

2012년 일괄 약가인하 정책이 제약기업의 성과와 행태에 미친 영향*

강 창 희** · 전 현 배*** · 최 윤 정****

논문 초록

본 논문은 2012년 시행된 일괄 약가인하 정책이 제약기업의 성과 및 행태에 미친 영향을 분석한다. 건강보험심사평가원의 약제 급여 상한금액 자료와 제약기업의 생산실적 및 매출액 자료를 바탕으로, 약가인하 충격에 대한 개별 기업의 노출 강도를 측정한 후 강건형 이중차분법을 적용하였다. 실증분석 결과, 약가인하 정책에 노출된 기업은 미노출된 기업에 비해 상대적인 매출액의 감소 즉 매출 성장의 상대적인 둔화를 경험했고, 약가인하 대상이 아닌 비급여 의약품의 생산 비중을 상대적으로 증가시킨 것으로 나타났다. 시뮬레이션 분석 결과, 약가인하 시행 이후 제약기업의 생산구성 행태 변화로 인해 정책이 의도했던 소비자의 약제비 절감을 통한 후생 증대 효과는 나타나지 않았고, 건강보험재정 절감 효과도 감소하는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 약가 규제, 의약품 생산구성, 강건형 이중차분법

경제학문헌목록 주제분류: D22, I13, I18

투고 일자: 2024. 11. 18. 심사 및 수정 일자: 2025. 3. 24. 게재 확정 일자: 2025. 4. 29.

* 본 논문은 저자들의 한국제약바이오협회 보고서(강창희·전현배·최윤정, 2024)를 바탕으로 추가 연구하여 작성되었다. 건설적인 제안을 해 주신 심사위원들과 데이터 분석에 기여해 준 서강대학교 박사과정 이상원 학생에게 깊은 감사를 표한다. 강창희의 연구는 2024년도 중앙대학교 연구년 제도의 지원을 통해 이루어졌다.

** 제1저자, 중앙대학교 경제학부 교수, e-mail: ckang@cau.ac.kr

*** 공동저자, 서강대학교 경제학과 교수, e-mail: hchun@sogang.ac.kr

**** 교신저자, 연세대학교 경제학부 교수, e-mail: yun.choi@yonsei.ac.kr

I. 서 론

저출산과 고령화에 따른 인구구조의 변화, 만성질환의 증가 등 여러 요인으로 건강보험의 지출, 그리고 그 일부를 구성하는 약품비 또한 해마다 증가하고 있다. 건강보험심사평가원의 ‘급여의약품 청구현황’에 따르면 2022년도 급여의약품의 건강보험 청구액은 약 23.4조원으로 추정되는데, 이는 국민건강보험공단 ‘건강보험환자 진료비 실태조사’에 따른 2022년도 건강보험환자의 총 진료비(비급여 포함) 120.6조원의 약 20%에 해당한다.

따라서 정부는 건강보험재정의 지속가능한 운용을 위해 다양한 정책 가운데 약품비와 관련해서도 약가 및 사용량에 대한 규제 및 정책을 시행해왔다. 약가 제도의 변화¹⁾를 크게 4개 기간으로 정리해 보면, 첫 기간은 2006년까지의 기간으로 비급여 대상으로 고시되는 일부 의약품을 제외한 모든 의약품이 보험급여 대상이 되었다. 두 번째 기간은 2007년부터 2011년까지로, 2006년 12월 약제비 적정화 방안²⁾에 따라 선별 등재 제도가 도입되었다. 심사를 통해 비용 대비 효과가 우수한 의약품만 급여 대상으로 선정하고 제네릭 상한가는 건강보험 등록 순서에 따라 결정되는 계단식 약가제도를 따랐다.³⁾ 2011년 8월 12일 ‘약가제도 개편 및 제약 산업 선진화 방안’을 발표하며, 동일 성분의 제네릭은 오리지널 약가 대비 53.55%로 일괄적인 가격이 책정되는 ‘동일 성분, 동일 가격제도’를 제시하였다. 2011년 10월 31일 보건복지부는 11월 1일 세부 규정을 마련하고 40일간의 의견수렴을 거치겠다고 밝혔으며, 2012년 2월에는 기등재 의약품에 대한 일괄 약가인하가 4월 1일부터 시행됨을 발표하였다.³⁾

본 논문의 연구대상인 동일 성분 동일 가격의 일괄 약가인하 정책은 가장 강력한 가격인하 정책 중 하나로, 제네릭 가격을 인하하여 국민 부담 및 재정 부담을 절감하고, 제네릭 중심 및 내수 중심의 매출 구조를 지닌 국내 제약사들의 체질 변화를 유도하고자 했다. 반면 퍼스트 제네릭, 일괄 약가인하 대상인 전문 의약품을 많이

1) 약가제도에 대한 상세한 설명은 권순만 외(2013)와 김동숙 외(2016)를 참조.

2) 첫 5개의 등재 제네릭은 특허 만료 전 오리지널 약가의 68%로 책정되고, 그 이후 등재되는 제네릭은 최저 제네릭 가격의 90%로 책감된다.

3) 보건복지부에 따르면 2012년 1월 1일자 약제급여목록표 기준으로 총 1만 3814품목 중 6506품목인 47.1%의 가격이 인하된다. 기등재 의약품 가격이 조정 완료되면 건강보험 적용 의약품의 가격이 평균 14% 정도 인하된다.

생산하는 제약사에게는 상대적으로 더 큰 충격을 줄 수밖에 없다.

해당 규제에 효과성을 검토한 대부분의 선행 연구는 소비 및 처방 측면에 초점을 맞추었다. 약가인하로 인해 단기적으로는 약품비 지출이 감소하였으나 장기적으로는 약품비 지출이 증가하는 것을 보였는데, 그 원인으로 의약품 사용량의 증가(박 실비아, 2013), 처방 과정에서 고가 의약품 및 오리지널 의약품의 선호가 유지 및 증가했을 가능성이 제기되었다(권순만 외, 2013; 변진욱, 2015; 김동숙 외, 2016; 권 순홍 외, 2017). 제약기업의 매출액, 영업이익, 시장점유율, 오리지널과 제네릭 의약품 생산 등을 분석한 일부 연구가 존재하지만, 대부분은 단순 통계 비교분석이나 단절적 시계열 분석을 적용하는데 그쳤다(권순만 외, 2013; 김형민, 2014; 이수진, 2014; 정재선, 2014).

하지만, 약가인하 정책은 제약 생태계의 모든 구성원에게 영향을 주며, 이들의 상호작용과 피드백을 통해 파급 효과가 증대된다. 따라서 제약기업들이 자신의 생존과 성장을 위해 약가인하에 대응해 어떠한 전략을 선택하고 행동하였는지에 대한 이해가 필요하다. 따라서 본 논문에서는 일괄 약가인하 정책이 제약기업의 행태 및 성과에 미친 영향을 추정하고, 해당 효과가 시장참여자인 건강보험공단과 소비자에게 미치는 영향을 분석했다.

제약 산업은 막대한 의약품 개발비용과 장기적인 개발 기간으로 인해 새로운 의약품 공급까지 오랜 시간이 걸리며, 처방(수요) 행태 역시 단기적인 변화가 어렵다는 특성을 가지고 있다.⁴⁾ 따라서, 상대적으로 짧은 기간 동안 논의부터 시행까지 이어진 일괄 약가인하에 대해 제약기업들의 선제적인 대응이 쉽지 않았을 것으로 보인다. 본 논문은 일괄 약가인하를 제약기업들에 적용된 외생적 충격으로 판단하고 강건형 이중차분법을 적용해 약가인하 정책의 인과효과를 분석하였다.

이를 위해 한국제약바이오협회 소속 제약기업의 생산실적 및 매출액 자료와 건강보험심사평가원에서 제공하는 약제 급여 목록 및 급여상한금액표(이하 ‘약제 상한금액표’)를 연계하여 개별 기업의 약가인하 노출 강도를 측정하였다.

실증분석 결과, 2012년 일괄 약가인하 정책의 충격을 받은 제약기업은 그렇지 않은 기업에 비해 상대적으로 매출액 성장의 둔화를 장기적으로 경험하였고, 더 나아

4) 오리지널 신약이 시장에 출시되기까지 10년~15년의 연구개발 기간과 800백만 달러에서 13억 달러 이상의 비용이 소요된다(Cost-Font et al., 2014). 한국의 제약업계에 따르면, 제네릭 의약품의 경우에는 통상 약 2-3억 원의 투자비용과 약 3년 정도의 기간이 소요된다.

가 일괄 약가인하 정책에 노출되지 않은 의약품인 비급여 의약품 및 전문급여의약품 내 약가인하 미 대상 의약품의 생산액 비중을 증가시킨 것으로 나타났다. 즉 약가인하 정책 충격을 받은 제약기업은 매출 감소에 대응하기 위해 상대적으로 가격인하 충격이 작은 의약품의 생산을 늘리는 행태 변화를 일으켰다. 생산구성 변화라는 기업의 행태 변화를 고려할 경우, 약가인하 정책의 건강보험 재정절감 효과는 감소하고 소비자 약제비 부담은 오히려 증가할 가능성이 있는 것으로 나타났다.

본 논문은 대부분의 선행연구와 달리 개별 약품 수준이 아닌 약품 생산자, 즉 제약회사 수준에서의 약가인하 충격을 살펴보았다는 점에서 차별성을 지닌다. 특히 다품종 소량생산으로 인해 각 제약기업의 의약품 포트폴리오가 받는 약가인하정책의 충격(또는 노출도)이 이질적인데, 이를 고려한 개별 기업의 차별적인 노출도 변수를 국내 최초로 구축하여 실증 분석하였다는 점에서 학문적 기여도를 갖는다. 또한 이러한 연속형 처치변수를 이용한 이중차분분석에서의 편의 발생 문제를 해결하기 위해 최근 제안된 강건형 이중차분법을 적용하여 생태계 전반에 걸친 엄밀한 분석 및 시사점을 제공한다는 점에서 정책적 기여도를 갖는다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 자료 설명 및 개별 기업 약가인하 노출 강도를 측정하고, 제Ⅲ장에서는 이를 토대로 약가인하 정책이 기업의 매출액 및 행태에 미친 분석결과를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 분석결과를 토대로 후생 및 재정분석을 수행하며, 제Ⅴ장에서는 결론을 제시한다.

Ⅱ. 분석 자료와 실증 분석 모형

1. 분석 자료

본 논문은 한국제약바이오협회 소속 제약기업의 ‘생산실적 및 매출액 자료’와 건강보험심사평가원의 ‘약제 상한금액표’를 사용하였다. ‘생산실적 및 매출액 자료’는 2010년부터 2019년까지 연도별 제약기업별 약제품의 제품명, 품목코드, 생산량, 생산단가, 주성분 코드, 포장 형태, 함량, 의약품 종류(전문, 일반, 급여, 비급여 의약품) 등의 정보와 2008년부터 2019년까지의 매출액 정보를 포함한다. 본 논문은 해당 자료를 바탕으로 제약기업의 성과 변수인 총매출액 변수를 구축하였다.

반면 제약기업의 행태 중 급여 및 비급여 간의 포트폴리오 변화가 있었는지를 살

펴보기 위해, 각 기업이 생산하는 연도별 급여 및 비급여 전문의약품의 생산액 변수를 구축하였다. 또한 급여 전문의약품 내에서도 약가인하 대상인 의약품과 미인하 의약품이 존재하는데 이들 간의 생산구성 변화가 있었는지 살펴보기 위해 이들의 생산액 변수를 구축하였다.

‘약제 상한금액표’는 매월 건강보험심사평가원에서 공표하며 약제별 기본 규격 당 (1ml, 1정, 1캡슐 등) 상한금액 정보를 제공한다. 해당 자료를 제약기업의 ‘생산실적 및 매출액 자료’에 연계하여 각 기업이 생산하는 의약품의 약가인하 정책으로 인한 상한금액 변화를 계산하였다.

본 논문의 최종 분석 표본에는 2008년부터 2019년까지 생산실적과 매출액이 존재하는 150개 기업 중 합병, 분리, 소멸 등으로 특정 시점 이후 매출 정보가 없거나, 매우 상이한 특성을 지닌 기업들을 제외하고 96개 기업을 선정하였다. 단, 분석기간에 대한 결과의 강건성을 검증하기 위해 다양한 균형패널 설정 기간 (2008-2013년, 2008-2015년, 2008-2017년)으로 추정하여도 일관적인 결과가 도출되었다.⁵⁾

2. 약가인하 정책의 노출(처치) 강도 변수 구축

2012년 4월 약가 일괄 인하에 대한 기업별 노출도를 측정하기 위해, 약가인하 이전 생산하고 있던 의약품 포트폴리오에서 약가인하로 인해 영향을 받는 의약품의 생산액 비중이 클수록 약가인하에 대한 노출도가 크다고 가정하였다. 따라서 2011년의 생산실적 자료를 활용해 개별 기업이 2012년 약가인하 정책에 노출된 강도(이하 처치 강도(treatment intensity)) 변수를 구축하였다. 구체적인 방법은 아래 식 (1)과 같다.

$$d_i = \frac{\sum_{j=1}^{K_i} q_{ij,2011} (p_{ij,2011} - p_{ij,2012})}{\text{총매출액}_{i,2011}} \quad (1)$$

5) 제외된 기업들은 공공부문 기업, 한방 전문기업, 외국계 자본기업, 군납 전문 기업 등 특수성을 가지는 기업이다. 또한 본 논문에서는 이후 소개할 분석모형 추정치의 편향(bias)을 막기 위해 합병, 분리, 소멸 등으로 인해 사라진 기업을 제외한 2008년부터 2019년까지 균형 패널 자료(balanced panel data)를 구축하였다. 하지만 해당 기업들을 포함하여 분석한 경우에도 분석의 결과는 크게 달라지지 않았으며, 이는 <Appendix Figure 1>에서 확인할 수 있다.

식 (1)에서 i 는 기업, j 는 제품을 의미한다. $q_{ij,2011}$ 은 2011년 개별 기업 i 가 생산한 제품 j 의 생산량을 의미하며, $p_{ij,2011}$ 과 $p_{ij,2012}$ 는 각각 개별 기업 i 가 생산한 제품 j 의 2011년(12월 1일 기준)과 2012년(4월 1일)의 가격을 의미한다.⁶⁾ 따라서 식 (1)의 분자는 기업 i 가 2011년 생산한 개별 의약품 가격의 약가인하 정책으로 인한 감소폭을 합산한 값으로, 개별 기업이 2011년의 생산수량을 유지할 경우 약가인하 정책으로 인해 받게 되는 매출액 충격을 의미한다. 이때 식 (1)의 분자는 2011년 개별 기업 당 총 생산량을 기준으로 구축되었기 때문에, 기존에 생산량이 많은 기업이 자동적으로 큰 값을 가진다. 따라서 해당 값을 2011년 총매출액으로 나누어 줌으로써 절대적 수준 차이를 통제하였다.

정리하면, 2012년 약가인하 정책의 개별 기업 처치 강도(d_i)는 2011년 매출액과 비교했을 때 2012년의 가격인하로 발생하는 기업 총매출액 손실분의 상대적 비중을 의미하며, 0과 1 사이의 값을 가진다. 만약 기업 i 가 약가인하 대상 의약품을 2011년에 전혀 생산하지 않는 경우 해당 값은 0의 값을 가진다. 즉, 처치 강도가 0보다 큰 기업은 약가인하 정책의 영향을 받는데 d_i 의 값이 작은 기업은 상대적으로 충격에 약하게 노출되는 반면, 그 값이 큰 기업은 충격에 강하게 노출된다. 본 논문에서는 약가인하의 충격이 0.01보다 작은 기업들은 거의 충격이 없다고 가정하고($d_i = 0$) 최종적으로 d_i 값이 0인 10개의 기업과 0보다 큰 86개 기업을 각각 통제그룹(control group)과 처치그룹(treatment group)으로 구분하였다.⁷⁾ 처치 강도의 평균 값은 0.125였으며, 중앙값은 0.115, 표준편차는 0.086, 최솟값은 0, 최댓값은

6) 2012년 1월부터 4월 사이 약가인하 대상 제품들에 대한 대규모 가격 인하가 시행되었으므로, 2012년에 가격이 인하된 제품 j 의 경우 $q_{ij,2011}(p_{ij,2011} - p_{ij,2012}) > 0$ 의 관계가 성립하며 가격이 변동하지 않은 제품의 경우에는 $q_{ij,2011}(p_{ij,2011} - p_{ij,2012}) = 0$ 의 관계가 성립한다. 2012년에 가격이 인상된 제품은 해당 값이 0보다 작은 값을 가지게 되지만, 이러한 제품의 수는 매우 적었다. 또한 약가인하 정책으로 대다수 제품의 단위 가격이 인하되었기 때문에 해당 값은 0보다 크거나 같은 값을 가진다. 두 시점 모두 가격 확인이 가능한 제품 수는 55,414개이다.

7) 본 논문에서 사용하는 연속형 처치변수의 경우에는 통제집단의 설정방법이 이론적으로 명확하지 않다. 엄격하게 $d_i = 0$ 인 기업들로 통제집단을 한정하면, 통제집단 기업의 수가 작아져 비교의 기준점이 불안정할 가능성이 높다. 통제 기업의 충분한 확보를 통한 비교 기준점의 안정성과 통제 기업의 오분류 사이의 상충관계를 감안해, $d_i < 0.01$ 인 기업들을 통제 기업으로 분류하였다. 본 논문은 주요 추정결과가 통제집단 설정 기준 변동에 따라 변화하는지 확인하기 위해, 통제집단 설정 기준을 $d_i < 0.03$ 또는 $d_i < 0.05$ 로 변경한 경우의 인과효과 추정치를 살펴보았으며 해당 분석 결과에는 큰 차이가 없었다(〈Appendix Figure 2〉 참조).

0.365였다.

본 논문의 처치변수(노출 강도)는 2011년 정보를 기반으로 산출한 변수로서, 만약 2012년 제도 시행 이전에 기업들이 약가인하 가능성을 미리 인지해 선제적으로 대응했다면 이 처치변수는 내생적일 가능성이 있다. 그러나, 의약품의 생산 및 유통상의 특성으로 인해 제약기업들이 약가인하의 실제 적용 이전에 적극적으로 이에 대응하기는 쉽지 않다. 의약품 소비자들은 특별한 이유가 없는 한 기존 의약품을 계속 사용하려는 관성이 있기 때문에 제약기업들이 짧은 시간 내에 기존 의약품의 생산을 중단하기는 쉽지 않다. 상당한 비용과 시간의 소요로 새로운 의약품을 개발, 생산 및 판매하기도 쉽지 않다. 반면, 이미 개발 중이거나 심사 단계에 있는 의약품의 경우 투자한 비용을 회수하기 위해 생산을 지속하는 경향이 있다. 정리하면, 설사 2012년의 약가인하를 6개월이나 1년 전에 미리 예상했다고 하더라도 제약기업들이 이에 대한 대응 및 행태를 변화하는데에는 한계가 있을 수밖에 없다. 제약기업들이 직면하는 이와 같은 한계로 인해 앞에서 구축한 처치변수의 내생성이 그리 심하지 않을 것으로 판단된다.⁸⁾

3. 실증분석 모형

2012년 약가인하의 효과를 엄밀히 추정하기 위해 de Chaisemartin and D'Haultfoeuille (CH, 2024)가 제시한 강건형 이중차분법을 활용한다. 본 논문은 약가인하 처치의 강도를 측정하는 지표로서 연속형 변수 d_i 를 구축하였는데, 통상적인 이중차분 통계분석은 이런 상황에서 아래 식 (2)의 연속형 사건분석 이중차분 모형(또는 2원 고정효과 모형, two-way fixed effects, TWFE)을 추정한다.

$$Y_{it} = \sum_{\ell=-F+2, \ell \neq 0}^{T-F+1} \beta_{\ell} [d_i \cdot 1(t = F-1+\ell)] + \alpha_i + \tau_t + u_{it} \quad (2)$$

식 (2)의 종속변수 Y_{it} 는 기업 i 의 연도 t 로그 매출액, α_i 는 기업 고정효과, τ_t

8) 본 연구는 명시적인 실험을 통해 생성된 변수를 활용하지 못하기 때문에, 처치변수의 내생성을 완벽하게 제거하기는 사실상 불가능하다. 후속 연구를 통해 보다 외생적인 처치변수가 발굴되기를 기대한다.

는 연도 고정효과를 표시한다. d_i 는 앞에서 정의한 기업 i 의 약가인하 처치강도를 표시하고, ℓ 은 처치 개시 연도 F (본 논문에서는 2012년)를 $\ell = 1$ 으로 설정한 후 각 연도를 F 기준 상대시점으로 표현하는 변수이다. 이때 $\ell = 0$ 은 기준 시점의 역할을 한다.

최근 CH(2024)는 식 (2)과 같은 ‘연속형 이중차분 모형’이 평균 처치효과를 정확히 추정하지 못할 가능성을 지적하였다. CH(2024)의 Proposition 1(p. 31)에 의하면, 식 (2)를 통해 구한 추정치 $\hat{\beta}_\ell$ 의 기댓값은 아래 식 (3)으로 표현된다.

$$E[\hat{\beta}_\ell] = \sum_{i: d_i \neq 0} w_i \frac{TE_{i,\ell}}{d_i} \quad (3)$$

위 식에서 $TE_{i,\ell}$ 은 개체 i 에 강도 d_i 의 처치가 $\ell (\geq 1)$ 기 동안 지속되었을 때 나타나는 처치효과를 표시한다. w_i 는 각 개체 i 의 $\frac{TE_{i,\ell}}{d_i}$ 에 부여되는 가중치로서 w_i 는 아래 식 (4)로 표시된다.

$$w_i = \frac{d_i(d_i - \bar{d})}{\sum_{i': d_{i'} \neq 0} d_{i'}(d_{i'} - \bar{d})} \quad (4)$$

위 식에서 $\bar{d} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N d_i$ 로서, d_i 의 평균값을 의미한다. CH(2024)는 식 (4)에서 w_i 가 음수가 될 가능성이 있기 때문에, 모든 조합의 (i, ℓ) 에 대해 $TE_{i,\ell} < 0$ 이 성립하더라도 $E[\hat{\beta}_\ell] > 0$ 가 성립할 가능성이 있음을 보인다. CH(2024)는 이와 같은 “음의 가중치(negative weights)”문제를 해결하면서 적절한 평균 처치효과를 추정하는 방법을 제안하였다.⁹⁾ CH(2024)의 추정법을 본 연구가 분석하는 2012년 약가인하 처치에 적용하면 다음과 같다. 이하의 내용은 강창희·박상곤(2025, pp. 153-156)의 설명을 본 연구의 목적에 맞게 수정한 것이다.

먼저, 이산형 처치변수 $D_{i,t} (\geq 0)$ 를 $D_{i,t} \equiv (d_i \cdot Post12_t)$ 로 정의하자. 여기서

9) Borusyak, Jaravel and Spiess(2024), Callaway and Sant’Anna(2021), Sun and Abraham(2021) 등도 TWFE 모형의 처치효과 추정치에 ‘음의 가중치’ 문제가 있음을 지적한다.

$Post12_t \equiv 1(t \geq 2012)$ 로서, 연도 t 가 2012년 및 그 이후이면 1, 2011년 이전이면 0의 값을 취한다. $D_{i,t} = 0$ 은 개체 i 에 연도 t 현재 처치가 적용되고 있지 않음을 의미하고, $D_{i,t} > 0$ 은 강도 $D_{i,t}$ 로 처치가 적용되고 있음을 의미한다.

처치 개체들에 연도 $F(= 2012)$ 부터 처치가 개시된 이후 ℓ 기($\ell \geq 1$, 2012년은 $\ell = 1$) 동안 강도 $D_{i,t}$ 의 처치가 적용되었을 때 나타나는 평균 처치효과는 아래 식으로 정의된다.

$$\delta_{i,\ell} = E[Y_{i,F-1+\ell} - Y_{i,F-1+\ell}(0, \dots, 0) \mid \underline{D}] \quad (5)$$

위 식에서 $\underline{D}$ 는 모든 개체들($i = 1, \dots, N$)의 모든 시점($t = 2008, \dots, T$)에서의 처치 상태를 수직으로 쌓아 놓은 열벡터이다. 식 (5)에 의하면, $\delta_{i,\ell}$ 은 처치 개체 i 에 최초 시점 2008년부터 시점 $F-1+\ell$ 까지 전혀 처치가 적용되지 않는 (가상적인) 상황의 성과변수 값 ($Y_{i,F-1+\ell}(0, \dots, 0)$)과 연도 F 이후 ℓ 기 동안 처치가 적용되었을 때의 성과변수 값 ($Y_{i,F-1+\ell}$)을 비교하는 평균 처치효과를 의미한다. CH(2024)는 $\delta_{i,\ell}$ 을 ‘시점 $F-1+\ell$ 에 처치 개체 i 에게 나타나는 현상유지 대비 실제 처치의 효과(the actual-versus-status-quo (AVSQ) effect of i at $F_i-1+\ell$)’라고 명명한다.

CH(2024)의 Lemma 1(p. 13)에 의하면, (i) 사전 예상 불가(no anticipation) 및 (ii) 평행 추세(parallel trends)라는 두 개의 가정이 성립할 때 아래의 관계가 성립한다.

$$E[DID_{i,\ell} \mid \underline{D}] = \delta_{i,\ell} \quad (6)$$

이 식에서 $DID_{i,\ell}$ 은 아래 식으로 정의된다.

$$DID_{i,\ell} = (Y_{i,F-1+\ell} - Y_{i,F-1}) - \frac{1}{N_{co}} \sum_{j=1}^{N_{co}} (Y_{j,F-1+\ell} - Y_{j,F-1}) \quad (7)$$

식 (7)에서 N_{co} 는 2012년 이후 $D_{i,t} = 0$ 인 통제집단 기업들의 수를 표시하고,

식 (6)은 $DID_{i,\ell}$ 이 $\delta_{i,\ell}$ 의 불편 추정량(unbiased estimator)임을 의미한다.

CH (2024)는 $\delta_{i,\ell}$ 을 이용해 “비정규화 사건분석 처치효과(the non-normalized event-study effect)”을 아래와 같이 정의한다.

$$\delta_{\ell} = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i=1}^{N_{tr}} \delta_{i,\ell} \quad (8)$$

식 (8)에서 N_{tr} 는 2012년 이후 $D_{i,t} > 0$ 인 처치집단 기업들의 수를 표시한다. $DID_{i,\ell}$ 이 $\delta_{i,\ell}$ 의 불편 추정치이므로, δ_{ℓ} 의 불편 추정치 DID_{ℓ} 은 아래 식과 같다.

$$DID_{\ell} = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i=1}^{N_{tr}} DID_{i,\ell} \quad (9)$$

한편, CH (2024)는 $\delta_{i,\ell}$ 을 이용해 ‘정규화(normalized) AVSQ 효과’를 아래와 같이 정의한다.

$$\delta_{i,\ell}^n = \frac{\delta_{i,\ell}}{\delta_{i,\ell}^D} \quad (10)$$

위 식에서 $\delta_{i,\ell}^D = \sum_{k=1}^{\ell} D_{i,F-1+k}$ 로서, $\delta_{i,\ell}^D$ 는 개체 i 의 시점별 처치 강도 $D_{i,t}$ 를 시점 F 부터 $F-1+\ell$ 까지 합한 값이다. 식 (10)을 이용하면, $\delta_{i,\ell}^n$ 의 추정치 $\widehat{\delta_{i,\ell}^n}$ 를 아래와 같이 구할 수 있다.

$$\widehat{\delta_{i,\ell}^n} = \frac{DID_{i,\ell}}{\delta_{i,\ell}^D} \quad (11)$$

이제, “비정규화 사건분석 처치효과” δ_{ℓ} 에 대응하는 “정규화 사건분석 처치효과(the normalized event-study effect)” δ_{ℓ}^n 은 아래와 같다.

$$\delta_{\ell}^n = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i=1}^{N_{tr}} \left(\frac{|\delta_{i,\ell}^D|}{\delta_{\ell}^D} \cdot \delta_{i,\ell}^n \right) \quad (12)$$

위 식에서 $\delta_{\ell}^D = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{j=1}^{N_{tr}} |\delta_{j,\ell}^D|$ 이다. 식 (10)에서 $\delta_{i,\ell}^n = \frac{\delta_{i,\ell}}{\delta_{i,\ell}^D}$ 가 성립하므로, 이 관계를 식 (12)에 대입하면 $\delta_{\ell}^n = \frac{\delta_{\ell}}{\delta_{\ell}^D}$ 이 성립함을 알 수 있다. 식 (12)를 이용해, δ_{ℓ}^n 의 추정치 $\widehat{\delta}_{\ell}^n$ 을 구하면 다음과 같다.

$$\widehat{\delta}_{\ell}^n (\equiv \widehat{DID}_{\ell}^n) = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{j=1}^{N_{tr}} \left(\frac{|\delta_{j,\ell}^D|}{\delta_{\ell}^D} \cdot \frac{DID_{j,\ell}}{\delta_{j,\ell}^D} \right) = \frac{DID_{\ell}}{\delta_{\ell}^D} \quad (13)$$

정규화 사건분석 처치효과 δ_{ℓ}^n 은 상대시점 ℓ 에서 구한 처치 강도 1단위당 한계효과를 의미한다.

본 논문의 실증 분석에서는 Stata 명령어 `did_multiplegt_dyn`을 이용해 CH (2024)의 “비정규화 사건분석 처치효과” 추정치 $\widehat{\delta}_{\ell}$ 과 “정규화 사건분석 처치효과” 추정치 $\widehat{\delta}_{\ell}^n$ 을 계산한다.

III. 분석 결과

1. 약가인하 정책이 제약기업의 성과에 미친 영향: 매출액 분석

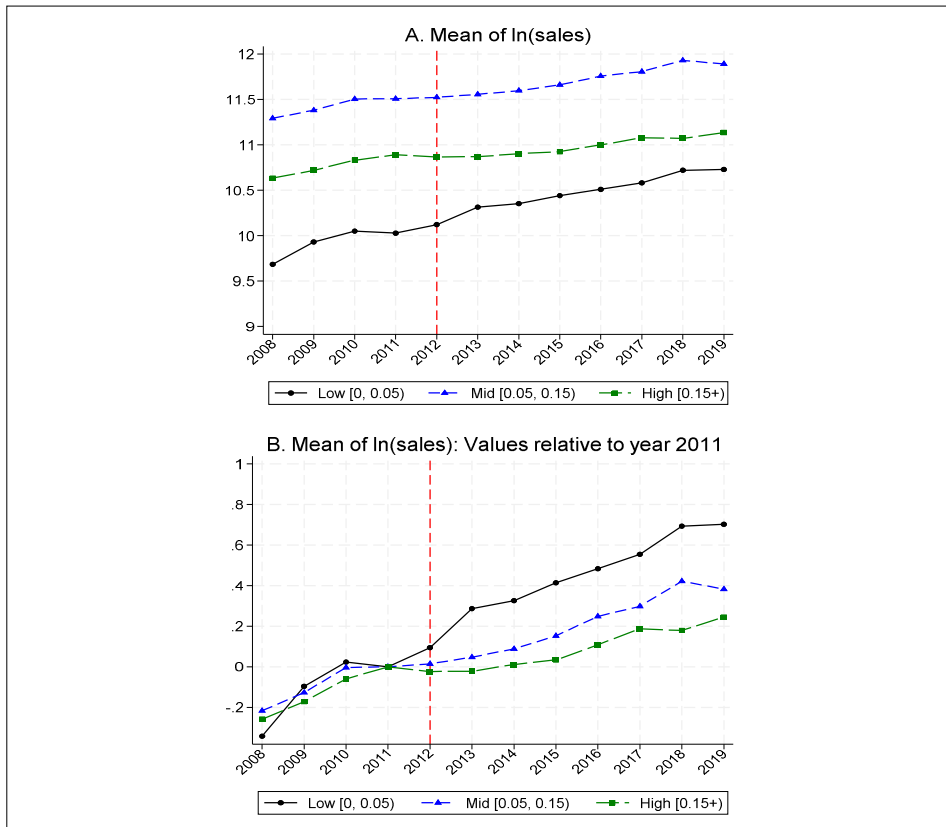
(1) 제약기업의 노출 정도와 매출액 추이

약가인하 정책이 제약기업의 매출액에 미친 영향을 강건형 이중차분법을 적용하여 추정하기에 앞서, 약가인하에 노출된 정도에 따라 제약기업의 매출액 추이가 다른지 살펴본다. 〈Figure 1〉은 개별 기업들을 처치 강도에 따라 약노출 집단 ($d_i < 0.05$), 중노출 집단 ($0.05 \leq d_i < 0.15$), 강노출 집단 ($d_i \geq 0.15$)으로 분류한 뒤 평균 로그매출액의 연도별 추세를 보여준다. 〈Figure 1〉패널 A의 경우 3개 집단 모두에서 로그 매출액의 평균값이 2008년부터 지속적으로 상승하는 추세를 보

이며, 절대적인 값의 크기는 중노출 집단이 가장 높고, 다음으로 강노출 집단, 약노출 집단 순인 것으로 나타났다. 반면, 상승 추세의 기울기는 약노출 집단에서 가장 높았다.

2012년 약가인하가 각 집단 매출액 변동 양상에 미친 영향을 명확히 확인하기 위해, 각 집단의 연도별 수치에서 2011년 수치를 차분한 값을 구하여 표준화된 매출액 추세를 비교하였다. 〈Figure 1〉 패널 B에서 알 수 있듯이 2012년 약가인하 이후 중노출 집단과 강노출 집단의 매출액 증가 추세가 약노출 집단보다 상대적으로 낮은 것을 확인할 수 있으며, 이는 약가인하 정책이 중노출 및 강노출 집단 기업들의 매출액에 부정적인 영향을 미치고 있을 가능성을 암시한다.

〈Figure 1〉 Trends in Sales of Three Groups by Exposure Intensity to Drug Price Reduction



Note: The average exposure intensities for low, medium, and high groups are 0.019, 0.100, and 0.215, respectively.

하지만 이러한 결과는 시계열에 따른 증가 추세를 비교한 것일 뿐 정확한 약가인하 정책의 인과효과(causal effect)를 추정한 것은 아니므로 다음 절에서 이중차분분석을 통해서 보다 엄밀한 분석을 수행한다.

(2) 실증분석 결과

〈Figure 2〉는 일괄 약가인하 정책이 기업의 매출액에 미친 효과에 대한 강건형 이중차분 모형의 추정 결과를 그래프로 보여준다.^{10) 11) 12)} 패널 A에 제시된 ‘비정규화 추정치’에 따르면 2012년 약가인하는 제약기업의 2012년 매출액에는 큰 영향을 미치지 않으나 2013년부터 영향이 나타났다. 2013년 이후($\ell \geq 2$)의 ‘비정규화 추정치’는 최소 -0.512부터 최대 -0.260 사이에서 변동하며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 2012년의 약가인하는 2013~2019년 기간 동안 약가인하에 노출된 처치집단 기업의 연간 매출액을 미노출 기업인 통제집단에 비해 상대적으로 최소 26.0%에서 최대 51.2%까지 감소시킨 것을 의미한다. 이러한 약가인하 노출 그룹의 상대적 매출액 감소는 〈Figure 1〉의 절대적인 매출액의 증가 가운데 나타나는 그룹 간 성장세의 차이를 강건형 이중차분법을 통해 엄밀하게 추정한 것이다. 즉, 매출액의 절대적인 감소가 아니라, 약가인하에 노출된 기업들이 약가인하에 노출되지 않았다면 추가적으로 증가했었을 매출액 성장세 또는 약가인하로 인해서 잃어버린 매출액 성장세를 의미한다.

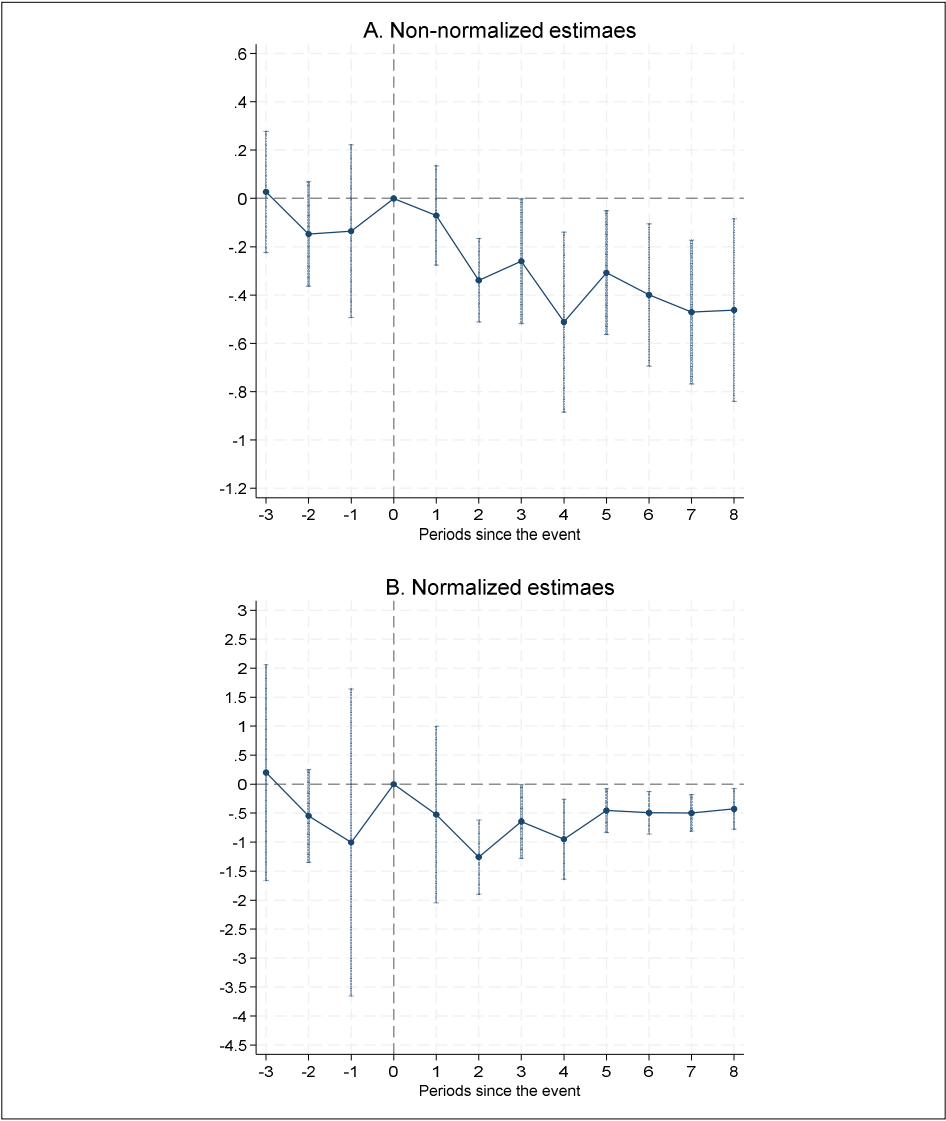
패널 B의 ‘정규화 추정치’결과 또한 2012년의 약가인하의 부정적인 효과가 2013년부터 본격적으로 나타나고 있음을 보여주며, 최소 -1.257부터 최대 -0.428 사이에서 변동하고 있다. 이러한 결과는 2012년 약가인하 정책이 2013~2019년 기간 동안 처치 강도가 0.1 포인트 높은 기업의 연간 매출액을 최소 4.3%에서 최대 12.6%까지 감소시켰음을 의미한다.

10) 〈Appendix Table 1〉은 강건형 이중차분법의 자세한 추정 결과를 보여준다.

11) 강건성 검증을 위해, 균형패널 기간 설정을 2008년부터 2013년, 2015년, 2017년으로 바꾸거나 통제그룹 구분 기준을 (i) $d < 0.03$, (ii) $d < 0.05$ 와 같이 변경해도 분석 결과는 유사했다. 해당 결과 역시 〈Appendix Figure 1〉, 〈Appendix Figure 2〉에서 확인할 수 있다.

12) 본 분석의 결과는 해당 기간 동안 퇴출 및 진입한 제약기업들을 제외한 균형패널 자료를 바탕으로 한 추정치라는 한계를 지닌다. 심사자의 제안에 따라 불균형 패널 자료를 이용한 결과, 해당 추정치가 균형패널 자료에서의 추정치와 유사하였으며, 처치 예상 불가 및 평행 추세의 가정에 부합하였다.

〈Figure 2〉 Effects of Drug Price Reduction on Sales:
Robust Difference-in-Differences Estimates



Notes: The dependent variable is $\ln(\text{sales})$. Dots in the figure show CH(2024) estimates, and the vertical lines represent 95% confidence intervals.

또한 패널 A와 B 추정치 모두 약가인하 처치가 적용되기 이전 기간에 5% 유의 수준에서 0을 기각하지 못하므로 사전 예상 불가와 평행 추세 가정이 모두 성립하고 있음을 보여준다. 만약 기업들이 2012년 일괄 약가인하를 예상하고 대응하였다

면 처치 전 추정치들이 0에서 벗어나는 현상이 관측되었을 것이다. 또한 통계적으로 유의한 처치효과 추정치가 2012년 또는 2013년부터 관측되는 점을 감안할 때, 2012년 이전에 기업들이 일괄 약가인하를 예측해 미리 실효성 있는 전략적 행동을 취하지는 못하였을 것으로 추측된다.¹³⁾

결론적으로 2012년 약가인하 정책으로 인해 노출기업의 상대적인 매출액 감소효과는 2019년까지 장기적으로 지속되고 있는 것으로 보인다. 약가인하로 인한 성장세의 상대적인 둔화를 보여 주고 있는 해당 결과는 일괄 약가인하 정책이 제약기업의 장기적인 성장 및 대형화에 부정적일 수 있다는 시사점을 제시한다.

〈Figure 1〉에서처럼 일괄 약가인하에 대한 노출도가 상이한 기업들이 받은 영향은 그룹별로 다를 수 있다. 약노출 그룹과 중노출 그룹으로 이루어진 패널 자료, 약노출 그룹과 강노출 그룹으로 이루어진 패널 자료에 강건형 이중차분법을 각각 적용한 결과, 강노출 그룹이 중노출 그룹에 비해 상대적으로 매출액의 하락이 더 컸다.¹⁴⁾

2. 약가인하 정책이 개별 기업의 행태에 미친 영향: 생산구성 변화

(1) 전문의약품 중 급여 및 비급여 항목간 생산구성 변화

약가인하에 노출이 큰 기업일수록 기업 성장의 상대적 둔화가 관찰되는데(〈Figure 1〉), 따라서 해당 기업들은 매출 및 이익 감소, 성장세의 둔화 등의 충격을 완화하고자 의약품 포트폴리오를 조정함으로써 대응할 가능성이 있다. 특히 약가인하에 노출된 급여 등재 품목의 매출액 의존도를 줄이고 비급여 의약품 생산을 증가시킬 가능성이 있다. 건강보험의 보장성이 강화되고 있지만, 건강보험의 대상이 아닌 비급여 비중이 상대적으로 커진다는 것은 소비자들의 사적 약품비 부담 또는 비급여 전문의약품 의존도 증가와 같은 부작용을 초래할 수 있다. 따라서 본 절

13) 이 외에도, 2012년 일괄 약가인하는 시장 전체의 조정과정을 통해 통제기업인 미노출 기업들에게도 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 하지만 이와 같은 일반균형 효과는 본 논문이 활용하는 축약형(reduced-form) 모형에서는 포착되지 않는다. 일반균형 효과까지를 고려하는 실증분석은 추후의 연구과제로 남겨둔다.

14) 처치의 비선형성 확인을 제안하신 심사자에게 감사드리며, 해당 결과는 원고의 길이 상 생략하였으나 독자의 요청 시 제공 가능하다.

에서는 급여의약품의 대부분을 차지하고 있는 전문의약품을 중심으로 약가인하 정책이 제약기업의 급여 전문의약품 및 비급여 전문의약품 생산액, 급여 전문의약품 생산 비중에 어떤 영향을 미치는지 분석한다.¹⁵⁾

〈Figure 3〉은 약가인하 처치강도에 따라 구분된 3개 집단별 급여 전문의약품과 비급여 전문의약품 생산액, 그리고 전체 전문의약품 대비 급여 전문의약품 생산액 비중의 연도별 변동 양상을 보여준다. 먼저 〈Figure 3〉 패널 A에서 3개 집단의 급여 전문의약품과 비급여 전문의약품의 평균 로그 생산액은 2010년 이후 지속적 상승 추세를 보이는데, 이러한 현상은 고령화 및 소득수준 향상으로 의약품 수요에 대한 전반적인 증가 추세를 반영하고 있다. 하지만 약가인하 처치강도에 따라 생산액 증가 폭은 상이하다.

따라서 보다 정확한 추세를 비교하기 위해 〈Figure 3〉 패널 B는 처치 강도별 3개 그룹의 생산액을 각각 2011년 값을 기준으로 표준화한 뒤 약가인하 이후 급여 및 비급여 전문의약품 생산액 변동을 확인하였다. 먼저 급여 의약품 생산액의 경우 약노출 기업의 생산액은 증가했지만 중노출 및 강노출 기업의 생산액은 크게 변동하지 않았다. 비급여 전문의약품에서도 동일한 현상이 나타났지만, 약노출 기업과 중·강노출 기업 간 차이가 크지 않았다.

마지막으로 〈Figure 3〉 가장 우측의 전체 전문의약품 대비 급여 전문의약품 생산 비중의 추세 변화를 패널 B를 그림을 통해 확인해 보면, 급여 전문의약품 생산액 비중은 약가인하 이후 초기에는 3개 그룹 모두 감소하지만 이후 약노출 기업의 급여 생산액 비중은 증가하는 반면, 중노출, 강노출 기업에서는 급여 생산액 비중이 감소하는 것을 확인할 수 있다.¹⁶⁾

15) 일반의약품의 일부가 급여의약품으로 분류되지만, 전문의약품과 달리 의사 처방 없이 약국에서 구매할 수 있고, 해당 부분을 제외하는 것이 기술적으로 불가능하기 때문에 전문의약품으로 분석 대상을 한정하였다. 하지만 심평원에서 공고하는 ‘약제급여목록표’에 따르면, 2012년 4월 1일 기준 급여 등재 전문의약품은 12,637품목으로 전체 급여등재품목의 90.0%를 차지한다. 또한 해당 비중은 2024년 8월 1일 기준 93.7%로 증가하여, 급여 의약품의 대부분이 전문의약품으로 구성되어 있음을 알 수 있다.

16) 일괄약가인하가 생산량에 미친 영향을 분석하는 것도 흥미로운 주제이다. 하지만 제약기업이 다품종 소량 생산을 하며, 각 의약품 별 형태와 용량 등 기준 단위들이 다양하여 의약품 수준에서 합산하거나 기업 수준으로 총합하여 시사점을 이끌어 내는데 어려움이 존재한다. 따라서 본 논문은 기업 수준에서의 생산 구성의 비중 변화에 초점을 맞추었고 개별 약품 단위의 생산량 등의 변화에 관한 연구는 추후 연구로 남긴다.

이러한 결과는 약가인하에 노출된 기업들이 약가인하 대상인 급여의약품의 생산 비중을 줄이는 방식으로 의약품의 포트폴리오 구성을 변경해 약가인하로 인한 매출 감소 충격을 완화했을 가능성을 보여준다. 하지만 이는 인과관계를 확인할 수 있는 정확한 분석은 아니므로, 강건형 이중차분법을 통해 엄밀하게 효과를 추정한다.

종속변수(Y_{it})는 기업 i , 연도 t 의 로그 급여 전문의약품 생산액, 로그 비급여 전문의약품 생산액, 전체 전문의약품 생산액 대비 급여 전문의약품 생산액을 활용한다.

분석 결과는 <Figure 4>를 통해 확인할 수 있다. 먼저 비정규화 추정 결과 급여 전문의약품 생산액은 약가인하에 노출된 기업이 통제집단 기업에 비해 전 기간 평균 약 38% 정도 낮게 나타났다. 해당 효과는 2013~2019년 기간 14%~65%로 연도별로 차이가 났으며, 정책 시행 후 4년 이후에 효과가 크게 나타나고 통계적으로도 유의하였다. 또한 이러한 결과는 정규화 추정치에서도 동일하게 나타났다. 이는 약가인하에 노출된 기업의 급여 전문의약품 생산액 자체가 감소했다는 것이 아니라, 노출되지 않은 기업들에 비해 상대적으로 덜 증가했음을 의미한다. 즉, 약가인하 노출이 없었다면 증가했었을 해당 기업들의 급여 전문의약품 생산액을 의미한다.

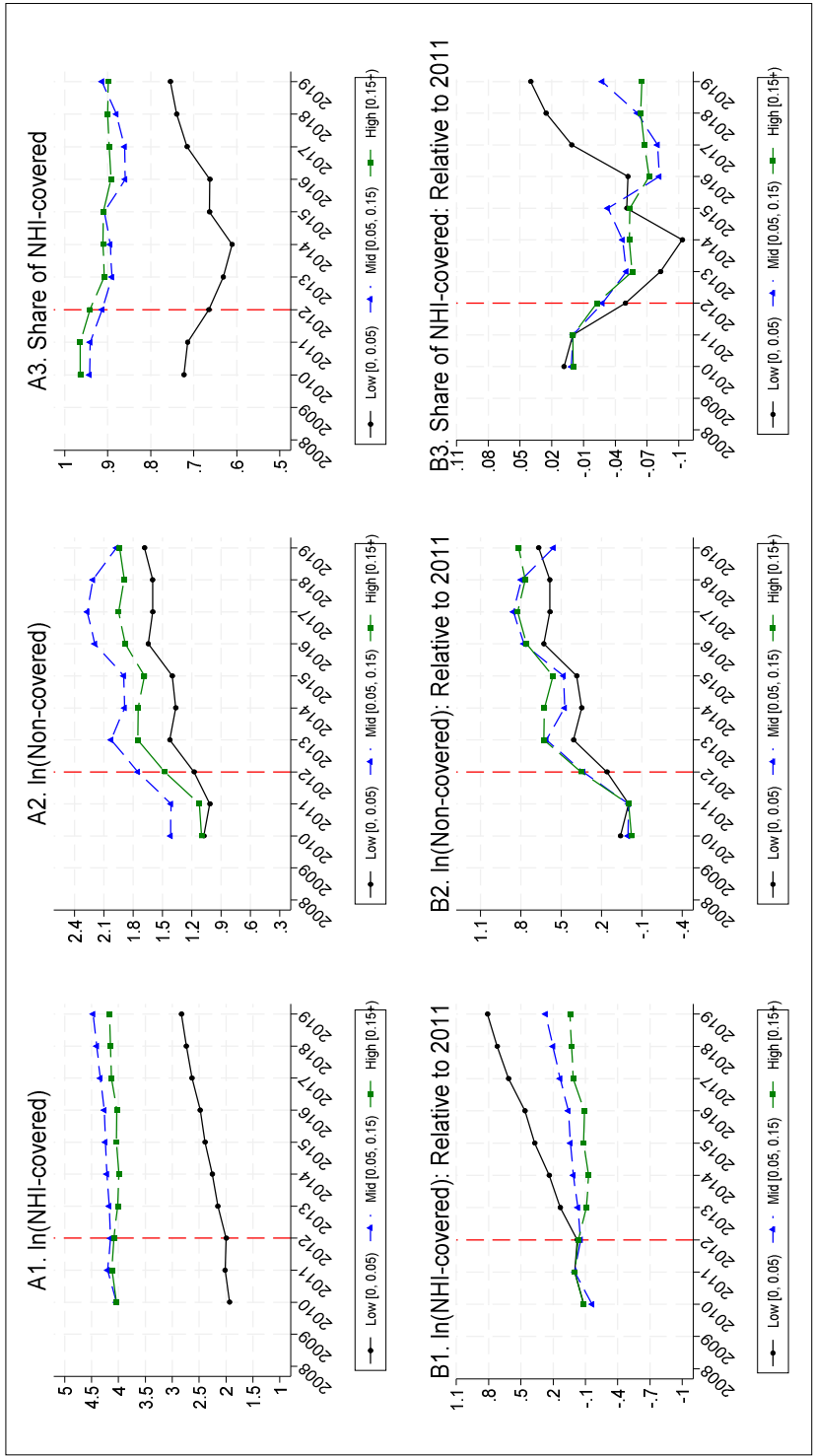
비급여 전문의약품 생산액은 약가인하 정책에 노출된 기업이 통제집단 기업에 비해 약 10~52%로 연도별로 변동하지만 상승하는 추세를 보였으며, 다수의 추정치가 통계적으로 유의하였다. 또한 이러한 결과는 정규화 추정치에서도 동일하게 나타났다.

전체 전문의약품 대비 급여 전문의약품 생산액 비중의 경우 비정규화 추정 결과 약가인하에 노출된 기업이 통제집단 기업에 비해 평균 10%p 낮은 것으로 나타났다. 해당 결과는 단기에는 효과가 없었지만, 2016년부터 20%p~36%p까지 급여 전문의약품의 생산 비중을 감소시켰다. 또한 이러한 결과는 정규화 추정치에서도 유사하게 나타났다¹⁷⁾.

결과를 종합하면 약가인하 충격을 많이 받은 기업은 매출액 감소를 방어하기 위해 일괄약가인하 이후 충격을 적게 받은 기업 대비 상대적으로 비급여 전문의약품

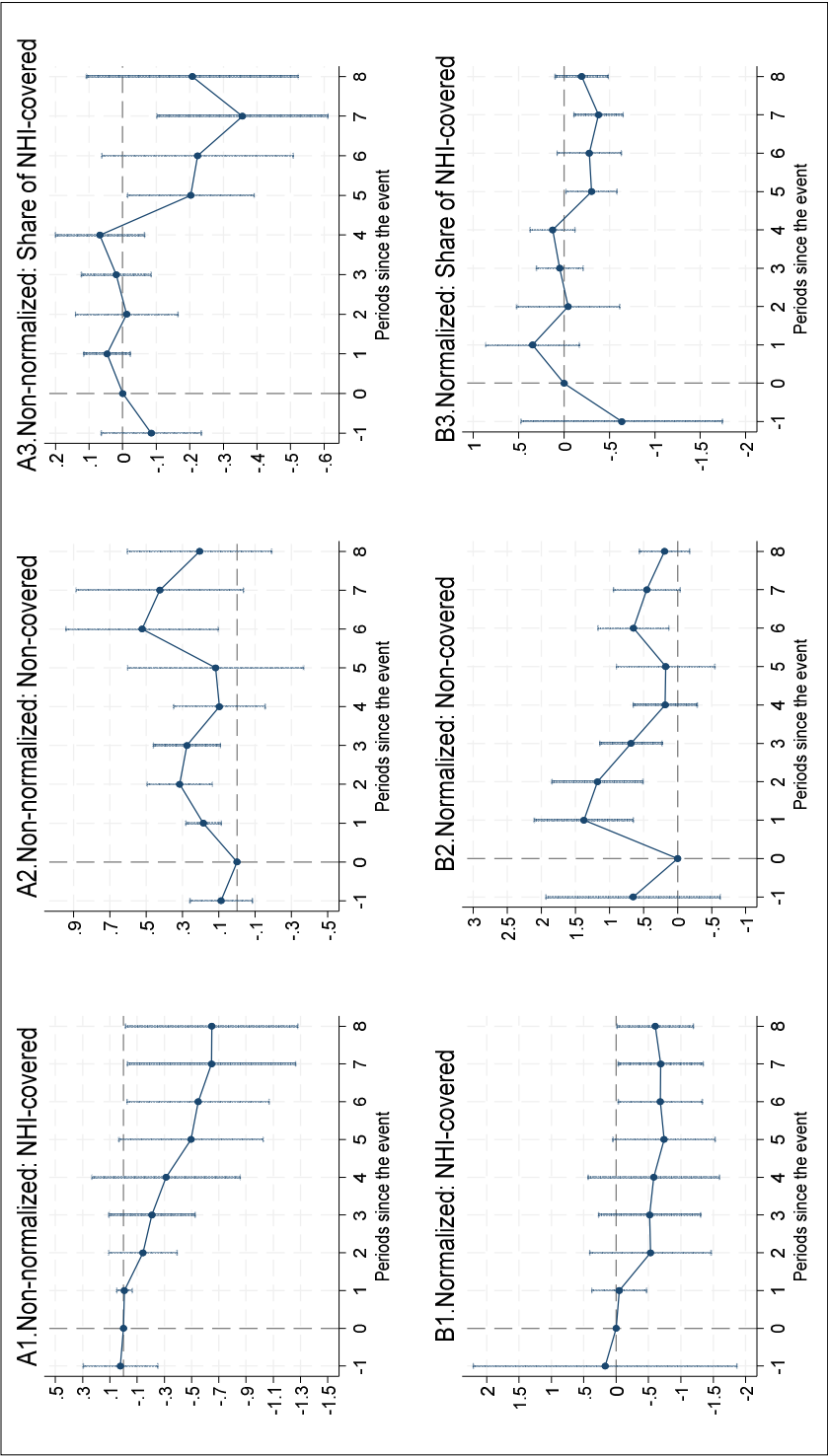
17) 해당 결과들의 구체적인 추정 값은 <Appendix Table 2>, <Appendix Table 3>, <Appendix Table 4>를 통해 확인할 수 있다. 또한 해당 결과들은 통제집단 구분 기준을 (i) $d < 0.03$, (ii) $d < 0.05$ 와 같이 변경한 결과에서도 동일하였다. 해당 결과는 <Appendix Figure 3>, <Appendix Figure 4>, <Appendix Figure 5>에서 확인할 수 있다.

(Figure 3) Trends in Production Values of NHI-Covered and Non-Covered Drugs and the Production Share of NHI-Covered Drugs by Exposure Intensity to Drug Price Reduction



Notes: The share of NHI-covered prescription drugs is defined as the ratio of the production value of NHI-covered drugs to total production.

(Figure 4) Effects of Drug Price Reduction on the Production of NHI-Covered and Non-Covered Drugs: Robust DID Estimates



Notes: Dots in the figure show CH (2024) estimates, and the vertical lines represent 95% confidence intervals.

의 생산을 더욱 증가시켰고, 급여 전문의약품의 생산은 상대적으로 덜 증가시켰다. 이에 따라 전체 전문의약품 대비 급여 의약품의 생산 비중이 감소하는 형태로 의약품 생산액 포트폴리오가 변화하였다. 그러나 앞 절의 매출액 분석 결과를 종합적으로 고려해보면, 약가인하 정책으로 생산 포트폴리오를 변화시키는 노력에도 불구하고 매출액이 감소하는 효과를 완벽히 상쇄할 수는 없었다. 따라서 생산 포트폴리오 변화는 매출액 방어에 일부 도움이 되었을 수 있지만, 약가인하가 없었다면 확보했을 매출액으로의 회복은 달성할 수 없었던 것으로 보인다. 반면, 전체 전문의약품 중 급여 전문의약품의 생산 비중이 감소하는 것은 약가인하에도 불구하고 급여 전문의약품 비중이 감소함에 따라 소비자의 보장성이 오히려 낮아질 가능성이 존재함을 시사한다.

(2) 급여 전문의약품 내 약가인하 대상 및 비대상 의약품 간 생산구성 변화

약가인하 정책으로 인한 매출액 감소를 방어하기 위해 제약기업은 비급여 의약품의 비중을 증가시키는 것 외에도 급여 항목 내에서도 약가인하 정책의 대상이 아닌 의약품의 생산 비중을 증가시켰을 가능성이 있다. 이런 경우 약가인하 비대상 급여 의약품의 거래량이 증가하기 때문에 2012년 약가인하 정책이 건강보험의 의약품 지출액을 의도한 만큼 감소시키지 못했을 가능성이 있다. 이는 정부 규제가 과도한 경우 기업의 행태변화로 인해 나타날 수 있는 부작용이다.

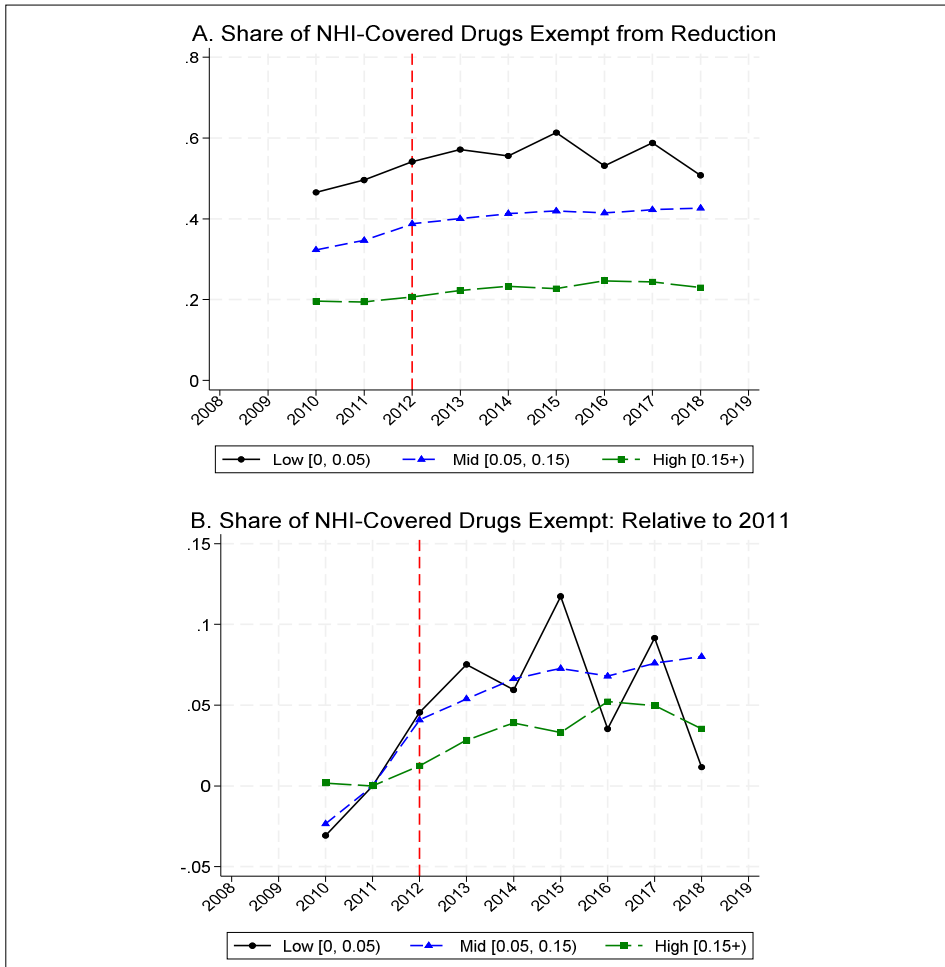
따라서 본 절에서는 2011년을 기준으로 개별 제약기업이 생산하는 급여 전문의약품 중 약가인하 대상과 비대상 의약품을 구분한 뒤, 약가인하 정책이 인하 대상 제외 의약품의 생산 비중(급여 전문의약품 전체 생산액 대비)을 어떻게 변화시켰는지 분석한다.¹⁸⁾

먼저 <Figure 5>는 처치 강도별 3개 그룹의 급여 전문의약품 중 약가인하 정책에

18) 본 절에서 사용한 자료는 2010년부터 2018년까지의 생산실적 자료이다. 본 논문에서는 “생산 실적 데이터”의 “품목코드”를 기준으로 하나의 제품을 정의한다. 2010~2018년 “생산실적 데이터”에서는 “품목코드”를 기준으로, 2019년 “생산실적 데이터”에서는 “품목코드” 대신 “품목기준코드”를 기준으로 제품을 정의한다. 2019년 데이터의 “품목기준코드”는 2011년 데이터의 “품목코드”와는 다른 형식의 코드이다. 따라서 2019년에 생산된 제품이 2012년 약가인하의 대상이었는지를 정확히 식별할 수 없다. <Figure 6>의 연도별 추정치는 2018년 수치까지만 계산되어 있다.

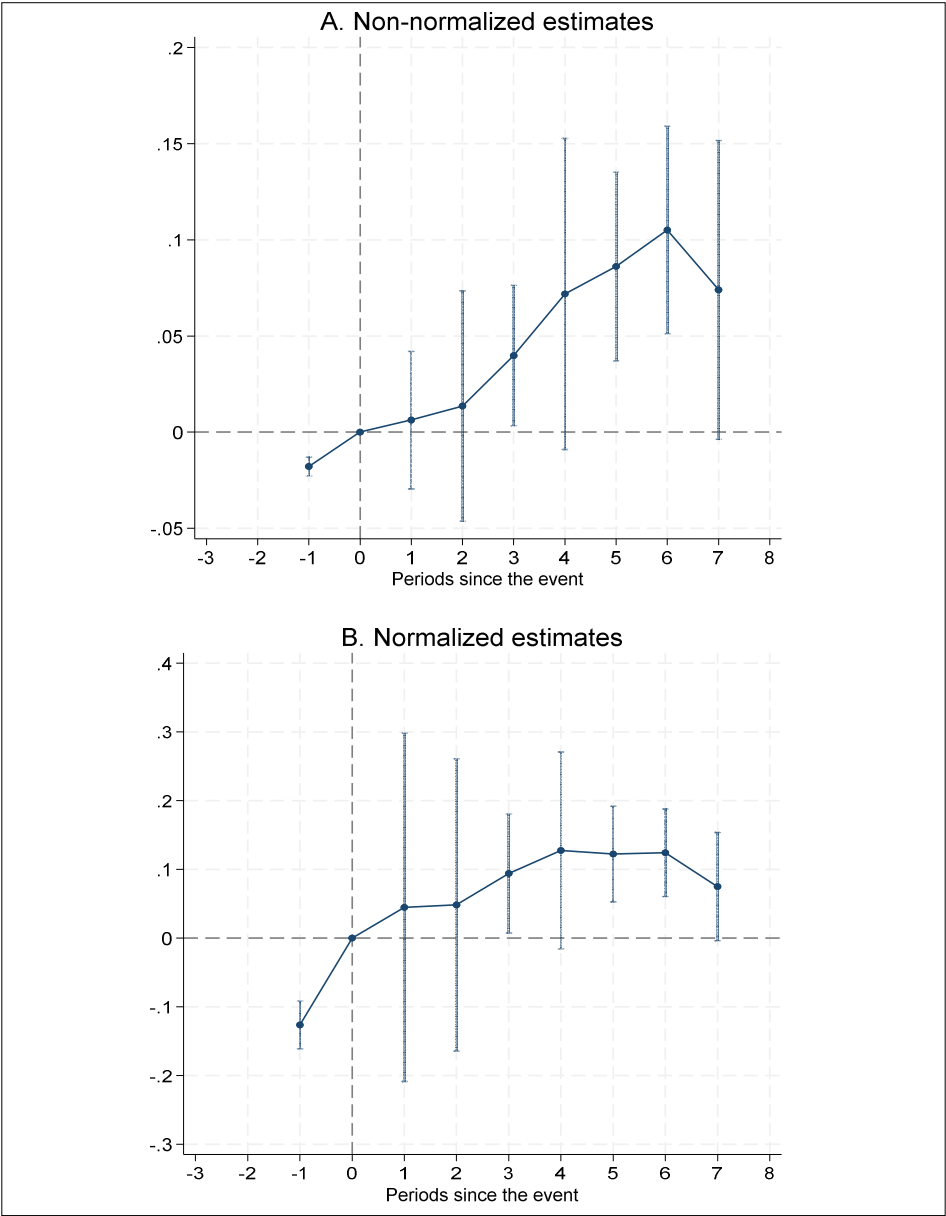
해당하지 않는 의약품 생산액 비중의 추세를 보여준다. 먼저 〈Figure 5〉 패널 A를 통해 약가인하 충격을 받은 그룹일수록 미인하 의약품의 생산액 비중이 낮은 것을 확인할 수 있다. 또한 약가인하 제외 제품 생산액 비중은 2012년 이후 주로 중노출 집단과 강노출 집단에서 증가한다. 이러한 추세는 패널 B의 2011년을 기준으로 표준화한 추세비교를 통해서도 확인할 수 있다. 약노출 그룹에서는 가격 인하 제외 급여의약품 생산액 비중이 2012년 소폭 상승 이후 일정한 수준을 유지하는 반면, 중노출 및 강노출 그룹은 지속적으로 성장하는 것을 볼 수 있다.

〈Figure 5〉 Trends in the Production Share of NHI-Covered Drugs Exempt from Price Reduction



Note: Same as Figure 1.

〈Figure 6〉 Effect of Drug Price Reduction on the Production Share of NHI-Covered Drugs Exempt from Price Reduction: Robust DID Estimates



Note: Same as Figure 4.

약가인하 정책이 급여항목 내 미인하 제품 생산 비중에 미친 효과를 더욱 엄밀하게 분석하기 위해 강건형 이중차분법을 적용한다. 이때 종속변수(Y_{it})는 기업 i ,

연도 t 의 전체 전문급여제품 생산액 대비 미인하 전문 급여의약품 생산액 비중을 의미한다.

해당 분석 결과는 <Figure 6>을 통해 확인할 수 있다. <Figure 6>에 따르면 2011년 기준 급여 전문의약품 중 인하 제외 제품군의 생산액 비중은 2012년부터 2017년까지 약 0.6~10.5%p 높아진 상태를 유지한다. 이를 2018년까지 평균으로 계산하면 5.7%p이다.¹⁹⁾

이러한 결과는 2012년 약가인하의 부정적인 영향에 대응하기 위해 약가인하에 노출된 기업들이 급여 전문의약품 중 인하 제외 대상 품목군의 생산 비중을 증가시켰음을 의미한다. 이는 약가인하의 목적 중 하나였던 건강보험재정 부담 완화의 효과가 감소할 수 있으며, 오히려 재정 부담 확대로 이어질 가능성을 시사한다.

IV. 약가인하 정책의 소비자 후생 및 건강보험 재정 효과 분석

1. 소비자 후생 효과 분석

약가인하 정책은 급여 의약품의 가격을 낮춤으로 소비자의 약제비 부담과 건강보험의 재정 부담을 완화하는 것을 목표로 한다. 약가 일괄인하로 급여의약품의 가격이 하락한다면 소비자의 약값 부담은 경감될 것으로 예상된다. 하지만 정책 시행 이후 기업의 행태가 변화한다면, 급여 의약품 가격 하락이 반드시 소비자의 약제비 부담 완화로 이어지지 않을 수 있다. 예를 들어, 소비자가 전적으로 부담하는 비급여 의약품의 생산이 늘고, 건강보험공단이 부담하는 급여 의약품의 생산 및 소비가 줄어든다면 소비자의 약제비 부담은 감소하지 않고 오히려 증가할 가능성이 있다. 소비자 부담이 큰 비급여의약품의 생산 비중 증가가 가격 인하 효과를 상쇄한다면 소비자는 약가인하 정책의 혜택을 받지 못할 수 있다.

따라서 본 절에서는 앞서 추정한 결과들을 바탕으로 약가인하 정책이 소비자, 생산자, 건강보험공단의 후생에 미친 효과를 분석하였다. <Table 1>은 전문의약품을 대상으로, 가격인하 이전 급여 및 비급여 의약품 가격을 모두 1로 정규화한 뒤 생산한 제품이 모두 거래되는 균형상태의 경제를 가정한다.²⁰⁾ 또한 급여 전문의약품

19) 해당 결과의 구체적인 수치는 <Appendix Table 5>를 통해 확인할 수 있다.

20) 본 장의 후생 분석은 전체 전문의약품 생산액은 고정된 뒤 생산 비중의 변화만을 고려하였다.

생산액 비중은 약가일괄인하 정책 시행 직전 연도인 2011년 비중 90%로 가정하였다.²¹⁾ 이 밖에도 급여 전문의약품의 건강보험공단 부담률을 75%, 소비자 부담률을 25%로 가정하고, 비급여 전문의약품의 소비자 부담률은 100%로 가정하였다. 2012년 약가일괄인하 정책은 의약품 가격을 평균 15% 하락시켰다. 이 경우 약가인하 대상에 해당하는 급여의약품의 가격은 감소하고($1 \rightarrow 0.85$), 비급여의약품가격은 변동이 없다($1 \rightarrow 1$). 또한 생산자는 급여, 비급여 제품의 생산비중과 가격의 가중합만큼 생산하게 되며, 소비자 및 건강보험공단은 부담률만큼 나누어서 이를 부담하게 된다. 만약 생산구성의 변화가 없다면 약가인하에 비례해 기업 이윤이 감소하고, 건강보험공단의 재정부담 및 소비자의 의약품비 부담은 모두 감소한다(A1, B1, C1). 즉, 약가인하로 인한 기업의 생산액 손실만큼 소비자와 건강보험공단은 약가 부담이 감소해 후생이 증가한다.

하지만 앞 장의 <Figure 4> 결과에 따라 약가인하 정책으로 인한 매출 손실을 보전하기 위해 제약기업이 급여 전문의약품 생산 비중을 약 10%p 줄이면(비급여의약품 생산 비중 10%p 증가), 기업은 생산 감소 충격을 일부 상쇄할 수 있다. 급여 및 비급여 전문의약품의 생산 구성이 변할 경우, 건강보험의 약제비 부담은 추가적으로 감소하지만, 소비자의 약제비 부담은 오히려 증가한다. 급여-비급여 의약품 비중에 변화가 없다면 약가인하로 인한 건보 의약품비 부담은 15% 감소하고(B1), 소비자 부담은 10.4% 감소한다(C1). 하지만 기업이 행태를 변화하여 비급여 비중을 10%p 증가시키는 경우 건강보험공단의 부담액은 약 24%까지 더욱 줄어드는 반면(B2), 소비자 부담액은 약가인하 이후 오히려 약 13.8% 정도 늘어난다(C2). 따라서 약가인하 정책에 대응해 기업이 급여-비급여의약품의 생산 구성을 변경하게 된다면, 의도했던 정책 목표와 반대로 소비자의 약제비를 증가시키는 부작용이 발생할 수 있다.²²⁾

따라서 장기간에 걸쳐 급여 및 비급여 제품의 비중 변화와 함께 전체 전문의약품 생산액이 증가하는 경우 후생분석 결과는 달라질 수 있다.

21) 이후 수행하는 분석의 결과는 전 기간 2010-2019년 평균 급여 전문의약품 생산액 비중인 85%를 적용해 분석하여도 큰 차이가 없었다.

22) 이러한 결과는 소비자 부담률을 입원과 외래 부담률 범위인 20-30%로 가정한 뒤 분석한 결과에서도 유사하게 나타났다. 해당 결과는 <Appendix Table 6>과 <Appendix Table 7>에서 확인할 수 있다. 소비자 부담률을 30%로 가정하는 경우 급여제품 생산 비중이 감소했을 때 소비자 부담액의 증가 폭은 9.2% 증가하고, 소비자 부담률을 20%로 가정하는 경우 약 20%까지 부담액이 증가한다.

본 절에서의 후생분석은 정책변화 후의 소비자들의 건강성과 등을 포함하지 않고 지출을 중심으로 살펴보았다. 또한 생산량 및 수요량이 변화하지 않는 단기에 소비자의 의약품 대체 시 의약품의 효능 변화가 없음을 가정한다. 그러므로 본 절의 결과는 약의 구성 및 처방 변화가 소비자의 건강성과를 변화시키지 않는다는 엄격한 가정에 기반하고 있음에 유의할 필요가 있다.

〈Table 1〉 Welfare Analysis of the 2012 Drug Price Reduction Policy: Accounting for Shifts in NHI-covered and Non-covered Drug Production Shares

	NHI-covered Prescription Drugs			Non-covered Prescription Drugs			Total	% change
	Share	Price	Coverage Rate	Share	Price	Coverage Rate		
(A) Producer								
Before Price Reduction	0.90	1	1	0.10	1	1	1.000	
After Price Reduction								
(A1) No Share Change	0.90	0.85	1	0.10	1	1	0.865	-13.5%
(A2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	1	0.20	1	1	0.880	-12.0%
(B) National Health Insurance (NHI)								
Before Price Reduction	0.90	1	75%	0.10	1	0%	0.675	
After Price Reduction								
(B1) No Share Change	0.90	0.85	75%	0.10	1	0%	0.574	-15.0%
(B2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	75%	0.20	1	0%	0.510	-24.4%
(C) Consumer								
Before Price Reduction	0.90	1	25%	0.10	1	100%	0.325	
After Price Reduction								
(C1) No Share Change	0.90	0.85	25%	0.10	1	100%	0.291	-10.4%
(C2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	25%	0.20	1	100%	0.370	13.8%

Notes: The analysis is based on the following assumptions: 1) The total drug production volume remains unchanged. 2) The 2012 drug price reduction policy results in a 15% decrease in NHI-covered drug prices. 3) Patient cost-sharing rates are 25% for NHI-covered drugs and 100% for non-covered drugs. 4) The 10 percentage point decrease in the share of NHI-covered drugs is based on the average of non-normalized estimates for 2012-2019 in Figure 4.

2. 건강보험 재정 효과 분석

건강보험의 재정부담은 급여-비급여 의약품의 생산 구성 변화 외에도 급여 의약품 내 약가인하 정책 대상 의약품 생산 변화에도 영향을 받는다. 예를 들어 제약기업이 약가인하에 대한 충격을 감소시키고자 약가인하 대상이 아닌 전문급여의약품의 생산을 증가하게 된다면, 건강보험 재정의 부담 증가로 이어지는 풍선 효과가 발생할 수 있다. 실제로 다수의 선행연구들에서 약가인하 정책에도 불구하고 처방약품이 오리지널 또는 고가약으로 대체되어 약품비가 지속적으로 증가하는 추세가 있음을 제기하였다.

따라서 본 절에서는 앞서 추정한 결과들을 바탕으로 약가인하 정책이 건강보험 재정에 미친 효과를 분석하였으며, 해당 결과는 <Table 2>, <Table 3>을 통해 확인할 수 있다. 본 절의 재정분석에서도 앞의 후생분석과 마찬가지로 약가인하 이전 급여 전문 의약품 인하 품목 및 미인하 품목의 가격을 1로 정규화한 뒤, 생산한 제품이 모두 거래되는 균형상태의 경제를 가정한다. 이때 급여 전문의약품 인하 품목과 미인하 품목의 생산 비중은 50:50으로 가정하였다.²³⁾ 또한 앞의 후생 분석과 동일하게 급여 전문의약품의 경우 국민건강보험공단이 약제비의 75%, 소비자가 25%를 부담하는 것으로 가정하였으며, 약가인하 정책으로 인해 해당 약가가 약 15% 하락하는 것을 가정하였다($1 \rightarrow 0.85$).

<Figure 6>의 추정 결과에 따르면 약가인하에 노출된 기업은 급여 전문 의약품 중 미인하 대상 군의 생산 비중을 약 5.7%p 증가시킨다. 따라서 본 절의 분석에서는 약가일괄인하 정책으로 인한 매출 손실을 보존하기 위해 기업이 급여의약품 중 미인하 대상 의약품의 비중을 약 5%p 증가시키는 것으로 가정하였다. 분석결과 제약기업이 행태를 변화하지 않는 경우 약가인하 정책은 건강보험공단의 재정 부담을 0.75에서 0.69로 감소시키는 것으로 나타났다(A1). 이러한 결과는 약가인하 대상 의약품에 대한 건강보험공단의 부담액이 0.38에서 0.32로 크게 감소한 것에 기인한다. 하지만 제약기업들이 약가인하 정책에 대한 반응으로 미인하 대상 전문급여의약품의 생산 비중을 5%p($0.50 \rightarrow 0.55$) 증가시키는 경우 건강보험공단의 부담은 0.75에서 0.70으로 감소폭이 줄어들었다(A2). 이러한 결과는 미인하 대상 전문의

23) 2012년 4월 급여목록표를 기준으로 약가인하 품목에 해당하는 급여의약품은 46.7%, 미인하 품목은 53.3%이다. 본 절에서는 분석의 편의를 위해 50:50을 가정하였다.

약품 품목에서 건강보험공단의 부담이 0.38에서 0.41로 증가한 것에 기인한다.

따라서 약가인하 정책에 대응해 기업이 급여 전문의약품 내 인하-미인하 품목의 생산 구성을 변경하는 경우, 기업의 매출 감소는 완화되는 한편, 건강보험공단의 재정 절감 효과는 감소하고, 소비자 부담 역시 증가하게 된다. 이러한 결과는 약가 인하 정책 이후 고가약으로 제품 구성이 변경되면 약제비가 증가할 수 있다는 권순만 외(2013)의 결과와도 유사하다.

〈Table 2〉 NHI Fiscal Simulation : Based on a 5 Percentage Point Increase in the Share of NHI-covered Prescription Drugs Exempt from Price Reduction

NHI-covered Prescription Drugs	(A) Price Reduction Non-Exempt Drugs			(B) Price Reduction Exempt Drugs			NHI Expenditure		
	Share	Price	Coverage Rate	Share	Price	Coverage Rate	Non- Exempt Drugs	Exempt Drugs	Total
Before Price Reduction	0.50	1	75%	0.50	1	75%	0.38	0.38	0.75
After Price Reduction									
(A1) Share constant	0.50	0.85	75%	0.50	1	75%	0.32	0.38	0.69
(A2) Exempt Drugs' Share Increase	0.45	0.85	75%	0.55	1	75%	0.29	0.41	0.70

Notes: This analysis is based on the following assumptions: 1) The 2012 drug price reduction policy resulted in a 15% decrease in NHI-covered drugs prices. 2) The reimbursement rate for prescription drugs is assumed to be 75%. 3) The 5 percentage point increase in the share of price reduction exempt drugs is based on the average of non-normalized estimates for 2012-2019 in Figure 6.

〈Table 2〉의 분석은 고령화 및 건강에 대한 관심 증가로 인한 급여 전문의약품 소비 증가를 고려하지 않은 단기간의 경제를 가정한 분석 결과이다. 하지만 2010년부터 2019년까지 생산실적 자료를 통해 계산한 약품비의 연평균 성장률은 약 5%로 의약품 생산 또는 소비는 지속적으로 증가하는 추세를 보인다. 따라서 본 장에서는 이러한 제약 산업의 성장을 반영하여, 〈Table 2〉와 동일한 가정에서 3~5년 동안 약품 수요가 증가하는 장기간의 경제로 가정을 완화한 뒤 건강보험 재정분석을 수행한다. 이러한 결과는 〈Table 3〉에서 확인할 수 있다.

분석결과 미인하 급여약품 생산에 대한 구성 변화는 없으나 전체 의약품 소비액이 증가한 경우(1→1.16) 재정 부담은 0.69에서 0.80으로 크게 증가한다(B2). 또한 이러한 결과는 전체 소비액이 1.28이 되면 0.89까지 증가하여 장기적으로 의약품 수요가 증가하는 상황에서 건강보험 재정부담의 증가는 피할 수 없다(B3). 또한 동일한 상황에서 약가인하 정책에 대한 반응으로 미인하 급여약품 생산액 비중이 5%p 증가하면 모든 기간에서 건강보험공단의 부담액이 0.01씩 더 증가한다.

따라서 소비자 후생 분석 및 건강보험 재정분석의 결과를 종합하면, 약가인하 정책은 생산자의 이윤을 감소시키는 반면 건강보험 재정 부담과 소비자의 약가 부담을 완화시키는 효과가 존재한다. 하지만 기업이 약가인하 정책에 대한 반응으로 비급여 의약품 생산액을 증가시키거나, 약가인하 미대상 급여의약품 품목을 증가시킨다면, 기존 약가인하 정책의 목적과는 달리 소비자의 의약품 부담액이 증가하고 건강보험 재정절감 효과가 상대적으로 감소하게 될 가능성이 있다.

〈Table 3〉 NHI Fiscal Simulation Based on the Increased Consumption of NHI-covered Prescription Drugs

NHI-covered Prescription Drug Consumption	(A) Price Reduction Non-Exempt Drugs			(B) Price Reduction Exempt Drugs			NHI Expenditure		
	Share	Price	Coverage Rate	Share	Price	Coverage Rate	Non- Exempt Drugs	Exempt Drugs	Total
(B1) 1	0.50	0.85	75%	0.50	1	75%	0.32	0.38	0.69
	0.45	0.85	75%	0.55	1	75%	0.29	0.41	0.70
(B2) 1.16	0.50	0.85	75%	0.50	1	75%	0.37	0.43	0.80
	0.45	0.85	75%	0.55	1	75%	0.33	0.48	0.81
(B3) 1.28	0.50	0.85	75%	0.50	1	75%	0.41	0.48	0.89
	0.45	0.85	75%	0.55	1	75%	0.37	0.53	0.90

Notes: The comparisons are based on a 5% annual growth rate of NHI-covered prescription drug consumption. The total consumption values for the first, third, and fifth years are 1.00, 1.16, and 1.28, respectively. All other conditions are the same as those in Table 2.

V. 결 론

본 논문은 2012년 일괄 약가인하 정책이 제약기업의 매출 성과와 의약품 생산 구

성에 미친 영향을 분석하고, 이를 바탕으로 단기 및 중장기적으로 시장 구성원인 건강보험공단의 재정과 소비자 후생에 미치는 영향을 실증 분석하였다.

기업 수준의 연구에서 가장 핵심은 기업별로 의약품 포트폴리오가 다르다는 것에 있다. 이 생산구성의 차이로 인해 개별 기업은 일괄 약가인하 충격에 대해 다른 노출정도(또는 처치정도)를 가지게 되고, 기업별 대응(행태)과 성과 또한 달라진다. 본 연구는 국내 최초로 일괄 약가인하가 개별 기업에 미친 충격의 정도를 직접적으로 측정하였다. 또한 기존 이중차분법의 편향성을 수정한 Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2024)의 강건형 이중차분법을 균형패널자료에 적용하여 정책의 엄밀한 인과 효과 분석을 수행하였다.

분석 결과 2012년 일괄 약가인하 정책으로 약가인하에 대한 노출이 큰 기업일수록 약가인하에 노출되지 않은 기업에 비해 상대적으로 매출액의 성장세가 장기간에 걸쳐 둔화되었다. 제약기업은 이러한 매출액 충격을 방어하고자 약가인하 대상이 아닌 비급여 의약품의 생산 비중을 증가시키고, 급여 전문의약품 중에서도 약가인하에서 제외된 미인하 전문의약품 생산 비중을 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 제약기업의 의약품 포트폴리오 구성 변화로 인해 시뮬레이션 분석 결과 소비자의 부담이 증가하고, 건강보험재정의 부담 감소 폭 또한 약화되었다.

제약기업은 다양한 의약품 포트폴리오와 영업방식을 가지고 있으므로 이외에도 다양한 행태 변화가 복합적으로 나타날 수 있다. 예를 들어, 자체 생산이 아닌 제품 외 매출과 다국적 제약기업의 오리지널 의약품의 코프로모션 등의 영업방식을 통해서 제약기업의 매출액을 증가시킬 수 있다. 이러한 행태 변화는 제약기업의 자체 생산능력의 악화를 가져오고, 더 나아가 의약품 위탁생산업체 또한 가격경쟁력을 위해 상대적으로 저렴한 수입 원료의약품 대체하는 방향으로 진행될 수 있는데 이는 정재선 (2014)의 연구와도 맥을 같이 한다.

본 논문은 일괄 약가인하 정책으로 인해 제약기업들이 생존과 성장을 위해 충격에 대응하면서 정책의 효과가 의도하지 않았던 시장 균형으로 이행될 수 있음을 보였다. 따라서 대상 생태계의 이해관계자들에 미치는 영향을 종합적으로 분석하여 정책을 수립할 필요가 있다는 시사점을 제공한다.

하지만 일괄 약가인하 정책의 목표 중 하나인 국내 제약기업의 제네릭 중심 및 내수 중심의 체질 개선 및 건전성 강화 및 국내 제약기업의 연구개발 투자 또는 수출에 대한 효과 등은 데이터 제약으로 인해 다루지 못하고 있는 것은 본 논문의 한

계점으로 후속 연구를 통해 평가되어야 한다. 또한 본 논문은 제약기업 별 충격 변수에 대한 포트폴리오 대응을 연구한 첫 시도이며, 노출 약품 비중의 이질성, 가격 인하 폭의 이질성 등을 고려한 다양한 정책충격 변수 및 일괄약가인하의 비선형적 영향들을 고려한 추후 연구로 확장되길 기대한다.

■ 참 고 문 헌

1. 강창희 · 박상곤, 『대체로 해롭지 않은 이중차분법』, 경문사, 2025.
(Translated in English) Kang, Changhui, and Sangkon Park, *Difference-in-differences*, Kyungmoon-sa, 2025.
2. 강창희 · 전현배 · 최윤정, “약가인하 정책이 제약기업의 성과와 행태에 미치는 영향,” 한국제약 바이오협회, 2024.
(Translated in English) Kang, Changhui, Hyunbae Chun, and Yun Jeong Choi, “The Impact of Drug Price Reduction on Firm Behavior and Performance,” The Korean Pharmaceutical and Bio-Pharma Manufactures Association, 2024.
3. 권순만 · 허재현 · 김수진 · 박지은, “효율적인 약가 사후 관리방안 연구,” 건강보험심사평가원, 2013.
(Translated in English) Kwon, Soon-Man, Jae-Hoen Heo, Sujin Kim, and Jieun Park, “A Study on Efficient Post-Market Drug Price Management System,” The Health Insurance Review and Assessment Service, 2013.
4. 권순홍 · 이재현 · 이진형 · 이의경, “특허만료 당뇨병용제의 가격탄력성: 일괄 약가인하 전후 비교,” 『보건사회연구』, 제37권 제2호, 2017, pp. 577-601.
(Translated in English) Kwon, Sun-Hong, Jaehyun Lee, Jinhyung Lee, and Eui-Kyung Lee, “Estimating the Price Elasticity of Demand for Off-Patent Prescription Drugs,” *Health and Social Welfare Review*, Vol. 37, No. 2, 2017, pp. 577-601.
5. 김동숙 · 손효정 · 박소영, “약가일괄인하 정책 관련 의약품 처방행태 변화 연구,” 건강보험심사평가원, 2016.
(Translated in English) Kim, Dong-Sook, Hyo-jung Son, and Soyoung Park, “Effects of Pharmaceutical Price-Cut Policy on Drug Prescription Change,” The Health Insurance Review and Assessment Service, 2013.
6. 김형민, “기동제 의약품 가격 일괄인하 이후 시장경쟁 분석,” 서울대학교 석사학위 논문, 2014.
(Translated in English) Kim, Hyungmin, “Impact of the New Generic Medicines Policy on Market Competition in Korea,” Master Thesis, Seoul National University, 2014.

7. 박실비아 · 김남순 · 채수미 · 한은아 · 류치영, “의약품 정책이 의사의 처방에 미친 영향 연구,” 한국보건사회연구원, 2013.
(Translated in English) Park, Sylvia, Nam-Soon Kim, Su-Mi Chae, Euna Han, and Chi-Young Ryu, “Effects of Pharmaceutical Cost Containment Policies on Physician Prescribing,” The Korea Institute for Health and Social Affairs, 2013.
8. 변진욱 · 김유리 · 이주향, “인구기반 건강보험 약품비 지출 양상 및 변동요인 분석,” 건강보험정책연구원, 2015.
(Translated in English) Byun, Jinwook, Yuri Kim, and Joohyang Lee, “Analysis of Population-Based National Health Insurance Drug Expenditure Patterns and Determinants,” National Health Insurance Policy Research Institute, 2015.
9. 이수진, “2012년 일괄약가인하 후 한국제약산업의 경영환경 변화 및 수익성 분석,” 성균관대학교 석사 학위 논문, 2014.
(Translated in English) Lee, Soo Jin, “The Change of Business Model and Profitability Analysis of Korean Pharmaceutical Companies - After Massive Price Cut in 2012,” Master Thesis, Sungkyunkwan University. 2014.
10. 정재선, “약가인하 전후 국내 제약산업의 원료의약품(API) 및 기등제 의약품 시장 변화 분석: 일괄약가인하(2012년4월1일) 정책을 중심으로,” 성균관대학교 석사학위 논문. 2014.
(Translated in English) Jung, Jae Sun, “A Comparative Analysis of Market Change on APIs and the Current Listed Drugs Before and After Drug Price Reduction in Korea: Focusing on Policy of Drug Price Reduction(2012.04.01.),” Master Thesis, Sungkyunkwan University. 2014.
11. 허재현 · 권순만, “보험의약품 가격규제와 기업행동: 생산활동을 중심으로,” 『보건경제와 정책연구』, 제17권 제3호, 2011, pp.101-126.
(Translated in English) Heo, Jae-Hoen, and Soon-Man Kwon, “Reimbursement Price Regulation and Firm Behavior in the Pharmaceutical Market,” *The Korean Journal of Health Economics and Policy*, Vol. 17, No. 3, 2011, pp.101-126.
12. Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, “Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation,” *Review of Economic Studies*, Vol. 91, No. 6, 2024, pp.3253-3285.
13. Callaway, B., and P. H. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods,” *Journal of Econometrics*, Vol. 225, No. 2, 2021, pp.200-230.
14. Costa-Font, J., A. McGuire, and N. Varol, “Price Regulation and Relative Delays in Generic Drug Adoption,” *Journal of Health Economics*, Vol. 38, 2014, pp.1-9.
15. de Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, “Difference-in-Differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects,” *Review of Economics and Statistics*, 2024 (forthcoming).
16. Sun, L., and S. Abraham, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects,” *Journal of Econometrics*, Vol. 225, No. 2, 2021, pp.175-199.

〈Appendix〉

〈Appendix Table 1〉 Effects of Drug Price Reduction on Sales:
Robust Difference-in-Differences Estimates

Relative Time	A. Non-normalized Estimates			B. Normalized Estimates		
	Estimates	S. E.	T-stat	Estimates	S. E.	T-stat
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
-3	0.027	0.133	0.203	0.200	0.987	0.203
-2	-0.147	0.115	-1.286	-0.546	0.425	-1.286
-1	-0.136	0.183	-0.740	-1.005	1.359	-0.740
0	0.000	-	-	0.000	-	-
1	-0.071	0.105	-0.670	-0.524	0.782	-0.670
2	-0.339	0.091	-3.710	-1.257	0.339	-3.710
3	-0.260	0.134	-1.938	-0.644	0.332	-1.938
4	-0.512	0.193	-2.652	-0.949	0.358	-2.652
5	-0.307	0.134	-2.287	-0.456	0.199	-2.287
6	-0.400	0.154	-2.590	-0.494	0.191	-2.590
7	-0.471	0.158	-2.970	-0.499	0.168	-2.970
8	-0.462	0.198	-2.337	-0.428	0.183	-2.337

Notes: The table shows CH's (2024) estimates.

〈Appendix Table 2〉 Effects of Drug Price Reduction on the Production of
NHI-covered Drugs: Robust DID Estimates

Relative Time	A. Non-normalized Estimates			B. Normalized Estimates		
	Estimates	S. E.	T-stat	Estimates	S. E.	T-stat
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
-1	0.023	0.145	0.157	0.17	1.081	0.157
0	0	-	-	0	-	-
1	-0.006	0.037	-0.17	-0.047	0.276	-0.17
2	-0.142	0.132	-1.083	-0.530	0.49	-1.083
3	-0.209	0.166	-1.259	-0.518	0.411	-1.259
4	-0.313	0.281	-1.112	-0.582	0.524	-1.112
5	-0.496	0.275	-1.802	-0.739	0.41	-1.802
6	-0.549	0.271	-2.021	-0.681	0.337	-2.021
7	-0.647	0.32	-2.022	-0.688	0.34	-2.022
8	-0.648	0.328	-1.973	-0.603	0.306	-1.973

Note: Same as Appendix Table 1.

〈Appendix Table 3〉 Effects of Drug Price Reduction on the Production of
Non-covered Drugs: Robust DID Estimates

	A. Non-normalized Estimates			B. Normalized Estimates		
	Estimates	S. E.	T-stat	Estimates	S. E.	T-stat
Relative Time	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
-1	0.088	0.111	0.792	0.653	0.825	0.792
0	0.000	-	-	0.000	-	-
1	0.185	0.085	2.179	1.376	0.632	2.179
2	0.316	0.115	2.746	1.176	0.428	2.746
3	0.276	0.122	2.266	0.685	0.302	2.266
4	0.097	0.151	0.646	0.181	0.281	0.646
5	0.118	0.268	0.439	0.175	0.400	0.439
6	0.522	0.237	2.205	0.648	0.294	2.205
7	0.425	0.256	1.658	0.452	0.273	1.658
8	0.206	0.224	0.921	0.192	0.208	0.921

Note: Same as Appendix Table 1.

〈Appendix Table 4〉 Effects of Drug Price Reduction on the Production Share of
NHI-covered Drugs: Robust DID Estimates

	A. Non-normalized Estimates			B. Normalized Estimates		
	Estimates	S. E.	T-stat	Estimates	S. E.	T-stat
Relative Time	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
-1	-0.085	0.076	-1.119	-0.635	0.568	-1.119
0	0.000	-	-	0.000	-	-
1	0.047	0.036	1.298	0.347	0.267	1.298
2	-0.012	0.079	-0.152	-0.045	0.293	-0.152
3	0.019	0.054	0.354	0.048	0.135	0.354
4	0.068	0.068	0.991	0.126	0.127	0.991
5	-0.203	0.098	-2.068	-0.302	0.146	-2.068
6	-0.223	0.146	-1.526	-0.277	0.181	-1.526
7	-0.356	0.131	-2.719	-0.379	0.139	-2.719
8	-0.208	0.161	-1.286	-0.193	0.150	-1.286

Note: Same as Appendix Table 1.

〈Appendix Table 5〉 Effect of Drug Price Reduction on the Production Share of
NHI-covered Drugs Exempt from Price Reduction: Robust DID Estimates

	A. Non-normalized Estimates			B. Normalized Estimates		
	Estimates	S. E.	T-stat	Estimates	S. E.	T-stat
Relative Time	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
-1	-0.018	0.007	-2.537	-0.126	0.050	-2.537
0	0.000	-	-	0.000	-	-
1	0.006	0.019	0.328	0.045	0.136	0.328
2	0.014	0.032	0.428	0.048	0.113	0.428
3	0.040	0.021	1.918	0.094	0.049	1.918
4	0.072	0.043	1.658	0.128	0.077	1.658
5	0.086	0.028	3.083	0.122	0.040	3.083
6	0.105	0.033	3.143	0.124	0.040	3.143
7	0.074	0.043	1.740	0.075	0.043	1.740

Note: Same as Appendix Table 1.

〈Appendix Table 6〉 Welfare Analysis of the 2012 Drug Price Reduction Policy:
Accounting for Shifts in NHI-covered and Non-covered Drug Production Shares
(Patient Cost-Sharing Rate = 20%)

	NHI-covered			Non-covered			Total	% change
	Prescription Drugs			Prescription Drugs				
	Share	Price	Coverage Rate	Share	Price	Coverage Rate		
(A) Producer								
Before Price Reduction	0.90	1	1	0.10	1	1	1.000	
After Price Reduction								
(A1) No Share Change	0.90	0.85	1	0.10	1	1	0.865	-13.5%
(A2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	1	0.20	1	1	0.895	-10.5%
(B) Natioional Health Insurnace								
Before Price Reduction	0.90	1	80%	0.10	1	0%	0.720	
After Price Reduction								
(B1) No Share Change	0.90	0.85	80%	0.10	1	0%	0.612	-15.0%
(B2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	80%	0.20	1	0%	0.544	-24.4%
(C) Consumer								
Before Price Reduction	0.90	1	20%	0.10	1	100%	0.280	
After Price Reduction								
(C1) No Share Change	0.90	0.85	20%	0.10	1	100%	0.253	-9.6%
(C2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	20%	0.20	1	100%	0.336	20.0%

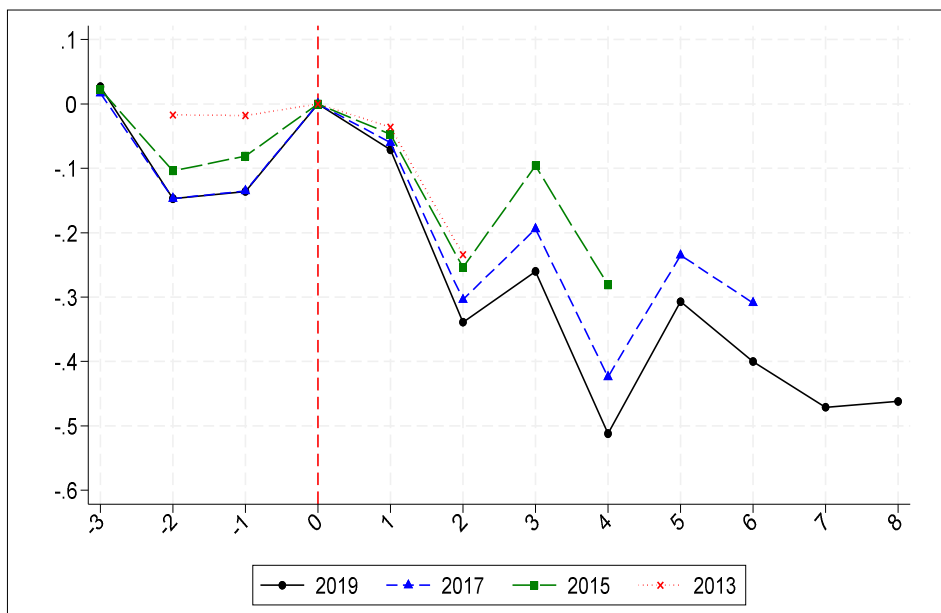
Notes: The analysis is based on the following assumptions: 1) The total drug production volume remains unchanged. 2) The 2012 drug price reduction policy results in a 15% decrease in NHI-covered drug prices. 3) Patient cost-sharing rates are 20% for NHI-covered drugs and 100% for non-covered drugs. 4) The 10 percentage point decrease in the share of NHI-covered drugs is based on the average of non-normalized estimates for 2012-2019 in Figure 4.

〈Appendix Table 7〉 Welfare Analysis of the 2012 Drug Price Reduction Policy:
Accounting for Shifts in NHI-covered and Non-covered Drug Production Shares
(Patient Cost-Sharing Rate = 30%)

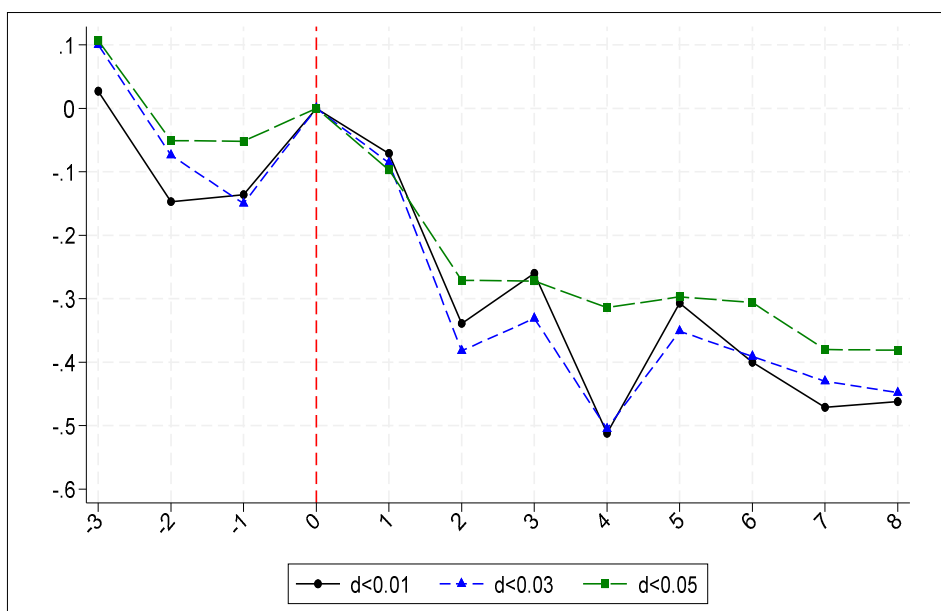
	NHI Covered Prescription Drugs			Non-Covered Prescription Drugs			Total	% change
	Share	Price	Coverage Rate	Share	Price	Coverage Rate		
(A) Producer								
Before Price Reduction	0.90	1	1	0.10	1	1	1.000	
After Price Reduction								
(A1) No Share Change	0.90	0.85	1	0.10	1	1	0.865	-13.5%
(A2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	1	0.20	1	1	0.880	-12.0%
(B) Natioional Health Insurnace								
Before Price Reduction	0.90	1	70%	0.10	1	0%	0.630	
After Price Reduction								
(B1) No Share Change	0.90	0.85	70%	0.10	1	0%	0.536	-15.0%
(B2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	70%	0.20	1	0%	0.476	-24.4%
(C) Consumer								
Before Price Reduction	0.90	1	30%	0.10	1	100%	0.370	
After Price Reduction								
(C1) No Share Change	0.90	0.85	30%	0.10	1	100%	0.330	-10.9%
(C2) 10%p Share Decrease	0.80	0.85	30%	0.20	1	100%	0.404	9.2%

Notes: The analysis is based on the following assumptions: 1) The total drug production volume remains unchanged. 2) The 2012 drug price reduction policy results in a 15% decrease in NHI-covered drug prices. 3) Patient cost-sharing rates are 30% for NHI-covered drugs and 100% for non-covered drugs. 4) The 10 percentage point decrease in the share of NHI-covered drugs is based on the average of non-normalized estimates for 2012-2019 in Figure 4.

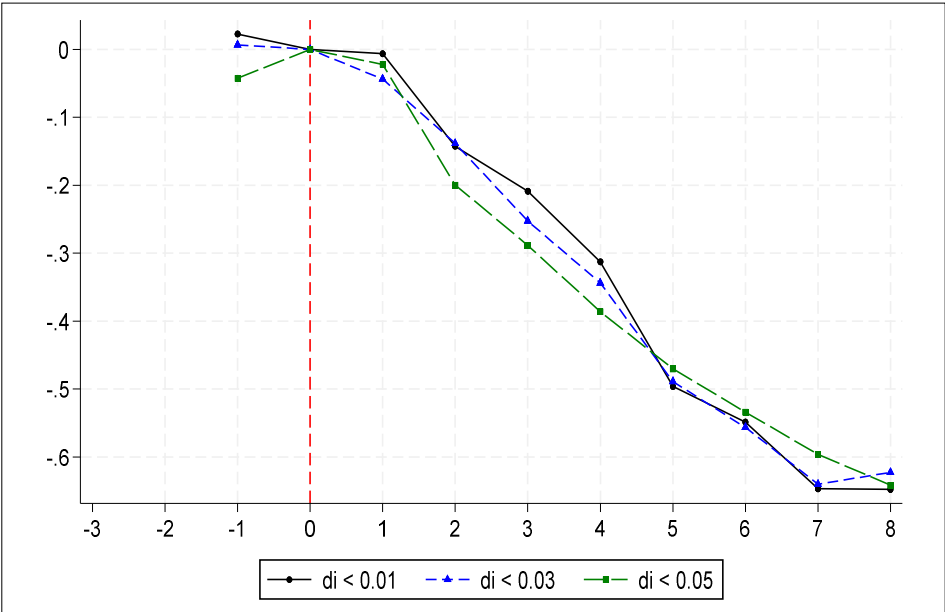
〈Appendix Figure 1〉 Sales: Non-Normalized Robust DID Estimates by Periods of Balanced Panels



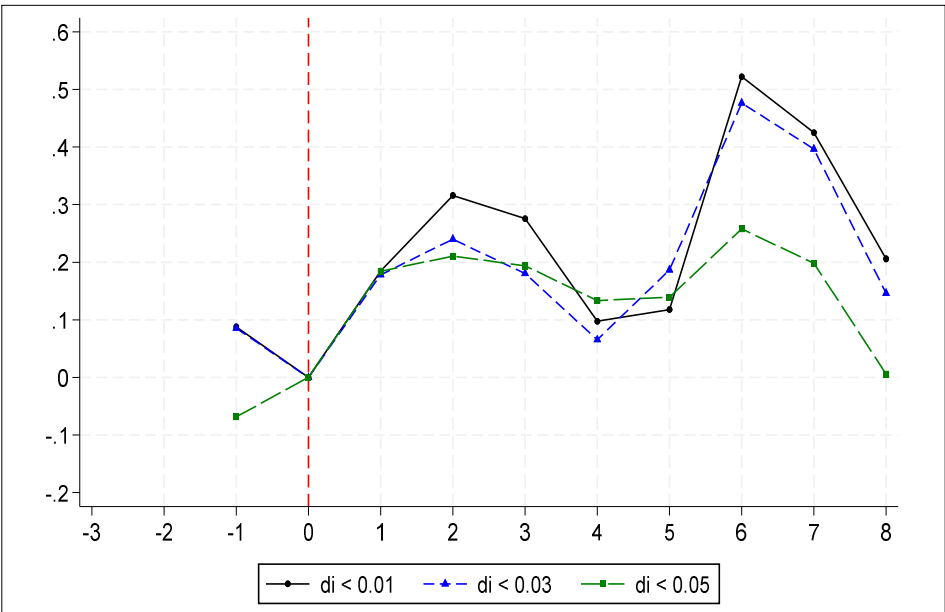
〈Appendix Figure 2〉 Sales: Non-Normalized Robust DID Estimates Across Control Groups Based on Exspore Intensity



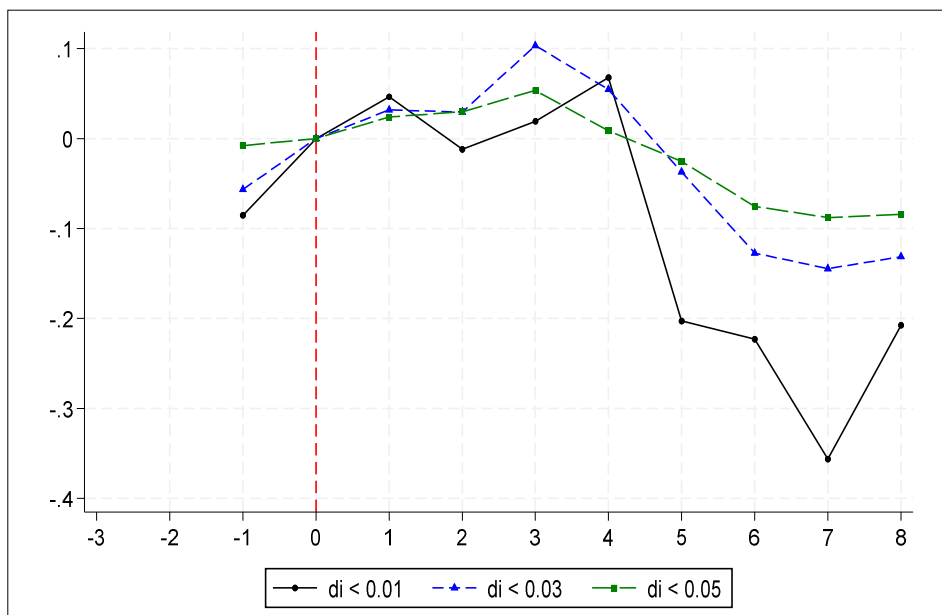
〈Appendix Figure 3〉 NHI-covered Drug Production: Non-Normalized Robust DID Estimates by Control Group Definition According to Exposure Intensity



〈Appendix Figure 4〉 Non-covered Drug Production: Non-Normalized Robust DID Estimates by Control Group Definition According to Exposure Intensity



〈Appendix Figure 5〉 Production Share of NHI-covered Drug Production:
Non-Normalized Robust DID Estimates by Control Group Definition
According to Exposure Intensity



Effects of the 2012 Drug Price Reduction Policy on the Behavior and Performance of Pharmaceutical Firms*

Changhui Kang** · Hyunbae Chun*** · Yun Jeong Choi****

Abstract

This study investigates the impact of the 2012 drug price reduction policy on the behavior and performance of pharmaceutical companies. Using a dataset that merges pharmaceutical firms' production records for individual drugs with reimbursement price ceilings, we measure the intensity of each firm's exposure to the policy shock and apply a robust difference-in-differences (DID) estimation method. The empirical results show that firms exposed to the drug price reduction experienced a relative decline in sales compared to unexposed firms and an increase in the production share of National Health Insurance (NHI) non-covered drugs not subject to the price reduction. The simulation analysis shows that the policy did not achieve its goal of increasing consumer benefits through lower drug prices and saving the NHI budget due to changes in the production mix of pharmaceutical firms after the policy was implemented.

Key Words: drug price regulation, pharmaceutical production portfolio, robust difference-in-differences method

JEL Classification: D22, I13, I18

Received: Nov. 18, 2024. *Revised:* March 24, 2025. *Accepted:* April 29, 2025.

* This paper is a revised version of the authors' report for the Korea Pharmaceutical and Bio-Pharma Manufacturers Association (Kang, Chun, and Choi, 2024) with additional research. We are deeply grateful to anonymous reviewers for their constructive suggestions and to Sangwon Lee, a Ph.D. candidate at Sogang University, for his contribution to data analysis. Changhui Kang's research was supported by the Chung-Ang University research grant in 2024.

** First Author, Professor, School of Economics, Chung-Ang University, 84 Heukseok-ro, Dongjak-gu, Seoul 06974, Korea, Phone: +82-2-820-5862, e-mail: ckang@cau.ac.kr

*** Co-Author, Professor, Department of Economics, Sogang University, 35 Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul 04107, Korea, Phone: +82-2-705-8515, e-mail: hchun@sogang.ac.kr

**** Corresponding Author, Professor, School of Economics, Yonsei University, 50 Yonsei-ro, Seodaemun-gu, Seoul 03722, Korea, Phone: +82-2123-6569, e-mail: yun.choi@yonsei.ac.kr