는, 일정 수준 이상의 경제적 기반을 유지한 상태에서 전략적으로 재도전을 선택하는 집단일 가능성을 시사한다.

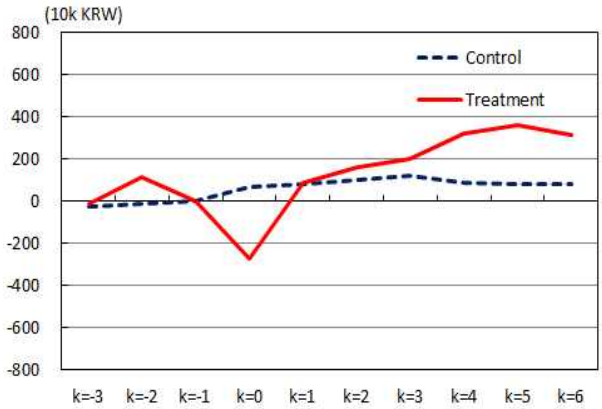
종합하면, 표 Ⅴ-4는 커리어 전환이 평균적으로 성과가 상대적으로 낮은 집단을 중심으로 보다 빈번하게 발생하며, 특히 자영업 반복진입자는 여타 전환 집단과는 구분되는 특성을 가지고 있다는 것을 보여준다. 이는 현실에서 관측되는 자영업 이탈 및 재진입 결정중 상당 부분은 무작위적 충격에 의해 기인하기보다는, 개인의 사전적 경제적 성과와 밀접하게 연관성을 가지며 선택적으로 이루어지는 과정임을 시사한다. 이러한 특성은 이후 실증분석 결과를 통해 제시되는 동태적 조정 과정을 해석하는 데 있어 중요한 가이드라인을 제공한다.

<표 Ⅴ-4> t-1기와 t기 사이의 경력 선택에 따라 구분한 전환 직전 소득 및 자산

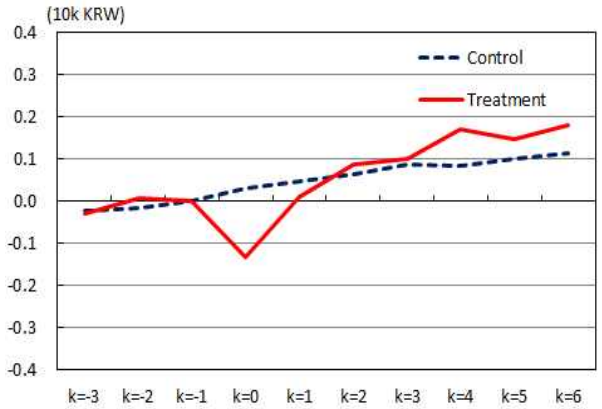
*t-1*기 → *t*기	연령	연 근로 소득	총 순자산	非부동산 순자산	금융 자산	총부채	연 가구 소비
자영업→자영업	53.8	3,634	28,364	-2,145	3,475	5,416	3,189
자영업→임금근로	49.1	2,808	20,805	-2,746	2,677	5,165	2,996
자영업→실업 or 비경활	55.4	2,253	26,915	-2,243	3,114	5,275	2,881
자영업 반복진입	49.6	3,954	23,769	-3,179	3,649	6,160	3,339
임금근로→임금근로	47.6	3,181	22,818	-944	3,519	4,154	3,161
임금근로→자영업	46.4	2,894	20,598	-1,816	2,721	4,300	3,003
임금근로→실업 or 비경활	52.5	1,995	20,704	-618	2,962	3,366	2,688

주: 1) 표에 제시된 값은 *t-1*기와 *t*기 사이의 경력 선택 경로에 따라 구분된 각 집단의 *t-1*기 평균 연령, 연 근로소득, 가구 자산, 가구 부채 및 가구 소비을 나타냄

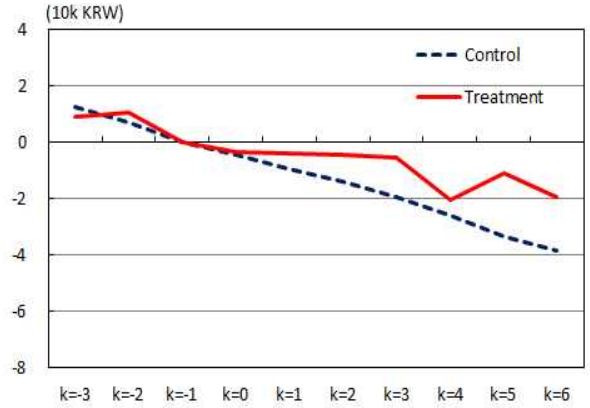
<그림 V-1> 폐업 전후 평균적인 경제적 성과 변동 추이: 전체



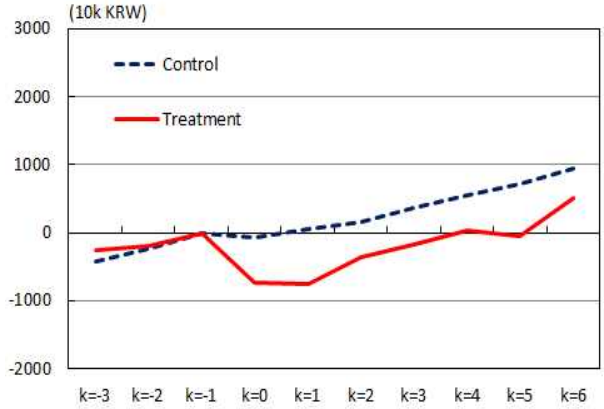
(a) 근로소득



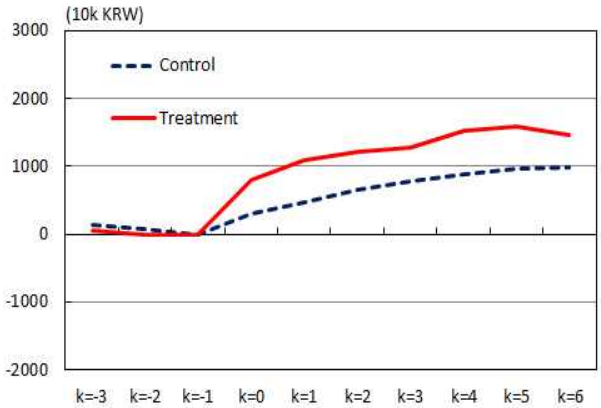
(b) 시간당 임금



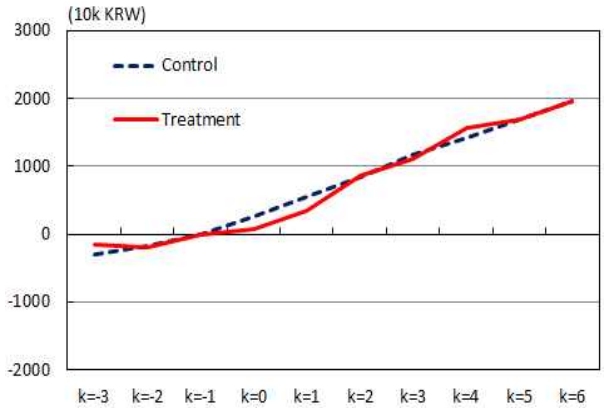
(c) 주간 근로시간



(d) 非부동산 순자산



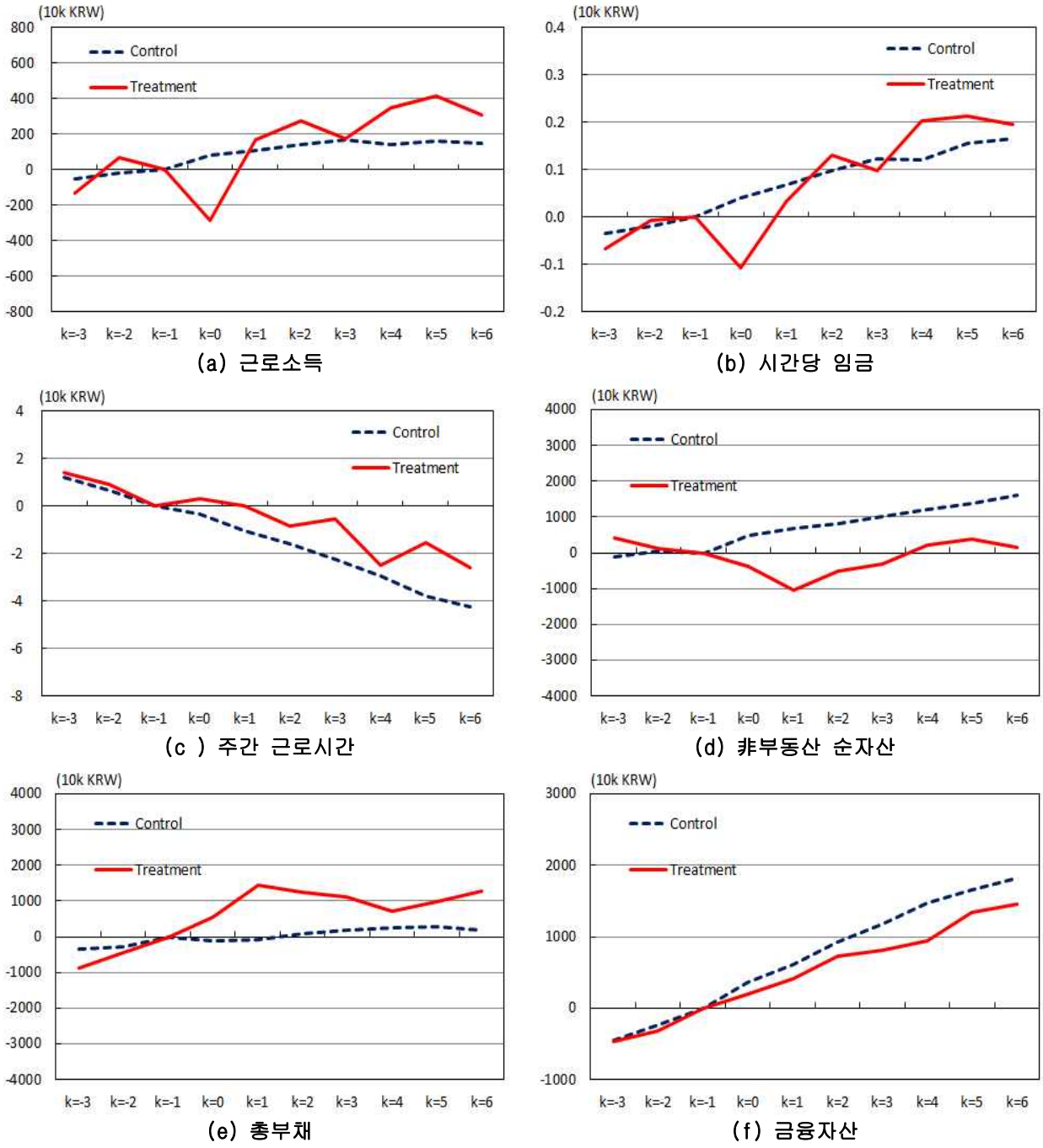
(e) 총부채



(f) 금융자산

주: 1) 그림내 수치는 k=-1 시점대비 편차를 나타냄

<그림 Ⅴ-2> 폐업 전후 평균적인 경제적 성과 변동 추이: 高 제조업



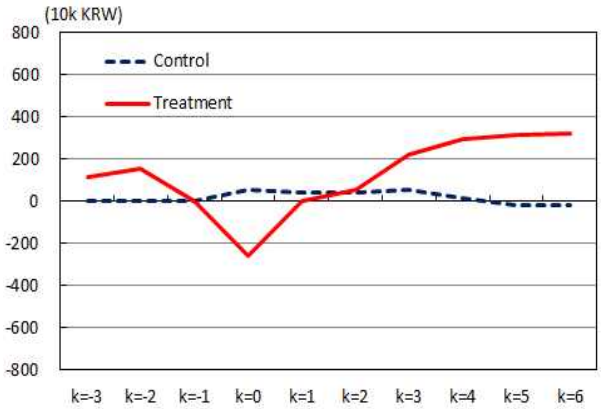
(a) 근로소득 (b) 시간당 임금

(c) 주간 근로시간 (d) 非부동산 순자산

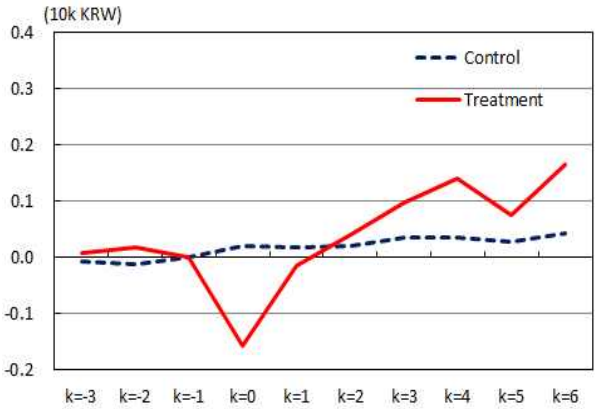
(e) 총부채 (f) 금융자산

주: 1) 그림내 수치는 k=-1 시점대비 편차를 나타냄

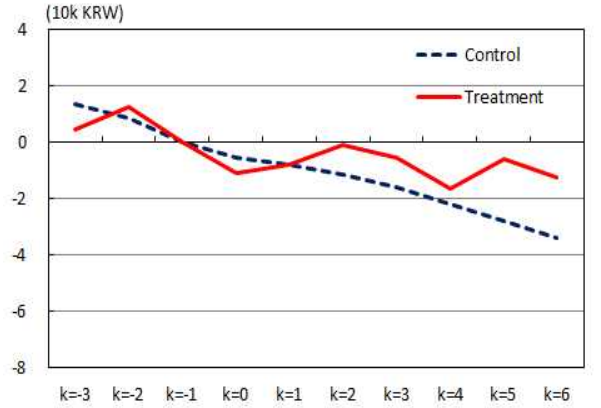
<그림 Ⅴ-3> 폐업 전후 평균적인 경제적 성과 변동 추이: 低 제조업



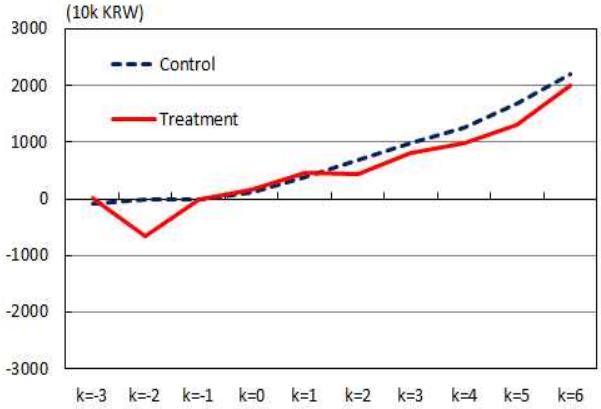
(a) 근로소득



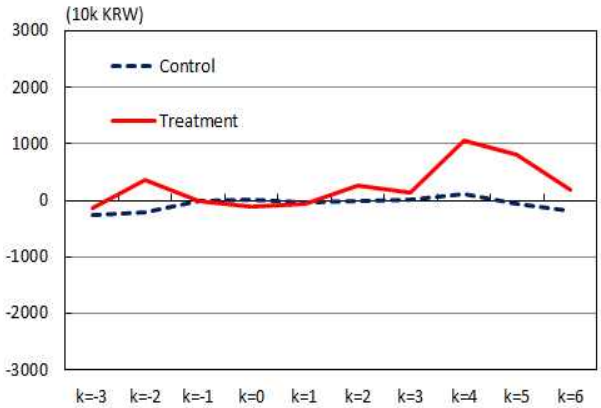
(b) 시간당 임금



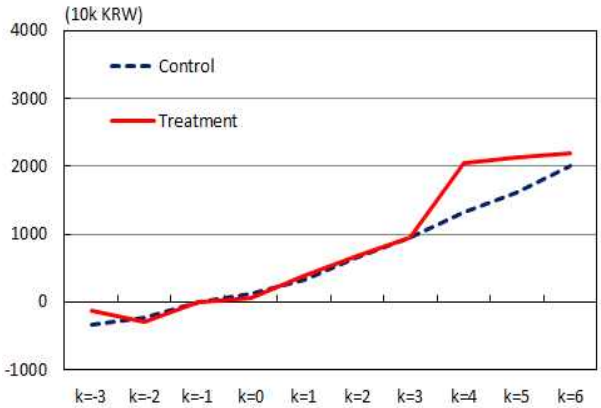
(c) 주간 근로시간



(d) 非부동산 순자산



(e) 총부채



(f) 금융자산

주: 1) 그림내 수치는 k=-1 시점대비 편차를 나타냄

Ⅵ. 회귀분석 결과

본 절에서는 자영업 폐업 전후로 개인의 非부동산 순자산(non-housing wealth)과 연간 근로소득(annual labor income)이 어떻게 변하는지에 대한 추정 결과를 제시하였다. 특히 event-study 더미 변수 D_{iat}^{k}의 회귀계수 추정치의 부호 및 경제적 함의를 중심으로 논의를 진행하였으며 소득 및 非부동산 순자산 각각에 대해 전체 표본을 사용한 분석 결과를 먼저 제시하고 뒤이어 高-제조업 및 低-제조업 그룹별 분석 결과에 대해 논의하였다.[6)]

1. 근로소득 변화: 전체 표본

표 Ⅵ-1의 열 1은 종속변수로 연간 근로소득을 사용하고 식 (10)에 기반한 event-study 추정 결과를 제시하고 있으며, 그림 Ⅵ-1의 패널 (a)는 이러한 회귀분석 결과 도출한 회귀계수 추정치를 자영업 폐업 1년전($k=-1$) 시점에 관측된 처치군에 속하는 개인들의 연 근로소득 평균으로 정규화하여 제시하였다. 이러한 정규화는 절대적 금액 변화보다 자영업 이탈에 따른 경제적 효과의 크기를 보다 직관적으로 해석하는 것이 용이하다는 장점을 가진다. 추정 결과는 다음과 같은 네 가지 핵심적인 시사점을 제시한다.

첫째, 기존 연구에서 처럼 자영업을 떠난 개인들은 폐업 직후 근로소득이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다(Bruce & Schuetze, 2004; Faillaetal., 2017; Kaiser & Malchow- Moller, 2011). D_{iat}^{0}의 추정계수는 자영업을 유지한 개인들(대조군)에 비해, 자영업을 이탈한 개인들의 연 근로소득이 457만원 적은 것으로 나타났다. 폐업직전 평균 연 근로소득이 2,878만 원임을 감안할 때 이는 약 15.9%의 소득 감소를 경험하는 것으로 해석할 수 있다. 둘째, 이러한 소득 감소는 단기적인 충격에 그치지 않고 상당 기간 지속되는 것으로 나타난다. 예를 들어 D_{iat}^{2}에 대한 회귀계수 추정치를 보면 자영업 이탈 2년 이후에도 여전히 근로소득이 이탈직전 대비 약 8.3% 낮았으며(△238만원) 이러한 결과는 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 한편 추정치가 통계적으로 유의하지는 않았지만, 폐업 이후 5~6년의 시간이 흐른 뒤에도 여전히 폐업직전 대비 약 6.4~6.8% 수준의 소득 격차(196만 원 및 185만 원)가 지속적으로 남아 있는 것으로 나타난다. 이는 자영업 이탈에 따른 소득 손실은 일시적이기보다는 장기적 임금 패널티로 이어질 가능성이 있음을 시사한다.

셋째, 자영업 폐업 전 근로소득이 선제적으로 감소하는 패턴이 나타나지 않는 것으로

6) 자영업 성과는 경기변동에 민감하게 반응하는데, 본 연구의 분석기간(2007-2023년)은 글로벌 금융위기 및 COVID-19 팬데믹을 모두 포함하고 있다 이에 따라 분석 결과에 대한 강건성을 보이기 위해 자산가격과 근로소득 변동성이 비정상적으로 확대된 거시적 충격 시기를 제외한 하위 표본을 사용하여 회귀계수 추정치에 어떠한 변화가 있는지를 점검하였다. 분석결과 전체 표본에서의 추정치와 정성적 및 정량적 측면에서 모두 유사한 것으로 나타나 본 연구의 결과가 특정 경기국면에 의해 나타난 착시현상이 아닌 것으로 나타났다. 이에 대한 구체적인 분석 결과는 요청 시 제공할 수 있다.

나타났다. 만약 폐업이 체계적으로 사업 성과 악화를 경험한 자영업자를 중심으로 발생한다면, 폐업 이후 소득 감소는 폐업에 따른 효과이기보다 여타 요인들로 인해 기인한 기존의 지속적인 생산성 하락 추세를 반영하는 결과일 수 있다. 그러나 본 연구의 추정 결과는 이러한 우려가 통계적으로 지지되지 않는 것으로 나타났다. 폐업 3년 전과 2년 전을 나타내는 D_{iat}^{-3} 및 D_{iat}^{-2} 변수에 대한 회귀계수 추정치는 음의 값을 가지지만 그 절대적 크기가 작고 통계적으로도 유의하지 않았다. 이는 자영업 폐업 이전에 유의미한 소득 감소 추세가 나타나지 않음을 시사하며, 폐업 후 관측되는 소득 하락이 폐업에 수반된 변화일 가능성을 뒷받침한다.[7] 넷째, 자영업 폐업 이후의 소득 감소는 노동시장 이탈에 따른 표본선택(sample selection)에 따른 효과로 설명되기 어렵다. 폐업 이후 처치집단의 노동시장 참여율과 고용률은 각각 93.8%와 93.5%로 매우 높은 수준을 유지하였다. 이는 자영업 이탈 이후의 소득 감소가 폐업 이전에 소득이 높았던 개인들을 중심으로 폐업 후 노동시장을 이탈함에 따라 발생하기보다는 노동시장에 계속 참여하고 있지만 폐업 이후 소득이 하락함에 따라 나타났음을 시사한다.

(조정 메커니즘 분석) 자영업 폐업 이후 근로소득 감소의 구체적 메커니즘을 살펴보기 위해, 표 Ⅵ-1의 열 2와 열 3은 각각 시간당 임금과 주당 노동시간을 종속변수로 설정하여 동일한 event-study 분석을 수행하였다. 또한 열 4는 가구 총소득을 종속변수로 사용하여, 자영업 이탈 이후 가구 단위에서 발생하는 조정 과정을 추가적으로 분석하였다. 그림 Ⅵ-1의 패널 (b), (c), (d)는 시간당 임금, 주간 노동시간, 가구 총소득을 종속변수로 설정하여 도출한 회귀계수 추정치를 각각의 $k=-1$ 시점에서의 시간당 임금, 노동시간 및 가구 총소득으로 정규화하여 제시하였다.

분석 결과 자영업 폐업에 따른 근로소득 감소는 노동시간 감소보다는 주로 시간당 임금 하락에 기인하는 것으로 판단된다. 열 2를 보면, 폐업 직전 시간당 임금은 평균 1만 2,300원 수준이었으나 폐업 직후($k=0$)에는 약 16.4% 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 더욱이 이러한 임금 격차는 폐업 후 상당한 시간이 흐르더라도 완전하게 회복되지 않았다. 자영업 이탈 후 6년($k=6$)이 지난 시점에도 시간당 임금은 여전히 약 1,100원 낮아(폐업 직전 대비 약 △9.2% 낮은 수준) 시간이 흐르더라도 폐업에 따른 부정적인 효과가 완전히 사라지지 않았다. 이러한 시간당 임금의 하락은 자영업 이탈자 중 상당수가 상대적으로 저임금의 비정규직 또는 임시직 일자리로 재취업함에 따라 발생하는 것으로 판단된다. 본 연구의 표본에서 자영업 폐업 이후 기간동안의 근로자들의 종사상 지위를 살펴보면 폐업 직후 약 25.1%의 개인이 임시직 일자리를 가지고 있으며, 이들의 시간당 임금은 $k=-1$ 시점 대비 약 28% 낮은 것으로 나타났다. 시간이 흐르면서 일부 개인이 더 나은 일자리로 이동함에 따라 임시직 비중은 폐업 6년 후 18.6%까지 감소하지만, 평균적인 임금은 여전히 $k=-1$ 시점 대비 약 12% 낮은

7) 공통추세 가정의 타당성을 확인하기 위해 D_{iat}^{-3}과 D_{iat}^{-2}의 회귀계수 추정치에 대한 결합 F-검정을 수행한 결과 두 계수가 동시에 0이라는 귀무가설은 기각되지 않았다(p-value = 0.3985).

것으로 나타났다. 한편 지속적으로 낮은 시간당 임금 중 일부는 자영업 부문에서 축적된 부문특수적 능력이나 경험이 임금근로 부문으로 완전히 이전되지 못함으로써 발생하는 생산성 차이를 반영하고 있는 것으로 판단된다(Hincapie, 2020; Dillon, 2017; Farina et al., 2021).

반면 표Ⅵ-1의 열 3을 보면, 주당 노동시간은 폐업 이후 큰 폭으로 조정되지 않는 것으로 나타났다. 폐업 직전 처치집단의 평균 노동시간은 47.8시간이었으며, 폐업 직후에도 노동시간은 거의 변하지 않은(0.64시간 증가) 가운데 이후에도 최대 2.4시간 정도만 증가하는데 그쳤다. 이는 자영업 이탈 이후 나타나는 근로소득의 감소는 근로시간의 변화보다는 주로 임금 하락에 의해 발생하였음을 시사한다. 추가적으로 연간 근로일수를 분석해본 결과, 폐업 직후에는 직업 전환 과정에서의 마찰적 실업으로 인해 근로일수가 일시적으로 약 6% 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 단기적 노동공급 감소를 감안하더라도, 폐업 이후의 실질 임금은 회복되지 않거나 매우 점진적으로만 회복되는 것으로 나타났다. 이는 초기 소득 감소에 마찰적 요인이 작용하고 있더라도, 장기적인 소득 격차 발생의 핵심적인 원인은 지속적인 임금 손실임을 시사한다.

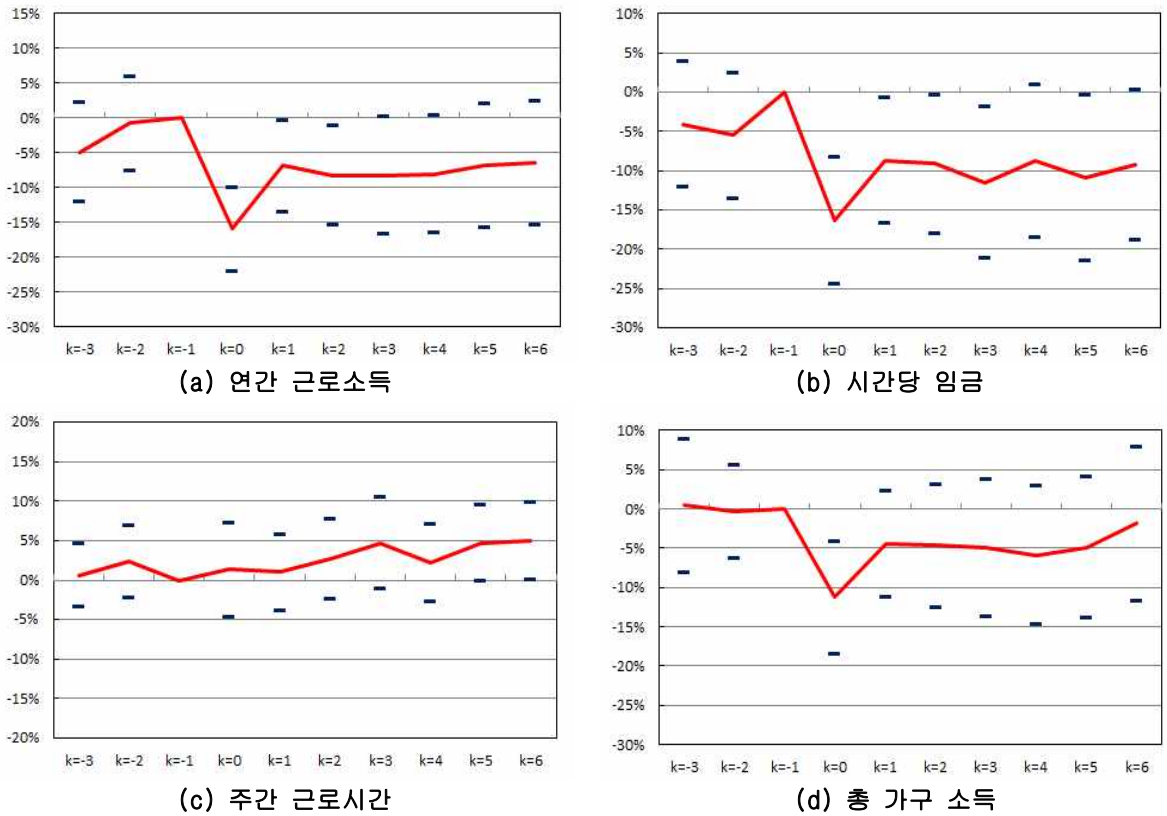
표 Ⅵ-1의 열 4는 자영업 폐업 이후 처치집단의 개인들이 속한 가구의 총 가구소득이 폐업 직후 유의하게 감소하지만 이후 시간이 흐르면서 점진적으로 회복하는 흐름이 나타나고 있음을 보여준다. 폐업 직후 총 가구소득은 $k=-1$ 시점대비 약 11.3% 하락하지만 이러한 부정적 효과는 시간이 흐르면서 점차 완화되어, 폐업 6년 후에는 폐업 이전 대비 약 1.9% 낮은 수준까지 회복되는 것으로 나타났다. 가구소득 감소의 초기 충격이 주로 가구주 본인의 소득 감소를 반영하며, 시간이 흐르면서 가구주 소득의 일부가 회복되고 사회보장소득 및 이전소득이 증가하는 양상이 나타났다. 또한 추가적인 분석결과 폐업 이후 배우자의 노동시장 참여 확률이 평균적으로 약 4%p 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 가구 내 조정 메커니즘은 자영업 폐업 이후 총 가구소득의 회복을 가능하게 하며, 이에 따라 장기적인 가구 단위 평균 소득의 하락은 제한적인 것으로 판단된다.

<표 VI-1> 근로소득에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 전체

	근로소득	시간당 임금	근로시간	가구 소득
D_{iat}^{-3}	-140.1	-0.050	0.302	17.4
	(103.7)	(0.051)	(0.979)	(184.5)
D_{iat}^{-2}	-22.3	-0.068	1.164	-16.1
	(100.5)	(0.050)	(1.124)	(129.9)
D_{iat}^{0}	-457.3***	-0.202***	0.641	-483.9***
	(88.3)	(0.051)	(1.460)	(156.4)
D_{iat}^{1}	-197.3**	-0.107**	0.482	-191.3
	(97.4)	(0.051)	(1.177)	(149.7)
D_{iat}^{2}	-237.8**	-0.113**	1.298	-162.9
	(104.7)	(0.055)	(1.221)	(171.9)
D_{iat}^{3}	-235.9*	-0.142**	2.256	-230.1
	(124.2)	(0.061)	(1.411)	(192.2)
D_{iat}^{4}	-230.5*	-0.108*	1.097	-252.0
	(124.7)	(0.061)	(1.202)	(192.8)
D_{iat}^{5}	-195.5	-0.134**	2.258*	-147.6
	(130.8)	(0.066)	(1.170)	(197.2)
D_{iat}^{6}	-184.7	-0.114*	2.385**	-81.5
	(130.3)	(0.060)	(1.209)	(216.2)
R^2	0.790	0.751	0.649	0.708
# of Obs.	58,956	58,662	58,956	54,048

주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

<그림 Ⅵ-1> 근로소득에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 전체



(a) 연간 근로소득 (b) 시간당 임금

(c) 주간 근로시간 (d) 총 가구 소득

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업이 연간 근로소득, 시간당 임금, 주간 근로시간 및 총 가구 소득에 미치는 영향에 대한 event-study 추정 결과를 나타냄
2) 빨간색 실선은 <표 Ⅵ-1>의 열 1, 2, 3 및 4의 회귀계수 추정치를 폐업 직전 시점(k=-1)의 평균 총 순자산으로 정규화한 값을 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

2. 근로소득 변화: 지역별 하위그룹

표 Ⅵ-2의 패널 1 및 2는 각각 전체 표본을 지역의 제조업 비중에 따라 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분하여, 자영업 폐업 이후 근로소득의 변화가 지역별로 어떻게 달라지는지를 event-study 분석을 통해 제시하고 있다. 각 패널의 열 1은 연간 근로소득을 종속변수로 사용하였으며, 열 2와 열 3은 각각 시간당 임금과 주당 근로시간을 종속변수로 설정하여 폐업 이후 소득 변화를 가져오는 요인을 분해하여 제시하였다. 그림 Ⅵ-2는 표 Ⅵ-2의 회귀계수 추정치를 $k=-1$ 시점에 측정된 해당 종속 변수에 대해 처치집단에 속한 개인들의 평균 값으로 조정해준 결과를 나타낸다.

분석 결과, 자영업 폐업 직후에는 지역 내 산업분포와 무관하게 모두 상당한 수준의 근로소득 감소를 경험하며 이후 점차 회복되는 공통적 패턴이 나타난다. 특히 폐업 직후 시점에서 근로소득은 高-제조업 지역과 低-제조업 지역 모두 통계적으로 유의하게 감소

하였으며, 이는 자영업 폐업 후 뚜렷한 소득 변화가 동반됨을 재차 확인해준다. 하지만 소득 감소의 정도 및 이후 회복 경로는 두 집단 간에 상당한 차이를 보였다. 패널 1의 열 1 및 패널 (a)를 보면 高-제조업 지역의 경우 폐업 직후 근로소득 감소 폭이 低-제조업 지역에 비해 더 크게 나타났지만 이는 폐업 과정에서 $k=-1$ 시점의 소득이 일시적으로 증가한 것에 주로 기인하며 $k=-3$ 및 $k=-2$ 시점을 기준으로 보면 폐업 후 6년이 지난 시점에서의 소득은 대체적으로 폐업 전과 비슷한 수준으로 회복하는 모습을 보였다. 반면 低-제조업 지역에서도 폐업 직후 상당한 수준의 근로소득 감소(△13.0%, 457만원)를 보였지만, 이후 회복 속도는 高-제조업 지역에 비해 상대적으로 완만한 것으로 나타났다. 즉, 초기 하락 폭 자체는 더 작았으나 더디게 회복되면서, 6년차에는 $k=-1$ 시점 대비 3.6% 낮은 수준을 나타내, 전반적인 소득 회복은 高-제조업 지역보다 더디게 진행되는 모습을 보였다.

(조정 메커니즘 분석) 이러한 지역 간 차이를 시간당 임금과 근로시간으로 분해해 살펴보면, 高-제조업 지역에서 나타나는 소득 손실의 핵심 메커니즘이 보다 명확하게 드러난다. 패널 1의 열 2 및 패널 (b)를 보면 高-제조업 지역에서는 폐업 직후 시간당 임금이 폐업 직전($k=-1$ 시점)에 비해 크게 하락하여 21.7% 낮은 수준을 보였으나, 이후 빠르게 회복하면서 1년 차에는 폐업 직전에 비해 10.7% 낮은 수준까지 회복하였다. 이후 $k=6$ 시점까지 소폭의 등락만을 보이며 큰 변화가 없었는데 이는 $k=-3$ 및 $k=-2$ 시점의 시간당 임금 수준을 소폭 하회하는 수준에 근접한 것이다. 따라서 폐업 직전의 일시적 조정에 따른 효과를 배제할 경우, 폐업 전 시간당 임금 수준을 상당 부분 회복한 것으로 판단된다. 한편 高-제조업 지역의 폐업자들은 폐업에 따른 시간당 임금 하락에 대응하여 근로시간을 유의하게 증가시키는 모습을 보였다. 표의 패널 1의 열 3 및 그림의 패널 (c)를 보면 폐업 후 주당 평균 근로시간은 3~5시간 수준으로 증가하며, 대부분의 시점에서 이러한 변화가 통계적으로 유의하였다. 이를 종합해보면 高-제조업 지역의 자영업 이탈자들은 폐업 후 시간이 흐르면서 폐업에 따른 시간당 임금의 하락 중 상당 부분이 회복되지만 여전히 폐업 전보다 낮은 수준을 보였으며 이에 따라 발생하는 근로소득의 감소를 보완하기 위해 노동공급을 늘리는 형태의 조정이 이루어지는 것으로 나타났다.

반면 低-제조업 지역의 경우, 폐업 후 근로소득과 시간당 임금의 하락이 관측된다는 점에서는 高-제조업 지역에서 나타나는 현상과 유사하지만, 소득 회복의 속도는 상대적으로 더 완만하다는 특징이 확인된다. 패널 2의 열 1 및 패널 (d)를 보면 폐업 직후 근로소득은 유의하게 감소하여 $k=-1$ 시점 대비 13.0% 낮은 수준을 기록하였다. 그러나 이후 기간에서는 소득 격차가 점진적으로 축소되면서, 폐업 후 6년이 지난 시점에도 폐업 직전 대비 약 3.6% 낮은 수준에 머물러 高-제조업 지역보다 회복이 더디게 이루어지는 모습을 보였다. 이러한 결과는 제조업 비중이 낮은 지역에서도 자영업 폐업 이후 장기적으로 완전한 소득 회복이 이루어지지 않을 뿐 아니라, 소득 조정의 속도 또한 高-제조업 지역에 비해 더 완만할 수 있음을 시사한다.

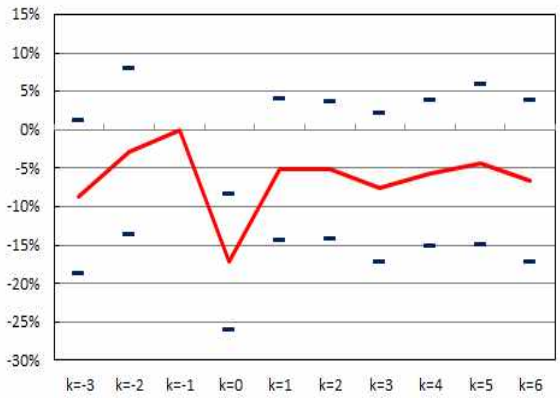
시간당 임금의 조정 역시 소득과 유사한 패턴을 보였다. 패널 2의 열 2 및 패널 (e)에 따르면 低-제조업 지역에서도 폐업 직후 시간당 임금이 유의하게 감소(△8.4%)하지만, 그 하락폭은 高-제조업 지역보다 작으며 시간이 흐르면서 부분적으로 회복되는 모습이 나타났다. 한편 근로시간 조정의 측면에서는 두 집단 간 차이가 보다 뚜렷하게 나타났다. 高-제조업 지역에서는 폐업 이후 시간당 임금 하락을 보완하기 위해 근로시간이 유의하게 증가하는 양상이 확인된 반면, 低-제조업 지역에서는 근로시간 변화가 전반적으로 크지 않으며 일관된 증가 패턴도 뚜렷하게 나타나지 않는다. 열 3의 추정치를 보면 일부 시점에서 근로시간이 소폭 증가하기는 하지만, 그 규모는 제한적이며 高-제조업 지역에서처럼 지속적인 노동공급 확대를 통해 소득 감소를 상쇄하려는 조정 메커니즘은 거의 발생하지 않는 것으로 판단된다. 결국 低-제조업 지역에서는 시간당 임금 하락폭이 상대적으로 작음에도 불구하고, 근로시간 증가를 통한 보완이 충분히 이루어지지 않기 때문에 연간 근로소득의 회복이 高-제조업 지역보다 더디게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

<표 VI-2> 근로소득에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 지역 그룹

	패널1: 高-제조업			패널2: 低 제조업		
	근로소득	시간당 임금	근로시간	근로소득	시간당 임금	근로시간
D_{iat}^{-3}	-246.0	-0.103	0.855	-140.1	-0.050	0.302
	(150.3)	(0.065)	(1.433)	(103.7)	(0.051)	(0.979)
D_{iat}^{-2}	-78.9	-0.117*	2.343	-22.3	-0.068	1.164
	(155.6)	(0.067)	(1.724)	(100.5)	(0.050)	(1.124)
D_{iat}^{0}	-482.5***	-0.256***	3.886*	-457.3***	-0.202***	0.641
	(126.0)	(0.070)	(2.193)	(88.3)	(0.051)	(1.460)
D_{iat}^{1}	-144.6	-0.126*	2.293	-197.3**	-0.107**	0.482
	(131.5)	(0.066)	(1.719)	(97.4)	(0.051)	(1.177)
D_{iat}^{2}	-146.3	-0.101	2.784	-237.8**	-0.113**	1.298
	(127.6)	(0.067)	(1.813)	(104.7)	(0.055)	(1.221)
D_{iat}^{3}	-210.1	-0.164**	4.453**	-235.9*	-0.142**	2.256
	(137.7)	(0.081)	(2.190)	(124.2)	(0.061)	(1.411)
D_{iat}^{4}	-158.5	-0.115	3.463**	-230.5*	-0.108*	1.097
	(135.6)	(0.078)	(1.754)	(124.7)	(0.061)	(1.202)
D_{iat}^{5}	-125.3	-0.119	3.594**	-195.5	-0.134**	2.258*
	(149.2)	(0.073)	(1.783)	(130.8)	(0.066)	(1.170)
D_{iat}^{6}	-186.8	-0.142*	3.973**	-184.7	-0.114*	2.385**
	(150.2)	(0.075)	(1.861)	(130.3)	(0.060)	(1.209)
R^2	0.787	0.745	0.648	0.790	0.751	0.649
# of Obs.	32,192	32,068	32,192	58,956	58,662	58,956

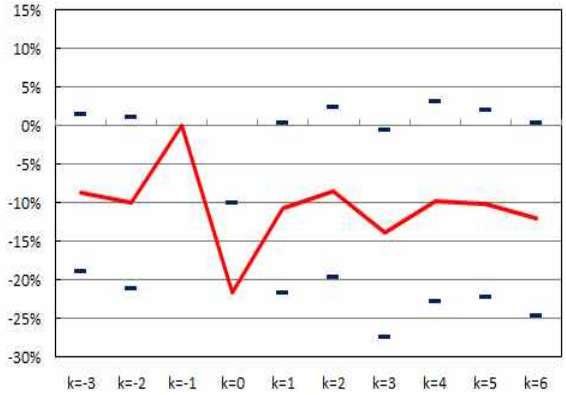
주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

<그림 VI-2> 근로소득에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 지역 그룹

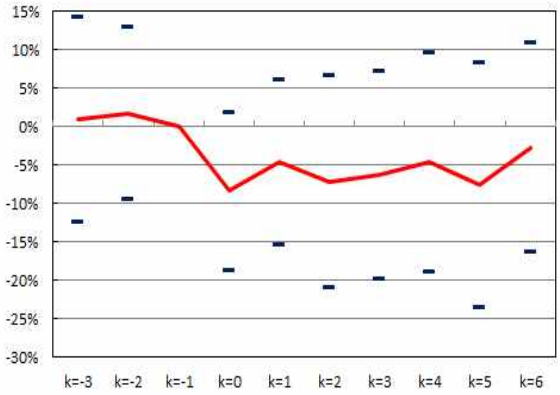


(a) 高-제조업: 연간 근로소득

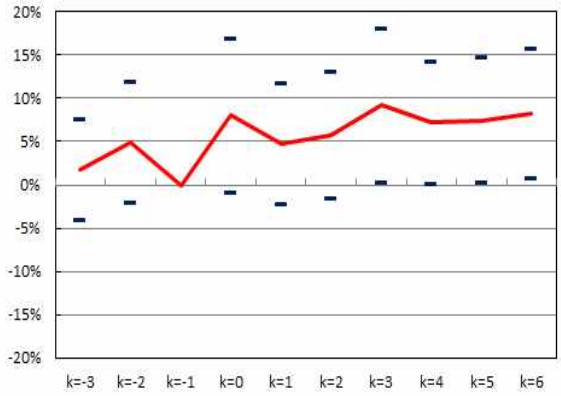
(d) 低-제조업: 연간 근로소득



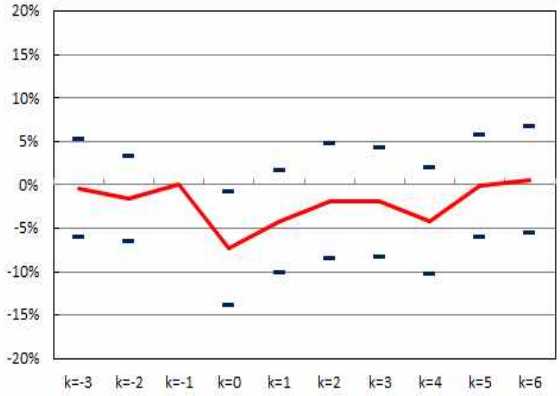
(b) 高-제조업: 시간당 임금



(e) 低-제조업: 시간당 임금



(c) 高-제조업: 주간 근로시간



(f) 低-제조업: 주간 근로시간

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업이 연 근로소득, 시간당 임금 및 주간 근로시간에 미치는 영향에 대한 event-study 추정 결과를 나타냄
2) 빨간색 실선은 高-제조업 그룹의 경우 <표 VI-2>의 패널1의 열 1, 2 및 3의 회귀계수 추정치를, 低-제조업 그룹의 경우 패널2의 열 1, 2 및 3의 회귀계수 추정치를 폐업 직전 시점(k=-1) 각각의 종속변수 평균값으로 정규화한 결과를 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

3. 非부동산 순자산의 변화: 전체 표본

표 Ⅵ-3의 열 1은 식 (10)에 기반하여 자영업 폐업 이후 부동산 제외 순자산(non-housing wealth)이 어떻게 변하는지를 event-study 분석을 통해 제시한다. 그림 Ⅵ-3의 패널 (a)는 이러한 회귀계수 추정치를 자영업 폐업 1년 전($k=-1$) 시점에 관측된 처치군에 속한 개인들의 평균 총 순자산으로 정규화하여 나타낸 것이며, 점선은 95% 신뢰구간을 의미한다. 추정 결과를 통해 다음과 같은 세 가지 패턴을 확인할 수 있었다.

첫째, 자영업 폐업은 부동산 제외 순자산의 즉각적이고 통계적으로 유의한 감소와 연관되어 있으며, 이러한 감소는 폐업 후 1년이 지나는 시점까지 보다 확대되는 모습을 나타냈다. 폐업 시점($k=0$) 부동산 제외 총 순자산은 약 623만 원 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 폐업 직전 총 순자산 대비 약 3.6% 수준의 감소를 의미한다. 또한 폐업 후 1년이 지난 시점($k=1$)에는 자산 감소폭이 약 909만 원까지 확대되어, 폐업 직전 총 순자산 대비 약 5.2% 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자영업 폐업에 수반되는 재무적 조정이 폐업 연도에 국한되지 않고 이후 1년 후까지 지속됨을 시사한다. 이를 통해 사업 청산 비용, 단기 부채 상환, 혹은 폐업 직후 소득의 변화와 같은 폐업 과정에서의 추가적인 조정비용이 존재할 수 있음을 확인할 수 있다(Fan, 2003; Shleifer & Vishny, 1992).

둘째, 폐업 직후 나타나는 자산 감소는 경제적 및 통계적으로 유의미한 수준이지만, 그 효과는 지속되기보다는 시간이 흐르면서 상당 부분 회복되는 것으로 나타났다. 폐업 이후 1년 차에 자산 감소폭이 정점에 도달한 이후, $k=2$ 시점부터는 추정계수의 절대값이 전반적으로 축소되는 흐름을 보이며 통계적으로도 유의하지 않았다. 특히 $k=2$ 이후의 계수들은 10% 수준에서도 유의하지 않으며, 폐업 6년 후($k=6$) 시점에서는 非부동산 순자산의 감소폭이 폐업 직전 총 순자산 대비 1.0% 수준까지 줄어들었다. 이러한 폐업 후 非부동산 순자산의 점진적인 회복 흐름은 폐업 후 근로소득 손실이 지속되는 것과는 대조적이며, 자영업 폐업 이후 소득과 자산의 조정 경로가 서로 다를 수 있음을 시사한다.[8)]

셋째, 자영업 폐업 전 부동산 제외 순자산이 선제적으로 감소하는 패턴이 관측되지 않았다. 만약 폐업이 체계적으로 재무상태가 악화된 개인들을 중심으로 선택적으로 발생한다면, 폐업 후 자산의 감소는 폐업에 따르는 인과적 효과이기보다는 기존의 자산 하락 추세를 반영한 결과일 수 있다. 하지만 폐업 이전 시점의 회귀계수 추정치에서는 이와 같은 선행적인 자산 감소가 통계적으로 뒷받침되지 않았으며, 이는 폐업 후 관측되는 자산 변화가 사전적 추세에 의해 주도된 것이 아니라 폐업 이후 발생한 조정 과정일 가능성을 뒷받침한다.[9)]

---

8) 이러한 차이의 일부는 시간이 흐르면서 가구 총소득이 점차 회복되고 소비 조정이 병행됨에 따라, 장기적으로 자산의 재축적이 이루어지는 과정으로 해석할 수 있다. 이에 대한 구체적인 논의는 표 Ⅵ-3의 열 4-5 및 Ⅵ.1절에 제시하였다.

9) 공통추세 가정의 타당성을 확인하기 위해 D_{iat}^{-3}과 D_{iat}^{-2}의 회귀계수 추정치에 대한 결합 F-검정을 수행한 결과 두 계수가 동시에 0이라는 귀무가설은 기각되지 않았다(p-value=0.3985).

(조정 메커니즘 분석) 자영업 폐업 이후 非부동산 순자산의 변화가 어떠한 경로를 통해 이루어지는지를 보다 구체적으로 살펴보기 위해, 본 연구는 동일한 event-study 방법을 사용하여 폐업에 따른 부채, 금융자산, 총 순자산 및 연간 소비의 변화에 대한 추가 분석을 실시하였다. 표 Ⅵ-3의 열 2부터 열 5는 각 변수를 개별적인 종속변수로 설정한 event-study 추정 결과를 제시하고 있으며, 그림 Ⅵ-3의 패널 (b)-(d)는 해당 회귀계수 추정치를 폐업 1년 전($k=-1$) 시점에서 처치집단에 속하는 개인들의 총 순자산 평균값으로 정규화하여 제시하였다. 한편 점선은 95% 신뢰구간을 나타낸다.

추정 결과, 자영업 폐업 직후 나타나는 非부동산 순자산 감소는 금융자산의 조정에 더해, 가계 대차대조표에서 부채 측면의 변화를 수반한 결과임을 시사한다. 표의 열 2와 열 3과 그림의 패널 (b)와 (c)를 보면, 폐업 후 1년이 지난 시점에서의 금융자산의 감소 및 총부채의 증가는 모두 10% 수준에서 통계적으로 유의한 변화를 보였으며 특히 부채를 통한 조정이 금융자산의 변화보다 더 크게 나타났다. 이는 폐업 직후 가구가 필요한 유동성을 충당하기 위해 금융자산 청산보다 차입을 통한 단기적 재무 조정을 더 선호하는 경향이 있음을 시사한다. 즉, $k=-1$ 시점 처치집단 개인들의 평균 금융자산이 1,827만 원 수준임을 고려하면, 이러한 결과는 폐업 이후 소득 불확실성 확대에 대응하여 유동자산을 완충장치로 보유하려는 예방적 저축 동기에 따른 포트폴리오 조정으로 해석할 수 있다(Carroll, 1997; Telyukova, 2013).

한편 폐업 후 부채 증가 및 금융자산의 감소는 지속되기보다는 시간이 흐르면서 점진적으로 폐업 이전 수준으로 회귀하는 모습을 보였다. 즉, 폐업 직후에는 일시적으로 차입 확대와 금융자산의 감소를 경험하지만, 이후 가구가 경제적 여건에 적응해 나가면서 점진적으로 부채를 축소(deleveraging)하고 금융자산을 다시 축적(rebuilding)하는 형태의 조정 경로가 나타났다. 이는 앞서 확인한 非부동산 중심의 순자산 감소가 장기적으로 지속되지 않고 시간이 흐르면서 회복되는 패턴과도 부합한다.

표 Ⅵ-3의 열 4와 그림 Ⅵ-3의 패널 (d)에 따르면, 총 순자산의 변화 경로는 非부동산 순자산의 변화 경로와 대체로 일치하는 것으로 나타난다. 이는 非부동산 자산의 감소가 부동산 자산의 반대 방향 변동에 의해 상쇄된 결과가 아니라, 가계 대차대조표 전반에서 나타나는 순자산 조정을 반영한 것임을 시사한다. 다만 부동산 자산의 변화는 거시적 요인이나 특정 지역의 주택시장 요인에 의해 크게 영향을 받을 가능성이 높기 때문에, 본 연구는 노동시장에서의 선택과 보다 직접 연관되어 있는 非부동산 순자산을 중심으로 폐업 이후 부의 흐름 변화를 논의하였다.

마지막으로 표 Ⅵ-3의 열 5는 자영업 폐업 이후 소비가 지속적으로 감소하는 양상을 보여준다. 폐업 이후 소비가 감소하는 정도는 시점별로 차이를 보이지만, 전반적으로 통계적으로 유의한 감소 흐름을 보이면서 소비의 조정이 지속적으로 이루어지는 것으로 나타났다. 이는 가구가 폐업 충격에 대응하여 단기적으로는 차입을 통해 소비를 완충하는 동시에, 중장기적으로는 지출을 축소함으로써 순자산을 점진적으로 재축적하는 선택을 하고 있음을 시사한다. 다시 말해 폐업 직후에는 사업 청산 과정에서의 비용 부담이나

유동성 수요를 충당하기 위해 부채가 일시적으로 증가하지만, 이후에는 소비 절제를 통해 부채를 축소하고 순자산을 재축적해 나가는 경로가 중요한 조정 메커니즘으로 작용하는 것으로 판단된다.

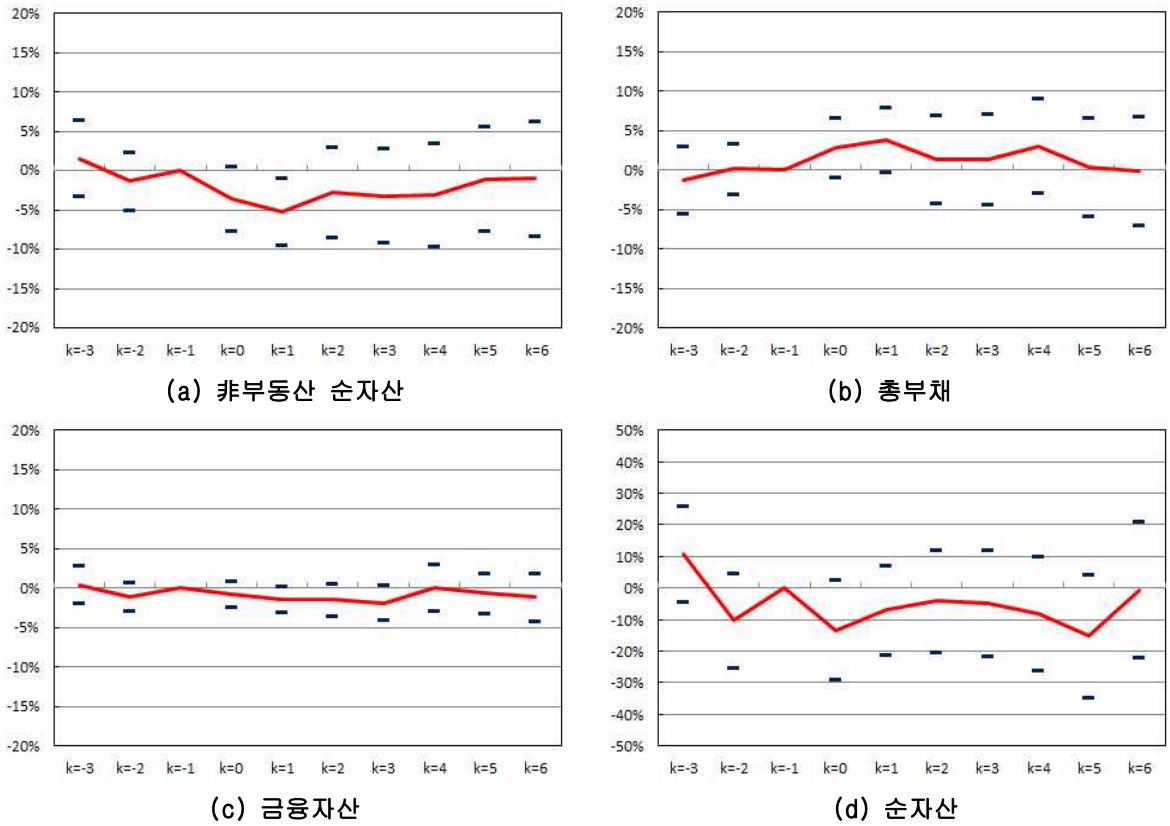
종합하면, 자영업 폐업 이후 나타나는 非부동산 순자산의 단기적 감소는 부채 확대에 기반한 단기 조정과 소비 축소를 통한 중장기적 재축적 과정이 결합된 결과로 이해할 수 있다. 이는 앞서 제시한 폐업 후 가구소득의 변화와 함께 고려할 때, 자영업 폐업에 따른 자산 손실이 장기적으로 지속되기보다는 점진적으로 회복되는 과정을 반영한다. 아울러 이러한 결과는 자산 조정이 개인의 근로소득 조정과는 구별되는 경로를 통해 이루어질 수 있음을 시사한다.

<표 VI-3> 자산 및 부채에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 전체

	기본모형	총부채	금융자산	총 순자산	연간 소비
D_{iat}^{-3}	275.2	-212.4	73.5	1,892.3	-34.5
	(425.6)	(379.5)	(209.3)	(1344.4)	(78.1)
D_{iat}^{-2}	-233.6	25.6	-201.4	-1,786.8	-52.3
	(323.2)	(281.6)	(158.6)	(1326.1)	(58.0)
D_{iat}^{0}	-622.7*	488.0	-138.3	-2,317.9	-104.0
	(357.8)	(339.8)	(146.1)	(1408.4)	(67.2)
D_{iat}^{1}	-908.5**	658.7*	-255.2*	-1,204.2	-125.1
	(375.2)	(367.7)	(149.4)	(1256.6)	(81.3)
D_{iat}^{2}	-484.3	232.1	-262.4	-721.3	-201.5*
	(505.9)	(497.5)	(180.3)	(1427.9)	(102.8)
D_{iat}^{3}	-554.4	233.0	-325.5*	-826.5	-214.1**
	(525.9)	(504.1)	(191.0)	(1495.6)	(101.4)
D_{iat}^{4}	-528.4	526.9	-1.2	-1434.0	-156.7
	(584.1)	(529.7)	(258.9)	(1595.1)	(100.2)
D_{iat}^{5}	-185.9	60.6	-121.4	-2637.8	-210.2*
	(587.6)	(551.9)	(227.7)	(1732.3)	(107.7)
D_{iat}^{6}	-179.5	-27.8	-207.4	-104.1	-134.9
	(650.7)	(613.8)	(262.8)	(1904.1)	(105.7)
R^2	0.560	0.596	0.584	0.765	0.774
관측치수	59,746	59,746	59,746	58,575	59,671

주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

<그림 Ⅵ-3> 자산 및 부채에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 전체



(a) 非부동산 순자산 (b) 총부채

(c) 금융자산 (d) 순자산

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업이 자산 및 부채에 미치는 영향에 대한 event-study 추정치를 나타냄
2) 빨간색 실선은 <표 Ⅵ-3>의 열 1, 2, 3 및 4의 회귀계수 추정치를 폐업 직전 시점(k=-1)의 평균 총 순자산으로 정규화한 결과를 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

4. 非부동산 순자산의 변화: 지역별 하위그룹

표 Ⅵ-4의 패널 1과 패널 2는 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분된 하위표본을 사용하여, 자영업 폐업 이후 非부동산 순자산과 가계 대차대조표의 조정 경로가 지역별로 어떻게 상이하게 나타나는지를 제시하고 있다. 각 패널에서 열 1은 非부동산 순자산을 종속변수로 사용하였으며, 열 2와 열 3은 각각 총부채와 금융자산을 종속변수로 설정하여 폐업 후 순자산 변화의 구성요소를 분해하였다. 그림 Ⅵ-4는 표 Ⅵ-4의 회귀계수 추정치를 *k=-1* 시점에서의 처치집단에 속한 개인들의 평균 총 순자산 수준으로 정규화하여 제시하였다. 분석 결과, 근로소득에 대한 지역별 분석 결과와는 다르게, 자영업 폐업 이후 非부동산 순자산의 조정은 高-제조업 지역과 低-제조업 지역 간에 뚜렷하게 구분되는 양상을 보였다. 특히 高-제조업 지역에서는 폐업 후 상당한 수준의 순자산 감소가 발생하고 일정 기간 지속된 반면, 低-제조업 지역에서는 평균적으로 유의한 자산 손실이 나타나지 않았다.

먼저 표의 패널 1의 열 1 및 그림의 패널 (a)를 보면, 高-제조업 지역에서는 자영업 폐업 이후 非부동산 순자산이 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 폐업 후 1년이 지난 시점에서 非부동산 순자산은 폐업 전 총 순자산 대비 약 11.7% 낮은 수준까지 하락하였으며, 이후 일부 회복되는 모습을 보였지만, 폐업 후 5~6년이 지난 시점에서도 여전히 폐업 전 총 순자산 대비 약 6~8% 낮은 수준을 이어갔다. 이는 高-제조업 지역의 자영업 폐업자들이 근로소득 손실과 함께 상당한 수준의 자산 손실을 동시에 경험하고 있음을 시사한다. 반면 표의 패널 2의 열 1 및 그림의 패널 (e)를 보면, 低-제조업 지역에서는 폐업 직후뿐만 아니라 그 이후에도 非부동산 순자산 변화에 대한 회귀계수 추정치가 전반적으로 통계적으로 유의하지 않게 나타나며, 평균적으로 뚜렷한 자산 손실이 관찰되지 않았다. 전반적인 회귀계수 추정치가 정(+)의 부호를 나타내고 있지만, 이는 자산의 증가를 의미한다기보다는 폐업에 따른 평균적 자산 감소가 통계적으로 뚜렷하지 않음을 반영하는 결과로 해석하는 것이 적절하다. 즉, 제조업 비중이 낮은 지역에서는 폐업 이후 자산 손실이 구조적으로 크게 나타나지 않거나, 자산 조정 과정이 상대적으로 완만하게 이루어지고 있음을 시사한다.

(조정 메커니즘 분석) 순자산 조정의 구체적 메커니즘을 살펴보면, 폐업 후 순자산 감소는 특히 高-제조업 지역에서 부채의 변화를 중심으로 이루어지는 것으로 나타났다. 패널 1의 열 2 및 그림 (b)를 보면 폐업 직후 총부채가 유의하게 증가하는 양상이 관측되며, 동시에 열 3에서는 금융자산이 감소하는 흐름을 보였다. 이는 高-제조업 지역의 가구들이 폐업 직후 사업 청산 과정에서 발생하는 단기 유동성 수요를 충당하기 위해 차입을 확대하는 동시에 일부 금융자산을 조정하는 경향이 있음을 시사한다. 반면 低-제조업 지역에서는 전반적인 대차대조표 조정의 규모가 상대적으로 제한적인 모습을 보였다. 구체적으로 폐업 후 총부채와 금융자산의 변화에 대한 추정치는 전반적으로 통계적으로 유의하지 않았다. 특히 부채는 감소하고 금융자산 변화도 제한적이었으나, 이러한 조정 패턴은 모두 10% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 폐업 후 자산 조정이 高-제조업 지역에서는 부채 증가와 금융자산 감소를 동반하는 형태로 나타나는 반면, 제조업 비중이 낮은 지역에서는 평균적으로 이러한 조정이 뚜렷하게 관측되지 않는다는 점에서 조정 경로가 지역 특성별로 상당히 이질적임을 시사한다.

이러한 결과를, 전체 표본을 사용한 분석에서 확인된 폐업 후 자산 손실의 평균적 패턴과 비교하면, 전체 표본에서의 회복 경로는 지역별로 상이한 조정이 결합된 결과일 가능성이 크다. 즉, 평균적으로는 자산 손실이 일시적인 것으로 나타나지만, 高-제조업 지역에서는 폐업 이후 자산 손실이 보다 크고 지속적으로 나타나는 반면, 低-제조업 지역에서는 평균적으로 유의한 자산 손실이 확인되지 않는 등 지역 간 이질성이 중요한 역할을 하고 있음을 보여준다. 종합하면, 자영업 폐업 후 자산의 조정은 근로소득과는 다르게 지역별로 상당한 이질성을 보이며, 특히 高-제조업 지역에서는 폐업 후 근로소득 감소와 함께 상당한 순자산 손실이 동반되는 것으로 나타났다. 반면 低-제조업 지역에서는 폐업

이후 자산 손실이 평균적으로 뚜렷하게 관측되지 않았으며, 대차대조표 조정 또한 제한적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자영업 폐업의 경제적 비용이 지역 산업구조에 따라 소득뿐만 아니라 자산 측면에서도 크게 달라질 수 있음을 시사한다.

이처럼 高-제조업 지역에서 자영업 폐업 이후 자산 손실이 더 크게 나타나는 이유는 몇 가지 경제적 메커니즘이 작동하고 있을 것으로 추측된다. 첫째, 제조업 비중이 높은 지역의 자영업은 서비스업 중심 지역에 비해 상대적으로 자본집약적(capital-intensive) 성격을 가질 가능성이 크다. Ⅳ절에서의 분석 결과 高-제조업 지역은 低-제조업 지역에 비해 제조업 소상공인의 사업체당 매출액과 영업이익도 더 높은 수준을 보였다. 이는 설비, 기계, 공구 등 유형자산뿐 아니라 재고 및 운전자금 등 사업 운영에 투입되는 자본 규모가 상대적으로 크다는 점을 시사하며, 이러한 구조에서는 폐업 시점의 청산이 단순한 소득 흐름의 중단을 넘어 순자산의 직접적인 감소로 이어질 가능성이 높다. 특히 중고시장 거래비용이나 감가상각, 청산 과정에서 상당 수준의 손실이 발생한다면, 폐업은 단순한 소득 흐름의 중단을 넘어 순자산의 직접적인 감소로 이어질 것이다.

둘째, 제조업 연계 자영업은 거래관계에서 발생하는 운전자본 수요와 단기부채 의존도가 상대적으로 높을 수 있다. 실제로 Ⅳ절을 보면 제조업 기준 부채규모가 1억원 이상인 사업체의 비중은 인천과 高-제조업 지역에서 低-제조업 지역보다 뚜렷하게 높게 나타난다. 본 연구의 추정 결과에서도 高-제조업 지역에서는 폐업 직후 총부채가 유의하게 증가하는 모습이 관측되는데, 이는 폐업 과정에서 발생하는 미지급금 정산, 단기 차입 상환, 사업 청산 비용 등을 충당하기 위한 유동성 수요가 크게 발생했음을 시사한다. 이러한 차입 확대는 폐업 직후 순자산 감소를 심화시키는 원인으로 작용할 수 있다.

셋째, 이러한 차이는 개별 사업체가 제조업에 속하느냐의 여부만이 아니라, 高-제조업 지역이라는 지역경제의 특성 자체에서 비롯될 가능성도 있다. 본 연구가 지역별 소상공인 종사자 중 제조업 소상공인 종사자가 차지하는 비율을 기준으로 하위표본을 구성한 것은 인천과 유사한 산업구조 및 재무구조를 지닌 지역경제를 포착하기 위해서이다. 이러한 관점에서 보면, 高-제조업 지역에서는 非제조업 자영업자라 하더라도 제조업 중심의 지역경제 생태계와 긴밀히 연결되어 있을 가능성이 있다. 예컨대 지역 내 거래관계, 납품망, 산업단지 배후수요, 고용 및 임금 구조, 금융접근성, 상권의 수요 기반 등이 제조업 중심 지역의 특성을 반영한다면, 폐업 이후의 유동성 제약이나 자산 조정 경로 역시 低-제조업 지역과는 다르게 나타날 수 있다. 즉, 본 연구에서 관측되는 高-제조업 지역의 더 큰 자산 손실은 제조업 자영업자의 비중이 높다는 사실 자체뿐 아니라, 그러한 산업구조 위에서 형성된 지역경제의 전반적 환경이 자영업자의 폐업 비용을 확대시키는 방향으로 작용한 결과일 수 있다.

넷째, 이러한 지역적 차이는 구조적으로 자영업 폐업이 단순한 커리어의 전환이 아니라, 지역 산업구조에 따라 자산 청산비용과 유동성 제약의 강도가 달라지는 경제적 충격일 수 있음을 시사한다. 다만 이와 같은 이질성이 반드시 처치집단이 경험하는 충격의 차이만을 반영하는 것은 아니라는 점도 함께 고려할 필요가 있다. 본 연구의

event-study 방법을 통한 회귀계수 추정치는 동일 지역 내에서 폐업자(처치군)와 폐업하지 않은 자영업자(대조군)의 상대적 변화에 기반하기 때문에, 高-제조업 지역에서 관측되는 더 큰 자산 손실은 폐업자의 손실이 더 크기 때문일 수도 있지만, 동시에 대조군에 속한 자영업자들이 제조업 기반의 지역에서 상대적으로 더 안정적인 자산 축적 경로를 유지했기 때문일 가능성도 존재한다. 즉, 지역별 산업구조는 폐업 충격의 크기뿐 아니라 폐업하지 않은 자영업자의 평균적 성장 경로에도 영향을 미칠 수 있으며, 결과적으로 처치군과 대조군 간 격차의 확대는 양 집단의 동태적 차이가 결합된 결과임을 유념할 필요가 있다.[10)]

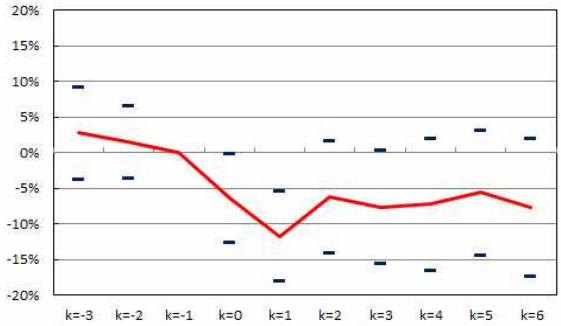
<표 VI-4> 非부동산 순자산에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 지역 그룹

	패널1: 高-제조업				패널2: 低 제조업			
	非부동산 순자산	총부채	금융 자산	총 순자산	非부동산 순자산	총부채	금융 자산	총 순자산
D_{iat}^{-3}	476.7	-561.8	-79.3	2,499.0	205.4	25.8	243.3	1,076.0
	(574.7)	(525.2)	(241.0)	(2233.1)	(613.2)	(530.0)	(353.9)	(1495.7)
D_{iat}^{-2}	257.4	-315.6	-54.9	-3,261.0	-643.5	313.5	-344.1	-212.7
	(445.1)	(386.9)	(221.1)	(2201.6)	(494.3)	(417.0)	(235.8)	(1268.3)
D_{iat}^{0}	-1100.3**	888.7	-213.1	-2,389.9	67.6	-170.7	-92.8	-2582.5*
	(547.8)	(551.8)	(200.3)	(2472.3)	(374.6)	(335.8)	(201.7)	(1334.5)
D_{iat}^{1}	-2021.3***	1596.4***	-426.6**	-838.8	507.2	-484.3	40.5	-1,252.3
	(554.8)	(564.6)	(197.1)	(2282.5)	(495.5)	(487.5)	(236.9)	(1067.7)
D_{iat}^{2}	-1,075.0	640.8	-442.1*	541.8	470.5	-419.4	69.0	-1,217.9
	(689.6)	(657.5)	(240.5)	(2541.7)	(804.4)	(810.5)	(295.6)	(1105.1)
D_{iat}^{3}	-1320.2*	942.3	-392.5	-767.2	610.9	-698.4	-64.0	-560.7
	(701.1)	(659.7)	(246.9)	(2376.2)	(791.3)	(792.6)	(310.1)	(1625.8)
D_{iat}^{4}	-1243.4	636.6	-619.4**	-1721.4	559.0	220.1	794.8*	-882.8
	(817.3)	(772.5)	(290.6)	(2614.5)	(831.3)	(720.6)	(452.6)	(1666.4)
D_{iat}^{5}	-968.0	442.2	-534.2**	-3825.5*	1040.1	-592.4	486.1	-192.1
	(775.9)	(720.9)	(265.1)	(2295.0)	(926.8)	(890.1)	(401.0)	(2284.6)
D_{iat}^{6}	-1325.6	763.0	-575.8*	-2957.3	1268.5	-1108.8	204.4	3422.1
	(859.1)	(796.2)	(330.7)	(2636.3)	(1005.2)	(973.4)	(437.2)	(2454.3)
R^2	0.568	0.607	0.577	0.754	0.568	0.598	0.602	0.789
관측치수	32,195	32,195	32,195	31,560	27,350	27,350	27,350	26,814

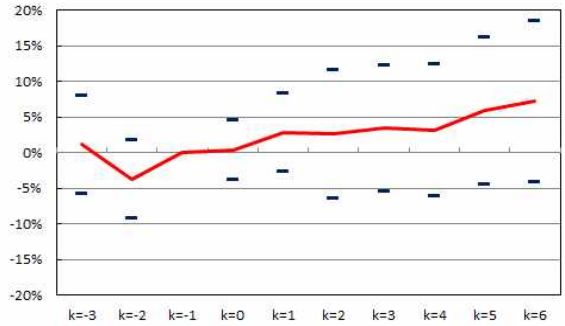
주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

10) <부록 B>에 제시된 표본에서 처치집단과 통제집단의 시간 흐름에 따른 자산 및 부채의 변화를 함께 고려하면, 지역별 통제집단에서 나타나는 경로 차이보다는 처치집단에서 관측되는 폐업 후 조정 양상의 이질성이 본 연구의 추정 결과를 주로 설명하는 것으로 판단된다. 즉, 高-제조업 지역에서 확인되는 상대적으로 큰 자산 손실은 통제집단의 자산 축적 경로가 지역적으로 상이하기보다, 폐업 이후 처치집단이 경험하는 청산비용 및 유동성 제약의 강도가 더 크게 작용한 결과로 해석하는 것이 보다 타당할 것이다.

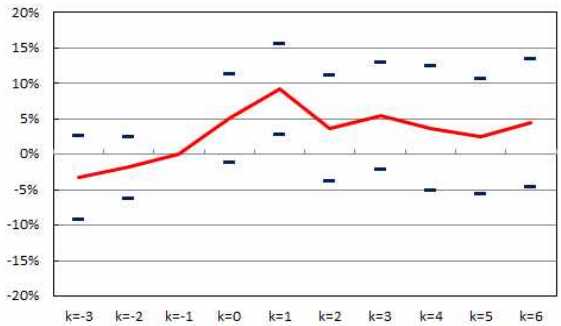
<그림 VI-4> 자산 및 부채에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 지역 그룹



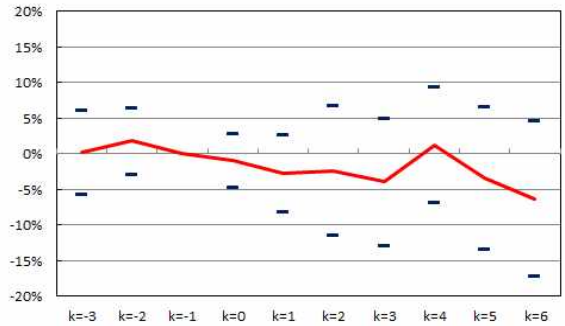
(a) 高-제조업: 非부동산 순자산



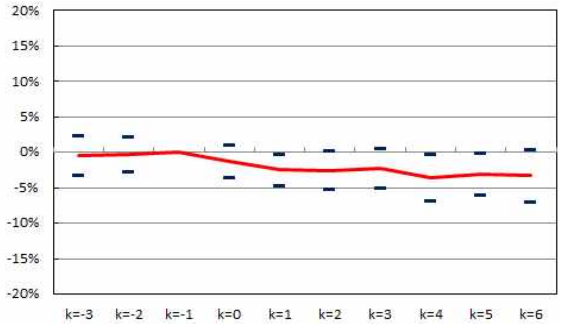
(e) 低-제조업: 非부동산 순자산



(b) 高-제조업: 총부채

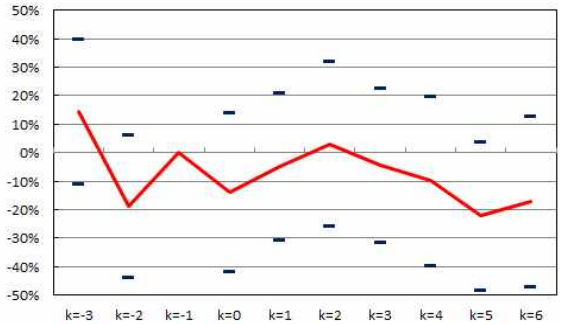


(f) 低-제조업: 총부채

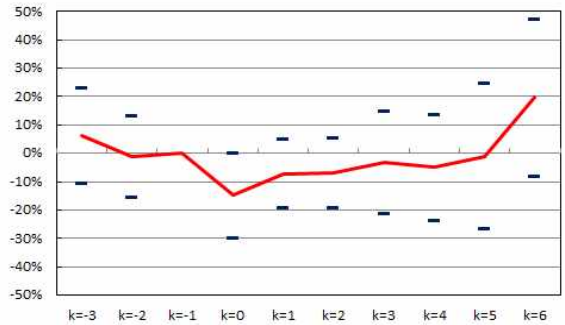


(c) 高-제조업: 금융자산

(g) 低-제조업: 금융자산



(d) 高-제조업: 순자산



(h) 低-제조업: 순자산

주: 1) 본 그림의 빨간색 실선은 <표 VI-4>의 열 1, 2, 3 및 4의 회귀계수 추정치를 폐업 직전 시점(k=-1)의 평균 총 순자산으로 정규화한 결과를 나타냄
2) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

Ⅶ. 분석 결과의 강건성 점검

본 절에서는 기존 추정 결과의 강건성을 세 가지 측면에서 점검한다. 첫째, Ⅵ절에서 event-study 방법을 통해 도출한 기본모형의 회귀계수 추정치가 대안적 모형 설정 및 추가적인 통제변수 구성에 따라 얼마나 민감하게 변하는지를 확인하였다. 둘째, 비교집단의 선택에 따라 폐업 자영업자의 폐업 이후 소득 및 자산 변화 양상에 차이가 있는지 점검하기 위해, 기본모형과는 다르게 정의한 세 가지 대안적 통제집단을 사용하여 추정 결과가 유의미하게 변하는지를 살펴보았다. 마지막으로, 폐업 후 커리어 선택에 따른 근로소득 및 순자산 변화의 흐름에 있어 이질성 여부를 점검하기 위해, 폐업자(처치집단)를 자영업에 재진입하는 집단과 임금근로 부문으로 전환한 집단으로 구분하여 회귀계수를 재추정하고, 기본모형에서의 결과와 비교하였다.

1. 대안적 모형 설정을 통한 점검

본 절에서는 자영업 폐업이 근로소득과 자산에 미치는 추정 효과가 대안적 추정 전략과 통제변수 집합에 따라 얼마나 안정적으로 유지되는지를 점검한다. 표 Ⅶ-1-Ⅶ-5는 자영업 폐업의 추정 효과가 설정한 모형에 따라 어떻게 변하는지를 나타낸다. 열 1은 비교의 편의를 위해 기본모형을 사용해 도출한 회귀계수 추정치를 다시 제시하였다. 열 2는 event-study 방법 대신 단순한 Difference-in-Difference(DID) 모형을 사용한 추정 결과를 제시하였다. 동 분석에서는 폐업 후 기간에는 항상 1의 값을 갖는 단일 지시변수인 $1_{\{D_{iat}^{k\geq 0}=1\}}$를 사용하여, 동태적 시간의 흐름에 따른 변이를 활용하지 않고 평균적인 사후 효과를 추정하였다. 열 3은 기본모형에서 포함되었던 기준연령 개인고정효과(base-age individual fixed effects)를 제외한 대신, 연령・시간・지역 고정효과만을 포함한 단순 OLS 방법을 통한 추정결과를 제시하였다. 이외 열들은 서로 다른 통제변수들을 추가하여 확장한 모형을 사용한 분석 결과를 제시하였다.

가. 근로소득

표 Ⅶ-1은 자영업 폐업 후 시간의 흐름에 따른 근로소득의 변화에 대한 회귀계수 추정치가 모형 설정에 따라 얼마나 민감한지를 보여준다. 열 2의 DID 추정치에서 $1_{\{D_{iat}^{k\geq 0}=1\}}$의 계수는 부(-)의 부호를 나타내며 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 폐업 직후뿐 아니라 이후에도 지속되는 소득 손실이 존재한다는 기본모형의 추정결과와 부합한다. 또한 DID 추정치의 크기는 기본모형의 폐업 후 기간에 대한 회귀계수 추정치의 평균값에 근접하여 기본모형의 분석 결과가 특정한 동태적 시점 가정에 의해 좌우되는 것이 아님을 시사한다. 반면 열 3의 OLS 추정방법을 사용한 event-study 추정치는

기본모형에 비해 폐업과 소득 간의 부정적 연관성이 더 크게 추정되고, 회귀계수 추정치의 표준편차도 보다 확대되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 관측되지 않는 개인 고유의 이질성이 적절하게 통제되지 않을 경우, 폐업에 따른 소득의 하락이 실제보다 과대 추정될 수 있음을 시사한다. 즉, 시간에 따라 변하지 않는 개인의 생산성 차이가 폐업에 따른 효과를 나타내는 추정치에 흡수됨으로써, 소득 감소 효과를 실제보다 과장되게 해석하는 오류를 범할 수 있다.

한편 폐업 후 소득 변화가 노동시장 생산성 요인과 관련되는지를 추가적으로 점검하기 위해, 열 4는 기본모형에 폐업 후 고용 형태가 비정규직 일자리인지 여부를 나타내는 더미변수를 추가하였다. 열 5와 열 6은 각각 기본모형에 직업(occupation)별 2-digit 수준의 근속기간과 산업별(industry) 근속기간(및 제곱항)을 추가로 통제하였다. 분석 결과, 이러한 추가적인 요인의 영향을 통제하더라도 폐업 후 소득 감소 효과는 소폭 변하는 데 그칠 뿐이며, 전반적인 계수의 크기와 패턴은 기본모형을 사용한 분석 결과와 정량적 및 정성적인 측면에서 모두 유지되는 것으로 나타났다.

(지역별 이질성 분석) 표 Ⅶ-2 및 Ⅶ-3은 전체 표본을 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분하여, 자영업 폐업 이후 근로소득 변화에 대한 추정 결과가 대안적 모형 설정에 따라 얼마나 민감하게 달라지는지를 점검한 분석 결과를 제시하고 있다. 표의 구성은 앞선 표 Ⅶ-1과 동일하게 설정하였다. 전반적으로 두 지역 모두에서 모형의 설정을 바꾸더라도 기본모형에서 확인된 폐업 후 근로소득 변화 패턴이 정량적 및 정성적인 관점에서 모두 일관성 있게 유지되는 것으로 나타나, 지역별 추정 결과 역시 기본모형의 결론이 특정한 모형 선택에 의해 크게 좌우되지 않는 것으로 판단된다.

먼저 高-제조업 지역의 결과를 제시한 표 Ⅶ-2를 보면, 폐업 직후 시점에서 근로소득이 유의하게 감소하는 패턴이 일관되게 관측된다. 특히 비정규직 여부, 직업별・산업별 근속기간 등을 추가적으로 통제한 변수추가 모형(열 4~6)에서의 추정 결과는 폐업 효과의 크기와 시점별 동학의 측면에서 기본모형에서의 결과와 대체적으로 일치하는 것으로 나타났다. 이는 高-제조업 지역에서 관측되는 폐업 이후 소득의 흐름이 특정한 노동시장 특성이나 근속기간 변수만으로 설명되는 것이 아님을 시사한다. 低-제조업 지역에 대한 분석결과를 정리한 표 Ⅶ-3에서도 高-제조업 지역에 대한 분석 결과와 대체로 일치하는 결과를 확인할 수 있다. 기본모형에서 나타난 폐업 직후의 소득 감소에 대한 추정계수의 크기와 전반적인 패턴은 노동시장 요인을 추가로 통제한 모형을 사용하여 도출한 결과와 정량적 및 정성적 일관성을 유지한다. 이는 제조업 비중이 낮은 지역에서도 자영업 폐업이 근로소득 손실을 수반한다는 점이 모형 설정에 크게 의존하지 않음을 시사한다. 한편 두 지역 모두에서 개인별 고정효과를 제외한 OLS 추정치(열 3)는 기본모형에 비해 소득 감소 효과를 훨씬 크게 추정한다. 이러한 결과는 관측되지 않는 개인 고유의 생산성 차이와 같은 시간불변 이질성이 적절하게 통제되지 않을 경우, 폐업 효과가 과대 추정될 수 있음을 나타낸다. 따라서 지역별 분석에서도 개인고정효과를 포함한 기본모형의 설정이 폐업 이후 소득 변화를 식별하는 데 필수적임을 재확인할 수 있다.

종합하면, 高-제조업 지역과 低-제조업 지역 모두에서 자영업 폐업 이후 근로소득 감소라는 핵심 결과는 대안적 모형 설정 혹은 추가적인 변수를 통제한 확장된 모형의 사용 여부와 무관하게 전반적으로 안정적이며, 특히 개인고정효과를 포함하는 기본모형이 폐업 효과를 보다 정교하게 제시하는 것으로 판단된다.

<표 Ⅶ-1> 근로소득에 대한 대안적 모형 설정을 통한 분석: 전체 표본

	기본모형	DID	OLS	변수추가-1	변수추가-2	변수추가-3
D_{iat}^{-3}	-140.1	-	-502.4***	-126.9	-138.2	-140.2
	(103.7)	-	(139.6)	(103.4)	(103.4)	(103.4)
D_{iat}^{-2}	-22.3	-	-391.7**	-50.4	-63.4	-64.1
	(100.5)	-	(159.1)	(100.2)	(100.4)	(100.5)
D_{iat}^{0}	-457.3***	-	-831.5***	-415.4***	-452.9***	-453.3***
	(88.3)	-	(157.2)	(96.6)	(88.1)	(88.2)
D_{iat}^{1}	-197.3**	-	-499.3***	-159.9	-222.1**	-226.3**
	(97.4)	-	(161.2)	(106.8)	(98.6)	(99.0)
D_{iat}^{2}	-237.8**	-	-556.6***	-203.9*	-256.5**	-261.4**
	(104.7)	-	(132.7)	(114.2)	(103.6)	(103.5)
D_{iat}^{3}	-235.9*	-	-583.6***	-201.9	-254.4**	-258.7**
	(124.2)	-	(141.4)	(137.6)	(123.9)	(124.0)
D_{iat}^{4}	-230.5*	-	-516.0***	-196.7	-246.5**	-252.6**
	(124.7)	-	(132.4)	(136.0)	(124.1)	(123.7)
D_{iat}^{5}	-195.5	-	-483.4***	-162.2	-209.5	-215.4*
	(130.8)	-	(124.3)	(141.0)	(130.2)	(129.7)
D_{iat}^{6}	-184.7	-	-478.9***	-150.0	-198.3	-205.2
	(130.3)	-	(142.8)	(139.0)	(129.9)	(129.4)
$1_{\{D_{iat}^{k\geq 0}=1\}}$	-	-187.1**	-	-	-	-
	-	(91.8)	-	-	-	-
R^2	0.790	0.790	0.198	0.790	0.790	0.790
관측치수	58,956	58,956	58,956	58,956	58,956	58,956

주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

<표 Ⅶ-2> 근로소득에 대한 대안적 모형 설정을 통한 분석: 高-제조업

	기본모형	DID	OLS	변수추가-1	변수추가-2	변수추가-3
D_{iat}^{-3}	-246.0	-	-743.5***	-236.5*	-244.5*	-247.9*
	(150.3)	-	(169.8)	(143.6)	(143.6)	(143.7)
D_{iat}^{-2}	-78.9	-	-555.0**	-68.3	-79.7	-80.6
	(155.6)	-	(219.2)	(155.0)	(155.9)	(156.0)
D_{iat}^{0}	-482.5***	-	-1001.6***	-448.5***	-470.7***	-471.5***
	(126.0)	-	(176.6)	(142.6)	(126.2)	(126.6)
D_{iat}^{1}	-144.6	-	-536.1***	-113.5	-174.2	-181.0
	(131.5)	-	(207.4)	(143.8)	(134.0)	(134.7)
D_{iat}^{2}	-146.3	-	-561.2***	-117.3	-170.9	-179.0
	(127.6)	-	(174.7)	(138.3)	(128.8)	(129.1)
D_{iat}^{3}	-210.1	-	-693.0***	-182.5	-238.2*	-244.9*
	(137.7)	-	(185.3)	(149.4)	(140.4)	(141.2)
D_{iat}^{4}	-158.5	-	-577.7***	-131.5	-186.7	-196.0
	(135.6)	-	(162.5)	(141.2)	(137.3)	(137.7)
D_{iat}^{5}	-125.3	-	-562.4***	-99.8	-154.6	-162.9
	(149.2)	-	(150.3)	(157.1)	(149.9)	(149.9)
D_{iat}^{6}	-186.8	-	-653.9***	-158.5	-217.6	-227.8
	(150.2)	-	(149.7)	(155.7)	(150.0)	(150.2)
$1_{\{D_{iat}^{k\geq 0}=1\}}$	-	-111.8	-	-	-	-
	-	(112.0)	-	-	-	-
R^2	0.787	0.787	0.187	0.787	0.787	0.787
관측치수	32,192	32,192	32,255	32,192	32,192	32,192

주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

<표 Ⅶ-3> 근로소득에 대한 대안적 모형 설정을 통한 분석: 低-제조업

	기본모형	DID	OLS	변수추가-1	변수추가-2	변수추가-3
D_{iat}^{-3}	-105.2	-	-246.6	-79.5	-101.7	-102.6
	(152.5)	-	(213.2)	(152.6)	(151.8)	(151.9)
D_{iat}^{-2}	-23.9	-	-220.9	-4.7	-23.6	-24.6
	(123.7)	-	(227.6)	(124.2)	(124.0)	(124.0)
D_{iat}^{0}	-384.1***	-	-665.2**	-312.3***	-380.7***	-381.8***
	(113.6)	-	(278.6)	(119.0)	(113.2)	(113.4)
D_{iat}^{1}	-252.9*	-	-472.2**	-190.2	-273.0**	-280.0**
	(135.6)	-	(229.9)	(152.3)	(135.3)	(135.9)
D_{iat}^{2}	-307.8*	-	-541.6***	-253.3	-319.0*	-325.7*
	(180.8)	-	(199.3)	(200.4)	(178.5)	(177.3)
D_{iat}^{3}	-244.7	-	-481.4**	-186.3	-248.3	-255.0
	(220.0)	-	(220.3)	(247.2)	(220.2)	(219.1)
D_{iat}^{4}	-243.2	-	-459.9**	-184.6	-240.7	-249.6
	(229.5)	-	(211.1)	(256.1)	(231.6)	(229.5)
D_{iat}^{5}	-214.7	-	-414.7**	-155.0	-207.0	-216.1
	(230.8)	-	(206.5)	(255.1)	(234.3)	(232.1)
D_{iat}^{6}	-104.9	-	-278.5	-45.3	-94.8	-104.2
	(215.2)	-	(240.5)	(235.1)	(219.8)	(217.4)
$1_{\{D_{iat}^{k} \geq 0 = 1\}}$	-	-215.4	-	-	-	-
	-	(146.0)	-	-	-	-
R^2	0.805	0.805	0.213	0.805	0.806	0.806
관측치수	26,559	26,559	26,645	26,559	26,559	26,559

주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

나. 非부동산 순자산

표 Ⅶ-4는 자영업 폐업이 非부동산 순자산에 미치는 효과가 모형 설정에 따라 얼마나 민감하게 변하는지를 나타낸다. 열 2의 DID 추정치에서 $1_{\{D_{iat}^{k} \geq 0 = 1\}}$에 대한 회귀계수 추정치는 부(-)의 값이며 추정치의 크기는 기본모형의 폐업 후 기간에 대한 회귀계수 추정치의 평균값에 근접하여 기본모형의 분석 결과가 특정한 동태적 시점 가정에 의해 좌우되는 것이 아님을 시사한다. 또한 동 추정치는 10% 수준에서 통계적으로 유의하지 않아 폐업이 자산에 미치는 부정적인 영향은 제한적이며, 기본모형의 결과에서와 같이 초기에 발생한 자산의 감소가 시간이 흐르면서 상당 부분 회복된다는 해석과도 부합한다. 열 3의 OLS 추정방법을 사용한 event-study 회귀계수 추정치는 대체적으로 절대값의 크기와 표준편차가 다소 커지는 모습을 보이지만, 폐업 후 자산 변화의 전반적인 패턴은 기본모형의 결과와 대체로 일치하는 것으로 나타났다. 이는 폐업이 非부동산 순자산에 미치는 영향에 대한 분석에서는 개인고정효과의 포함 여부가 핵심 결론을 좌우하지 않음을 시사한다. 마지막으로 열 4는 기본모형에 가구 특성 및 인구학적 통제변수를 추가한 모형을 사용하여 도출한 추정치를 나타낸다(주택 보유 여부, 건강상태[보통 및 나쁨], 신체활동의 어려움 여부, 혼인 여부, 자녀 수 통제). 열 4의 추정결과는 열 1의 기본모형 결과와 정량적·정성적 측면에서 모두 일치하며, 이는 자영업 폐업과 자산 변화 간의 관계가 특정 가구 특성의 누락에 의해 발생한 것이 아님을 시사한다.

(지역별 이질성 분석) 표 Ⅶ-5는 高-제조업 지역(패널1)과 低-제조업 지역(패널2) 하위표본을 사용한 자영업 폐업이 非부동산 순자산에 미치는 효과에 대한 회귀분석 추정결과가 모형 설정에 따라 얼마나 민감하게 변하는지를 점검한 결과를 제시하고 있다. 전반적으로 추정방법을 변화시키거나 추가적인 통제변수를 포함하더라도, 기본모형에서 확인된 지역별 자산 조정의 핵심적인 차이는 정성적 측면에서 대체로 유지되는 것으로 나타났다.

먼저 高-제조업 지역에 대한 분석결과를 정리한 패널 1을 보면, 폐업 이후 非부동산 순자산이 감소하는 패턴이 대안적 모형 설정에서도 비교적 일관되게 나타났다. 열 2의 DID 추정치를 보면 폐업 후 평균적인 자산 감소 효과가 부(-)의 값으로 유의하게 나타났으며, 회귀계수 추정치의 크기(-1,540만 원) 또한 기본모형의 추정결과 평균과 대체로 일치하여 高-제조업 지역에서의 자산 손실이 event-study의 동태적 시점 가정에 크게 의존하지 않는다는 점을 뒷받침한다. 또한 회귀계수를 단순 OLS방법을 통해 추정하거나 추가적인 통제변수를 포함하더라도 추정결과가 기본모형과 대체적으로 일치하는 것으로 나타났다. 이는 高-제조업 지역에서의 자산 손실이 특정한 모형 설정에 크게 좌우되지 않음을 시사한다. 한편 低-제조업 지역에 해당하는 표본만을 사용하여 분석한 결과를 제시한 패널 2에서도 대안적 모형을 사용하여 회귀계수를 추정하더라도 정량적 및 정성적 측면에서 모두 기본모형과 일관된 결과가 도출되는 것으로 나타났다. 예를 들어 열 2의 DID

추정 결과의 경우 회귀계수 추정치는 정(+)의 값을 가지며, 일부 변수를 추가로 통제한 경우 회귀계수 추정치의 절대값은 축소되지만, 여전히 기본모형에서 도출된 조정 경로와 대체적으로 부합하는 모습을 보였다.

<표 Ⅶ-4> 非부동산 순자산 대한 대안적 모형 설정을 통한 분석: 전체 표본

	기본모형	DID	OLS	변수추가
D_{iat}^{-3}	275.2	-	24.1	374.9
	(425.6)	-	(426.3)	(421.3)
D_{iat}^{-2}	-233.6	-	-550.7	-257.5
	(323.2)	-	(420.0)	(321.6)
D_{iat}^{0}	-622.7*	-	-787.7	-736.6**
	(357.8)	-	(534.1)	(362.3)
D_{iat}^{1}	-908.5**	-	-1269.7**	-998.6***
	(375.2)	-	(564.1)	(376.7)
D_{iat}^{2}	-484.3	-	-699.1	-591.8
	(505.9)	-	(582.4)	(506.5)
D_{iat}^{3}	-554.4	-	-924.3*	-733.7
	(525.9)	-	(545.0)	(515.5)
D_{iat}^{4}	-528.4	-	-804.3	-730.2
	(584.1)	-	(605.9)	(576.6)
D_{iat}^{5}	-185.9	-	-780.1	-419.1
	(587.6)	-	(567.7)	(584.0)
D_{iat}^{6}	-179.5	-	-594.2	-393.1
	(650.7)	-	(571.7)	(657.2)
$1_{\{D_{iat}^{k\geq 0}=1\}}$	-	-522.5	-	-
	-	(368.4)	-	-
R^2	0.560	0.560	0.056	0.570
관측치수	59,746	59,746	59,746	59,730

주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

<표 Ⅶ-5> 非부동산 순자산 대한 대안적 모형 설정을 통한 분석: 지역별 그룹

	패널1: 高-제조업				패널2: 低 제조업			
	기본모형	DID	OLS	변수추가	기본모형	DID	OLS	변수추가
D_{iat}^{-3}	476.7	-	429.1	473.9	205.4	-	-494.1	368.7
	(574.7)	-	(487.1)	(559.7)	(613.2)	-	(711.1)	(615.0)
D_{iat}^{-2}	257.4	-	331.5	227.1	-643.5	-	-1578.4**	-677.8
	(445.1)	-	(501.3)	(438.8)	(494.3)	-	(675.6)	(493.7)
D_{iat}^{0}	-1100.3**	-	-711.4	-1302.8**	67.6	-	-935.6	-3.1
	(547.8)	-	(674.9)	(549.5)	(374.6)	-	(843.1)	(388.1)
D_{iat}^{1}	-2021.3***	-	-1833.3**	-2117.5***	507.2	-	-635.5	409.9
	(554.8)	-	(734.9)	(546.8)	(495.5)	-	(860.7)	(509.0)
D_{iat}^{2}	-1,075.0	-	-618.5	-1172.8*	470.5	-	-806.4	293.0
	(689.6)	-	(719.3)	(689.5)	(804.4)	-	(922.0)	(811.9)
D_{iat}^{3}	-1320.2*	-	-1149.7	-1469.6**	610.9	-	-686.1	414.6
	(701.1)	-	(743.9)	(671.9)	(791.3)	-	(797.1)	(788.9)
D_{iat}^{4}	-1243.4	-	-1010.1	-1415.6*	559.0	-	-624.0	368.9
	(817.3)	-	(760.2)	(799.2)	(831.3)	-	(965.7)	(830.9)
D_{iat}^{5}	-968.0	-	-990.5	-1186.5	1040.1	-	-537.3	873.7
	(775.9)	-	(758.8)	(758.7)	(926.8)	-	(832.8)	(927.3)
D_{iat}^{6}	-1325.6	-	-1224.6	-1640.6*	1268.5	-	98.9	1155.9
	(859.1)	-	(789.5)	(881.0)	(1005.2)	-	(817.1)	(1011.7)
$1_{\{D_{iat}^{k} \geq 0 = 1\}}$	-	-1540.0**	-	-	-	762.2	-	-
	-	(513.3)	-	-	-	(498.5)	-	-
R^2	0.568	0.568	0.062	0.581	0.568	0.568	0.050	0.575
관측치수	32,195	32,195	32,258	32,191	27,350	27,350	27,425	27,338

주: 1) ( )내는 개인수준 군집 강건 표준오차를 나타냄

2. 대안적 대조군을 사용한 점검

Event-study 방법을 활용하여 자영업 폐업의 경제적 효과를 정교하게 식별하기 위해서는, 폐업이 발생하지 않았을 경우 처치집단의 소득과 순자산이 어떻게 변했을지를 적절히 근사할 수 있는 비교집단을 구성하는 것이 핵심적이라고 할 수 있다. 본 연구의 기본모형에서는 가장 보수적이고 명확한 비교 결과를 도출하기 위해, 분석기간 동안 자영업 상태를 지속적으로 유지한 개인들을 통제집단으로 설정하였다. 이러한 통제집단의 선택은 자영업을 떠난 개인들의 변화가 단순한 경기변동이나 일반적 생애주기 흐름이 아니라, 폐업이라는 사건에 수반된 충격임을 식별하는 데 가장 엄격한 비교 기준을 제공한다는 장점을 가진다.

그런데 통제집단 선택과 관련하여 생존자 편의(survivor bias)에 대한 우려가 제기될 수 있다. 즉, 10년 이상 자영업을 지속한 개인들은 폐업자들과 비교할 때 자영업 부문에서의 생산성(혹은 능력)이 체계적으로 더 높거나, 연속적으로 긍정적 충격(positive productivity shock)을 경험했을 가능성이 있다. 이러한 상황에서 폐업자와 생존하여 영업을 지속하는 자영업자를 비교한다면 폐업에 따른 부정적인 경제적 효과가 과대 추정될 수 있는 잠재적 위험이 존재한다. 본 연구에서는 이러한 우려를 완화하기 위해 두 가지 식별 전략을 활용하였다. 첫째, 기준연령 개인고정효과를 포함함으로써, 선천적 능력, 유연성에 대한 선호, 위험선호 등 시간에 따라 변하지 않는 이질성을 흡수하였다. 둘째, 성향점수재가중(propensity score reweighting) 방법을 통해 폐업 이전의 관측 가능한 특성, 특히 소득 및 자산 수준과 추세가 처치집단과 통제집단 간에 균형을 이룰 수 있도록 조정하였다.

그럼에도 불구하고 성공적으로 자영업을 유지한 집단을 통제집단으로 설정함에 따라 폐업에 따르는 경제적 효과가 과대 평가될 수 있다는 우려를 완전히 배제하기는 어려울 것이다. 이에 본 절에서는 기본모형을 사용한 추정 결과가 비교집단의 선택에 얼마나 민감한지를 점검하기 위해, 여러 대안적 통제집단을 사용하여 동일한 회귀분석 모형으로 회귀계수를 도출하였다. 만약 대안적 통제집단을 사용했을 때 소득 및 자산 변화에 대한 회귀계수 추정치가 크게 다르다면, 기본모형의 추정 결과는 폐업의 효과보다는 생존 프리미엄(survivor premium)을 반영하는 것일 수 있다. 반면 회귀계수 추정치가 통제집단의 선택과 무관하게 대체로 일관된 모습을 보인다면, 폐업 후 나타나는 경제적 손실은 생존 프리미엄의 반영이기보다는 실제적인 폐업 비용으로 해석할 수 있을 것이다.

이처럼 본 연구의 분석 결과가 특정 통제집단 설정에 주로 기인한 것인지를 확인하기 위해 다음과 같은 세 가지 서로 다른 대안적 통제집단을 사용하여 추가 검증을 실시하였다. 첫째, “All Others” 통제집단은 기준연령에서 자영업을 폐업하지 않은 모든 기준연령 개인을 포함하도록 설정하였으며 이에 따라 분석 기간중 임금근로, 자영업, 미취업 상태를 유지하거나 여러 상태 간 전환을 경험한 개인들을 모두 포함하였다. 즉, $k=-1$ 시점에 폐업을 경험한 기준연령 개인들(처치집단)을 제외한 나머지 모든 기준연령 개인들을 포함

하였다. 둘째, “Ever-SE” 통제집단은 연구기간 중 한 번이라도 자영업을 경험한 개인들로 구성되며, 폐업 시점과 무관하게 자영업자로 노동시장에 참여했던 경력이 있는 개인들을 포함하도록 설정하였다. 마지막으로, “Never-SE” 통제집단은 분석기간 동안 자영업자로 노동시장에 참여했던 경험이 전혀 없는 기준연령 개인들만으로 구성하였다.

가. 근로소득

그림 Ⅶ-1은 폐업에 따른 근로소득, 시간당 임금 및 주간 근로시간 변화에 대한 event-study 추정 결과를 제시하고 있다. 그림 (a)-(c)는 비교의 기준이 되는 기본모형의 회귀계수 추정치를 다시 제시하였다. 그림 (d)-(f), (g)-(i) 및 (j)-(l)은 처치집단의 정의는 기본모형과 동일하게 유지하되, 통제집단을 각각 All Others, Ever-SE 및 Never-SE로 변경하여 추정한 결과를 순차적으로 보여준다. 한편 열 방향 내에서의 그림의 구성은 다음과 같이 구분된다. 그림 (a), (d), (g) 및 (j)는 전체 표본을 사용하여 도출한 결과이며, 그림 (b), (e), (h) 및 (k)는 高-제조업 표본을, 그림 (c), (f), (i) 및 (l)은 低-제조업 표본을 사용하여 도출한 회귀계수 추정치를 제시한다.

전체 표본을 사용하여 분석한 폐업의 근로소득에 미치는 영향의 경우, 모든 대안적 통제집단을 사용하더라도 자영업 폐업 직후 근로소득 감소 효과는 부(-)의 값으로 나타나며 통계적으로 유의하였다. 예를 들어 All Others 통제집단을 사용한 패널 (d)에 따르면 폐업 시점($k=0$)에서 근로소득은 처치집단에 속하는 개인들의 $k=-1$ 시점 평균 근로소득 대비 약 13.4% 감소하는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 기본모형의 추정치(15.9%)보다 다소 작지만 여전히 통계적으로 유의미한 수준이다. 또한 Ever-SE 및 Never-SE 통제집단을 사용한 경우에도 각각 추정된 소득 감소는 13.3% 및 13.7% 수준으로 기본모형에서의 결과와 유사한 수준을 보였다.

전체 표본에 대한 소득 손실의 지속성 역시 기본모형과 대체로 일관된 패턴을 보였다. 사용하는 통제집단에 따라 소득 손실의 크기와 지속 기간이 일부 확대되거나 축소되는 차이는 존재하였으나, 폐업 이후 상당한 시간이 경과한 이후에도 여전히 부(-)의 소득 격차가 유지된다는 점은 공통적으로 확인되었다. 또한 폐업 이전 시점($k=-3$ 및 $k=-2$)에 대한 회귀계수 추정치는 모든 대안적 통제집단 설정에서 통계적으로 유의하지 않았으며, 이는 공통추세 가정이 대안적인 통제집단의 사용하에서도 훼손되지 않음을 시사한다. 종합하면, 자영업 폐업 이후 관측되는 근로소득 감소는 특정 통제집단 선택에 의해 기계적으로 도출된 결과라기보다는, 폐업에 수반된 실질적인 경제적 손실을 반영하는 구조적 현상으로 해석할 수 있다.

高-제조업 지역과 低-제조업 지역을 각각 구분하여, 동일한 방식으로 대안적 통제집단을 적용한 event-study 추정 결과에서도 두 지역 모두에서 전체표본분석과 마찬가지로, 통제집단의 정의를 All Others, Ever-SE 및 Never-SE로 변경하더라도 폐업 이후 시간의 흐름에 따른 회귀계수의 전반적인 경로는 일관된 패턴을 나타냈다. 구체적으로, 高-제조업 지역과 低-제조업 지역 모두에서 폐업 직후 근로소득은 통계적으로 유의한 부

(-)의 값을 나타내었으며, 특히 低-제조업 지역의 경우 폐업 후 시간이 흐르더라도 폐업 전과 비교할 때 여전히 낮은 수준을 지속하였다. 즉, 통제집단의 선택에 따라 소득 감소의 크기나 회복 속도에는 일부 차이가 존재하지만, 폐업 이후 상당기간 동안 부(-)의 격차가 유지된다는 정성적 결과는 변하지 않았다. 또한 폐업 이전 시점의 계수들은 대안적 통제집단 설정하에서도 여전히 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 지역을 구분한 경우에도 공통추세 가정이 크게 훼손되지 않음을 확인할 수 있다.

종합하면, 자영업 폐업에 따른 소득 감소 효과는 특정 지역 특성이나 통제집단 정의에 의해 인위적으로 형성된 결과이기보다는, 高-제조업 및 低-제조업 지역 모두에서 공통적으로 관찰되는 구조적 현상임을 시사한다.

나. 非부동산 순자산

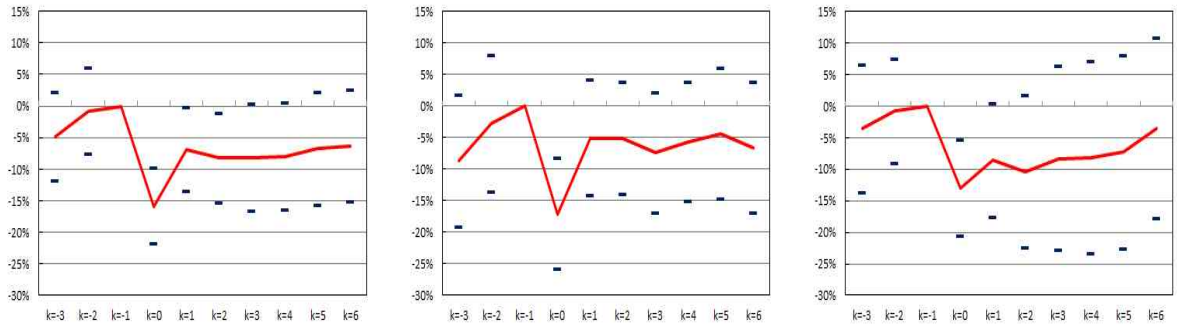
그림 Ⅶ-2는 자영업 폐업에 따른 非부동산 순자산의 변화를 event-study 방식으로 추정한 결과를 제시하고 있다. 그림의 구성과 배열은 연간 근로소득에 대한 추정 결과를 정리한 그림 Ⅶ-1과 동일하다. 전체 표본에 대한 분석 결과는 연간 근로소득에서 확인된 패턴과 마찬가지로, 통제집단을 변경하더라도 非부동산 순자산의 폐업 전후 시간의 흐름에 따른 경로는 대체로 일관된 형태를 유지하는 것으로 나타났다. 非부동산 순자산은 통제집단을 All Others, Ever-SE, Never-SE로 각각 변경하더라도 기본모형에서와 동일하게 폐업 직후 통계적으로 유의하게 감소하였으며, 이러한 감소는 이후 시간이 흐르면서 상당 부분 회복되는 경향이 정성적으로 동일하게 유지되었다. 또한 폐업 이전 시점의 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않아, 대안적 통제집단 설정하에서도 공통추세 가정이 크게 훼손되지 않음을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 자영업 폐업 이후 관측되는 순자산의 변화 역시 특정 통제집단의 선택에 의존한 결과라기보다는, 구조적 현상을 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

高-제조업 지역과 低-제조업 지역을 각각 구분하여 동일한 방식으로 대안적 통제집단을 적용한 추정 결과에서도, 전체 표본에서 확인된 강건성은 대체로 유지되는 것으로 나타났다. 먼저 高-제조업 지역의 경우, 통제집단을 변경하더라도 기본모형에서 확인된 결과와 동일하게 폐업 직후 非부동산 순자산이 통계적으로 유의하게 감소하며, 이러한 감소는 시간이 경과하더라도 완전히 소멸되지 않고 상당 기간 지속되는 경향을 보였다. 통제집단의 정의에 따라 손실의 크기 및 회복의 정도는 일부 차이가 있지만, 폐업 후 상당기간 동안 부(-)의 격차가 유지된다는 정성적 결과는 변하지 않았다. 이는 高-제조업 지역에서 자영업 폐업이 단기적 충격에 그치지 않고 순자산 축적 경로에 지속적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 반면, 低-제조업 지역의 경우에는 대안적 통제집단을 사용하더라도 기본모형에서와 마찬가지로 폐업 이후 非부동산 순자산의 감소가 통계적으로 뚜렷하게 나타나지 않거나, 단기간 내에 회복되는 양상이 나타났다. 즉, 低-제조업 지역에서는 폐업이 순자산 축적 경로에 미치는 부정적 영향이 상대적으로 제한적인 것으로 해석

된다. 한편 두 지역 모두에서 폐업 이전 시점의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 지역을 구분한 경우에도 공통추세 가정이 대안적 통제집단 설정하에서도 크게 훼손되지 않음을 확인할 수 있다.

종합하면, 非부동산 순자산에 대한 강건성 분석 결과는 전체 표본과 지역별 표본 모두에서 통제집단의 정의를 변경하더라도 회귀분석을 통해 도출한 주요 정성적 결론이 일관되게 유지됨을 보여준다. 이는 본 연구의 분석 결과가 특정 비교집단 선택이나 잠재적인 생존자 편의에 의해 기계적으로 도출된 것이 아니라, 자영업 폐업에 수반된 순자산 조정 과정을 실질적으로 반영하고 있음을 시사한다. 나아가 이러한 결과는 자영업 폐업 이후의 자산 변화가 단순한 비교집단 설정의 산물이 아니라, 지역 산업구조와 연계된 구조적 차이를 반영하는 현상임을 뒷받침한다.

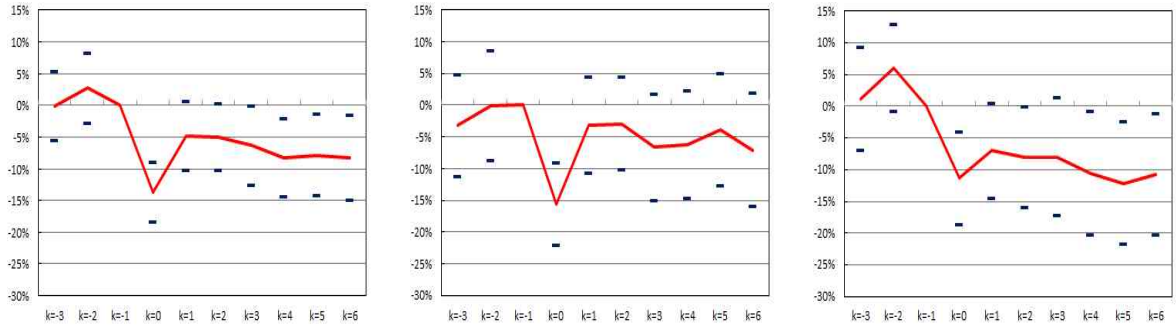
<그림 Ⅶ-1> 대안적 대조집단을 사용한 회귀계수 추정치: 근로소득



(a) 기본모형: 전체 표본 (b) 기본모형: 高-제조업 (c) 기본모형: 低-제조업

(d) All Others: 전체 표본 (e) All Others: 高-제조업 (f) All Others: 低-제조업

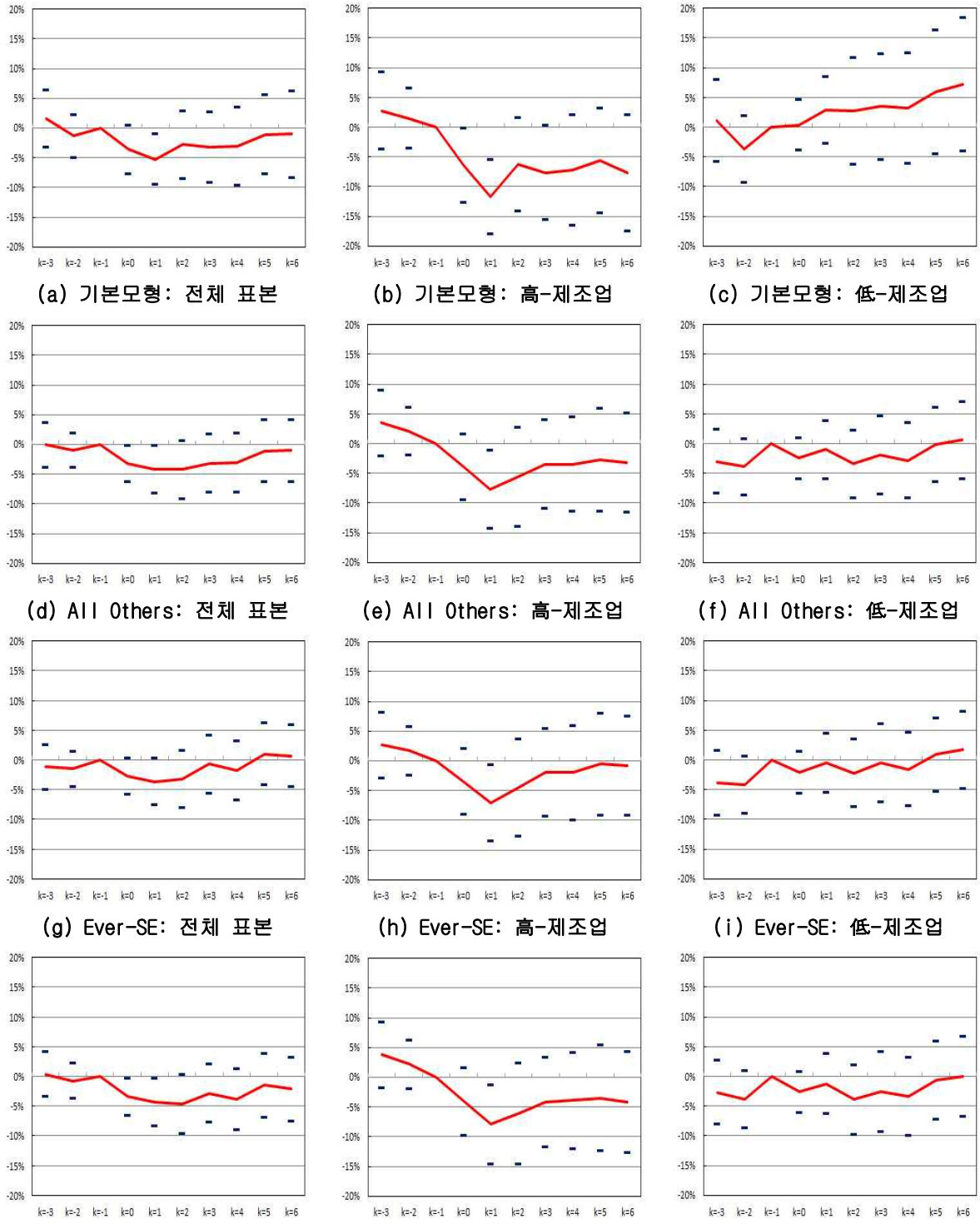
(g) Ever-SE: 전체 표본 (h) Ever-SE: 高-제조업 (i) Ever-SE: 低-제조업



(j) Never-SE: 전체 표본 (k) Never-SE: 高-제조업 (l) Never-SE: 低-제조업

주: 1) 본 그림의 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 전체표본 혹은 하위표본의 처치집단에 속하는 개인의 폐업 직전 시점(k=-1)의 평균 연 근로소득으로 정규화한 결과를 나타냄
2) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

<그림 Ⅶ-2> 대안적 대조집단을 사용한 회귀계수 추정치: 非부동산 순자산



(a) 기본모형: 전체 표본 (b) 기본모형: 高-제조업 (c) 기본모형: 低-제조업

(d) All Others: 전체 표본 (e) All Others: 高-제조업 (f) All Others: 低-제조업

(g) Ever-SE: 전체 표본 (h) Ever-SE: 高-제조업 (i) Ever-SE: 低-제조업

(j) Never-SE: 전체 표본 (k) Never-SE: 高-제조업 (l) Never-SE: 低-제조업

주: 1) 본 그림의 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 전체표본 혹은 하위표본의 처치집단에 속하는 개인의 폐업 직전 시점(k=-1)의 평균 총 순자산으로 정규화한 결과를 나타냄
2) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

3. 폐업 후 커리어 선택에 따른 경제적 성과의 이질성 검정

본 절에서는 자영업 폐업 이후 개인의 소득과 자산이 이후의 커리어 전환 경로에 따라 서로 다른 동학을 보이는지를 추가 분석하였다. 이를 위해 기본모형에서 사용한 처치집단을 폐업 후 일정 기간 내에 자영업으로 복귀하는지 여부에 따라 두 개의 하위 집단으로 구분하였다. 즉, 자영업으로 재진입하는 경우 반복 진입자(repeated self-employment entrants, Repeat)로 자영업자에서 임금근로자로 커리어를 바꾼 경우 임금근로 전환자(switchers to paid employment, Switch)로 간주하였다. 구체적으로 반복 진입자 집단은 처치집단에 속한 기준연령 개인들($k=-1$ 시점에 자영업을 폐업) 중 폐업 이후 2년 내(즉, $k=0$에서 $k=2$ 기간 중)에 다시 자영업 부문으로 재진입한 개인으로, 전환자 집단은 동일 기간 동안 자영업으로 재진입하지 않은 처치집단 개인들로 구분하였다.[11] 한편 처치집단을 다시 세분화함에 따라 각 회귀분석에 사용되는 처치집단 표본의 규모가 상대적으로 작아져 표준오차의 확대와 통계적 유의성의 약화로 이어질 가능성이 있다. 따라서 본 절에서 도출된 분석결과는 개별 시점에서의 통계적 유의성 여부보다는, 폐업 이후 임금과 근로시간이 어떠한 방향성과 패턴을 보이는지에 초점을 두어 해석하는 것이 보다 적절할 것이다.[12]

가. 연간 근로소득: 전체 표본

그림 Ⅶ-3는 기본모형과 동일한 통제집단을 사용하되, 처치집단을 반복 진입자와 전환자로 구분하여 각각에 대해 자영업 폐업 전·후 연간 근로소득, 시간당 임금 및 주당 근로시간의 변화를 event-study 방식으로 추정한 결과를 제시하였다. 그림 내 각 패널의 붉은색 실선은 폐업 직전 시점($k=-1$)에서 해당 하위 처치집단에 속한 개인들의 평균 종속변수 값으로 추정된 회귀계수를 정규화한 값을 나타낸다. 그림의 패널 (a)-(c)는 반복 진입자 집단에 대한 추정치를, 패널 (d)-(f)는 전환자 집단에 대한 정규화된 추정치를 보여준다. 즉 본 절의 그림은 폐업 이후 서로 다른 커리어 경로에 따라 소득, 임금 및 근로시간이 어떻게 변하는지를 비교하여 제시한다.

한편 본 절에서는 분석결과를 해석하는 데 있어 연간 근로소득보다는 시간당 임금과

11) 기준연령 폐업자 중 37.0%는 폐업 직후 곧바로 새로운 자영업을 시작하며, 50.6%는 폐업 후 2년 이내에 자영업에 재진입한다. 본 분류는 사후적으로(ex post) 정의된 것이므로, 관측되는 소득 및 자산 동학은 이후 커리어 선택의 인과적 효과라기보다는 폐업 이후 조정 경로의 이질성을 반영하는 것으로 해석해야 한다. <부록 F>에서는 k=−1 시점에 폐업하고 다음 시점(k=0)에 즉시 재진입한 기준연령 개인만을 재진입 집단으로 재정의하여, 지연 재진입자를 제외하는 대안적 분류를 사용하여 추가분석을 실시하였다. 이 경우에도 본 절과 질적 및 양적 측면에서 모두 유사한 결과가 도출되어, 본 연구의 분석 결과가 처치집단 정의 방식에 민감하게 변하지 않음을 확인할 수 있었다

12) 처치집단에 속하는 개인 중 반복 진입자 그룹과 전환자 그룹에 속하는 기준연령 개인의 수는 각각 242명과 257명으로, 절대적으로 매우 작은 규모는 아니지만 event-study 모형에서 시점별 효과를 세분화하여 추정한 결과의 통계적 정밀도가 충분히 높다고 보기는 어려울 것이다.

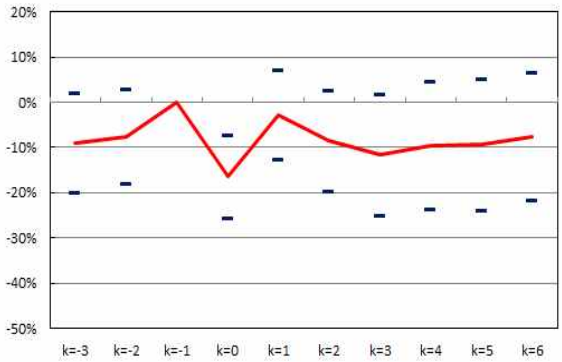
근로시간의 변화에 보다 초점을 두고자 한다. 이는 자영업과 임금근로 부문 간의 선택을 내생화한 구조모형의 설정 측면에서는 폐업 이후의 커리어 선택에 따른 총소득 변화가 임금률의 변화에 기인하는지, 혹은 노동공급(근로시간)의 조정에 기인하는지를 구분하는 것이 중요하기 때문이다. 특히 반복 진입자의 경우 단기적 소득 변화가 시간당 임금과 근로시간 중 어떠한 요인에 의해 주로 기인하는지를 확인하는 것은 모형의 메커니즘을 설계하는 데 핵심적이다. 반면 전환자의 경우 임금근로 부문으로 이동한 이후 임금 프리미엄 또는 디스카운트가 존재하는지, 그리고 근로시간 조정을 통해 총소득을 보전하는지 여부는 자영업 폐업의 장기적 경제적 귀결을 평가하는 데 중요한 단서를 제공한다.

전체 표본을 사용한 분석 결과를 나타내는 그림 Ⅶ-3을 보면 반복 진입자와 전환자 모두 평균적으로 폐업 직후 상당한 소득 감소를 경험하며 이후 소득 조정 경로에 있어 상당한 이질성을 확인할 수 있다. 구체적으로 전환자 집단의 경우 $k=1$ 시점에서 시간당 임금이 17.3% 감소한 것으로 나타났다(패널 (e)). 이후 시간이 경과함에 따라 개인들이 임금근로 부문 내에서 직무 특수적 인적자본을 추가로 축적하거나 더 적합한 일자리로 이동하는 과정을 거치면서 시간당 임금 손실 중 일부가 회복되는 모습을 보였으나 $k=6$ 시점에서도 여전히 폐업 이전 대비 9.3% 낮은 수준을 지속하였다.[13] 반면 주당 근로시간의 경우 최대 약 1시간 정도 증가하는데 그쳐, 폐업 후 근로시간의 조정은 제한적(패널 (f))인 것으로 나타났다. 이를 종합해보면 폐업 직후 전환자들의 평균적인 노동소득 감소는 주로 임금근로로 전환하는 과정에서 시간당 임금이 감소한 데 기인하며, 이에 따라 폐업 후 6년이 지난 시점에서도 여전히 폐업 직전 대비 근로소득이 약 5% 낮은 수준을 지속하는 것으로 나타났다.

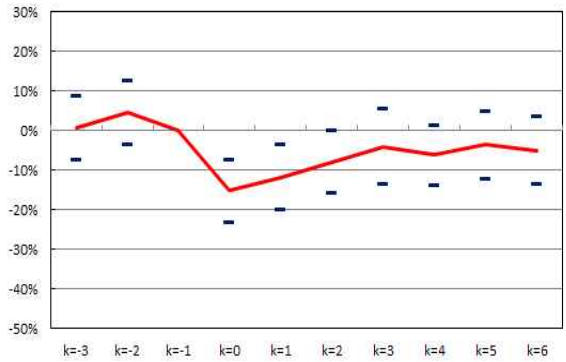
반면 반복 진입자 집단의 경우 근로소득(패널 (a)) 및 시간당 임금(패널 (b))은 자영업 폐업 이전과 이후 모두에서 지속적으로 낮은 수준을 보였다. 구체적으로 반복 진입자의 경우 폐업 후 3~6년이 지난 시점에서도 시간당 임금은 폐업 2~3년 전 수준과 거의 유사하거나 다소 낮은 수준에 머물렀다. 이는 해당 집단이 폐업 이전부터 이미 소득 잠재력 측면에서 자영업을 지속한 집단에 비해 부정적으로 선택되어 있었음을 시사한다. 한편 폐업 직전 기간에는 일시적으로 소득이 증가하는 모습을 보이는데, 이는 청산 과정에서 발생한 일시적 수입에 기인하였을 것으로 추측된다. 그러나 이후 자영업으로 재진입하더라도 폐업 이전 대비 유의미한 임금 개선은 나타나지 않았다. 또한 반복 진입자 집단에서는 지속적인 임금 손실 중 일부를 근로시간 증가를 통해 상쇄하려는 움직임(패널 (c))이 관측되었다. 추정 결과 $k=3$~$k=6$ 사이에 주간 근로시간이 유의미하게 지속적으로 증가하는 것으로 나타났는데, 이는 근로시간 변경(intensive margin)을 통한 노동공급 조정이 근로소득의 감소를 부분적으로 보완하는 역할을 수행하고 있음을 시사한다.

13) 다수의 관련 연구에 따르면 직무 특수적 인적자본의 축적은 고용관계 초기 단계에서 가장 빠르게 이루어지는 경향이 있다(Dustmann & Meghir, 2005; Gathmann & Schonberg,2010;Topel,1991).

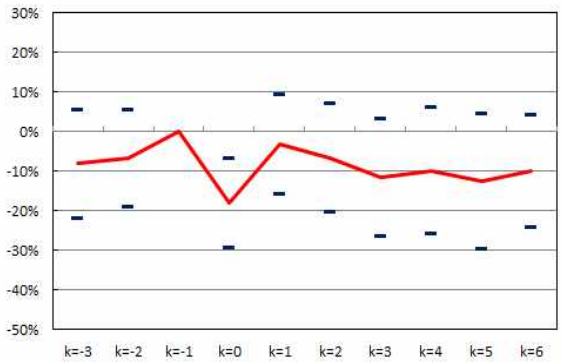
<그림 Ⅶ-3> 대안적 처치집단을 사용한 근로소득 회귀계수 추정치: 전체 표본



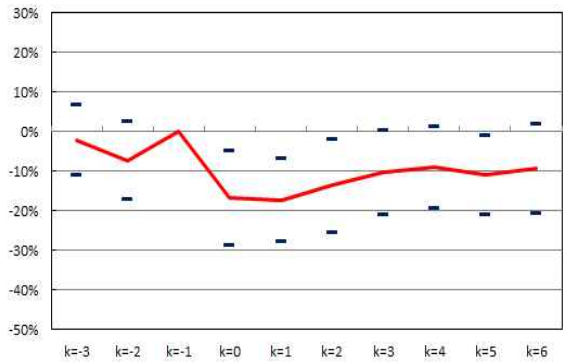
(a) 반복 진입자: 근로소득



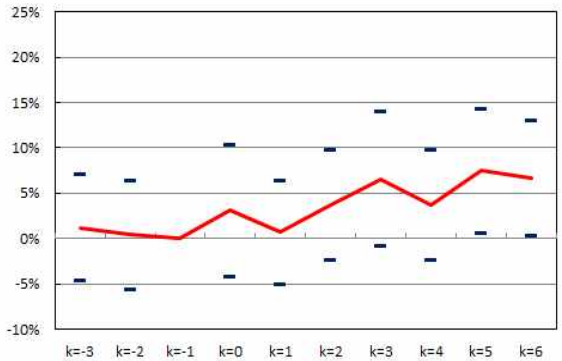
(d) 전환자: 근로소득



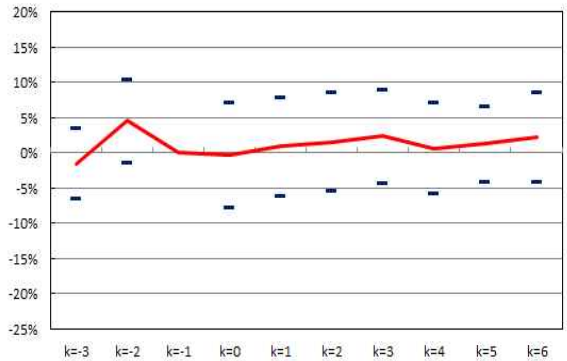
(b) 반복 진입자: 시간당 임금



(e) 전환자: 시간당 임금



(c) 반복 진입자: 주간 근로시간



(f) 전환자: 주간 근로시간

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업을 전후로 근로소득, 시간당 임금 및 주간 근로시간의 변화에 대한 event-study 추정 결과를 나타냄
2) 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 처치군에 속하는 개인의 폐업 직전 시점(k=-1)의 종속변수 평균으로 정규화한 결과를 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

나. 연간 근로소득: 하위 표본

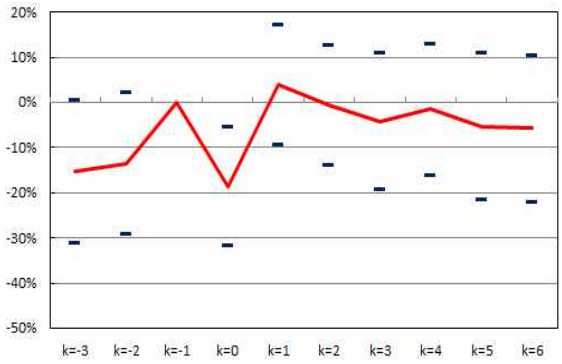
전체 표본을 제조업 집중도에 따라 高-제조업 지역(그림 Ⅶ-4)과 低-제조업 지역(그림 Ⅶ-5)으로 구분한 하위 표본을 사용하여 각각에 대해 연간 근로소득의 동학을 점검해 본 결과 전반적인 패턴은 전체 표본에서의 결과와 크게 다르지 않으나, 시간당 임금과 근로시간의 조정 방식에서 일부 차이가 나타났다.

먼저 시간당 임금의 경우, 자영업 재진입자의 임금 경로는 지역에 관계없이 비교적 유사한 흐름을 보였다. 高-제조업 지역의 재진입자는 k=-1 시점 대비 k=-3 시점에서 시간당 임금이 8.2% 낮았으며, k=6 시점에서도 여전히 9.9% 낮은 수준에 머물렀다. 低-제조업 지역에서도 동일 시점에서 각각 5.1%, 6.3% 낮은 수준을 기록하여, 감소 폭의 크기에는 다소 차이가 있으나 전반적으로 폐업 이전부터 임금 수준이 낮고 재진입 이후에도 임금 수준의 뚜렷한 변화가 나타나지 않았다. 이는 지역과 무관하게 자영업 부문에서의 생산성 또는 소득 잠재력이 재진입 여부에 크게 영향을 받지 않음을 시사하며, 구조모형의 설정 측면에서는 자영업자로서의 고유 능력과 같은 시간불변적 요인이 이러한 임금 경로를 설명하는 핵심 요인으로 작용할 가능성을 뒷받침한다.

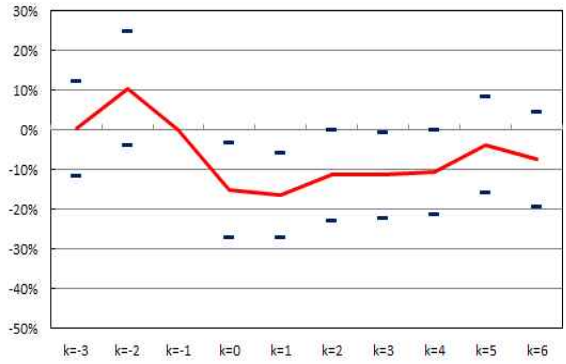
반면 전환자의 경우, 재진입자와 달리 폐업 이전 대비 상당한 폭의 시간당 임금 감소가 관찰되었다. 高-제조업 지역의 전환자는 k=-1 시점 대비 k=-3 시점과 k=6 시점에서 시간당 임금이 각각 7.9% 및 15.9% 낮은 수준을 기록하여, 임금근로 부문으로의 이동 이후 단기적 손실뿐 아니라 장기적으로도 의미 있는 임금 하락을 경험하는 것으로 나타났다. 이는 재진입자 집단에서 관찰된 비교적 완만한 임금 격차와는 대조적인 결과이다. 低-제조업 지역의 전환자의 경우에도 高-제조업 지역만큼 뚜렷하지는 않으나, 커리어 전환에 따른 임금 감소 경향이 확인되었다. 이러한 결과는 자영업 부문과 임금근로 부문에서 활용되는 생산성 또는 능력 요인이 완전히 동일하지 않을 가능성을 시사한다. 따라서 구조모형의 설정 측면에서는 개인이 보유한 능력을 단일 차원의 공통 능력으로 가정하기보다는, 자영업 부문과 임금근로 부문에 특화된 부문별 고유 능력(sector-specific ability)을 구분하여 모형화할 필요성을 보여준다.

근로시간 조정 측면에서도 지역별로 일부 차이가 확인되었다. 高-제조업 지역에서는 재진입자와 전환자 모두 폐업 이후 근로시간을 증가시키는 경향이 나타났으며, 이는 시간당 임금 감소에 따른 소득 손실을 부분적으로 보완하려는 노동공급의 조정으로 해석된다. 특히 전환자의 경우 임금 하락 폭이 상대적으로 크게 나타난 만큼, 근로시간의 확대를 통해 총소득 감소를 완화하려는 움직임이 보다 뚜렷하게 관찰되었다. 低-제조업 지역에서도 재진입자의 경우 유사하게 근로시간을 늘리는 경향이 확인되었다. 반면 시간당 임금의 변동이 크지 않았던 低-제조업 지역 전환자의 경우 근로시간 조정 역시 제한적으로 나타나, intensive margin을 통한 소득 보전 효과는 상대적으로 미약하게 나타났다.

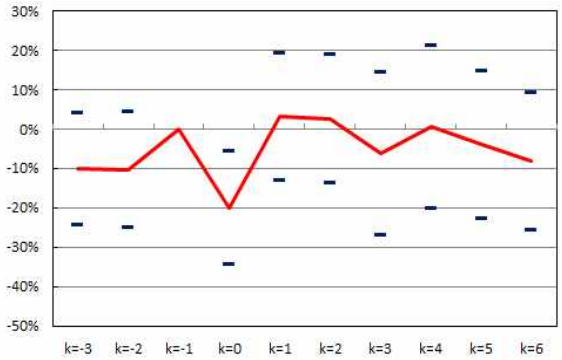
<그림 Ⅶ-4> 대안적 처치집단을 사용한 근로소득 회귀계수 추정치: 高-제조업



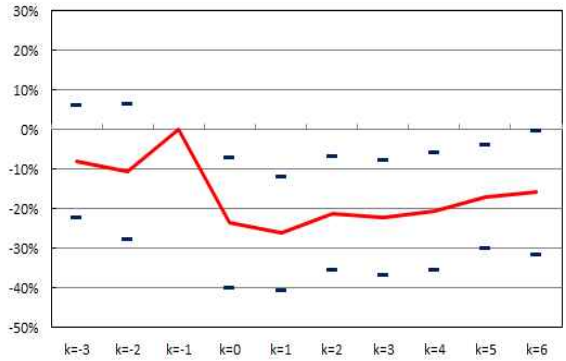
(a) 반복 진입자: 근로소득



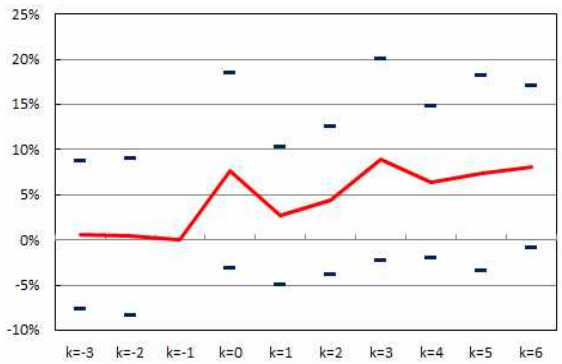
(d) 전환자: 근로소득



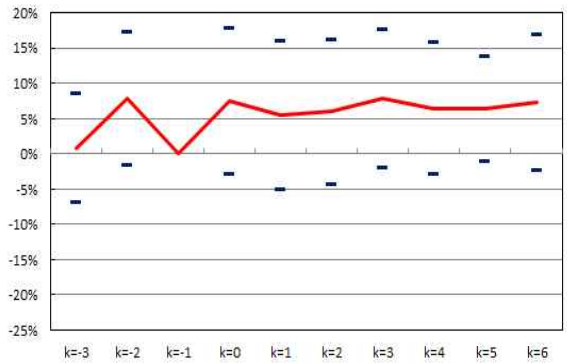
(b) 반복 진입자: 시간당 임금



(e) 전환자: 시간당 임금



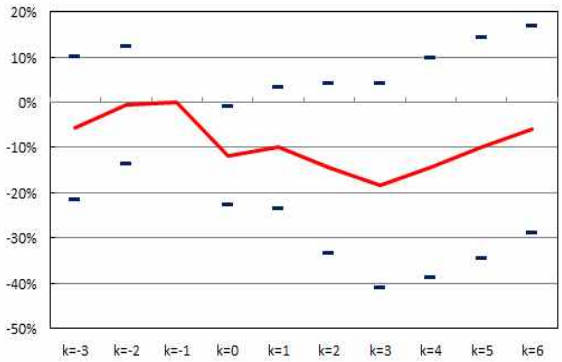
(c) 반복 진입자: 주간 근로시간



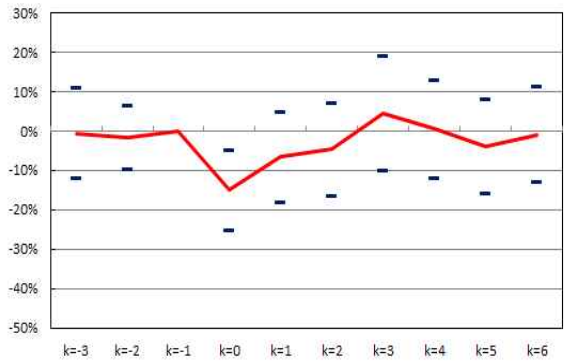
(f) 전환자: 주간 근로시간

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업을 전후로 근로소득, 시간당 임금 및 주간 근로시간의 변화에 대한 event-study 추정 결과를 나타냄
2) 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 처치군에 속하는 개인의 폐업 직전 시점(k=-1)의 종속변수 평균으로 정규화한 결과를 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

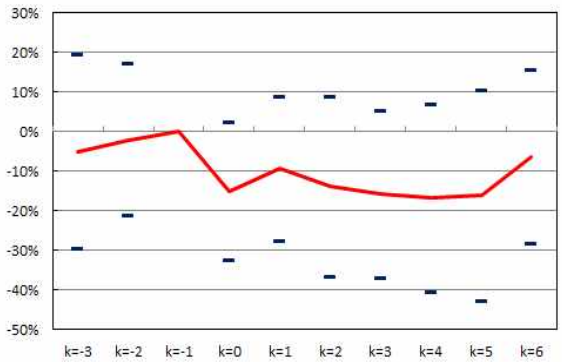
<그림 Ⅶ-5> 대안적 처치군 사용 근로소득 회귀계수 추정치: 低-제조업



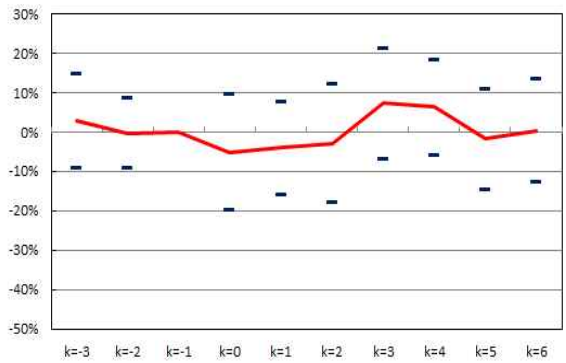
(a) 반복 진입자: 근로소득



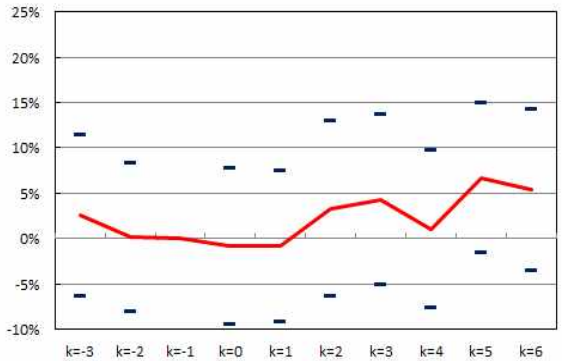
(d) 전환자: 근로소득



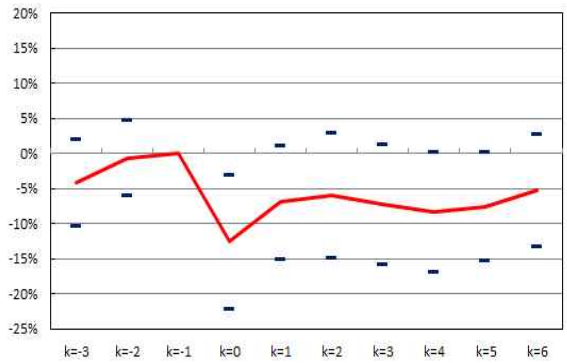
(b) 반복 진입자: 시간당 임금



(e) 전환자: 시간당 임금



(c) 반복 진입자: 주간 근로시간



(f) 전환자: 주간 근로시간

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업을 전후로 근로소득, 시간당 임금 및 주간 근로시간의 변화에 대한 event-study 추정 결과를 나타냄
2) 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 처치군에 속하는 개인의 폐업 직전 시점(k=-1)의 종속변수 평균으로 정규화한 결과를 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

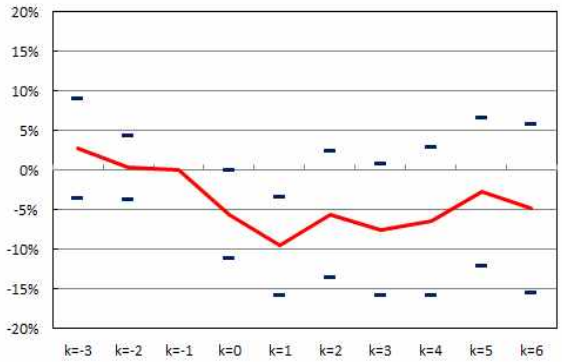
다. 非부동산 순자산: 전체 표본

그림 Ⅶ-6은 자영업 폐업을 전후로 한 非부동산 순자산, 총부채, 금융자산의 변화를 event-study 방식으로 추정한 결과를 보여준다. 분석은 근로소득에서와 동일하게 처치집단을 반복 진입자와 전환자로 세분하여 각각에 대해 별도로 수행하였다. 모든 패널은 기본모형과 동일한 사양을 사용하고, 자영업을 지속한 개인을 통제집단으로 설정하였다. 패널 (a)-(c)는 반복 진입자에 대한 event-study 계수를 폐업 직전 시점($k=-1$)의 총 순자산으로 정규화하여 제시하고, 패널 (d)-(f)는 전환자에 대해 동일한 방식으로 정규화한 추정치를 보여준다.

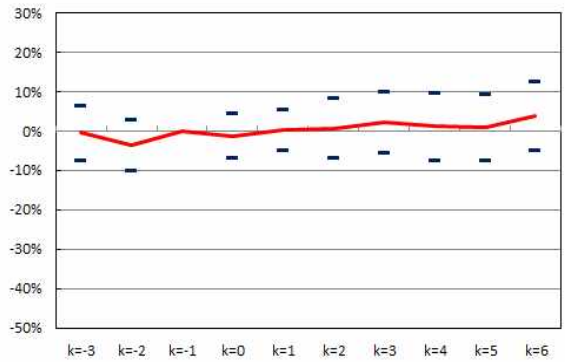
반복 진입자의 경우, 자영업 폐업은 非부동산 순자산의 뚜렷하고 지속적인 감소와 함께 총부채의 상당한 증가를 동반한다. 부채 증가는 폐업 직후 1년차에 정점을 이루며 이후 수년간 높은 수준을 유지하는 반면, 금융자산은 상대적으로 제한적인 조정만을 보였다. 이러한 결과는 반복 진입자의 재무상태 악화가 주로 부채 확대를 중심으로 이루어졌음을 시사한다. 반면 전환자의 자산 경로는 상당히 다른 양상을 보인다. 폐업 시점을 전후로 전환자는 금융자산이 소폭 감소하고, 동시에 부채도 다소 축소되는 모습을 보인다. 이러한 조정은 시간이 경과함에 따라 非부동산 순자산의 점진적인 증가로 이어진다. 즉 반복 진입자와는 다르게 전환자는 레버리지의 큰 폭 증가를 보이지 않으며, 이는 폐업 이후의 조정이 부채 확대에 크게 의존하지 않았음을 시사한다.

종합하면, 폐업 이후의 자산 동학은 자영업 폐업 이후 개인이 선택하는 경력 경로와 밀접하게 연관되어 있음을 보여준다. 반복 진입자의 경우, 자영업 재진입 결정은 급격한 부채 증가와 함께 나타나며 금융자산은 제한적으로만 조정된다. 이는 재진입을 위한 자금을 주로 차입에 의존하여 조달하며, 유동성 완충자산(liquidity buffer)을 유지하려는 행태일 가능성을 시사한다. 반면 주로 임금근로로 전환하는 전환자의 경우, 폐업 시점을 전후하여 非부동산 순자산의 변화는 크지 않았다. 이러한 상대적 안정성은 자영업 폐업 그 자체가 반드시 큰 자산 손실로 이어지는 것은 아님을 의미하며, 자산 조정의 핵심은 폐업 이후 재진입한 개인들에게서 관측되는 부채 확대에 있음을 시사한다.

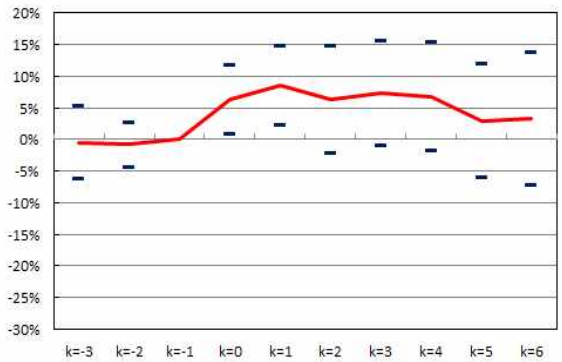
<그림 Ⅶ-6> 대안적 처치군 사용 非부동산 순자산 회귀계수 추정치: 전체 표본



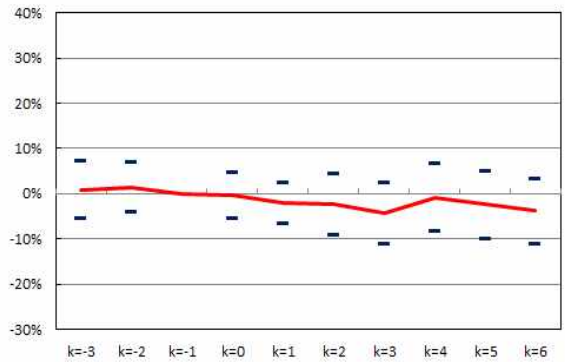
(a) 반복 진입자: 非부동산 순자산



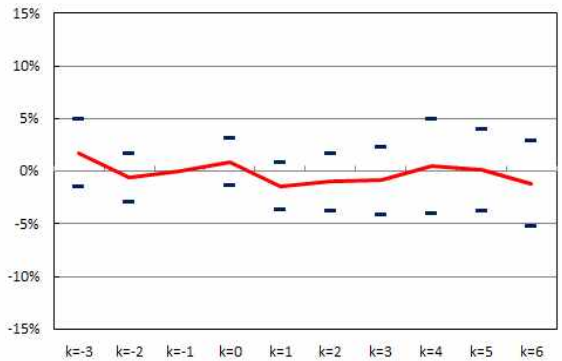
(d) 전환자: 非부동산 순자산



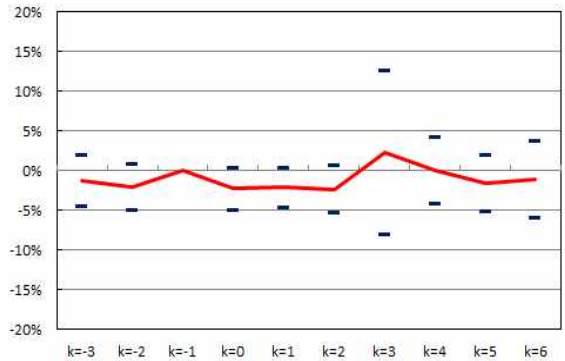
(b) 반복 진입자: 총부채



(e) 전환자: 총부채



(c) 반복 진입자: 금융자산



(f) 전환자: 금융자산

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업을 전후로 非부동산 순자산, 총부채 및 금융자산의 변화에 대한 event-study 추정 결과를 나타냄
2) 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 처치군에 속하는 개인의 폐업 직전 시점(k=-1)의 평균 총 순자산으로 정규화한 결과를 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

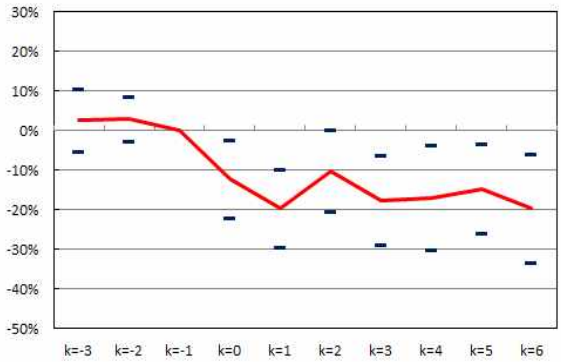
라. 非부동산 순자산: 하위 표본

그림 Ⅶ-7 및 Ⅶ-8은 제조업 집중도에 따라 각각 高-제조업 및 低-제조업 지역으로 분류한 하위그룹을 사용한 분석 결과를 나타낸다. 폐업 후 非부동산 순자산의 감소는 주로 高-제조업 지역의 반복 진입자를 중심으로 나타나는 것으로 확인되었다. 특히 高-제조업 지역에서 반복 진입자의 경우, 자영업 폐업 후 非부동산 순자산이 뚜렷하게 감소하며, 이러한 감소는 재창업 후 상당한 기간이 경과하더라도 거의 회복되지 않는 양상을 보였다. 반면 低-제조업 지역에서는 반복 진입자의 非부동산 순자산 변화가 상대적으로 제한적이거나 시간이 흐르면서 일부 증가 흐름을 나타냈으며, 전환자의 경우에는 지역 구분과 무관하게 非부동산 순자산의 변동 폭이 크지 않은 것으로 나타났다.

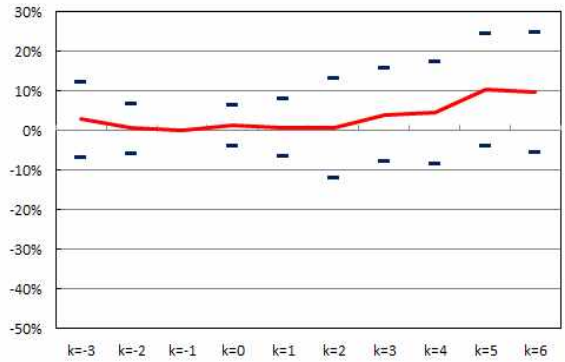
또한 高-제조업 지역을 대상으로 한 event-study 회귀분석 결과에서 나타나는 非부동산 순자산의 하락은 주로 부채 확대에 의해 설명되는 특징을 보였다. 즉, 금융자산의 큰 폭 감소보다는 총부채의 증가가 재무구조 악화를 주도하는 것으로 나타나, 해당 지역의 반복 진입자들은 재창업 과정에서 기존 자기자본의 축적분을 활용하기보다는 차입에 보다 적극적으로 의존하고 있음을 시사한다. 반면 高-제조업 지역의 전환자 및 低-제조업 지역의 재창업자와 전환자 모두에서 부채가 늘어나는 현상이 나타나지 않았으며 금융자산 또한 제한적으로 조정되는 움직임을 보이면서 이들의 非부동산 순자산 역시 큰 변화를 보이지 않았다.

종합하면, 폐업 이후 자산 동학은 개인의 경력 경로뿐 아니라 지역의 산업 구조와도 밀접하게 연관되어 있음을 보여준다. 특히 제조업 비중이 높은 지역에서는 자영업 재진입이 보다 적극적인 차입 확대와 결합되어 나타나며, 이에 따라 非부동산 순자산의 하락이 두드러지는 반면, 제조업 비중이 낮은 지역이나 전환자의 경우에는 자산 조정이 상대적으로 완만하게 이루어지는 것으로 판단된다. 다만 이러한 결과는 하위그룹을 다시 세분화한 처치집단을 중심으로 도출된 것이기 때문에, 상대적으로 작은 표본 규모에 기초한 추정치라는 점에서 해석에 주의가 필요하다. 특히 하위집단별 event-study 추정은 시점별 유효 표본이 제한될 수 있으며 이로 인해 통계적 정밀도가 충분히 높지 않을 가능성이 있다. 따라서 본 분석의 결과를 일반적이고 보편적인 패턴으로 단정하기보다는, 표본 내에서 이러한 방향의 동학이 관찰된다는 점을 보여주는 증거로 이해하는 것이 보다 적절할 것이다.

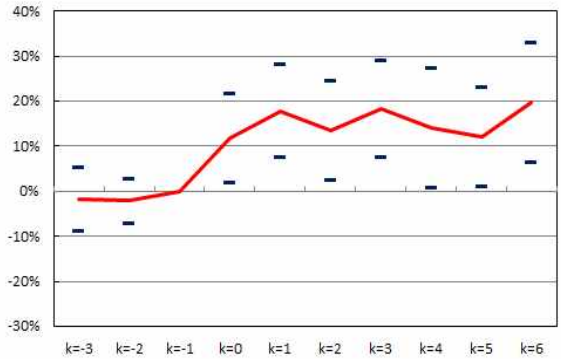
<그림 Ⅶ-7> 대안적 처치군 사용 非부동산 순자산 회귀계수 추정치: 高-제조업



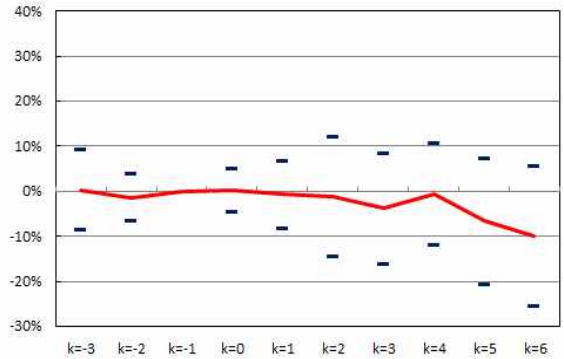
(a) 반복 진입자: 非부동산 순자산



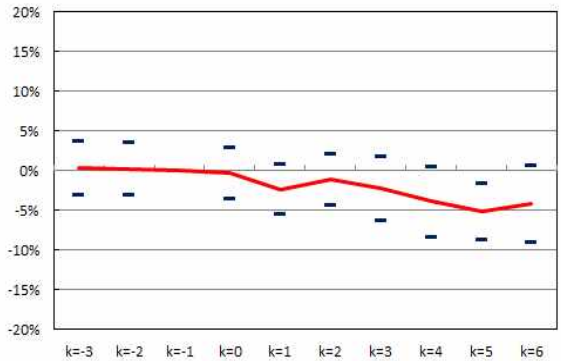
(d) 전환자: 非부동산 순자산



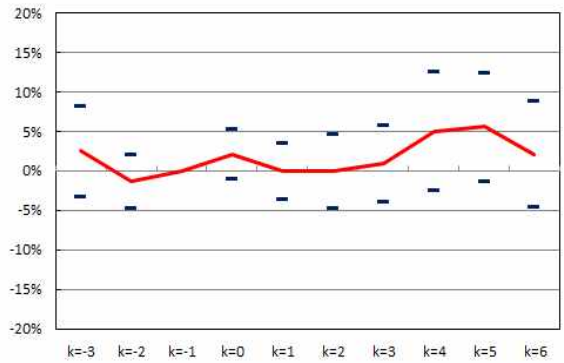
(b) 반복 진입자: 총부채



(e) 전환자: 총부채



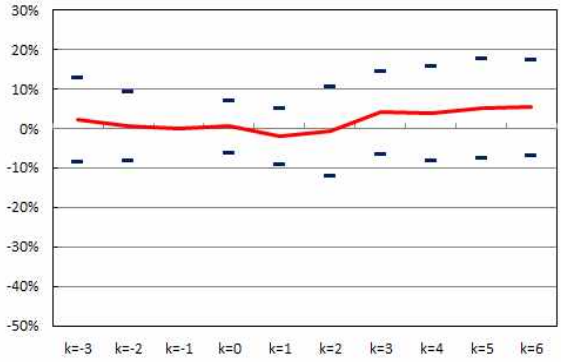
(c) 반복 진입자: 금융자산



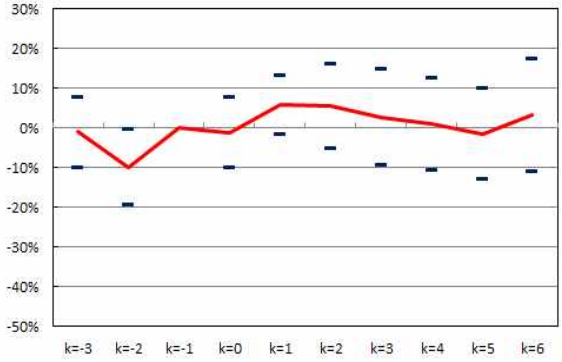
(f) 전환자: 금융자산

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업이 非부동산 순자산에 미치는 영향에 대한 event-study 추정 결과를 나타냄
2) 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 처치군에 속하는 개인의 폐업 직전 시점(k=-1)의 평균 총 순자산으로 정규화한 결과를 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

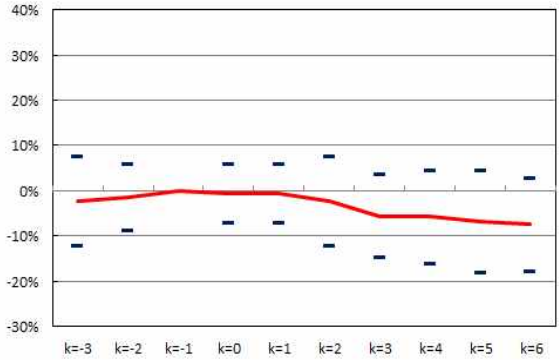
<그림 Ⅷ-8> 대안적 처치군 사용 非부동산 순자산 회귀계수 추정치: 低-제조업



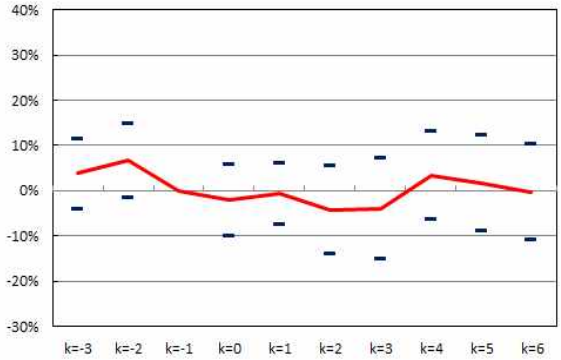
(a) 반복 진입자: 非부동산 순자산



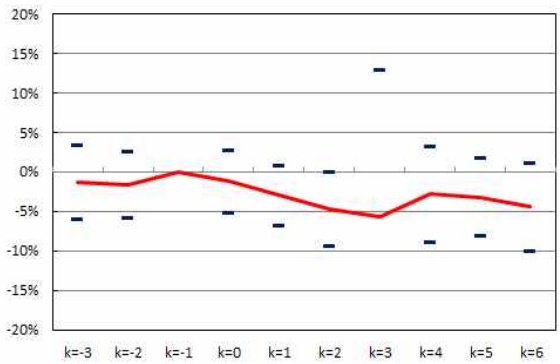
(d) 전환자: 非부동산 순자산



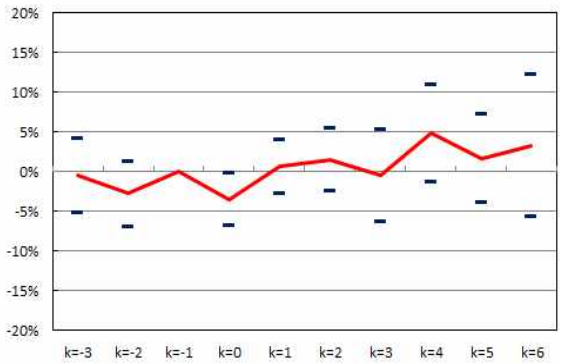
(b) 반복 진입자: 총부채



(e) 전환자: 총부채



(c) 반복 진입자: 금융자산



(f) 전환자: 금융자산

주: 1) 본 그림은 자영업 폐업이 非부동산 순자산에 미치는 영향에 대한 event-study 추정 결과를 나타냄
2) 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 처치군에 속하는 개인의 폐업 직전 시점(k=-1)의 평균 총 순자산으로 정규화한 결과를 나타냄
3) 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

Ⅷ. 분석 결과에 기초한 구조모형 설계와 정책적 함의

본 절은 Ⅵ장과 Ⅶ장에서 제시한 회귀분석 결과를 바탕으로, 자영업 부문을 명시적인 커리어 선택의 옵션으로 포함하는 동태적 구조모형의 설계와 폐업자 지원정책의 방향에 대한 함의를 논의한다. 앞선 분석 결과는 자영업 폐업 후 조정의 과정이 단일 경로를 따르기보다는 폐업 후 선택한 경력 경로와 지역별로 소득, 노동공급, 자산 및 부채의 조정 양상이 서로 다르게 나타남을 보여주었다. 이러한 결과는 현실 설명력이 높은 구조모형을 설계하기 위해 부문별 기대수익과 위험, 학습, 금융제약, 노동공급 조정, 그리고 자산·부채를 포함한 가계 대차대조표의 변화를 적절하게 반영할 필요가 있음을 시사한다. 또한 정책적 측면에서는 폐업자를 동질적인 집단으로 간주한 일률적 지원보다, 반복 진입자와 임금근로 전환자, 그리고 高-제조업 지역과 低-제조업 지역 간에 상이하게 나타나는 위험구조를 반영한 선별적·맞춤형 지원체계가 보다 적절함을 시사한다.

1. 구조모형 설계 측면에서의 함의

가. 노동소득

폐업자의 폐업 후 커리어 선택에 대한 분석 결과, 이들의 선택은 무작위적이기보다는 선별적으로 이루어지고 있음을 확인할 수 있었다. 자영업 폐업 후 재창업을 선택하는 개인들은 평균적으로 소득 경로 측면에서 폐업 2~3년 전과 폐업 후 사이에 유의미한 차이를 경험하지 않음에도 불구하고 다시 자영업으로 재진입하는 경향을 보였다. 반면 전환자는 폐업 후의 소득이 폐업 전 자영업 부문에서의 소득보다 평균적으로 낮게 유지되는 상황임에도 불구하고 임금근로 부문으로의 전환을 선택하고 있음을 확인할 수 있었다. 이러한 패턴은 부문 선택이 단순히 기대소득 수준에 의해 기계적으로 결정되는 것이 아니며 개인이 불확실성 하에서 각 부문별 수익과 위험에 대해 형성하는 기대에 기반한 선택적 정렬(selective sorting)의 결과로 해석될 수 있다.

본 고의 분석을 통해 드러나는 이질적인 소득 동학은 구조모형 설계에 있어 다음과 같은 명확한 지침을 제공한다. 반복 진입자와 전환자의 상반된 행동을 모형 내에서 내생적으로 설명하기 위해서는, 구조모형에 위험회피 성향과 부문별 능력에 대한 학습(learning)을 포함할 필요가 있다. 구체적으로 개인은 자영업 부문과 임금근로 부문 각각에 대해 잠재적 능력을 보유하되, 각 부문에서 자신의 실제 생산성에 대해서는 사전적으로 불확실성에 직면해 있다고 가정하는 것이 적절할 것이다. 만약 부문 간 생산성 차이에 대한 불확실성이 없다면, 현실에서 관측되는 자영업으로의 지속적 유입과 조기 이탈을 동시에 설명하기 어려울 것이기 때문이다. 반면, 불확실성 하에서 학습 체계를 도입한다면, 개인은 가용한 정보에 기반한 사전적 기대(prior belief)를 바탕으로 어느 부문에 진입할지를 결정하고, 이후 누적된 경험을 통해 부문별 능력에 대한 신념을 점진적으로

갱신(posterior belief)하게 된다. 이 과정에서 갱신된 기대수익이 초기 기대에 미치지 못하는 개인을 중심으로 타 부문으로의 이탈이 발생하며, 반대로 높은 기대를 유지하는 개인은 해당 부문에 잔류하거나 재진입을 선택하게 된다. 이러한 설정은 모형이 부문 간 이동을 기대 형성과 학습 과정을 통해 내생적으로 설명할 수 있게 한다.

한편 기대수익과 불확실성만으로 설명되지 않는 부문 간 이동은, 임금근로 부문에서의 외생적 해고 충격과 유사한 자영업 외생적 종료 충격(random self-employment exit shock) 등을 도입함으로써 설명할 수 있을 것이다. 여기에 더해 자영업 부문이 임금근로 부문과 구별되는 자율성, 위험선호, 근로시간 유연성 등 비금전적 특성(non-pecuniary benefits)을 제공하며, 이에 대한 개인의 선호가 이질적이라는 점까지 포함한다면, 실제 데이터에서 관찰되는 경력 경로를 보다 정교하게 재현할 수 있을 것이다.

이와 같은 모형 설정하에서 반복 진입자와 전환자의 선택을 다음과 같이 해석할 수 있다. 반복 진입자의 재진입은 자영업 능력에 대한 강한 신념을 유지하는 상황을 반영한다. 이들은 소득 변동성이 더 크더라도 자영업의 기대 가치를 임금근로보다 높게 평가하거나, 혹은 자율성과 같은 비금전적 요소에 높은 가중치를 두는 개인일 수 있다. 이 경우 폐업은 낮은 생산성 때문이 아니라 외생적 종료 충격의 실현으로 발생하며, 동 충격에 의해 폐업한 개인은 재진입을 선택할 가능성이 높다. 특히 반복 진입자의 폐업 전후 소득 변화가 크지 않다는 점은 이러한 해석과 부합한다. 반면 전환자의 경우, 초기에는 자영업 능력에 대한 실제 잠재력보다 낙관적으로 형성한 신념으로 인해 자영업으로의 진입을 선택하지만, 경험 축적의 과정에서 평균적으로 신념의 하향 조정을 경험하게 될 것이다. 이러한 상황에서 자영업 부문에서의 기대소득이 여전히 임금근로보다 높더라도, 위험회피적 개인에게 필요한 위험 프리미엄을 충분히 보상하지 못한다면 기대효용은 임금근로 부문이 더 높을 것이다. 이 경우 사전적 기대보다 낮은 능력을 가졌다는 신념을 가진 개인들을 중심으로 임금근로로의 전환이 발생하게 될 것이다. 즉 이러한 부문 간 전환을 재현하기 위해서 모형은 부문별 경험과 신념을 포함할 필요가 있으며, 학습을 허용하지 않는 모형으로 현실에서 관측되는 전환 패턴을 설명하려 할 경우 매우 큰 일시적 생산성 충격을 도입해야 할 것인데, 이는 다른 실증적 사실들과의 정합성을 저해할 우려가 있다.

이에 더해 본 고의 분석 결과에서는 intensive margin을 통한 조정이 제한적인 형태로 이루어지고 있는 것으로 나타났지만, 자영업 폐업 전후의 소득 변화를 적절하게 포착하기 위해서는 여전히 노동시간의 선택을 모형화할 필요가 있다. 실증분석 결과 반복 진입자는 임금의 변화 중 일부를 근로시간을 늘려 상쇄하지만, 이는 소득을 높이는 요인이기보다는 손실을 상쇄하는 보상적 메커니즘에 가깝다. 한편 전환자의 경우 근로시간 변화는 상대적으로 미미하기 때문에, 폐업 후 시간이 흐르면서 소득이 부분적으로나마 회복되는 것은 주로 근로경험 축적에 따른 임금 동학에 기인하는 것으로 나타났다. 이와 같은 조정 과정을 감안할 때 근로시간은 매기 선택 변수로 모형화할 필요가 있으며, 특히 임금근로 부문과 비교할 때 자영업 부문에서의 근로시간 결정 자율성 차이를 반영한다는 점에서도 내생적 근로시간 선택을 모형화하는 것이 필요하다.

나. 순자산

한편 자영업 폐업 후 자산의 변화에 대한 실증분석 결과는, 폐업 후 경력 전환을 설명하는 구조모형에 있어 부와 가계의 재무상태(balance sheet)를 어떻게 반영해야 하는지에 대해 중요한 지침을 제공한다. 본 연구의 핵심 결과 중 하나는 자영업 폐업 후 非부동산 순자산이 감소하는 정도가 크지 않고 기간도 길지 않다는 것이다. 이는 자영업 자본(K_{it})의 청산 과정에서 발생할 수 있는 자본조정비용, 즉 매몰비용(sunk cost)이나 헐값 매각에 따른 손실(fire-sale loss)이 실증적으로 크지 않음을 시사한다. 따라서 구조모형은 자본 스톡 K_{it}, 자영업 자본에 대한 신규투자 I_{it}, 감가상각률 δ 및 폐업 시 추가 청산손실 δ^{Exit}과 같은 파라메터를 명시적으로 추적하지 않더라도, 관측되는 개인들의 자산 동학 혹은 저축을 재현하는 데 큰 제약을 받지 않을 가능성이 높다. 다시 말해, 별도의 자본 상태변수를 도입하기보다는 소득을 주로 부문별 능력(자영업 자본으로부터 발생하는 수익 제외)을 통해 설명하고, 잔여적 폐업 비용은 확률적 충격으로 처리하는 형태로 보다 간명하게 모형화하는 것이 가능하다. 이러한 단순화는 상태공간을 크게 축소하면서도 실제 개인들의 생애주기에 따른 자산의 축적을 적절하게 구현하는 것을 가능하게 할 것이다.[14]

반면 자영업으로 재진입하는 반복 진입자의 경우, 폐업 후 재무상태가 악화되는 모습을 보였으며, 이는 주로 부채의 급격한 증가를 수반한다. 이러한 결과는 부의 총수준(level)뿐 아니라 부의 구성(composition)을 함께 모형화하는 것의 중요성을 시사한다. 특히 재진입이 축적된 자산의 활용보다는 차입 확대를 통해 이루어진다는 점은 금융시장 불완전성(financial market imperfections)의 역할이 핵심적임을 보여준다. 따라서 구조모형은 유동자산과 비유동자산을 구분할 수 있거나, 혹은 최소한 차입제약(borrowing constraints)을 포함하는 설정이 필요하다. 이러한 구조가 있어야만 내부 자금이 제한적인 개인들이 소득 변동성이 큰 자영업 환경하에서 왜 차입을 통한 재진입을 선택하는지를, 그리고 차입제약에 따른 임금근로 부문으로의 전환 등을 합리적으로 설명할 수 있다. 특히 이러한 모형 설정을 통해 자영업 소득의 높은 변동성에 대비하여 유동성을 보존하려는 동기가 차입 확대를 초래하고 있는지를 점검하는 것도 가능할 것이다.

종합하면, 노동공급을 중심에 두는 구조모형에서 물리적 자본투자 동학을 정교하게 모형화하는 것은 금융제약을 명시적으로 반영하는 것에 비해 상대적으로 부차적(second-order)일 가능성이 있다. 총자산이나 非부동산 순자산이 장기간에 걸쳐 크게 감소하지 않는다는 실증 결과를 감안할 때, 별도의 자본 스톡 상태변수를 추적하는 데 수반되는 계산 부담은 충분히 정당화되기 어렵다. 다만 반복 진입자의 레버리지 동학을 적절히 재현하기 위해서는, 모형이 부(-)의 순자산을 허용하고 차입 한도를 명시적으로 설정할 필요가 있다. 이는 재진입 과정에서 관찰되는 부채 확대가 단순한 소득 충격이

14) 다만 여기서 "자본 손실이 크지 않다"는 사실과 "후생 손실이 크지 않다"는 점은 명확히 구분할 필요가 있다. 실제로 본 연구의 분석 결과 소비는 폐업 후 지속적으로 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 순자산의 손실이 크지 않더라도 후생 비용은 여전히 존재할 수 있음을 의미한다.

아니라 금융제약 하에서의 최적 선택임을 설명하기 위해 필수적인 요소이다. 따라서 본 연구의 분석 결과를 감안할 때, 물리적 자본 축적 과정을 명시적으로 모형화하기보다는 저축과 부채를 통해 연결되는 기간 간 예산제약(intertemporal budget constraint)을 유지하는 보다 간결한 구조를 채택하는 것이 바람직할 것이다. 특히 부를 진입 가능성, 신용 접근성, 위험 부담 능력을 결정하는 핵심 상태변수로 설정하고, 차입제약을 명시적으로 도입함으로써, 계산 복잡도를 크게 증가시키지 않으면서도 실증적으로 관찰된 재진입 행태와 재무상태의 변화를 충분히 설명하는 것이 가능할 것이다.

2. 정책적 함의

본 연구의 실증분석 결과는 자영업 폐업의 경제적 효과가 집단별・경력경로별・지역별로 상당히 이질적임을 보여준다. 따라서 폐업자를 하나의 동질적 집단으로 간주하여 일률적으로 지원하는 방식은 정책 효율성 측면에서 재검토할 필요가 있다.

첫째, 폐업이 항상 구조적 빈곤화로 이어지는 것은 아니다. 임금근로로 전환한 집단은 평균적으로 지속적인 대규모의 순자산의 감소를 경험하지 않는 경우가 많았다. 이는 폐업 그 자체가 곧 장기적 재무 붕괴를 의미하지 않음을 시사한다. 따라서 모든 폐업자를 동일하게 대규모의 재정 손실을 경험하는 집단으로 간주하고 일괄적으로 현금성 지원을 제공하는 정책의 지속 및 확대는 신중히 검토할 필요가 있다.

둘째, 재진입자의 부채 확대 위험에 대한 보다 정밀한 대응이 요구된다. 특히 제조업 비중이 높은 지역에서는 자영업 재진입자가 폐업 이후 非부동산 순자산이 감소하고, 그 감소가 주로 부채 확대를 통해 발생하는 특징이 나타났다. 이는 재창업 과정에서 차입 의존도가 높아지며 재무적 취약성이 누적될 가능성을 의미한다. 따라서 재창업 지원정책은 단순 자금 공급 확대에 그치기보다는 차입 구조의 건전성 관리, 신용위험 평가 기반의 차등 지원, 재창업 전 재무 진단 강화 등을 병행하는 방식으로 설계할 필요가 있다.

셋째, 임금근로 전환자의 소득 손실에 대한 구조적 대응이 필요하다. 특히 제조업 집중도가 높은 지역에서는 임금근로로 전환한 이후 시간당 임금의 상당한 감소가 장기적으로 지속되는 현상이 관찰되었다. 이는 자영업에서 축적한 인적자본이 임금근로 부문에서는 충분히 활용되지 않을 가능성을 나타낸다. 따라서 단순 취업 알선 중심의 정책을 넘어 부문 간 기술 전환을 지원하는 직업훈련, 초기 전환 기간의 소득 보전 장치, 직무 적응을 지원하는 프로그램의 강화가 필요하다.

넷째, 폐업 자영업자 전반에 대한 넓고 얕은 지원보다는 좁고 깊은 지원으로의 전환이 필요하다. 본 연구의 분석 결과는 폐업 충격이 모든 집단에 균등하게 발생하지 않음을 보여준다. 일부 집단은 비교적 안정적인 자산 경로를 유지하는 반면, 다른 집단은 부채 누적과 지속적 임금 손실을 경험한다. 따라서 폐업자 전반에 대한 보편적 지원 체계를 유지하기보다는 부채 의존적 재창업을 시도하는 집단, 임금 전환 시 장기적 임금 감소를 경험하는 집단 등을 선별하여 보다 집중적인 지원을 제공하는 정밀 타겟팅 전략이 요구

된다.

다섯째, 인천과 같은 제조업 비중이 높은 지역에서는 지역 산업구조를 반영한 차별화된 폐업 지원체계의 구축이 필요하다. 본 연구의 분석 결과는 제조업 집중도가 높은 지역에서 자영업 폐업 이후 자산 손실이 평균적으로 더 크게 나타나며, 오래 지속되는 경향이 있음을 보여준다. 이는 해당 지역의 자영업이 설비·장비·재고 및 거래관계 등 자본집약적 요소와 밀접하게 연계되어 있기 때문으로 해석할 수 있다. 특히 인천은 제조업 기반과 항만·물류 기능이 결합된 산업구조를 가지고 있어, 非제조업 자영업자 역시 이러한 산업 생태계와 직·간접적으로 연결되어 있을 가능성이 높다. 따라서 인천 지역의 폐업 지원정책은 전국 단위의 획일적 구조를 따르기보다는, 자본 청산 부담이 큰 업종에 대한 선별적 지원, 폐업 이후 설비 및 자산의 원활한 재배치를 지원하는 연계체계의 구축, 그리고 지역 내 제조업·물류·서비스업 간 노동이동을 촉진하는 전환 프로그램 등을 포함하는 방향으로 설계될 필요가 있다. 이는 폐업 지원정책을 단순한 사후적 생계보전 차원을 넘어, 지역 산업생태계 내 자원의 효율적 재배치와 연계하는 방향으로 확장할 필요가 있음을 시사한다.

종합하면, 자영업 폐업은 단일한 경제적 결과를 초래하는 사건이 아니라 개인의 경력 경로와 지역의 산업구조 등에 따라 경제적 영향이 상당히 다를 수 있다. 이에 따라 폐업자를 지원하기 위한 정책 역시 획일적 접근을 넘어, 집단별 위험 구조와 지역의 산업구조적 특성을 반영하는 방향으로 정책 내용을 차별화하여 설계할 필요가 있다. 본 연구는 이러한 정책수립의 방향 전환 필요성을 실증적으로 제시하였다는 점에서 의의를 지닌다.

IX. 결론

본 연구는 자영업 폐업이 개인의 근로소득과 가계자산에 어떠한 경제적 효과를 초래하는지를 실증 분석하였다. 이를 위해 2007~2023년 KLIPS 종단면 자료를 활용하여 자영업 폐업 전후의 소득 및 非부동산 순자산 변화를 추적하였으며, 사건연구(event-study) 설계와 성향점수재가중(PSRW) 방법을 결합하여 폐업자의 변화를 자영업을 지속한 개인들과 비교하였다. 또한 인천의 자영업 구조를 보다 현실적으로 반영하기 위해 전국 표본을 高-제조업 지역과 低-제조업 지역으로 구분하고, 폐업 이후의 경력 경로에 따라 반복 진입자와 임금근로 전환자를 구분하여 이질적 효과를 추가적으로 분석하였다.

분석 결과, 자영업 폐업의 평균적 효과는 근로소득과 자산이 서로 다른 속도로 조정되는 복합적인 형태로 나타났다. 먼저 근로소득은 폐업 직후 약 15.9% 감소하였으며, 폐업 후 5~6년이 경과한 시점에도 6% 이상의 소득 격차가 남아 있어 단기 충격에 그치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 소득 감소는 주로 노동시간 축소보다는 시간당 임금의 하락에 기인하였다. 반면 非부동산 순자산의 감소는 상대적으로 제한적이었으며, 폐업 직후와 1년 차에 3~5% 수준의 감소가 관찰되었지만 이후에는 점진적으로 회복되는 경향을 보였다. 이는 폐업 직후 단기 유동성 수요에 대응한 부채 확대와, 이후 소비 조정 및 가계 대차대조표의 재조정을 통해 자산이 재축적되는 과정을 반영하는 것으로 해석된다.

한편 지역 산업구조와 폐업 후 경력 경로를 고려한 이질성 분석에서는 보다 뚜렷한 차이가 확인되었다. 高-제조업 지역에서는 폐업 이후 근로소득 감소 폭이 더 크고 자산 손실도 보다 지속적으로 나타난 반면, 低-제조업 지역에서는 자산 감소가 통계적으로 유의하지 않거나 비교적 빠르게 회복되었다. 또한 반복 진입자는 재진입 과정에서 총부채가 크게 증가하고 非부동산 순자산이 감소하는 모습을 보인 반면, 임금근로 전환자는 대규모 자산 손실 없이 임금 하락이 장기적으로 지속되는 경향을 보였다. 즉, 자영업 폐업의 경제적 효과는 평균적으로 단일한 경로를 따르기보다 지역의 산업구조와 이후의 경력 선택에 따라 상이한 조정 양상으로 전개되는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 구조모형이 자영업 자본의 명시적 축적 과정 자체보다 부문별 능력에 대한 학습, 금융제약, 노동공급 조정, 그리고 자산·부채의 대차대조표 변화를 핵심 메커니즘으로 반영할 필요가 있음을 시사한다. 또한 정책 측면에서는 폐업자를 동질적 집단으로 간주한 보편적 지원보다, 부채 의존적 재창업자와 임금근로 전환 과정에서 장기적 소득 손실을 경험하는 집단을 선별한 맞춤형 지원이 보다 적절함을 보여준다. 종합하면, 자영업 폐업의 경제적 효과는 경력 경로와 지역 산업구조에 따라 이질적으로 나타나므로, 이를 반영한 구조모형의 설계와 선별적 정책 대응이 필요하다.

<참고문헌>

안군원. (2024). 자영업자와 소득 불평등. 한국노동연구원.

Altonji, J. G., & Shakotko, R. A. (1987). Do wages rise with job seniority? The Review of Economic Studies, 54(3), 437-459.

Bradford, W. D. (2014). The "myth" that black entrepreneurship can reduce the gap in wealth between black and white families. Economic Development Quarterly, 28(3), 254-269.

Bruce, D., & Schuetze, H. J. (2004). The labor market consequences of experience in self-employment. Labour Economics, 11(5), 575-598.

Buera, F. J. (2009). A dynamic model of entrepreneurship with borrowing constraints: Theory and evidence. Annals of Finance, 5, 443-464.

Cagetti, M., & De Nardi, M. (2006). Entrepreneurship, frictions, and wealth. Journal of Political Economy, 114(5), 835-870.

Carroll, C. D. (1997). Buffer-stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis. The Quarterly Journal of Economics, 112(1), 1-55.

Davis, S. J., & Von Wachter, T. M. (2011). Recessions and the cost of job loss. National Bureau of Economic Research.

Deelen, A., de Graaf-Zijl, M., & van den Berge, W. (2014). Labour market effects of job displacement for prime-age and older workers. CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.

Dillon, E. W., & Stanton, C. T. (2017). Self-employment dynamics and the returns to entrepreneurship. National Bureau of Economic Research.

Dustmann, C., & Meghir, C. (2005). Wages, experience and seniority. The Review of Economic Studies, 72(1), 77-108.

Evans, D. S., & Jovanovic, B. (1989). An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints. Journal of Political Economy, 97(4), 808-827.

Evans, D. S., & Leighton, L. S. (1990). Some empirical aspects of entrepreneurship. In The Economics of Small Firms (pp. 79-99).

Failla, V., Melillo, F., & Reichstein, T. (2017). Entrepreneurship and employment stability—Job matching, labour market value, and personal commitment. Journal of Business Venturing, 32(2), 162-177.

Fairlie, R. W. (1999). The absence of the African-American owned business: An analysis of the

dynamics of self-employment. Journal of Labor Economics, 17(1), 80–108.

Fan, W., & White, M. J. (2003). Personal bankruptcy and the level of entrepreneurial activity. The Journal of Law and Economics, 46(2), 543–567.

Farina, E., Green, C., & McVicar, D. (2021). Are estimates of non-standard employment wage penalties robust to different wage measures? The case of zero-hour contracts in the UK. Industrial Relations: A Journal of Economy and Society, 60(3), 370–399.

Gathmann, C., & Schönberg, U. (2010). How general is human capital? A task-based approach. Journal of Labor Economics, 28(1), 1–49.

Hincapié, A. (2020). Entrepreneurship over the life cycle: Where are the young entrepreneurs? International Economic Review, 61(2), 617–681.

Hirano, K., Imbens, G. W., & Ridder, G. (2003). Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. Econometrica, 71(4), 1161–1189.

Hurst, E., & Lusardi, A. (2004). Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship. Journal of Political Economy, 112(2), 319–347.

Huttunen, K., Møen, J., & Salvanes, K. G. (2018). Job loss and regional mobility. Journal of Labor Economics, 36(2), 479–509.

Hyytinen, A., & Ruuskanen, O.-P. (2007). Time use of the self-employed. Kyklos, 60(1), 105–122.

Kaiser, U., & Malchow-Møller, N. (2011). Is self-employment really a bad experience? The effects of previous self-employment on subsequent wage-employment wages. Journal of Business Venturing, 26(5), 572–588.

Kambourov, G., & Manovskii, I. (2009). Occupational specificity of human capital. International Economic Review, 50(1), 63–115.

Kroeger, T., & Wright, G. (2021). Entrepreneurship and the racial wealth gap: The impact of entrepreneurial success or failure on the wealth mobility of black and white families. Journal of Economics, Race, and Policy, 4(3), 183–195.

Krolikowski, P. (2018). Choosing a control group for displaced workers. ILR Review, 71(5), 1232–1254.

Krolikowski, P., Zabek, M., & Coate, P. (2020). Parental proximity and earnings after job displacements. Labour Economics, 65, 101877.

Mahieu, J., Melillo, F., & Thompson, P. (2022). The long-term consequences of entrepreneurship: Earnings trajectories of former entrepreneurs. Strategic Management Journal, 43(2), 213–236.

Manso, G. (2016). Experimentation and the returns to entrepreneurship. The Review of Financial Studies, 29(9), 2319–2340.

Neal, D. (1995). Industry-specific human capital: Evidence from displaced workers. Journal of Labor Economics, 13(4), 653-677.

Oh, T. (2025). A long journey towards retirement: A dynamic structural model of labour supply and retirement with self-employment. Available at SSRN 5756203.

Ozturk, G. B., & Gallo, W. T. (2013). Effect of job loss on wealth accumulation of older workers. CUNY School of Public Health at Hunter College: U.S. Department of Labor (DOL).

Parker, S. C., Belghitar, Y., & Barmby, T. (2005). Wage uncertainty and the labour supply of self-employed workers. The Economic Journal, 115(502), C190-C207.

Quadrini, V. (2000). Entrepreneurship, saving, and social mobility. Review of Economic Dynamics, 3(1), 1-40.

Ramnath, S., Shoven, J. B., & Slavov, S. N. (2021). Pathways to retirement through self-employment. Journal of Pension Economics & Finance, 20(2), 232-251.

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1992). Liquidation values and debt capacity: A market equilibrium approach. The Journal of Finance, 47(4), 1343-1366.

Stevens, A. H., Moulton, J., & Couch, K. A. (2013). Effects of late-life job loss on wealth and labor supply. In Lifecycle Events and Their Consequences: Job Loss, Family Change, and Declines in Health (p. 81).

Sullivan, P. (2010). Empirical evidence on occupation and industry specific human capital. Labour Economics, 17(3), 567-580.

Telyukova, I. A. (2013). Household need for liquidity and the credit card debt puzzle. Review of Economic Studies, 80(3), 1148-1177.

Topel, R. (1991). Specific capital, mobility, and wages: Wages rise with job seniority. Journal of Political Economy, 99(1), 145-176.

[부록 A] 자영업 자본 및 신규 투자를 포함한 구조모형

본 부록에서는 본문 Ⅲ.1에서 요약적으로 제시한 동태적 구조모형의 상세한 구성을 제시하였다. 구체적으로, 실제 본 연구에서 자영업 진입을 감안한 노동선택을 분석하는 데 있어 필요한 모형은 자영업 자본(감가상각 및 신규 투자 포함), 자영업으로의 진입장벽, 및 자영업 폐업 과정에서 발생할 수 있는 잠재적인 자산손실을 모형에 명시적으로 포함한다. 그런데 동 요인을 구조모형에 적절히 반영하기 위해서는 상태공간의 차원과 선택변수의 수가 모두 확대될 뿐만 아니라 추정해야 할 구조 파라메터도 늘어나기 때문에 전반적인 모형의 복잡성과 policy function을 구하기 위해 필요한 연산 시간이 급속히 증가한다. 이러한 상황에서 만약 자영업 폐업 후 부 혹은 소득의 변화가 크지 않다면 동태모형의 핵심적인 현실 설명력을 유지하면서도 계산 부담을 상당히 줄이는 것이 가능할 것이다. 이하의 모든 식과 정의는 본문 Ⅲ.1에서 제시한 표기법을 그대로 사용하였다.

본 고는 부분균형(partial-equilibrium) 관점의 구조모형을 통해 자영업 폐업 과정에서 발생할 수 있는 자산 손실을 포착하는 데 필요한 핵심 요소들을 제시하고, 이러한 손실 가능성을 배제할 경우 모형이 어떻게 단순화되며 계산 부담이 얼마나 경감될 수 있는지를 보이고자 한다. 모형의 기본 구조는 다음과 같다. 각 개인은 차입 제약 하에 놓여 있으며 위험회피적이라고 가정한다. 개인은 매기 기대 생애효용을 극대화하기 위해 노동시장 참여 여부, 근로시간, 그리고 저축을 선택한다. 또한 본 모형은 자영업을 임금근로와 구분되는 독립적인 부문으로 설정하고, 자영업 폐업 시 발생 가능한 잠재적 자산 손실을 반영하기 위해 자영업 자본을 상태벡터에 포함하였다. 따라서 자본의 감가상각과 신규·대체투자 과정을 명시적으로 모형화해야 하며, 동시에 자본 수준이 생산함수 또는 소득함수를 통해 자영업 소득에 미치는 영향 역시 함께 반영할 필요가 있다.

노동시장 참여를 선택한 개인은 동시에 임금근로와 자영업 중 하나를 선택한다. 구체적으로 자영업 진입을 선택하는 경우 임금근로를 선택하는 경우와는 다르게 추가적으로 초기 자영업 자본투자 수준($K_{it} \in [0, \infty)$)을 결정한다. 한편 실제 진입은 진입장벽(entry barrier)의 존재로 인해 최종적으로 진입이 이루어지기 위해서는 개인이 진입장벽을 넘을 수 있을 만큼의 충분한 부를 보유하고 있어야 한다. 반면 이미 자영업자로 근로중인 경우 기존 자영업 자본에 대한 감가상각이 발생하며, 미래 수익을 위한 추가적인 자본투자 수준을 선택한다. 사회보장연금 수급과 관련해서는 모형의 단순화를 위해 수급 자격을 갖춘 개인이 일정한 수급 연령에 도달하면 연금 수령을 시작하도록 설정하였다. 즉, 본 모형은 사회보장연금 수급 신청 결정을 명시적으로 모형화하지 않는다. 또한 개인은 이러한 선택변수의 최적값을 결정하는 시점에서 완전한 정보를 갖지 못하며, 건강 상태, 의료비 지출, 그리고 노동소득이라는 세 가지 요인에 대한 불확실성 하에서 의사결정을 한다.

Choice sets: 각 이산적 시점 t에서 개인 i는 경력 상태 $e_{it} \in E$ {SE(self employment), PE(paid employment), RE(retirement), 저축(a_{it+1}) 및 여가(l_{it+1})를 선택한다. 또한 개인이 자영업 상태를 유지하거나 새롭게 자영업에 진입하는 경우 자영업 자본에 대한 대체투자 또는 초기투자(I_{it}) 수준을 추가적으로 결정한다. 따라서 임금근로자와 은퇴자의 선택집합은 $d_{it} = \{e_{it}, a_{it+1}, l_{it}\}$로, 자영업자의 선택집합은 $d_{it} = \{e_{it}, a_{it+1}, l_{it}, I_{it}\}$로 정의된다.

State space: 상태공간은 다음과 같이 정의된다:

$$z_{it} = \left\{a_{it}, hs_{it}, \mathrm{Exp}_{it}^{PE}, \mathrm{Exp}_{it}^{SE}, \mu_{it}^{PE}, , \mu_{it}^{SE}, AIME_{it}, e_{it-1}, K_{it-1}\right\}, \qquad \text{(A1)}$$

여기서 a_{it}는 지난기에 선택된 저축수준을, hs_{it}는 현재 건강상태를, Exp_{it}^{j} 및 μ_i^j는 섹터 -$j \in \{PE, SE\}$ 고유 근로경력 및 시간불변 능력을, $AIME_{it}$는 평균색인 월소득(Average Indexed Monthly Earnings)으로 개인의 최대 35년간 가장 높았던 평균 월소득을, e_{it-1}은 지난기에 이루어진 경력 상태를, 그리고 K_{it-1}은 자영업 자본스톡을 나타내며, 기존 자영업자의 경우 전기에서 이월된 자본을 의미하고, 신규 진입자의 경우에는 초기 투자액에 해당한다. 본 모형에서는 a_{it}와 K_{it-1}를 명시적으로 구분하므로 a_{it}에는 자영업 자본이 포함되지 않는다.

Within-period utility: 매기 효용은 소비(c_{it})와 여가에 대해 가법분리적(additive separable)이며, 여기에 경력 선택에 따라 상이한 추가적인 비금전적 효용 요소가 포함된다.

$$U_{it}(d_{it}, z_{it}, \Psi_{it}, \epsilon_{it}|\theta) = u(c_{it}, l_{it}) + \Psi(e_{it}) + \epsilon(e_{it}), \qquad \text{(A2)}$$

여기서 θ는 선호 파라메터들의 벡터를 나타낸다. Ψ_{it}는 특정 경력 선택에 수반되는 비금전적 편익을 포착하는 항으로서, 자영업 진입비용이나 은퇴 후 재진입비용과 같은 집단별 경력전환 비용, 근로에 수반되는 준고정비용, 그리고 건강 악화에 따른 비효용을 포함한다. 또한 ϵ_{it}는 경력 선택별 충격을 나타내며, 이는 e_{it}에 대해 서로 독립적이고 동일한 분포를 따르는(*i.i.d.*) Type-I extreme value를 따른다고 가정한다.

Labor income: 노동소득 $\left(y_{it} = \exp(w_{it}) \times h_{it}\right)$은 시간당 임금과 근로시간의 곱으로 정의된다. 임금근로자의 로그임금 $\left(\log w_{it}\right)$은 근로경험, 부문별 능력, 건강 상태, 그리고 개인별 충격의 함수로 구성된다. 자영업자의 로그임금은 여기에 자영업 자본스톡 수준이 추가적으로 반영되며, 영업비용을 차감한 순 임금을 기준으로 나타낸다.

$$\log\left(w_{it}(d_{it},z_{it})\right)=\begin{cases} w^{PE}\left(\mathrm{Exp}_{it}^{PE},\mathrm{Exp}_{it}^{SE},hs_{it},\mu_i^{PE}\right)+\nu_{it}^{PE} & \text{if } e_{it}=PE \\ w^{SE}\left(\mathrm{Exp}_{it}^{PE},\mathrm{Exp}_{it}^{SE},hs_{it},\mu_i^{SE},K_{it}\right)+\nu_{it}^{SE} & \text{if } e_{it}=SE \\ 0 & \text{if } e_{it}=RE, \end{cases}$$

여기서 ν_{it}^{j}는 섹터-j 고유 임금충격을 나타내며 모형의 설정에 따라서 일시적인 개인고유의 특이적 충격 혹은 여기에 더해 지속적인 개인고유의 특이적 충격을 포함한다.

Budget constraints and entry barriers: 매 t기에 임금근로자(은퇴자 포함)와 자영업자에게 적용되는 예산제약은 각각 식 (A3) 및 (A4)로 표현된다:

$$c_{it}+a_{it+1}\le(1+r)a_{it}+y_{it}(e_{it},z_{it})+ssb_{it}+TR_{it}+K_{it-1}\left(1-\delta^{Exit}\right)\times 1_{\{e_{it-1}=SE\}}, \quad \text{(A3)}$$

$$c_{it}+a_{it+1}+I_{it}\le(1+r)a_{it}+y_{it}(e_{it},z_{it},K_{it})+ssb_{it}+TR_{it}, \quad \text{(A4)}$$

여기서 $a_{it+1}\ge 0$은 차입제약을, $I_{it}\ge 0$는 자영업 자본투자가 음수가 될 수 없음을 의미하며, $h_{it}=\overline{T}-l_{it}$는 시간제약을, $\overline{T}$는 시간부존을 나타낸다. δ는 자영업 자본의 감가상각률을 의미한다.[1] 또한 $0\le\delta^{Exit}\le 1$는 자영업 이탈 시 발생하는 헐값매각(fire-sale) 형태의 자산손실률을 나타내며, 이는 $e_{it-1}=SE$이고 $e_{it}\neq SE$인 경우에 적용된다. 본 모형에서는 자영업 자본이 추가적인 자산소득을 창출하지 않는다고 가정하였다.[2] 자영업 자본은 자영업 상태에서만 생산에 사용되며, 개인이 임금근로나 은퇴로 전환할 경우 청산되어 a_{it}로 전환되고, 이 과정에서 일부 가치 손실이 발생할 수 있다.

자영업 진입장벽은 동태적 직업선택 모형에서 다양한 방식으로 설정될 수 있다. 비금전적 초기비용, 부 또는 신용제약, 정보마찰 등 연구자가 강조하는 마찰의 성격에 따라 진입장벽은 효용함수, 상태제약, 혹은 정보집합에 반영된다. 본 모형에서는 자영업이 가장 높은 기대가치를 제공하더라도 현재의 부가 일정 기준을 충족하지 못하면 실제 진입이 불가능하도록 부 기준 임계값 제약을 도입한다. 즉, 자영업 진입은 $a_{it+1}^{Min}\le a_{it}$인 경우에만 가능하다. 여기서 a_{it+1}^{Min}는 사업의 초기 투자액이나 자본요건 자체를 의미하는 것이 아니라, 자영업 진입 가능성을 결정하는 다양한 기초적 특성을 축약형으로 나타내는 변수이다.[3] 또한 진입장벽은 0 이상의 값을 갖는 절단정규분포를 따른다고 가정한다.

---

1) δ에 대해서는 부호를 제한하지 않았는데, 이는 자본가치 상승까지도 반영하기 위한 것이다.

2) 즉, 기존 자영업자의 부는 자산소득을 발생시키는 금융자산(a_{it})과, 자영업 소득의 생산에 사용되지만 별도의 자산소득은 발생시키지 않는 자영업 자본(K_{it})으로 구성된다.

3) 부는 담보 또는 유동성 접근성, 변동성이 큰 자영업 소득을 감내할 수 있는 능력, 그리고 자영업 지속 여부에 영향을 미치는 개인별 소득충격을 흡수할 수 있는 능력 등 자영업의 동학과 관련된 여러 요소를 함께 반영한다. 따라서 부는 자영업 진입의 실현 가능성과 지속 가능성을 공동으로 결정하는 다양한 금융적·비금융적 특성의 축약형 대리변수로 해석할 수 있다.

$$a_{it}^{Mn} \sim N(\mu_a, \sigma_a^2), \text{ with support } [0, \infty). \quad \text{(A5)}$$

Bellman equation: 본 문제는 유한기간의 이산선택 문제이고, 개인의 선택가능집합은 콤팩트하며 목적함수는 연속이다. 따라서 가치함수의 존재가 보장되며, Bellman 방정식은 유일한 해를 갖는다:

$$V_{it}(z_{it}, \epsilon_{it}, \theta)c = \max_{d_{it}} U(d_{it}, z_{it}, \epsilon_{it}, \theta) + \beta E\left[V_{it+1}(z_{it+1}, \epsilon_{it+1}, \theta | z_{it}, d_{it}) \right]. \quad \text{(A6)}$$

[부록 B] 기준연령 패널 구성방법

<그림 B1>는 개인수준 패널(individual-level panel)이 기준연령 패널(base-age panel)로 어떻게 변환되는지를 보여주며, 이후 개인들이 처치집단과 통제집단으로 어떻게 구분되는지를 설명하고 있다.

<그림 B1> 폐업 전·후 시간의 흐름에 따른 경제적 성과의 변화

Individual: A

Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	11th	12th	13th
Age	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62
SE Exit	N	N	N	N	Y	N	Y	N	N	N	N	N	N

Individual: A-age=53
Group: Neither Treatment nor Control
Base-age: 53

Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
Age	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59
SE Exit	N	N	N	N	Y	N	Y	N	N	N

Individual: A-age=54
Group: Treatment
Base-age: 54

Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
Age	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
SE Exit	N	N	N	Y	N	Y	N	N	N	N

Individual: A-age=56
Group: Treatment
Base-age: 56

Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
Age	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62
SE Exit	N	Y	N	Y	N	N	N	N	N	N

(a) 처치집단

Individual: B

Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	11th	12th
Age	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61
Current Self-Employed	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N

Individual: A-age=53
Group: Control
Base-age: 53

Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
Age	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59
Current Self-Employed	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

Individual: A-age=54
Group: Treatment
Base-age: 54

Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
Age	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
Current Self-Employed	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

Individual: A-age=55
Group: Neither Treatment nor Control
Base-age: 55

Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
Age	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61
Current Self-Employed	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N

(b) 통제집단

주: 1) 그림의 패널 (a) 및 (b)는 두 명의 대표적인 개인을 예시로 하여 기준연령 패널의 구성 과정을 제시하고 있으며 각 행은 동일한 개인을 서로 다른 기준연령으로 구분하는 과정을 제시하고 있음

2) 특정 기준연령(빨간색으로 표시)을 중심으로, 해당 기준연령 이전 3개 설문과 이후 6개 설문을 통해 이루어진 관측치를 포함하며 기준연령 시점에서 개인이 자영업을 폐업하는 경우 해당 연령-개인 관측치는 처치집단으로 분류되며, 기준연령을 중심으로 한 전체 10년 기간 동안 계속 자영업을 유지하는 경우에는 통제집단으로 분류하였음. 따라서 동일한 개인이 최종 표본에서는 여러 개의 연령-개인 관측치로 다루어질 수 있음

[부록 C] 최종표본 구성 방법

<표 C1>은 각 열에 표본 선택 절차를 순차적으로 적용하는 과정에서 각 단계별로 남은 개인 수와 관측치 수를 나타낸다. 본 연구는 KLIPS의 원자료 패널로부터 32,560명의 개인과 280,186개의 관측치로 구성된 데이터를 사용하였으며 다음과 같은 6단계에 걸친 표본 선택 기준을 적용한 결과 최종적으로 6,330명의 연령-개인의 59,749개의 관측치로 구성된 표본을 요약통계 및 회귀분석에 사용하였다. 이 중 499명의 연령-개인은 처치집단에, 5,831명은 통제집단에 속한다.

<그림 C1> 표본선택 기준

표본선택 기준	개인		관측치	
0. 원자료	32,560		280,186	
1. 30세 이상 혹은 80세 미만	25,783	(6,777)	219,656	(60,530)
2. 10회 이상 조사 응답	10,217	(15,566)	150,126	(69,530)
3. Base-Age Panel 변경	46,284	(-36,067)	462,840	(-312,714)
4. 처치군 및 대조군	6,985	(39,299)	69,850	(392,990)
5. 가중치 정보 활용 가능	6,808	(177)	68,080	(1,770)
6. 회귀분석 필요 정보 포함	6,330	(478)	59,746	(8,334)
- 처치군	499		4,642	
- 대조군	5,831		55,104	

주: 1) 괄호 안의 숫자는 각 표본 선택 기준을 적용한 이후 개인 수와 관측치 수가 감소하는 정도를 나타냄

[부록 D] 주요 변수의 정의

본 연구에서 사용한 주요변수는 다음과 같이 정의하였다.

자영업 폐업: 직전 조사에서 자영업자로 분류되었으나, 현재 조사에서 자영업자가 아닌 경우 또는 직전과 현재 모두 자영업자이나 일자리 시작 시점이 변경된 경우(폐업 후 재창업) 폐업한 것으로 간주하였다.

근로소득: 연간 세후 근로소득을 사용하였다. 임금근로자의 경우 이는 연간 세후 임금 및 급여소득에 해당하며, 자영업자의 경우에는 비용을 차감한 연간 세후 사업소득을 의미한다.

시간당 임금: 월평균 세후 근로소득을 해당 기간 중 근로시간(주당 평균 근로시간×4.3주)으로 나누어 시간당 임금을 산출하였다. 월평균 소득의 경우 응답자가 월평균 세후 임금(임금근로자) 혹은 월평균 순수입(자영업자)을 보고하였으면 이를 추가조정 없이 이용하였으며 해당 질문에는 응답하지 않았으나 연간 세후 임금 혹은 순수입에 대한 정보를 제공하였으면 이를 월 소득으로 변환하여 사용하였다.

총 순자산: 순자산은 개인이 속한 가구의 총자산에서 총부채를 차감하여 도출하였다. 총자산은 부동산자산 및 금융자산 가액을 합하여 도출하였는데 부동산은 현재 주거 형태가 자가인 경우 거주 중인 주택자산의 시가에 비거주 부동산의 가액을 합하여 산출하였다. 현재 주거 형태가 전세인 가구의 부동산자산은 거주 중인 주택에 대한 전세보증금에 비거주 부동산의 가액을 합하여 도출하였다. 금융자산은 은행예금, 주식・채권・신탁, 저축성 보험, 미수령 곗돈, 사적 대출 및 여타 금융자산액을 합하여 사용하였다. 부채 총액은 가계가 금융기관, 비금융기관 및 사적으로 빌린 금액을 모두 포괄하도록 설정하였다.

非부동산 순자산 및 금융 순자산: 총 순자산에서 부동산 자산을 차감하여 도출하였다.

근로 여부: 조사 시점 기준으로 실업 또는 비경제활동인구로 분류된 경우 근로하지 않은 것으로 간주하였다.

근무경력: 인적자본 축적을 포착하는 다양한 방법 중 본 연구에서는 직종-고유 근속연수(occupation-specific experience)와 산업-고유 근속연수(industry-specific experience)를 사용하였다. 직종-고유 근속연수는 동일 직종(한국표준직업분류 5차 중분류 기준)에서의 근무기간을 누적하여 산출하였다. 산업-고유 근속연수는 산업-고유 인적자본을 포착하는 변수로 한국표준산업분류 8차 중분류를 기준으로 직종-고유 근속연수와 동일한 방법을 사용하여 산출하였다.

산업 분류: 8차 한국표준산업분류 체계를 사용하였으며 대분류 기준에 따라 총 9개의 산업으로 구분하였다.[4)]

건강상태: 선행연구에서는 건강 상태에 대한 주관적인 평가, 육체적인 활동에 있어서의 제약 존재 여부 등이 노동시장 참가 여부 및 생산성에 밀접한 영향을 미친다고 제시하고 있다(French, 2005; Poterba, 2017; Blundell et al., 2023). 이를 적절히 반영하기 위해 본 연구에서는 먼저 주관적으로 평가한 건강상태(self-evaluated health condition)에 대해 "건강하지 않은 편이다" 혹은 "건강이 아주 안 좋다"라고 응답한 경우 건강 상태가 나쁜 것으로 간주하였다. 한편, 걷기, 계단 오르기, 물건 운반 등의 육체 활동에 있어 상당한 제약이 있는지에 대한 질문에 "예"라고 응답하였으면 육체활동에 제약이 있는 것으로 간주하였다.

기타변수: 사업체 위치는 특별시, 광역시 및 도(특별자치도 포함)로 구성된 17개의 행정구역과 기타를 포함한 18개 지역으로 구분하였다. 한편, 지역 구분에 기반한 하위집단 분석에서는 각 지역 내 소상공기업 종사자 중 제조업에 종사하는 인력의 비중을 기준으로 지역을 구분하였다. 구체적으로, 해당 비중이 2020~2022년 평균 상위 1/3에 해당하는 지역을 高-제조업 지역으로 여타 지역을 低-제조업 지역으로 구분하였다. 제조업 종사자 비중이 높은 순서대로 高-제조업 지역에는 경기도(23.6%), 인천광역시(21.1%), 경상남도(21.0%), 경상북도(20.7%), 대구광역시(20.5%) 및 부산광역시(17.1%)를 포함하고 있으며 低-제조업 지역은 기타지역을 제외한 11개 지역을 포함하며 제조업 종사자 비중은 최소 5.9% 및 최대 16.8%에 걸쳐 분포하고 있다.

4) 산업은 농림어광업, 제조업, 전기가스수도업, 건설업, 도소매-숙박음식업, 운수-통신업, 금융보험, 부동산임대-사업서비스업, 공공-개인서비스(공공사회보장, 교육서비스업, 보건사회복지업, 오락문화운동업, 기타공공수리 및 개인서비스업) 및 기타로 분류하였다.

[부록 E] Propensity Score Reweighting 추정 결과

본 연구는 성향점수(propensity score) 모형을 통해 자영업 폐업 여부를 폐업 이전의 특성에 기반하여 조건부 비교하였다. 즉, 폐업 확률과 폐업이 발생하지 않았을 경우의 소득 및 자산의 잠재적 경로에 동시에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제한 상태에서 처치집단과 통제집단을 비교한다는 것을 의미한다. 이에 따라 기준연령 이전에 측정된 다양한 공변량을 포함하였으며, 폐업 이후의 결과 변수나 폐업 결정에 의해 영향을 받을 수 있는 변수는 포함하지 않았다. 이는 성향점수를 처치 이전 혼란변수(pre-treatment confounders), 즉 처치 선택과 잠재적 결과를 동시에 예측하는 변수에 기초하여 추정해야 한다는 표준적 권고를 따른 것이다. 반대로, 단지 처치에만 영향을 미치는 변수나 처치의 결과에 해당하는 변수에 기반해서는 안 된다는 점을 명시적으로 고려하였다. 본 연구에서 사용한 변수는 다음과 같다.

첫째, 연령 더미, 성별, 혼인상태, 건강상태, 동거 자녀 여부, 배우자의 고용상태, 교육수준 등 기본적인 인구사회학적·인적자본 변수를 포함하였다. 이러한 변수들은 자영업 폐업 확률뿐 아니라 이후의 소득 및 자산 경로에도 직접적인 영향을 미칠 가능성이 높다. 예를 들어 고령자나 고학력자는 임금근로 부문에서의 외부 선택지(outside option)가 다르고, 은퇴 기대 또한 상이하므로 자영업 지속 유인이 구조적으로 달라질 수 있다. 동시에 이들 변수는 생애주기 전반의 소득 수준, 노동공급 능력, 자산 축적 경로를 설명하는 핵심 요인으로 알려져 있다. 따라서 이를 통제하지 않을 경우, 관측 가능한 특성에 대한 선택(selection on observables)을 충분히 제거하기 어렵다.

둘째, 폐업 이전 노동소득의 수준과 단기 추세를 모두 통제하였다. 자영업 소득이 감소 추세에 있는 개인은 사업을 정리하고 임금근로나 은퇴로 전환할 가능성이 높고, 반대로 소득이 안정적이거나 증가하는 흐름일 경우 자영업을 지속할 유인이 클 것이다. 동시에 폐업 이전의 소득 수준과 추세는 폐업이 발생하지 않았더라도 이후 소득 및 자산의 흐름에 영향을 미치는 주요 요인이다. 이러한 변수를 포함함으로써, 폐업이 없었을 경우 유사한 소득 경로를 보였을 개인들 간 비교가 가능해진다. 이는 event-study 설계에서 요구되는 조건부 평행추세 가정의 신뢰성을 높이는 역할을 한다.

셋째, 非부동산 순자산, 총 순자산 및 총부채를 포함하였다. 이러한 자산·부채 변수는 자영업 폐업 결정과 이후의 소득 및 자산 경로에 동시에 영향을 미칠 수 있는 핵심적인 재무적 여건을 반영한다. 충분한 유동자산이나 순자산을 보유한 가구는 일시적인 영업손실이나 소득 공백을 감내할 여력이 있는 반면, 높은 부채 수준은 상환 부담을 통해 폐업 가능성을 높이거나 반대로 채무 상환을 위해 자영업을 지속하도록 만드는 요인으로 작용할 수 있다. 동시에 초기 자산과 부채 수준은 향후 저축·투자 여력, 위험 감내 정도, 재무적 안정성에 직접적으로 연결되므로, 폐업이 발생하지 않았더라도 이후 소득 및 자산 축적 경로를 예측하는 중요한 결정요인이다. 따라서 이러한 변수를 통제하지 않을 경우 재무적 기반의 차이에 따른 선택이 폐업 효과로 혼동될 가능성이 존재한다. 이에 본 연

구는 자산 및 부채 변수를 성향점수 모형에 포함하여, 폐업 이전의 재무적 조건 측면에서 처치집단과 통제집단의 비교가능성을 확보하고자 하였다.

성향점수 모형의 적합성을 평가하기 위해 <표 E1>에서는 가중치 적용 전후 각 공변량의 평균과 표준화 평균 격차(Standardized Mean Differences, SMD)를 제시하였다. SMD는 평균 차이를 결합 표준편차로 나눈 값이며, 일반적으로 0.10 미만일 경우 충분한 균형이 달성된 것으로 해석된다. 열 1~3은 가중치 적용 이전 처치집단과 통제집단의 평균 및 SMD를, 열 4~5는 성향점수 가중치 적용 이후 통제집단의 평균과 SMD를 나타낸다. 가중치 적용 후 모든 공변량의 SMD가 0.10 미만으로 줄어들어, 폐업 전의 관측 가능한 특성 측면에서 처치집단과 통제집단 간 비교 가능성이 충분히 확보되었음을 확인할 수 있다.

<표 E1> 가중치 적용 전 · 후 주요 변수에 대한 평균

	가중치 적용전			가중치 적용후	
	평균: 처치집단	평균: 통제집단	SMD(%)	평균: 통제집단	SMD(%)
非부동산 순자산(만원)	-2,814	-2,304	-5.9	-2,960	1.7
총 순자산(만원)	18,390	26,238	-29.1	18,945	-2.1
금융자산(만원)	1930	2606	-17.1	1913	0.5
총부채(만원)	4,744	4,808	-0.8	4,741	0.0
연 근로소득(만원)	3,000	3,532	-17.6	2,844	5.2
시간당 임금(만원)	1.13	1.25	-13.1	1.18	-5.2
가구 연 총소득(만원)	4,360	4,710	- 12.1	4,156	7.1
연령(세)	48.3	54.1	- 57.8	48.0	3.7
건강상태: 보통(%)	0.4	0.4	-2.9	0.3	4.7
건강상태: 나쁨(%)	0.1	0.1	-9.9	0.1	-8.3
여성(%)	0.332	0.263	15.0	0.334	-0.4
기혼자(₩%)	0.753	0.854	-25.5	0.726	6.7
직종 고유 근속연수(연)	5.3	4.4	12.5	5.4	-1.6
산업 고유 근속연수(연)	5.6	4.6	12.8	5.7	-1.1

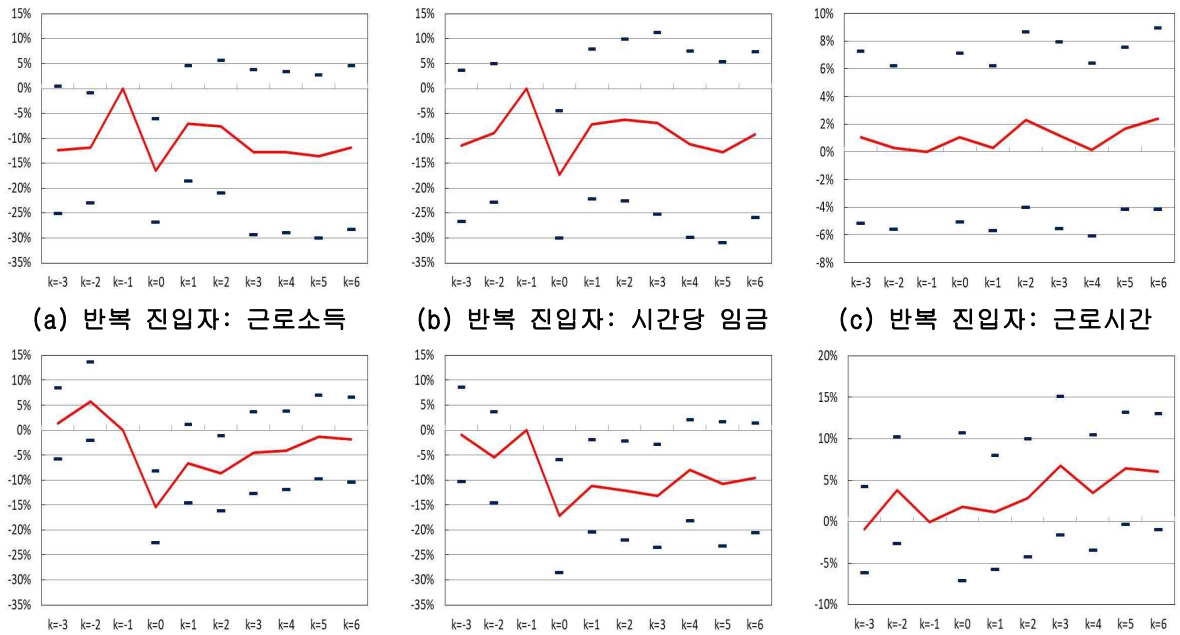
주: 1) 열 1 및 2는 가중치 적용 전 처치집단과 통제집단의 평균을, 열 3은 이에 대응하는 SMD를 나타냄
2) 열 4 및 5는 성향점수 가중치를 적용한 이후 통제집단의 가중 평균과 SMD를 나타냄
3) 일반적으로 SMD가 0.10 미만일 경우 충분한 균형이 달성된 것으로 해석

[부록 F] 자영업 재진입의 기준 변경에 따른 분석 결과의 강건성 점검

본 부록에서는 Ⅶ.3절에서 제시한 분석 결과가 자영업 반복 진입자에 대한 정의를 바꾸었을 때도 여전히 유지되는지를 점검한다. 본문에서는 *k=-1* 시점에 자영업을 폐업한 이후 2년 이내에, 즉 *k=0*부터 *k=2* 기간 중 다시 자영업에 진입한 개인을 반복 진입자로 구분하였다. 이러한 정의는 중기적 재진입 행태를 포착한다는 장점이 있으나, 재진입 시점이 서로 다른 개인들을 함께 포함한다는 한계가 있다. 이에 본 부록에서는 주요 결과가 이러한 분류 방식에 따라 크게 달라지는지를 점검하였다. 구체적으로는 *k=-1* 시점에 자영업을 폐업한 뒤 다음 시점인 *k=0*에도 종사상지위가 자영업자인 개인만을 반복 진입자로 여타 근로자는 전환자로 정의하였다. 즉, 대안적인 반복 진입자의 정의에서는 지연된 자영업 재진입(delayed re-entry)자를 제외한다.

그림 F1 및 F2는 이러한 대안적 분류 기준하에서 폐업 전후의 소득 및 非부동산 순자산의 변화를 재추정한 결과를 제시한다. 분석 결과, 본 부록에서의 추정결과는 Ⅶ.3절에서 제시한 결과와 정성적·정량적 측면에서 모두 부합하는 것으로 나타났다. 특히 반복 진입자와 전환자 사이에서 관찰되는 폐업 후 소득 조정과 대차대조표 조정의 차별적인 패턴은 일관되게 유지되었다. 이는 본문에서 확인한 이질성이 재진입자에 대한 특정한 정의에 의존하기보다는, 폐업 후 실제 경력 경로의 차이를 반영한 것임을 시사한다.

<그림 F1> Event-Study 회귀계수 추정치: 근로소득



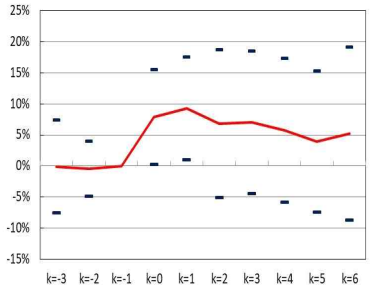
(a) 반복 진입자: 근로소득 (b) 반복 진입자: 시간당 임금 (c) 반복 진입자: 근로시간

(d) 전환자: 근로소득 (e) 전환자: 시간당 임금 (f) 전환자: 근로시간

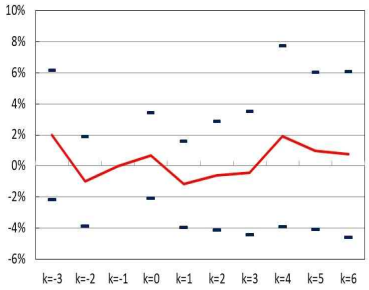
주: 1) 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 전체 혹은 하위표본의 처치집단에 속하는 개인의 k=-1 시점의 평균 연간 근로소득으로 정규화한 결과이며 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

<그림 F2> Event-Study 회귀계수 추정치: 非부동산 순자산

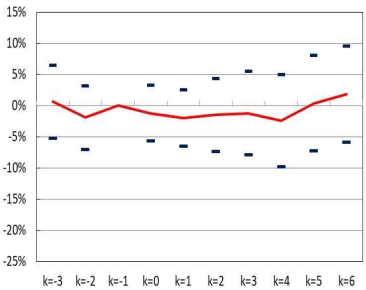
(a) 반복 진입자: 非부동산 순자산



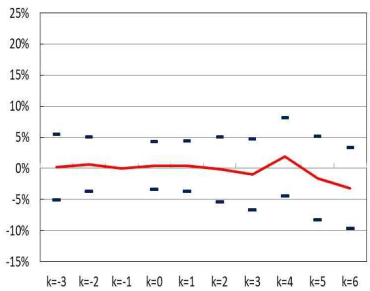
(b) 반복 진입자: 총부채



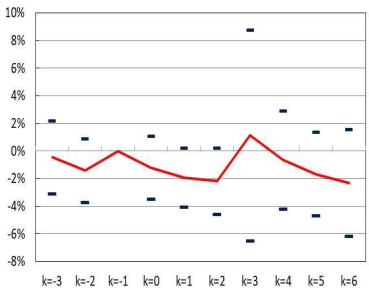
(c) 반복 진입자: 금융자산



(d) 전환자: 非부동산 순자산



(e) 전환자: 총부채



(f) 전환자: 금융자산

주: 1) 빨간색 실선은 회귀계수 추정치를 전체 혹은 하위표본의 처치집단에 속하는 개인의 k=-1 시점의 평균 총 순자산으로 정규화한 결과이며 파란색 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄

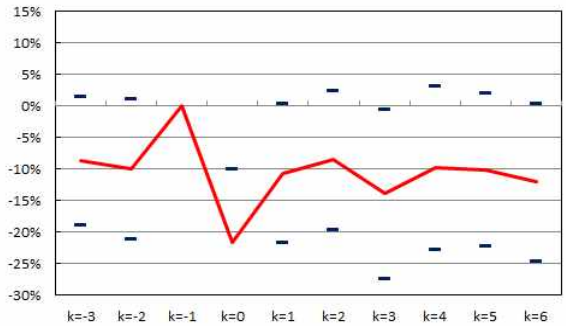
[부록 G] 대안적 지역 구분

본문에서는 지역 구분을 위해 지역별 소상공인 종사자 중 제조업 소상공인 종사자가 차지하는 비중을 기준으로 상위 6개 지역(경기(23.6%), 인천(21.1%), 경남(21.0%), 경북(20.7%), 대구(20.5%), 부산(17.1%))을 高-제조업 지역으로 정의하였다. 이는 분석에 필요한 충분한 관측치를 확보하는 동시에, 제조업 중심 산업구조라는 유사성을 공유하는 지역을 구분하기 위한 것이었다. 하지만 본 연구에서 적용한 방법 이외에도 다양한 형태의 지역 구분 방식이 가능하며, 만약 지역 구성의 작은 차이가 회귀분석 결과에 상당한 영향을 미친다면 본 연구에서 제기한 지역별 이질성에 대한 분석 결과는 일반적으로 받아들이기 어려울 것이다.

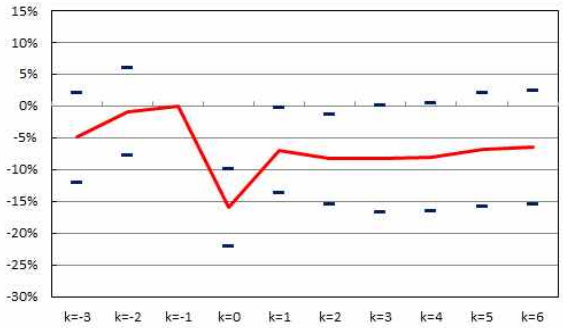
이에 본 절에서는 대안적 기준으로 전체 취업자 중 제조업 취업자 비중을 활용하여 추가적인 강건성 점검을 실시하였다. 전체 지역별 취업자 중 제조업 취업자 비중이 20%를 초과하는 지역(경기, 인천, 경남, 경북, 울산, 충북, 충남)을 대안적 高-제조업 지역으로, 그 외 지역을 대안적 低-제조업 지역으로 구분하고, 본문과 동일한 event-study 방법을 적용하여 회귀계수를 추정하였다. 그림 G1과 G2는 각각 두 가지 지역 구분 기준에 따라 도출된 시간당 임금과 非부동산 순자산에 대한 회귀분석 결과를 제시한다. 세부 추정치의 크기에는 일부 차이가 존재하지만, 폐업 직후의 초기 충격과 이후 시간 경과에 따른 조정 방향이라는 핵심적 동학은 두 기준 모두에서 일관되게 나타났다. 즉, 지역 구분 방식의 차이에도 불구하고 본문에서 제시한 주요 결론은 강건하게 유지되는 것으로 판단된다.

이같이 추정 결과에 큰 차이가 없는 배경에는, 2020~2022년 기준 소상공 제조업 종사자 비중이 높은 경기(23.6%), 인천(21.1%), 경남(21.0%), 경북(20.7%)이 두 기준 모두에서 공통적으로 高-제조업 지역에 포함된 점이 일정 부분 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 즉, 제조업 중심 산업구조를 대표하는 핵심 지역들이 두 구분 방식에서 동일하게 분류됨에 따라, 지역별 이질성의 주요 패턴이 비교적 안정적으로 관찰된 것으로 보인다.

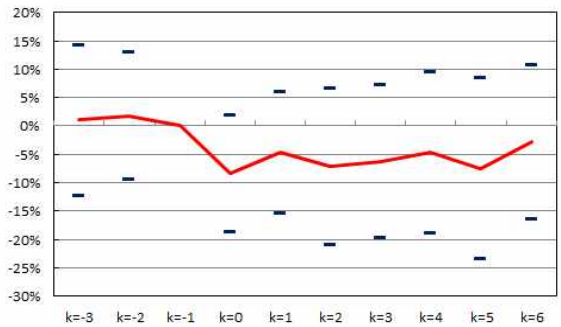
<그림 G1> 시간당 임금에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치: 高-제조업 지역



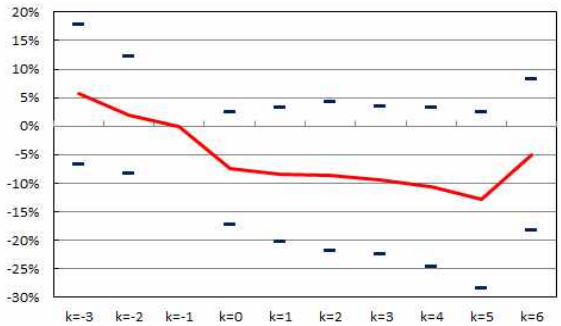
(a) 기본모형: 高-제조업 지역



(b) 대안적 지역: 高-제조업 지역

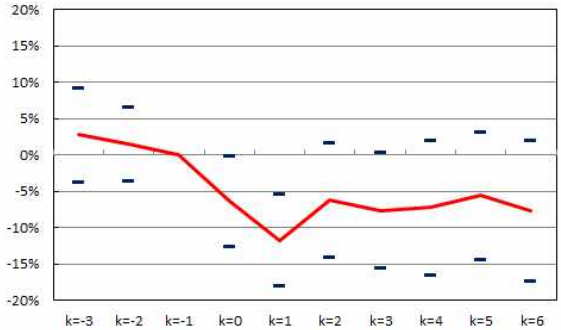


(c) 기본모형: 底-제조업 지역

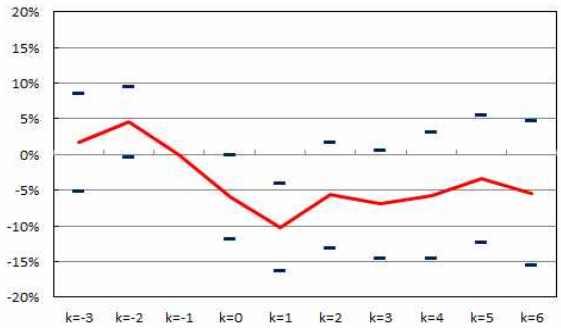


(d) 대안적 지역: 底-제조업 지역

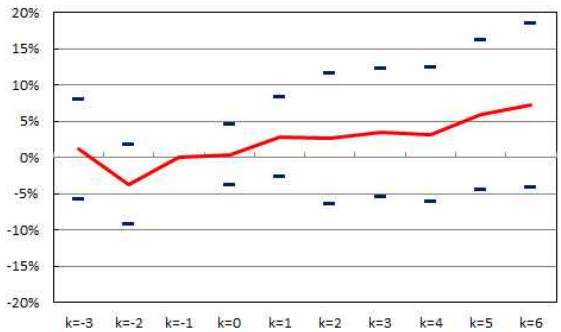
<그림 G2> 非부동산 순자산에 대한 Event-Study 회귀계수 추정치



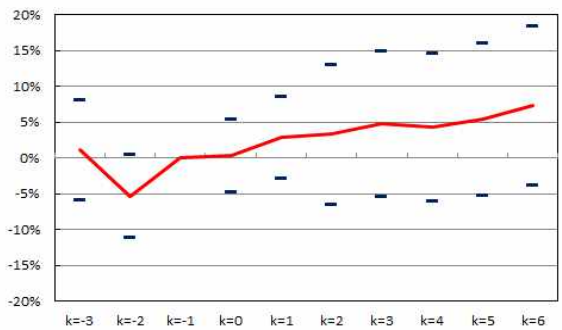
(a) 기본모형: 高-제조업 지역



(b) 대안적 지역: 高-제조업 지역



(c) 기본모형: 底-제조업 지역



(d) 대안적 지역: 底-제조업 지역